

Univerzita Karlova v Praze
Fakulta sociálních věd
Institut ekonomických studií

Bakalářská práce

2009

Jiří Pokorný

Univerzita Karlova v Praze
Fakulta sociálních věd
Institut ekonomických studií

Název bakalářské práce :

Využití poměrových ukazatelů při oceňování aktiv

Vypracoval : Jiří Pokorný
Vedoucí práce : PhDr. Filip Hájek
Akademický rok 2008/2009

P r o h l á š e n í

Prohlašuji, že bakalářskou práci na téma „Využití poměrových ukazatelů při oceňování aktiv“ jsem vypracoval samostatně. Použitou literaturu a podkladové materiály uvádím v příloženém seznamu literatury.

Jiří Pokorný

.....

V Praze, dne 22.5.2009

Poděkování

Na tomto místě bych rád poděkoval panu PhDr. Filipu Hájkovi za pomoc, podporu a cenné rady, které mi poskytl při zpracování mé bakalářské práce.

UNIVERSITAS CAROLINA PRAGENSIS
založena 1348

Univerzita Karlova v Praze
Fakulta sociálních věd
Institut ekonomických studií



Opletalova 26
110 00 Praha 1
TEL: 222 112 330,305
TEL/FAX:
E-mail:
ies@mbox.fsv.cuni.cz
<http://ies.fsv.cuni.cz>

Akademický rok 2008/2009

TEZE BAKALÁŘSKÉ PRÁCE

Student:	Jiří Pokorný
Obor:	Ekonomické teorie
Konzultant:	PhDr. Filip Hájek

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

Předpokládaný název BP:

Alternativní metody oceňování aktiv.

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

Cílem bakalářské práce je poskytnout několik pohledů na hodnotu akcií podniku na finančním trhu. Dnes asi nejpoužívanější metodou je metoda diskontovaného cash flow. Ta však nebude předmětem výzkumu, úkolem bude nalézt méně tradiční metody, které se budou vyskytovat v různých formách, například v podobě poměrových ukazatelů.

Autor se na základě analýzy většího množství akciových titulů pokusí nalézt návod, jak určit perspektivní podnik s růstovým potenciálem. Předmětem zkoumání budou tituly, které v posledním období zaznamenaly zajímavý nárůst (zajímavým nárůstem se rozumí jak nárůst v absolutní veličině, tak i relativně ve srovnání s konkurenty v odvětví). Na práci je možné nahlížet jako na vyhledávání strategických investic se středně až dlouhodobým horizontem. Úkolem nebude vyčíslovat přesné hodnoty podniků, výstup z analýzy by měl mít spíše podobu pořadí určující atraktivnost investic.

V současné době práce počítá se dvěma ukazateli : P/E/G ratio a Altmanův index důvěryhodnosti.

Ukazatel P/E/G porovnává často užívaný ukazatel P/E (Price/Earnings) s tempem růstu zisků společnosti. Mezi investory jde o poměrně oblíbený a přiměřeně spolehlivý ukazatel. V analýze bude ukazatel podrobně zkoumán stejně jako Altmanův index důvěryhodnosti, což je vícekritériální funkce vyvinutá koncem 60. let profesorem Edwardem Altmanem za účelem zjistit, zda se podnik nenachází ve finanční tísní a nehrozí mu bankrot. V analýze bude zkoumáno, zda se tento index hodí také na rozpoznávání perspektivních podniků a zda je po bezmála 50 letech stále aktuální.

Během výzkumu chování akcií se v budoucnu předpokládá nalezení dalších vypovídajících ukazatelů.

Struktura BP:

1. Úvod, uvedení do problému.
2. Komentář vývoje na kapitálových trzích v posledních 10 letech.
3. Teoretický základ, popis používaných metod
4. Empirická analýza, výzkum
5. Závěr

Seznam základních pramenů a odborné literatury:

Brealey Richard, Myers Stewart, Teorie a praxe firemních financí, Praha, 2000, Computer press
Kislingerová Eva a kol., Manažerské finance, Praha 2004, C.H.Beck
Vladislav Pavlát a kol., Kapitálové trhy, 2005, Professional publishing
Keith Brown, Frank K. Reilly, Investment analysis and portfolio management, 2003, Thomson/South-Western

Datum zadání:	Červen 2008
Termín odevzdání:	Červen 2009

Vedoucí práce : PhDr. Filip Hájek

Autor práce : Jiří Pokorný

Praha, 20. června 2008

Abstrakt

Práce je rozdělena do dvou částí. V teoretické sekci jsou popsány metody použité analýzy. Je podrobně diskutováno odvození diskriminační analýzy a popsáno odvození Altmanova bankrotního modelu a jeho praktického využití. Prostor je věnován také vývoji cen akcií v USA za poslední desetiletí.

Navazující druhá část je empirická. Pomocí lineární regrese je zkoumána závislost mezi hodnotami Altmanova Z-score indexu a cenami akcií těchto společností. Analýza je tvořena daty z několika odvětví v USA.

Abstract

The Bachelor thesis can be divided into two complementary parts. In the first theoretical part there are described methods of analysis. Derivation of multivariate discriminant analysis is discussed and we describe Altman bankruptcy model and his derivation. We also try to discuss trends in share prices in the USA for the last decade.

The following second part is empirical. Using linear regression we try to find dependence between the values of Altman Z-score index of companies and their share prices. We have used data from several industries from the USA.

1 Obsah

1	Obsah	8
2	Úvod	9
2.1	Edward Altman	10
2.2	Altmanův Index důvěryhodnosti	10
3	Diskriminační analýza	12
3.1	Odvození diskriminační analýzy	13
4	Popis Altmanova modelu	20
4.1	Výsledky a interpretace Altmanova modelu	23
5	Vývoj akciových trhů za posledních 10 let	28
6	Popis modelu odhadu cen akcií	30
6.1	Výsledky odhadů	34
6.1.1	Automobilový průmysl	34
6.1.2	Farmaceutický průmysl	48
6.2	Interpretace	51
7	Závěr	55
8	Zdroje	56
8.1	Knihy a tištěné publikace	56
8.2	Internetové zdroje	56

2 Úvod

Úkolem této bakalářské práce je nabídnout alternativní pohled na oceňování akcií. Hlavním nástrojem práce je využití Indexu důvěryhodnosti vyvinutého profesorem Edwardem Altmanem na konci 60. let minulého století. Altmanův index je velice účinným ukazatelem předikující finanční obtíže a případně bankrot podniku. Cílem je zjistit, zda společnosti s vyšším indexem důvěryhodnosti mají rovněž vyšší výkonnost akcií v porovnání s ostatními tržními konkurenty. V případě potvrzení této hypotézy by Index důvěryhodnosti mohl být zajímavým doplňujícím nástrojem pro investory.

Bakalářská práce je rozdělena do několika pasáží. Následující kapitola se bude věnovat uvedení do problematiky, stručnému popisu Altmanova modelu a krátce se také představíme osobnost profesora Altmana. Ve třetí kapitole se detailně seznámíme s metodou vícekritériální diskriminační analýzy. Jedná se o metodu, která od sebe maximálně odlišuje dvě skupiny pozorování (v našem případě zdravé společnosti a společnosti ve finanční tísní) a která byla použita pro vývoj Indexu důvěryhodnosti. Poté se práce detailněji zabývá popisem odvození parametrů pro Altmanův model, jeho interpretací a využitím. Tato kapitola je důležitá, neboť z ní vychází další, praktická část, ve které budeme pomocí regresní analýzy zkoumat vývoj cenových změn akcií v závislosti na hodnotě Indexu důvěryhodnosti.

2.1 Edward Altman ¹

Edward I. Altman (narozen v roce 1941) je profesorem financí na Stern School of Business na New Yorkské Univerzitě. Během své akademické kariéry se zaměřil na korporátní finance, modely předpovídající bankrot, risk management v bankovníctví a na finančních trzích. Byl poradcem v několika vládních agenturách, v účetních a finančních institucích a přednášel top manažerům na všech kontinentech.

Profesor Altman je jedním ze zakladatelů Journal of Banking and Finance a v minulosti byl také jeho šéfredaktorem. Je autorem nebo spoluautorem více než 20 knih a více než 100 článků v impaktovaných vědeckých časopisech zabývajících se financemi, bankovníctvím nebo účetnictvím. Jeho práce byly přeloženy do mnoha světových jazyků, např. : francouzštiny, němčiny, italštiny, japonštiny, korejštiny, portugalštiny či španělštiny.

Profesor Altman se proslavil díky vyvinutí Z-score v roce 1968 (jinak zvaný Index důvěryhodnosti). Využití tohoto indexu určenému pro predikci finančních obtíží bude základním stavebním kamenem této práce.

2.2 Altmanův Index důvěryhodnosti

Z-score index je vícekriteriální funkce vyvinutá profesorem Altmanem v roce 1968 za účelem měřit a předvídat finanční zdraví společností. Model je velmi silným nástrojem při predikci bankrotu, dokáže předpovědět bankrot společností s více než 90% přesností v periodě následujících 2 let².

Index, jak je zmíněno výše, se skládá z několika relativních ukazatelů (konkrétně z pěti), přičemž veškeré hodnoty jsou dostupné z rozvahy nebo výkazu zisků a ztrát, což jsou finanční výkazy, které musí každá společnost s akciemi na burze povinně zveřejňovat, a jsou tedy veřejně dostupné. Diskriminační funkce dle prof. Altmana má tuto podobu :

$$Z = 1,2X_1 + 1,4X_2 + 3,3X_3 + 0,6X_4 + 0,999X_5$$

¹ Domovská stránka Edwarda Altmana : <http://pages.stern.nyu.edu/~ealtman/>

² Podrobnější info v kapitole 4.

Kde :

$X_1 = \text{Pracovní kapitál} / \text{Aktiva celkem}$

$X_2 = \text{Zadržené zisky} / \text{Aktiva celkem}$

$X_3 = \text{EBIT} / \text{Aktiva celkem}$

$X_4 = \text{Tržní hodnota vlastního kapitálu} / \text{Účetní hodnota celkového dluhu}$

$X_5 = \text{Tržby} / \text{Aktiva celkem}$

$Z = \text{Z-score index}$

Tato rovnice je platná pro podniky veřejně obchodované na burze. Interpretace Z-score indexu je následující :

$Z < 1,81$	Vysoká pravděpodobnost bankrotu.
$Z \geq 1,81; Z \leq 2,99$	„Zóna ignorance“; Žádný relevantní závěr.
$Z > 2,99$	Společnost je zdravá.

Je patrné, že použití Indexu důvěryhodnosti je jednoduché. Jednoduchost je bezesporu výhodou, neboť jsme schopni v rychlosti ověřit finanční zdraví podniku. Jedná se o dobrý doplněk, nicméně při hlubší analýze podniku je třeba využít i dalších analytických nástrojů.

3 Diskriminační analýza

Využívání relativních finančních ukazatelů je velmi populární, nejspíše díky jednoduchosti. Během velké hospodářské krize a v následujících dekadách se objevilo několik studií zabývajících se finančním zdravím a bankrotů.^{3 4} Studie poukazovaly na značné rozdíly v hodnotách relativních ukazatelů mezi zdravými podniky a podniky v problémech. Nejdůležitější ukazatele měřily solventnost, likviditu a profitabilitu.

Většina bankrotních ukazatelů vyvinutých ve 30. letech byla monokriteriální. Poměrové ukazatele mohou být velmi užitečné, nicméně je třeba je využívat v rámci kontextu okolností, jinak mohou být snadno disinterpretovány. Uvažujme dva podniky podobné velikostí bilanční sumy i ziskem, ale s rozdílnou rentabilitou vlastního kapitálu díky rozdílnému poměru finanční páky u obou společností. Jedna interpretace může znít, že společnost s nižší rentabilitou vlastního kapitálu je méně efektivní, a proto má nižší hodnotu, druhý výklad naopak může znít tak, že tato firma je mnohem odolnější vůči finančním problémům, neboť není tak zadlužená

Z toho vyplývá, že jednoduché poměrové ukazatele nemohou být použity v podobných analýzách univerzálně. Proto se nabízí řešení použít kombinaci více kritérií zároveň tak, aby byly zohledněny všechny (nebo všechny významné) parametry podniku. Je otázkou, jakou metodu použít, jaká kritéria vybrat a jaké váhy jim přiřadit tak, aby výsledky analýzy měly dostatečnou vypovídací schopnost.

Jako nejlepší metodu pro rozlišování zdravých firem a firem před bankrotem si profesor Altman zvolil vícekriteriální diskriminační analýzu (MDA – Multiple Discriminant Analysis). Tato metoda se začala využívat na přelomu 30. let., jedním z prvních využití v ekonomii byla práce zabývající se klasifikací a rozdělováním různých druhů investic a oceňováním⁵.

³ R.F.Smith, A.H.Winakor : Changes in the financial structure of unsuccessful corporations, University of Illinois, 1935

⁴ J. E Walter : A discriminant function for Earnings-Price ratios of large industrial corporations, The review of economics and statistics, Vol. 41, 1959

⁵ D. Durand : Risk elements in consumer instalment financing, National bureau of economic research, 1941

3.1 Odvození diskriminační analýzy

Účelem diskriminační analýzy je najít funkci, která nejlépe oddělí či odliší dvě skupiny pozorování. Výsledkem analýzy je kvalitativní proměnná, obvykle se vyskytuje ve formě ano/ne, úspěš/neúspěš nebo dobrý/špatný.

Postup pro výpočet parametrů diskriminační analýzy vychází z vědeckého sborníku *Annals of Eugenics* z roku 1936, kdy R. A. Fischer⁶ ukázal využití diskriminační analýzy na konkrétním příkladu v přírodních vědách, konkrétně v biologii. Snažil se od sebe oddělit 2 druhy rostlin na základě čtyř proměnných. Odvození bylo vytvořeno zobecněním tohoto příkladu. Diskriminační analýza dokáže rozlišovat i více než 2 skupiny, nicméně pro účely odvození Z-score analýzy nám bude stačit diskriminovat mezi dvěma skupinami. Odvození je provedeno obecně pro n vysvětlujících proměnných.

Za účelem konstrukce diskriminační funkce budeme potřebovat získat určitý počet pozorování z obou skupin. V ideálním případě stejný počet z obou skupit, nicméně není to podmínka. Nyní je třeba si položit otázku : Která lineární funkce n proměnných

$$X = \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \dots + \alpha_n x_n$$

maximalizuje poměr, kde ve jmenovateli budeme mít hodnotu rozdílu specifických průměrů skupin a ve jmenovateli meziskupinovou směrodatnou odchylku?

Aby bylo zřejmé, jak se k výpočtu dostaneme, máme k dispozici následující tabulky. Defínujme první skupinu dat jako A, druhou skupinu jako B. Tabulka 1 zobrazuje střední hodnoty a jejich meziskupinové rozdíly.

⁶ R.A.Fisher : The use of multiple measurements in taxonomic problems, *Annals of Eugenics*, No. 7, 1936

Proměnné/Skupiny	A	B	Rozdíl (A-B)
x_1	$\overline{x_{1A}}$	$\overline{x_{1B}}$	$\overline{x_{1A}} - \overline{x_{1B}}$
x_2	$\overline{x_{2A}}$	$\overline{x_{2B}}$	$\overline{x_{2A}} - \overline{x_{2B}}$
...
...
x_n	$\overline{x_{nA}}$	$\overline{x_{nB}}$	$\overline{x_{nA}} - \overline{x_{nB}}$

Tabulka 1 - Střední hodnoty pozorování a diference mezi skupinami

V další tabulce vidíme sumu čtverců mezi skupinami.

Proměnné	x_1	x_2	x_n
x_1	S_{11}	S_{12}	S_{1n}
x_2	S_{21}	S_{22}	S_{2n}
...
...
x_n	S_{n1}	S_{n2}	S_{nn}

Tabulka 2 - Suma čtverců mezi skupinami

kde :

$$S_{ab} = S_{abA} + S_{abB}$$

je suma čtverců mezi skupinami. Tento vzorec si můžeme provést do následující podoby :

$$S_{abA} = \sum_{j=1}^l ((x_{jaA} - \overline{x_{aA}})(x_{jbA} - \overline{x_{bA}}))$$

$$S_{abB} = \sum_{j=1}^k ((x_{jaB} - \overline{x_{aB}})(x_{jbB} - \overline{x_{bB}}))$$

kde :

l..... Počet pozorování v A

k..... Počet pozorování v B

Nyní si můžeme definovat diferenci mezi středními hodnotami jednotlivých skupin :

$$D = \alpha_1 d_1 + \alpha_2 d_2 + \dots + \alpha_n d_n$$

kde :

d_p je diference mezi středními hodnotami u proměnné x_p .

Dále bude ještě třeba definovat si meziskupinový rozptyl funkce X . Má následující podobu :

$$S = \sum_{p=1}^n \sum_{q=1}^n \alpha_p \alpha_q S_{pq}$$

Parametry $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ maximalizující rozdíly středních hodnot ve funkci X získáme v případě, kdy dosáhneme maximálního poměru D^2/S . Hodnoty parametrů získáme parciálními derivacemi podle všech α_p , $p=1, \dots, n$.

$$\frac{\partial \frac{D^2}{S}}{\partial \alpha_p} = 0$$
$$\frac{D}{S^2} \left(2S \frac{\partial D}{\partial \alpha_p} - D \frac{\partial S}{\partial \alpha_p} \right) = 0$$

Výraz $\frac{D}{S^2}$ je zřejmě nenulová konstanta. (Pokud bychom čelili problému $D = 0$, nebylo by možné od sebe data diskriminovat.) Proto budeme dále pracovat jen s obsahem závorky.

$$\frac{1}{2} \frac{\partial S}{\partial \alpha_p} = \frac{S}{D} \frac{\partial D}{\partial \alpha_p}$$

Výraz $\frac{S}{D}$ je konstantní ke všem koeficientům. Vzhledem k tomu, že naší hlavní snahou je zjistit poměry koeficientů a jejich absolutní výše není (jak bude níže ukázáno) rozhodující, můžeme i tento výraz vyloučit. Pracujeme tedy již jen s následujícím výrazem.

$$\frac{1}{2} \frac{\partial S}{\partial \alpha_p} = \frac{\partial D}{\partial \alpha_p}$$

Derivacemi výše uvedeného vzorce podle všech α_p , $p=1, \dots, n$ získáme soustavu n rovnic o n neznámých. Protože platí $S_{ab} = S_{ba}$, bude levá strana vypadat takto :

$$S = 2\alpha_1\alpha_p S_{1p} + 2\alpha_2\alpha_p S_{1p} + \dots + \alpha_p^2 S_{pp} + \dots + 2\alpha_n\alpha_p S_{np} + \varphi$$

kde φ je součet všech členů, které neobsahují α_p .

Soustava n rovnic o n neznámých vypadá následovně :

$$\begin{aligned} \alpha_1 S_{11} + \alpha_2 S_{12} + \dots + \alpha_n S_{1n} &= d_1 \\ \alpha_1 S_{21} + \alpha_2 S_{22} + \dots + \alpha_n S_{2n} &= d_2 \\ &\dots \\ \alpha_1 S_{n1} + \alpha_2 S_{n2} + \dots + \alpha_n S_{nn} &= d_n \end{aligned}$$

Soustava rovnic má jednoznačné řešení v případě regulárnosti rozptylové matice. Odhady parametrů $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ maximalizují vzdálenost středních hodnot jednotlivých skupin vzhledem k směrodatné odchylce mezi skupinami. Již bylo zmíněno, že pro diskriminační analýzu nejsou důležité absolutní hodnoty odhadů, důležitější je zachování konstantních poměrů mezi parametry. Proto se běžně přistupuje k normování parametrů podle jednoho (zpravidla toho nejvýznamnějšího) z nich. Tyto upravené parametry můžeme například označit jako $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$, přičemž při normování podle prvního parametru bude platit :

$$\beta_1 = 1, \beta_2 = \frac{\alpha_2}{\alpha_1}, \beta_3 = \frac{\alpha_3}{\alpha_1}, \dots, \beta_n = \frac{\alpha_n}{\alpha_1}$$

Získali jsme odhady parametrů, nyní je však ještě třeba zjistit, které z nich jsou signifikantní. Pomocí F testu budeme zjišťovat, zda je rozdíl středních hodnot statisticky významný. Následující vzorec budeme porovnávat s hodnotou F statistiky :

$$\lambda = \frac{\sum_{g=1}^G N_g (\bar{y}_g - \bar{y})^2}{\sum_{g=1}^G \sum_p N_{pg} (y_{pg} - \bar{y}_g)^2}$$

kde :

G..... Počet skupin

N_g Počet pozorování ve skupině g

y_{pg} ... Hodnota p-tého pozorování ve skupině g

\bar{y}_g Aritmetický průměr hodnot ve skupině g (centroid)

\bar{y} Aritmetický průměr všech hodnot

Hodnotu λ budeme porovnávat s hodnotou F na zvolené hladině významnosti. Testujeme nulovou hypotézu H_0 : aritmetické průměry v rámci skupin se neliší oproti alternativě A : rozdíl v aritmetických průměrech je statisticky významný. Pokud hodnota λ

přesáhne hodnotu F statistiky, zamítáme H_0 a můžeme říci, že daný testovaný ukazatel dostatečně diskriminuje mezi jednotlivými skupinami.

Co tedy s veličinou, která na základě F testu není signifikantní? Je třeba ještě dodat, že předchozí test testoval užití poměrového ukazatele samostatně. Fakt, že sám o sobě nedostatečně diskriminuje sice hraje v jeho neprospěch při zařazování do modelu, nicméně mnohem zásadnější je jeho přínos do diskriminačního modelu. Jak bude zmíněno později, jako příklad lze uvést ukazatel tržby/aktiva v Altmanově modelu, který jako jediný nebyl signifikantní, nicméně v hodnocení celkového přínosu do modelu obsadil 2. místo. Základní princip tohoto testu si ukážeme v následujícím odstavci.

Podíl vysvětlující proměnné k celkovému vysvětlení modelu si můžeme označit například jako δ a počítá se následovně :

$$\delta_i = \frac{\gamma_i}{\sum_{i=1}^n \gamma_i}$$

kde :

n..... Počet vysvětlujících proměnných

γ_i Hodnota přínosu proměnné i při vysvětlení modelu (v absolutních číslech)

Hodnota γ_i se počítá podle vzorce :

$$\gamma_i = \beta_i \sqrt{\sum_{j=1}^m (x_{ji} - \bar{x}_i)^2}$$

Z výše uvedeného vzorce je vidět, že odhady β_i , $i=1,2,\dots,n$ je třeba vynásobit hodnotou směrodatné odchylky pozorovaných dat tak, aby bylo možné jednotlivé koeficienty mezi sebou porovnávat. Pokud z určitého důvodu nechceme normovat koeficienty podle

jednoho z nich, není samozřejmě problém místo β_i dosadit α_i . Protože jsou ve stejném poměru, nebude to mít na výsledek vliv.

Další postup je jednoduchý. Stačí porovnat absolutní hodnoty γ_i , případně je dosadit do prvního vzorce a porovnat relativní hodnoty δ_i a platí pravidlo : čím vyšší hodnota, tím vyšší přínos vysvětlující proměnné do modelu. Pro přehlednost je dobré si vytvořit pořadí podle přínosu. Nesignifikantní vysvětlující proměnnou s relativně vysokou hodnotou γ_i (a dobrým umístěním v pořadí) můžeme považovat za užitečnou. Pokud se nám však stane, že nesignifikantní proměnná vykazuje rovněž horší výsledky ve smyslu analýzy přínosu k celkovému vysvětlení modelu, můžeme uvažovat o jejím vyřazení.

Nyní jsme odvodili parametry diskriminační funkce a následně rozhodli, které z nich zařadíme do modelu. Zbývá vymežit intervaly, podle kterých budeme rozhodovat, do jaké skupiny budeme přiřazovat budoucí pozorování.

$$\bar{x}_A = \sum_{p=1}^n \beta_p \bar{x}_{nA}$$

$$\bar{x}_B = \sum_{p=1}^n \beta_p \bar{x}_{nB}$$

Hraniční hodnota mezi oběma skupinami se počítá různými způsoby a obvykle závisí na hodnotách rozptylů obou skupin. Velmi často se však přistupuje ke zjednodušené formuli, ve které se střed vypočítá prostým aritmetickým průměrem. Tuto hraniční čáru můžeme označit například písmenem C :

$$C = \frac{\bar{x}_A + \bar{x}_B}{2}$$

4 Popis Altmanova modelu

Profesor Edward Altman pracoval se vzorkem 66 firem, přičemž v obou skupinách (bankrotující a zdravé firmy) byl shodný počet 33 firem. Podniky z první skupiny (bankrotující firmy) byly vybrány z období 1946 – 1965. Autor přiznává, že takto dlouhé časové rozpětí není pro vytvoření kvalitního modelu vhodné a bylo by ideální mít data ze stejného časového okamžiku, nicméně byl limitován zdroji dat. Náplastí může být fakt, že jsou data alespoň rovnoměrně rozdělena v čase.⁷

Průměrná bilanční suma společností z první skupiny čítá 6,4 milionů dolarů s rozpětím mezi 0,7 a 25,7 miliony dolarů.⁸ Vzhledem k limitovaným možnostem při sběru dat je nutno konstatovat, že firmy byly rozdílné jak svojí velikostí tak různorodostí odvětví. Proto byly do druhé skupiny voleny podniky ze stejných odvětví a podobné velikosti (rozpětí bilančních sum zdravých firem bylo 1-25 milionů dolarů, průměrná bilanční suma byla o něco vyšší než v první skupině, nicméně na výsledky analýzy to nemělo významný vliv).

Z modelu byly vyřazeny malé (celková suma aktiv menší jednoho milionu USD) i velké podniky (aktiva přesahující 25 milionů USD). U velkých podniků se s bankrotem příliš často nesečkáme a u menších firem čelíme problému nedostatku kvalitních dat.

Po definování obou skupin následuje další úkol : výběr kritérií. Existuje poměrně velké množství poměrových ukazatelů, které by se daly použít. Autor nakonec našel celkem 22 ukazatelů, které lze rozčlenit do 5 skupin : ukazatele likvidity, ziskovosti (rentability), leverage, aktivity a solventnosti. Pro výběr kritérií v modelu je zásadní, aby byly statisticky signifikantní (rozdíly mezi hodnotami obou skupin jsou statisticky významné) a aby byly vzájemně nekorelované.

Profesor Altman finálně sestavil diskriminační funkci složenou z 5 kritérií, přičemž do modelu se nedostalo několik ukazatelů, které samy o sobě vycházely jako nejvíce

⁷ E. Altman : Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy, The Journal of Finance, September 1968

⁸ Samozřejmě při tehdejší cenové hladině.

signifikantní. Bohužel byly buď korelované s dalšími signifikantními proměnnými nebo dohromady s ostatními proměnnými nebyly schopny vytvořit dostatečně vypovídající model. Hlavním úkolem samozřejmě bylo sestavit takový model, který nejlépe diskriminuje obě skupiny z celkového hlediska, nikoliv z hlediska dílčích ukazatelů. Finální podoba diskriminační funkce již byla zmíněna v úvodu. Zde si jí zopakujeme a poněkud detailněji okomentujeme jednotlivé poměrové ukazatele :

$$Z = 1,2X_1 + 1,4X_2 + 3,3X_3 + 0,6X_4 + 0,999X_5$$

Kde :

X_1 = Pracovní kapitál / Aktiva

X_2 = Zadržené zisky / Aktiva

X_3 = EBIT / Aktiva

X_4 = Tržní kapitalizace / Účetní hodnota dluhu

X_5 = Tržby / Aktiva

Z = Altmanův index

X_1 = Pracovní kapitál / Aktiva

První ukazatel je ukazatelem likvidity. Pracovní kapitál je definován jako rozdíl mezi oběžnými aktivy a oběžnými pasivy. Tento poměr nám de facto říká, jaký podíl na aktivech mají čisté disponibilní prostředky podniku. Firmě, pohybující se v provozní ztrátě, se tento poměr postupně bude snižovat (ukazatel může nabývat i záporných hodnot). Poměr pracovního kapitálu k aktivům je nejsignifikantnější ze všech ukazatelů likvidity jak na monokriteriální tak na multikriteriální bázi.

X_2 = Zadržené zisky / Aktiva

Tento ukazatel je jedním z těch, které profesor Altman vyvinul a začal používat. Zadržené zisky jsou definovány jako celkový kumulativní objem reinvestovaného zisku (případně ztráty) podniku. Jinými slovy se jedná o součet čistých zisků, od kterých se odečtou

dividendy. Z této definice vyplývá, že velikost zadržovaných zisků do značné míry závisí na stáří podniku a může se zdát, že podniky s krátkou historií jsou znevýhodněny. Je to pravda, nicméně pravdou je také fakt, že většina krachujících podniků krachuje v prvních letech své existence. Po překonání úvodního růstového období nastává fáze stabilizace, kde už je pravděpodobnost problémů nižší.

$$X_3 = \text{EBIT} / \text{Aktiva}$$

Toto je klasický ukazatel, který se často používá i samostatně (jmenuje se rentabilita aktiv). Neuvažuje se čistý zisk, aby analýza neovlivnila např. daňová politika v různých státech nebo faktory týkající se finanční páky (náklady na cizí kapitál). Poměr EBIT k celkovým aktivům je základním kamenem této analýzy, neboť každý podnik je založen za účelem generovat zisk. Insolvence a problémy obvykle vznikají, když celková hodnota závazků převyšuje hodnotu podniku vypočtenou na základě budoucích zisků.

$$X_4 = \text{Tržní kapitalizace} / \text{Účetní hodnota dluhu}$$

Zde kalkulujeme v čitateli s aktuální tržní hodnotou všech akcií (tedy běžných i prioritních) a ve jmenovateli s celkovou hodnotou dluhu (krátkodobého i dlouhodobého). Ukazatel nám sděluje, o jakou hodnotu se mohou firemní aktiva snížit, aby firemní závazky ještě nepřevýšily hodnotu aktiv a firma by tím přestala být solventní. Toto je v podstatě pokračování a navázání na předchozí ukazatel, protože hodnota tržní kapitalizace je objektivní ocenění podniku, ocenění trhem. Čtvrtý, předposlední, ukazatel je velice důležitý, protože poskytuje propojení modelu s trhem. Jeho užití se při předpovídání bankrotu osvědčilo více než užití účetních hodnot.

$$X_5 = \text{Tržby} / \text{Aktiva}$$

Poslední z ukazatelů je klasickým ukazatelem, který se často využívá ve finančních analýzách, nazývá se obrat aktiv a setkáváme se s ním při rozkládání rentability aktiv (ta je výsledkem součinu rentability tržeb EBIT/Tržby a právě obratu aktiv). Ukazatel je jediný, který je z hlediska samostatného použití pro diskriminaci nesignifikantní, nicméně vzhledem

k zajímavému vztahu k ostatním ukazatelům je to druhá nejlepší vysvětlující veličina v rámci celého modelu.

4.1 Výsledky a interpretace Altmanova modelu

Odhady parametrů $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_5$ jsou uvedeny na začátku této kapitoly. Tak jsou rovněž uvedeny intervaly, pro které predikujeme či zamítáme bankrot podniku. Prozatím se jimi nebudu zabývat a budou detailněji probrány v další subkapitole. Zde si uvedeme výsledky testů, ve kterých se profesor Altman snažil ověřit přesnost diskriminační analýzy. Aby byly výsledky jasné a přehledné, využil k jejich prezentaci následující 2x2 matici :

	Předpověď	
Skutečnost	Bankrot	Prosperující firmy
Bankrot	H	α
Prosperující firmy	β	H

Tabulka 3 - Hit matice

kde :

H..... Správný odhad⁹

α Chyba 1. řádu

β Chyba 2. řádu

Nejprve byla zkoumána stejná data, která posloužila k vytvoření bankrotního modelu (33 zdravých firem a 33 firem v bankrotu). Následující tabulka poskytuje výsledky odhadu 1 rok před bankrotem krachujících firem.

⁹ Písmeno H pochází z anglického slova „hits“

Skutečnost	Předpověď		% chyba
	Bankrot	Prosperující firmy	
Bankrot	31	2	6,06%
Prosperující firmy	1	32	3,03%
Celkem			4,55%

Tabulka 4 - Hit matice 1 rok před bankrotem

Vidíme, že chyba 1. řádu je 6%, tedy, že se podařilo úspěšně předpovědět problémy u 94% firem rok před bankrotem. Vzhledem k tomu, že model testujeme na stejných datech, ze kterých model vznikl, dala se podobně vysoká úspěšnost předpokládat. Nyní se podívejme na stejný test s jediným rozdílem dvouleté doby do bankrotu místo jednoleté :

Skutečnost	Předpověď		% chyba
	Bankrot	Prosperující firmy	
Bankrot	23	9	28,13%
Prosperující firmy	2	31	6,06%
Celkem			17,19%

Tabulka 5 - Hit matice 2 roky před bankrotem

Chyba 1. řádu je již znatelně vyšší, nicméně i 71% správně odhadnutých bankrotů je velice dobrý výsledek.¹⁰ Za zmínku stojí chyby 2. řádu v obou testech, jsou velice nízké. Účinnost modelu v čase bude ještě diskutována níže.

Aby byla potvrzena věrohodnost modelu, zkoumal profesor Altman svůj index důvěryhodnosti i na jiných datech. Prvním vzorkem bylo 25 firem srovnatelné velikosti s původním vzorkem, které byly v bankrotu. Testovala se tedy chyba 1. řádu.

¹⁰ Všimněme si nižšího počtu firem ze skupiny Bankrot. Autor zmiňuje jisté omezení při sběru dat, nicméně konkrétní příčinu neuvádí.

Skutečnost	Předpověď		% chyba
	Bankrot	Prosperující firmy	
Bankrot	24	1	4%

Tabulka 6 - Chyba 1. řádu

Překvapivé je, že chyba 1. řádu je v tomto případě ještě nižší než v případně původního vzorku dat, ze kterých byl model odvozen (tam byl chyba 1. řádu 6%). Autor připisuje příčinu možnému výběru dat. Vzhledem k tomu, že byly vybírány striktně bankrotní firmy (i takové, kde mohlo Z-score vykazovat velmi nízké hodnoty), dala se vysoká úspěšnost očekávat, třebaže je pravda, že tak vysoké procento úspěšných zásahů je překvapením. Altmanův model se může dostat do problémů, pokud je třeba rozhodnout o podniku, který se nachází na rozhraní nebo v zóně ignorance.

Z tohoto důvodu byla sbírána data do dalšího vzorku. Jednalo se o firmy, které vykazovaly signály blížících se problémů, například dočasnými problémy s provozní ztrátou, nicméně je zažehnaly a v době testování dále fungovaly. Jednalo se o vzorek 66 firem, přičemž výběr byl proveden na základě velikosti čistého zisku (ztráty), byly vybrány pouze výrobní firmy a podmínkou byla existence ztráty alespoň v jednom ze zkoumaných hospodářských období (v testovaném období 1958 – 1961). Přibližně dvě třetiny firem vykazovaly v daném období ztrátu více než jednou. V následující tabulce jsou k dispozici výsledky a chyba 2. řádu.

Skutečnost	Předpověď		% chyba
	Bankrot	Prosperující firmy	
Prosperující firmy	14	52	21,21%

Tabulka 7 - Chyba 2. řádu

Chyba 2. řádu je v tomto případě 21%, necelých 79% podniků bylo zařazeno správně. Vzhledem k tomu, že byly vybírány problematické podniky na samé hranici bankrotu, dá se tato úspěšnost považovat za vynikající.

Nyní se pojdme věnovat odvození intervalů pro zamítnutí nebo potvrzení hypotézy bankrotu firem. Zde jsou některé hodnoty, které nás budou zajímat :

	Hodnoty
\bar{x}_1	-0,29
\bar{x}_2	5,02
Hraniční hodnota	2,675

Tabulka 8 - Střední hodnoty skupin

kde :

\bar{x}_1 Střední hodnota Z-score v 1. skupině (podniky v bankrotu)

\bar{x}_2 Střední hodnota Z-score v 2. skupině (zdravé podniky)

Hodnota 2,675 nejlépe diskriminuje mezi oběma skupinami. Pokud bychom obdrželi Z-score menší této hodnoty, mohli bychom v dohledné době předpovídat bankrot podniku a naopak.

Profesor Altman se rozhodl přidat ještě další interval, tzv. *šedou zónu* nebo *zónu ignorance*. V této zóně se při pozorování vyskytovala chybová pozorování, tedy chyby 1. i 2. řádu, intervaly pro klasifikaci podniků jsou následující.

	Hodnoty
Vysoká pravděpodobnost bankrotu	< 1,81
Zóna ignorance	<1,81;2,99>
Zdravý podnik	>2,99

Tabulka 9 - Klasifikace podniků na základě Z-score

O společnostech ze zóny ignorance nejsme s jistotou schopni říci, zda v dohledné době zbankrotují či nikoliv. Zpravidla se jedná o podniky, které jsou v jistých problémech (např. záporný hospodářský výsledek – viz vzorek 66 firem výše), ale tyto problémy nejsou zásadního charakteru a mohou být v určitém časovém horizontu vyřešeny.

V předcházejícím vzorku 66 firem, které čelily jistým problémům, bylo 14 z nich klasifikováno mylně. 10 špatně zařazených firem přitom vykazovalo hodnoty Z-score z intervalu mezi 1,81 a 2,67 a znamená to, že bychom snížili počet mylných klasifikací na 4. Na druhou stranu je pravda, že po vytvoření nových intervalů spadly zhruba dvě třetiny firem právě do tzv. šedé zóny, což znamená, že v modelu sice výrazně ubylo chybných zařazení, což se však stalo na úkor jisté rozhodnosti. O většině problematických firem, které své problémy nakonec vyřeší, se vyhýbáme jasnému verdiktu. Při použití Altmanova modelu v praxi je třeba mít tento fakt na paměti, zohlednit okolnosti a využít další nástroje, které by nám rozhodnutí mohly usnadnit.

Na závěr se budeme věnovat přesnosti modelu v čase, k čemuž budou opět využita data, ze kterých se celý model odvozoval. Testujeme chybu 1. řádu.

Počet let do bankrotu	Počet pozorování	Bankrot	Prosperující firma	Chyba 1. řádu
1	33	31	2	6,06%
2	32	23	9	28,12%
3	29	14	15	51,74%
4	28	8	20	71,43%
5	25	9	16	64,00%

Tabulka 10 - Chyba 1. řádu v závislosti na počtu roků do bankrotu

Z tabulky vidíme, že model je relativně přesný pro podniky do 2 let před bankrotem. V případě delší časové periody již chyby 1. řádu přesahují 50%, což znamená, že model se v podstatě již nedá použít.

5 Vývoj akciových trhů za posledních 10 let

Vzhledem k tomu, že se tato práce zabývá výkonností akcií, bude se následující kapitola stručně věnovat vývoji akciových trhů v první dekádě 21. století. V práci bude zkoumána aplikace Altmanova indexu v době hospodářské konjunktury, v době recese a v období mírného růstu či stagnace. V následujících grafech je zachycen vývoj dvou důležitých amerických akciových indexů.



Obrázek 1 - Výkonnost Dow Jones Industrial Average, zdroj : <http://www.bigcharts.com>

Index DJIA (Dow Jones Industrial Average) reprezentuje 30 nejvýznamnějších amerických firem podle tržní kapitalizace a podle objemu obchodování. Je velmi oblíbený především díky dlouhé době, po kterou se používá. Indexem se měří již od roku 1896.

NASDAQ (National Association of Securities Dealers Automated Quotations) je první ryze elektronická burza, v současné době 3. největší burza na světě dle tržní kapitalizace. Je zaměřená jen na určitá odvětví, především sektory informačních technologií a biotechnologie. Na rozdíl od DJIA se tedy nejedná přímo o index měřící výkonnost. Nejvýznamnější indexy měřící výkonnost burzy jsou NASDAQ-100 a NASDAQ Composite. NASDAQ, ačkoliv

nereprezentuje všechny segmenty americké ekonomiky, si v této práci zmiňujeme díky existenci krize dotcom, která se dotkla především IT firem.



Obrázek 2 - Výkonnost NASDAQ Composite, zdroj : <http://www.bigcharts.com>

Existenci dotcom krize lze snadno zpozorovat srovnáním obou předcházejících grafů. Euforie spojená s nástupem nových technologických firem praskla v březnu 2001. Do té doby index NASDAQ Composite šplhal k rekordním hodnotám a překonal i magickou hranici 5000 bodů. Intenzitu propadu v následujících měsících nelze srovnávat s indexem Dow Jones, kde jsme také čelili medvědímu trendu, nicméně od konce roku 2000 došlo během následujících 3 let ke korekci přibližně o třetinu. Propad na technologické burze byl mnohem silnější.

6 Popis modelu odhadu cen akcií

Profesor Altman se úspěšně pokoušel zkonstruovat model predikující finanční problémy. Úkolem této práce naopak bude zjistit, zda lze Altmanův index důvěryhodnosti použít i pro identifikaci zdravých společností a především zda lze pomocí tohoto indexu odhadnout budoucí vývoj cen akcií. V případě objevení jisté závislosti popisovaných veličin bude dalším úkolem odhadnout ziskový bonus pro firmy s vyšším indexem důvěryhodnosti.

Model je ve své podstatě postaven na dvou předpokladech. Prvním z nich je předpoklad, že v ceně akcií dané firmy se projeví všechny dostupné kurzotvorné informace o firmě. Podle teorie efektivních trhů¹¹, která danou problematiku popisuje, je nemožné vydělat na rozdílu cen akcií jejich nákupem na základě již dostupných informací, neboť v daném okamžiku již mají všichni aktéři tyto informace k dispozici. Dlužno dodat, že vzhledem k dnešní době internetu, kde informace se šíří okamžitě, považují toto tvrzení za pravdivé.

Zkoumáním krátkodobých ekonomických časových řad se zabývalo několik ekonomů, např. Maurice Kendall (v roce 1953)¹², který zjistil, že v krátkém časovém horizontu nelze pozorovat žádnou závislost, podle kterých by se ceny akcií chovaly a nelze tedy predikovat jejich budoucí vývoj. Tyto ceny se řídí náhodnou složkou případně spekulacemi institucionálních investorů, kteří mohou mít sílu ovlivnit krátkodobý trend.

Z tohoto důvodu se tato práce bude snažit pracovat se střednědobým investičním horizontem (horizont 1-2 let). Kratší horizont je dle mého názoru již příliš krátký pokud budeme chtít očistit ceny akcií od náhodných výkyvů a spekulací. Samozřejmě platí přímá úměra : čím delší investiční horizont, tím více výkonnost akcií odráží reálnou výkonnost podniku. Ideální by pro naše účely proto byla doba 5 let, což je perioda, která je již považována za dlouhodobý investiční horizont. Na druhou stranu je nutné vzít v úvahu fakt, že Altmanův model je účinný v jedno nebo dvouletém horizontu a poté se již jeho kvalita

¹¹ Eva Kislingerová a spol. : Manažerské finance, C.H.Beck, 2004, s. 195

¹² Maurice Kendall, The analysis of economic time-series, part 1 : prices, Journal of the Royal Statistical Society, 1953

snižuje. Z těchto důvodů bude většina pokusů prováděna právě s roční nebo dvojletou výkonností.

Důležitým předpokladem je hypotéza, že mezi Altmanovým indexem důvěryhodnosti a výkonností akcií za určité časové období existuje lineární závislost. Jak již bylo řečeno výše, Altmanův model je diskriminačním modelem a jeho parametry jsou odhadnuty tak, aby od sebe co nejlépe oddělil dvě skupiny pozorování. Tento předpoklad bude v další části práce testován.

Základní vzorec pro model, který bude zkoumán má následující podobu :

$$r_i = \alpha + \beta Z_i + \varepsilon_i$$

kde :

r_i Výkonnost i-tého akciového titulu

Z_i Z-score i-té firmy

Odhad parametru β udává sklon lineární funkce a bude tedy vypovídat o tom, jak velký ziskový bonus oproti jiné akci, která má nižší Z-score, daná akcie vlastníkovvi poskytne. Vysvětlující proměnnou již není třeba příliš komentovat, její popis nalezne čtenář v jedné z předcházejících kapitol. Naopak vysvětlované proměnné, tedy výkonnosti daného akciového titulu, budeme věnovat následující prostor, protože bude třeba si ji definovat.

V následujících pasážích bude provedeno testování několika modelů, jejichž rozdílnosti budou záviset především na modifikovaných definicích výkonností akciových titulů. V první řadě je třeba si zvolit délku časového horizontu. Jak je zmíněno výše, bude zkoumána roční a dvouletá výkonnost.

Pro účely analýzy byly staženy hodnoty akcií zkoumaných firem po uzavření obchodování (tzv. *close prices*) v posledním dni měsíce z let 1999 – 2008¹³. První možností bylo jednoduše pracovat s hodnotami *close prices* na konci každého roku, nicméně poté by

¹³ Zdroj : <http://www.bloomberg.com>

analýza byla vystavena náhodným vlivům či spekulacím a nereflektovala by výkonnost akcií v průběhu celého roku. Rozumnějším řešením se ukázalo vytvořit průměrnou cenu akcií za celý rok. Navíc při provádění testování se ukázalo jako dobrý nápad vypočítat průměrné ceny za více let (uvažují se průměrné ceny za 2, 3 a 4 roky). Čím delší časový úsek sloužil k vypočítání průměrné ceny akcie, tím menší prostor byl dán krátkodobým výkyvům.

Po vyřešení předchozího problému je třeba vyřešit způsob, jak měřit výkonnost akcií firem. Nejjednodušší způsob, který přijde na mysl jako první, je prosté meziroční srovnání :

$$r_i = \frac{AV_{i(t+n)}(x) - AV_{it}(x)}{AV_{it}(x)}$$

kde :

$AV_{i(t+n)}(x)$ x-letý průměr cen akcie i-té firmy v roce t+n (poslední pozorování v roce a)

Problémem tohoto způsobu je existence ekonomických cyklů. V případě ochlazení ekonomiky nebo dokonce recese musí podniky čelit klesající poptávce a lze očekávat horší hospodářské výsledky. Průvodním jevem recese jsou negativní korekce akciových indexů a tento jev je běžný i pro společnosti, které jsou jinak zdravé a v pořádku. Jejich Z-score však na nic podobného nepoukazovalo. Chceme odpovědět, zda některé podniky jsou „lepší“ a předpokládáme, že vliv ekonomického cyklu je stejný pro všechny.

Z toho důvodu je lepší měřit relativní výkonnost akcií vzhledem k výkonnosti akcií tržních konkurentů :

$$R_i = r_i - \frac{\sum_{j=1}^n r_j}{n}$$

kde:

R_i Relativní výkonnost akcií i-té firmy vzhledem k tržní konkurenci

$\frac{\sum_{j=1}^n r_j}{n}$ Průměrný výnos v odvětví

Použití tento relativní ukazatel je výhodnější, neboť očišťuje model od vlivu ekonomických cyklů (tento vliv můžeme pojmenovat jako „systematické riziko“) a lze předpokládat jeho univerzální použití. V případě využití proměnné R_i jako vysvětlované veličiny budeme testovat následující hypotézu : Firmy s vysokým indexem Z-score mají vyšší výkonnost akcií oproti benchmarku.

Vzorec pro výpočet R_i lze použít v případě podobné velikosti podniků v odvětví. V případě porovnávání firem různé velikosti je třeba si rozmyslet, zda taková analýza dává smysl a zda nám porovnávání podniků o řádově různých velikostech může přinést věrohodný výsledek. Pokud vyjde najevo, že rozdíly mezi podniky nejsou drastické, nicméně i přesto existují násobné rozdíly mezi velikostmi (měřeno např. bilanční sumou), je dobré místo jednoduchého průměru použít průměr vážený. Vzorec pro výpočet relativní výkonnosti poté bude mít následující podobu :

$$WR_i = r_i - \frac{\sum_{j=1}^n MK_j r_j}{\sum_{j=1}^n MK_j}$$

kde :

WR_i Relativní výkonnost akcií i-té firmy vzhledem k tržní konkurenci

MK_j Tržní kapitalizace j-té firmy

Možností, jak vážit jednotlivé společnosti, je několik. Nabízela se např. možnost vážit firmy dle jejich bilanční sumy, ale nakonec byla zvolena možnost vážit dle jejich tržní

kapitalizace. Oproti bilanční sumě se jedná o dynamický ukazatel, který více odráží skutečnou hodnotu podniku.

V následujícím prostoru budeme pracovat především s těmito dvěma regresními rovnicemi :

$$R_i = \alpha + \beta Z_i + \varepsilon_i$$

resp.

$$WR_i = \alpha + \beta Z_i + \varepsilon_i$$

přičemž parametry α a β budeme odhadovat metodou nejmenších čtverců.

Vzhledem k tomu, že jsou k účelu analýzy k dispozici data v délce přibližně jednoho desetiletí, je možné z dat jedné firmy získat 7-9 pozorování (podle jednotlivých pokusů).

Pro účely analýzy nakonec byly vybrány 2 odvětví : automobilový a farmaceutický průmysl. I přes velké množství společností působících na americkém trhu se vyskytly problémy s daty. Bylo třeba získat vzorek firem podobných velikostí a mít kompletní data za poslední desetiletí.

6.1 Výsledky odhadů

6.1.1 Automobilový průmysl

V automobilovém průmyslu nám zůstalo 5 firem : Ford, Daimler-Chrysler, General Motors, Toyota a Honda. Automobilový průmysl je z hlediska zkoumání velice zajímavý vzhledem k tomu, že General Motors se nachází před bankrotem a podobně na tom je i automobilka Daimler-Chrysler. Rovněž Ford dlouhodobě bojuje se ztrátou. Naopak obě asijské společnosti vykazovaly dobré hospodářské výsledky. V tabulce můžeme pozorovat Z-

score podniků v jednotlivých letech. I z hodnot Z-score je patrné, že asijské automobilky byly v podstatně lepší kondici :

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Ford	0,599	0,394	0,468	0,474	0,646	0,649	0,367	0,595
GM	0,871	0,791	0,818	0,957	0,386	0,434	1,044	0,730
Dai - Ch	1,373	1,200	1,265	1,285	1,252	1,126	0,887	1,915
Honda	3,434	3,312	2,898	2,767	2,687	2,953	3,053	2,668
Toyota	3,457	2,863	2,591	2,602	2,575	2,723	2,854	2,591

Tabulka 11 - Hodnoty Z-score v automobilovém průmyslu

Jako první budeme testovat model ve kterém budeme sledovat roční výkonnost akcií. Bude se porovnávat průměrná cena akcie v roce, ze kterého se počítá Z-score a průměrná cena akcie o rok později.

	Odhad koeficientu	Standardní chyba	T-hodnota	P-hodnota	Signifikance
$\hat{\alpha}$	-0,14884	0,04177	-3,563	0,001007	**
$\hat{\beta}$	0,08945	0,02123	4,213	0,000149	***

Signifikance: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Tabulka 12 - Roční výkonnost počítaná z ročních průměrů

Residual standard error: 0.141 on 38 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.3184, Adjusted R-squared: 0.3004

F-statistic: 17.75 on 1 and 38 DF, p-value: 0.0001493

Shapiro-Wilk normality test : W = 0.9831, p-value = 0.8006

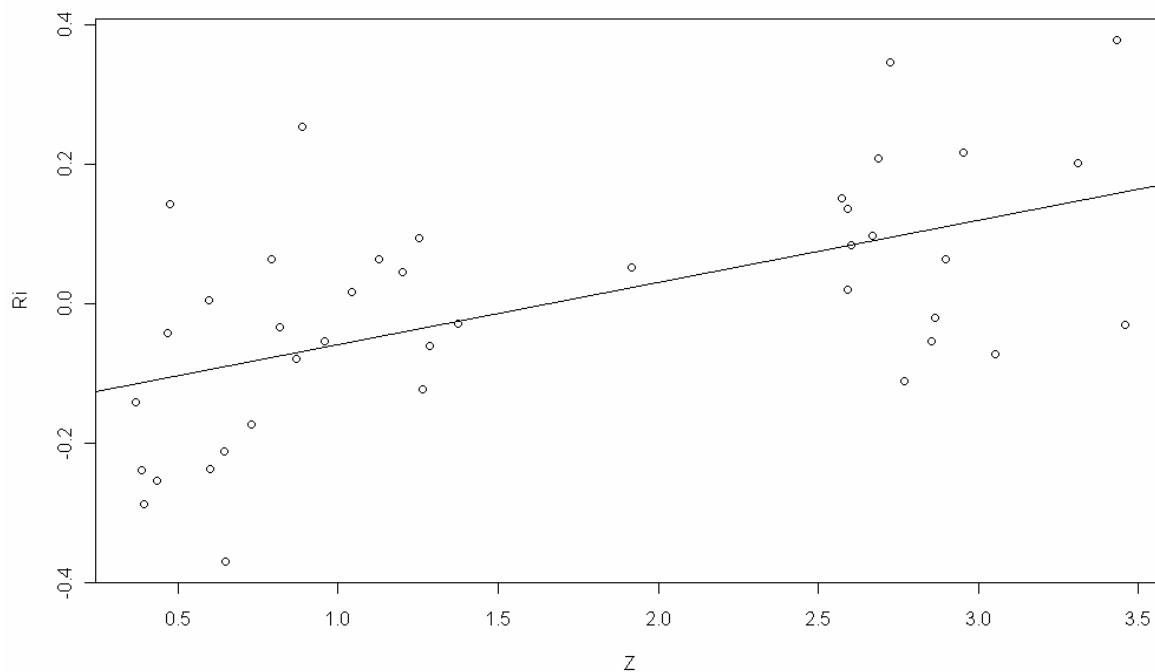
Studentized Breusch-Pagan test : BP = 0.0013, df = 1, p-value = 0.9712

Výsledky prvního modelu ukazují, že mezi vysvětlující a vysvětlovanou veličinou existuje kladná závislost, odhady interceptu i Bety jsou na 5% hladině významnosti signifikantní. Hodnota Multiple R-squared lehce nad 30% poukazuje, že vysvětlující schopnost modelu není ideální, nicméně v prostoru akciových trhů, kde v rámci jednoho roku

existuje mnoho krátkodobých vlivů není přibližně třetinová vysvětlující schopnost zcela špatným výsledkem.

Je třeba také otestovat některé předpoklady. Předpoklad nulové střední hodnoty disturbancí již v dalších modelech zmiňovat nebudeme, neboť splnění tohoto předpokladu je zaručeno konstrukcí OLS odhadu. Stejně tak již dále nebude zmíněno testování sdružené hypotézy o nulovosti všech odhadů (F-statistika) vzhledem k tomu, že pracujeme s jediným parametrem (vyjma interceptu), a proto je p-hodnota sdružené hypotézy shodná s p-hodnotou Bety. Vzhledem k existenci jediné vysvětlující proměnné odpadá i problém testování multikolinearity.

Nyní si stanovíme nulové hypotézy při testování předpokladů. Vzhledem k tomu, že charakter testování bude v dalších modelech stejný, nebudeme již tyto hypotézy znovu opakovat, jen se vyjádříme k výsledkům. Normalitu disturbancí testujeme pomocí Shapiro-Wilk testu, nulová hypotéza zní, že disturbance jsou normálně rozdělené. Všechny hypotézy budeme testovat na 5% hladině významnosti, pokud nebude zmíněno jinak. Dalším předpokladem je homoskedasticita, která se testuje Breusch-Pagan testem. Nulová hypotéza je homoskedasticita, v případě jejího zamítnutí čelíme problému heteroskedasticity. Všechny hypotézy v této práci budeme testovat na 5% hladině významnosti, pokud nebude zmíněno jinak.



Obrázek 3 - Roční výkonnost počítaná z ročních průměrů

Nulovou hypotézu o normálním rozdělení disturbancí pomocí Shapiro testu nelze zamítnout, a to s velmi vysokou p-hodnotou. Velmi podobně dopadl i Breusch-Pagan test, podle kterého zřejmě nečelíme problému heteroskedasticity.

Zjištění, že automobilky s průměrnou výkonností dosahují Z-score 1,66 je v rozporu s Altmanovými závěry, které znějí, že firma s indexem menším než 1,8 čelí finančním problémům. Vysvětlení se nabízejí dvě. První důvod může být takový, že Altmanův index byl odhadnut před 40 lety a nemusí v dnešní době tudíž být aktuální. Druhým zdůvodněním je fakt, že americké společnosti skutečně čelí vážným finančním problémům. Druhou příčinu považují za oprávněnou a souvisí s metodikou výpočtu průměrné výkonnosti odvětví. Skutečná výkonnost automobilového průmyslu se může lišit, pokud do ní započítáme všechny společnosti. Pro zjednodušení a přehlednost se však výkonnost odvětví vypočítávala jen z dostupných dat.

Nyní přistoupíme k dalšímu odhadu. V tomto případě budeme porovnávat dvojleté průměry cen, které od sebe budou rok posunuté. Opět tedy budeme zkoumat roční výkonnost

akcií. Tento odhad by měl být kvalitnější, protože průměry z delší časové řady by měly být odolnější vůči náhodným výkyvům. V následující tabulce jsou výsledky odhadu :

	Odhad koeficientu	Standardní chyba	T-hodnota	P-hodnota	Signifikance
$\hat{\alpha}$	-0,16353	0,02938	-5,566	$2,24 \cdot 10^{-6}$	***
$\hat{\beta}$	0,09827	0,01493	6,581	$9,13 \cdot 10^{-8}$	***

Signifikance: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Tabulka 13 - Roční výkonnost počítaná z dvojletých průměrů

Residual standard error: 0.09915 on 38 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.5326, Adjusted R-squared: 0.5203

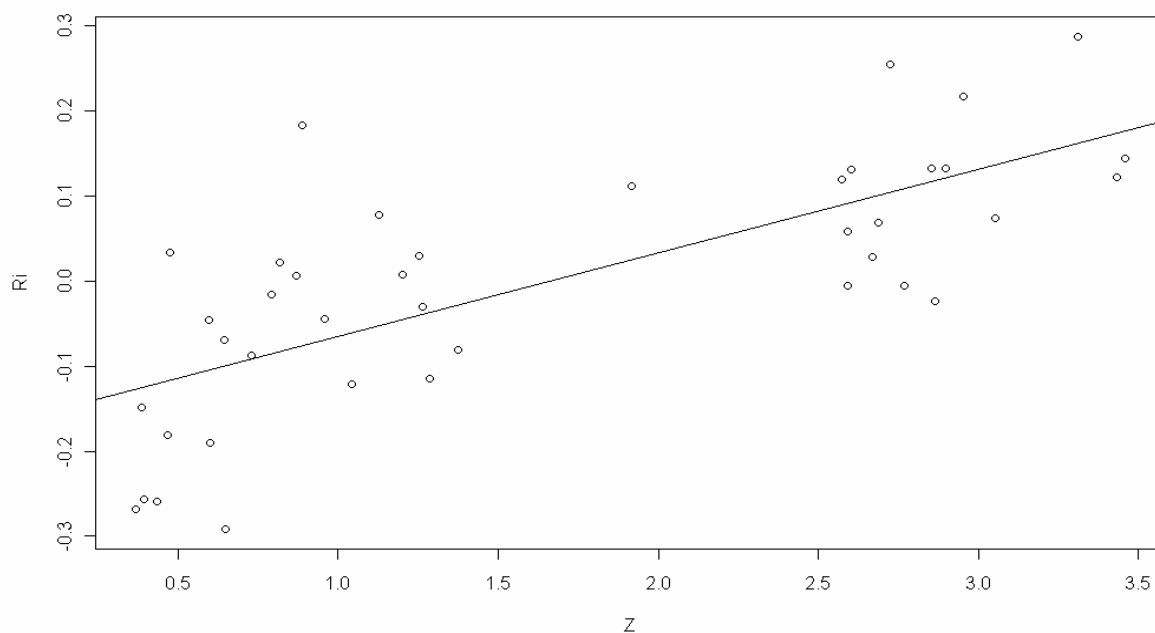
F-statistic: 43.31 on 1 and 38 DF, p-value: 9.127e-08

Shapiro-Wilk normality test : W = 0.9842, p-value = 0.8405

Studentized Breusch-Pagan test : BP = 1.8454, df = 1, p-value = 0.1743

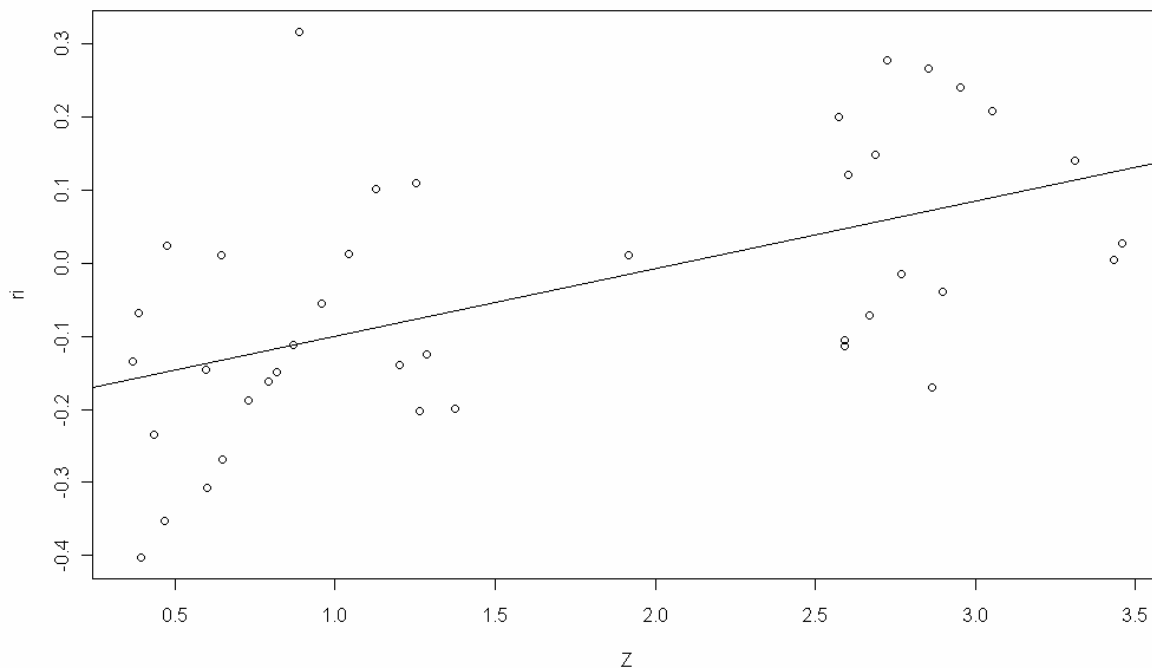
Dvojletá průměrná akcií sloužící jako základ pro výpočet se ukázala jako výhodnější. Model je charakterizován už poměrně dobrým koeficientem determinace, který přesahuje 50%. Dobře rovněž vycházejí p-hodnoty obou odhadnutých parametrů, jsou velice nízké a oba parametry jsou silně signifikantní. Grafickou interpretaci si můžeme prohlédnout v grafu výše.

Odhady koeficientů ve všech dosavadních odhadech vycházejí velice podobně, Firma, která má Z-score 1,66, má průměrnou výkonnost ve vztahu k benchmarku a navýšení Z-score o jednotku znamená bonus přibližně 10%.



Obrázek 4 - Roční výkonnost počítaná z dvojletých průměrů

Ačkoliv jsme si při popisu modelu řekli, že budeme zkoumat souvislost Z-score s relativní výkonností akcií, nic nám nebrání pokusit se vysvětlit Altmanovým indexem rovněž absolutní výkonnost. Od tohoto pokusu si nelze slibovat podobnou vysvětlující schopnost, protože model je vystaven vlivu ekonomických cyklů, nicméně i přesto je možné určitou závislost nalézt. Co se týče dalších vlastností, budou shodné s předcházejícím modelem, tedy roční výkonnost vypočítávaná z dvojletých průměrných cen akcií. Zde je výsledek odhadu, nyní začneme nejdříve s grafem :



Obrázek 5 - Roční absolutní výkonnost

Již z grafu je vidět větší rozptýlenost pozorování, bude určitě jednat o odhad s nižším koeficientem determinace, nicméně i v tomto případě je potvrzena naše hypotéza o existenci kladné závislosti mezi Altmanovým Z-score indexem a absolutní výkonností akcií firem. Podrobnější informace o odhadu nalezneme v následující tabulce :

	Odhad koeficientu	Standardní chyba	T-hodnota	P-hodnota	Signifikance
$\hat{\alpha}$	-0,19224	0,04462	-4,308	$1,12 \cdot 10^{-4}$	***
$\hat{\beta}$	0,09244	0,02268	4,076	$2,25 \cdot 10^{-4}$	***

Signifikance: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Tabulka 14 - Roční absolutní výkonnost

Residual standard error: 0.1506 on 38 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3042, Adjusted R-squared: 0.2859
F-statistic: 16.62 on 1 and 38 DF, p-value: 0.0002251
Shapiro-Wilk normality test : $W = 0.9626$, p-value = 0.2048
Studentized Breusch-Pagan test : $BP = 0.1334$, $df = 1$, p-value = 0.715

Koeficient determinace modelu skutečně zůstává na nižší hodnotě v porovnání s modelem měřící relativní výkonnost, nicméně 30,42% je hodnota, kterou nelze považovat za bezvýznamnou. Jak již bylo sděleno výše, na akciové burze existuje mnoho cenotvorných faktorů včetně vlivu ekonomických cyklů a vysvětlující schopnost z jedné třetiny můžeme za uspokojivý výsledek.

Dobrou zprávou je, že kromě nižšího koeficientu determinace jsou ověřeny všechny předpoklady. Odhad interceptu i bety je silně signifikantní. Na 5% hladině významnosti je ověřen předpoklad normality a rovněž také homoskedasticita.

Není překvapením, že odhady parametrů vyšly jinak v porovnání s ostatními modely. Ekonomická interpretace už více odpovídá Altmanovu modelu, neboť regresní přímka protíná osu X v hodnotě $Z = 2,08$. Akcie firem, které mohou podle Altmanova modelu očekávat finanční problémy (jejich Z-score je menší hodnoty 1,8), zároveň vykazují negativní trend. Při zvýšení Z-score o jednotku lze očekávat roční bonus lehce přesahující 9%. Sklon regresní přímky je podobný jako v ostatních modelech, nicméně celé přímka je posunutá dolů, z čehož lze vyvodit závěr, že automobilový průmysl je v problémech a index odvětví za poslední dekádu klesá. (Jinými slovy : akcie s průměrnou výkonností v odvětví vykazuje ztrátu.)

Závěrem budou provedeny ještě dva testy s roční výkonností. První z nich bude vycházet ze 3-letého průměru a druhý z nich ze 4-letého. První model má následující parametry :

	Odhad koeficientu	Standardní chyba	T-hodnota	P-hodnota	Signifikance
$\hat{\alpha}$	-0,15304	0,03032	-5,047	$1,61 \cdot 10^{-5}$	***
$\hat{\beta}$	0,09226	0,01536	6,008	$9,43 \cdot 10^{-7}$	***

Signifikance: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Tabulka 15 - Roční výkonnost počítaná z tříletých průměrů

Residual standard error: 0.09729 on 33 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.5224, Adjusted R-squared: 0.5079

F-statistic: 36.09 on 1 and 33 DF, p-value: 9.43e-07

Shapiro-Wilk normality test : W = 0.968, p-value = 0.3914

Studentized Breusch-Pagan test : BP = 0.8403, df = 1, p-value = 0.3593

Regresní přímka má nepatrně nižší sklon než přímka v modelu počítaného ze dvojletých průměrů cen akcií, ale opět protíná osu X v hodnotě $Z=1,66$. Oba modely jsou si ve většině aspektů velice podobné. I zde neexistuje problém se signifikancí parametrů nebo s ověřením předpokladů.

Multiple R-squared má hodnotu 52,24%, což je dokonce o něco méně. Problémem delších průměrných cen akcií je navíc fakt, že pro potenciálního investora ztrácejí vypovídající schopnost. Model sděluje, o kolik se v horizontu jednoho roku změní 3-letý průměr cena akcie (kdy střední hodnota průměru je v okamžiku výpočtu Z-score, resp. o rok později). Bohužel se uživatel analýzy již nedozví, který okamžik je v rámci 3-leté lhůty vhodný. V případě ročních průměrných cen se nejedná o tak vážný problém, nicméně pro takto dlouhý horizont je třeba od modelu vyžadovat vyšší koeficient determinace. V případě, že mají oba modely podobný, je rozumnější si vybrat ten, který pracuje s kratší dobou pro výpočet průměru.

S tímto vědomím přistoupíme k poslednímu testu roční výkonnosti, který bude vycházet ze čtyřleté průměrné ceny. Od modelu, abychom ho mohli považovat za směrodatný, budeme vyžadovat vysoký koeficient determinace.

	Odhad koeficientu	Standardní chyba	T-hodnota	P-hodnota	Signifikance
$\hat{\alpha}$	-0,16058	0,0222	-7,233	$7,13 \cdot 10^{-8}$	***
$\hat{\beta}$	0,09663	0,01124	8,595	$2,44 \cdot 10^{-9}$	***

Signifikance: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Tabulka 16 - Roční výkonnost počítaná ze čtyřletých průměrů

Residual standard error: 0.06567 on 28 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.7251, Adjusted R-squared: 0.7153

F-statistic: 73.87 on 1 and 28 DF, p-value: 2.436e-09

Shapiro-Wilk normality test : W = 0.9091, p-value = 0.01416

Studentized Breusch-Pagan test : BP = 0.8981, df = 1, p-value = 0.3433

Multiple R-squared 72,51% je slušná hodnota. Problémem tohoto modelu je nesplněný předpoklad normality disturbancí (na 5% hladině významnosti). Proto ani tento odhad není vhodný k využití v praxi.

Následující prostor bude věnován odhadům zabývajících se dvojletou výkonností. Ty mají větší smysl, jelikož investice do akciových instrumentů by měla být dlouhodobější záležitostí. Dlouhodobější výkonnost má rovněž předpoklad být odolnější vůči krátkodobým výkyvům. V prvním případě budeme zkoumat vliv Z-score na dvojletou výkonnost, kterou budeme počítat z dvojletých průměrů.

	Odhad koeficientu	Standardní chyba	T-hodnota	P-hodnota	Signifikance
$\hat{\alpha}$	-0,27719	0,06855	-4,044	$2,97 \cdot 10^{-4}$	***
$\hat{\beta}$	0,1671	0,03472	4,813	$3,2 \cdot 10^{-5}$	***

Signifikance: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Tabulka 17 - Dvojletá výkonnost počítaná z ročních průměrů

Residual standard error: 0.2199 on 33 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.4124, Adjusted R-squared: 0.3946

F-statistic: 23.16 on 1 and 33 DF, p-value: 3.198e-05

Shapiro-Wilk normality test : W = 0.9816, p-value = 0.8113

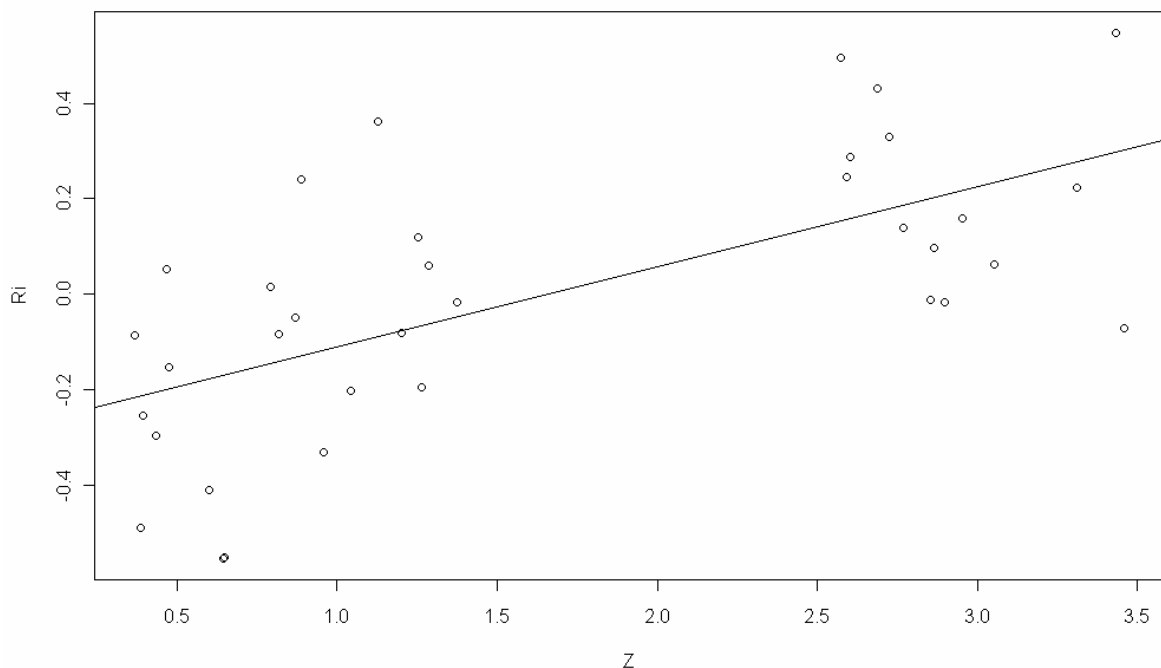
Studentized Breusch-Pagan test : BP = 0.1079, df = 1, p-value = 0.7426

Vzhledem k dvojleté výkonnosti jsme obdrželi odhady přibližně dvojnásobných hodnot. Společnost s nulovým Z-score bude mít podle odhadu dvojletou výkonnost o 27,7% horší oproti benchmarku, při porovnání dvou firem, přičemž jedna z nich bude mít přesně o jednotku vyšší Z-score než druhá, bude akcie firmy s vyšší výkonností poskytovat majiteli dvojletý výnos 16,7%. Všechny dosavadní odhady protínají osu X v hodnotě Z=1,66, nejnak tomu bude i v tomto případě.

Na základě koeficientu determinace můžeme porovnat kvalitu modelů, ve kterých měříme roční a dvojletou výkonnost. V obou modelech se počítá výkonnost akcií z jejich ročního průměru. V ročním modelu jsme se setkali s Multiple R-squared 31,84, zatímco druhý z modelů je charakterizován hodnotou o 10% vyšší. Můžeme tedy říci, že poslední odhad patří mezi kvalitnější. V případě odhadu roční výkonnosti počítaného z dvojletých průměrných cen jsme sice dosáhli koeficientu determinace přesahující 50%, nicméně výpočet dvojletého průměru je pro uživatele mnohem komplikovanější a neudává mu příliš přesné signály o vhodné době nákupu či prodeje.

Ve prospěch odhadu hraje i ověření všech důležitých předpokladů. Odhady koeficientů jsou signifikantní a nečelíme ani žádným problémům s normalitou disturbancí či heteroskedasticitou.

Níže si můžeme ještě prohlédnout graf všech pozorování a odhadnutou regresní přímkou. V grafu pozorujeme zajímavé rozdělení pozorování, v podstatě můžeme vidět dvě skupiny, jedna z nich má malé hodnoty Z-score, druhá naopak relativně velké. Tento graf rozděluje americké (levá část grafu) a asijské automobilky. V podstatě se jedná o učebnicový příklad pro profesora Altmana, jehož Z-index dobře diskriminuje zdravé firmy od firem v problémech. Americké automobilky byly ve ztrátě i v době konjunktury americké ekonomiky v druhé polovině naší dekády. Naopak Toyotě se kontinuálně dařilo udržovat výrobu ziskovou.



Obrázek 6 - Dvojletá výkonnost počítaná z ročních průměrů

Následující prostor vyplníme modelem popisující dvojletou výkonnost akcií, jenž se bude vypočítávat z dvojletých průměrů cen. Nejprve si ukážeme odhady pro případ, kdy

časová střední hodnota průměru je v době, ke které se vypočítává Z-score, respektive o dva roky později.

	Odhad koeficientu	Standardní chyba	T-hodnota	P-hodnota	Signifikance
$\hat{\alpha}$	-0,2954	0,06516	-4,534	$9,91 \cdot 10^{-5}$	***
$\hat{\beta}$	0,17776	0,033	5,387	$9,64 \cdot 10^{-6}$	***

Signifikance: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Tabulka 18 - Dvojletá výkonnost počítaná z dvojletých průměrů

Residual standard error: 0.1927 on 28 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.5089, Adjusted R-squared: 0.4914

F-statistic: 29.02 on 1 and 28 DF, p-value: 9.638e-06

Shapiro-Wilk normality test : W = 0.989, p-value = 0.9848

Studentized Breusch-Pagan test : BP = 0.1599, df = 1, p-value = 0.6893

Regresní přímka se lehce potočila podle bodu, ve kterém protíná osu X a přímka v novém odhadu má lehce vyšší sklon. Vysoké p-hodnoty nám říkají, že ani v tomto případě nemáme žádný problém s ověřením předpokladů a odhady obou koeficientů jsou silně signifikantní.

Model je kvalitnější než jeho předchůdce počítaný z jednoletých průměrů, což je logické a již jsme si řekli, že při průměrných cenách počítaných z delšího úseku budeme vyžadovat vyšší koeficient determinace. Ten se pohybuje okolo 50%, což můžeme považovat za uspokojivé.

Problémem tohoto odhadu je skutečnost, že v době zjištění Z-score bychom měli být schopni odhadnout, jak se daná akcie bude v budoucnu chovat. V době výpočtu Z-score (pro jednoduchost předpokládejme, že nedochází k žádné časové prodlevě mezi koncem účetního období a zveřejněním výsledků, tedy 1. den nového účetního období) však ještě neznáme průměrnou cenu akcií, neboť nám chybí údaje za následující rok. Znamená to, že jsme schopni model využít rok po zveřejnění hospodářských výsledků (resp. využít hospodářských

výsledků o rok dříve). Nejde tedy o velký problém, nicméně můžeme ještě provést další test, ve kterém budeme počítat dvojletý průměr posunutý o rok zpátky. Jinými slovy průměr z dat, kde poslední pozorování je době zveřejnění hospodářských výsledků. Odhadnuté parametry mají následující podobu :

	Odhad koeficientu	Standardní chyba	T-hodnota	P-hodnota	Signifikance
$\hat{\alpha}$	-0,3018	0,05618	-5,372	$6,15 \cdot 10^{-6}$	***
$\hat{\beta}$	0,18194	0,02845	6,394	$3,04 \cdot 10^{-7}$	***

Signifikance: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Tabulka 19 - Dvojletá výkonnost počítaná z dvojletých průměrů (posun o rok)

Residual standard error: 0.1803 on 33 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.5534, Adjusted R-squared: 0.5398

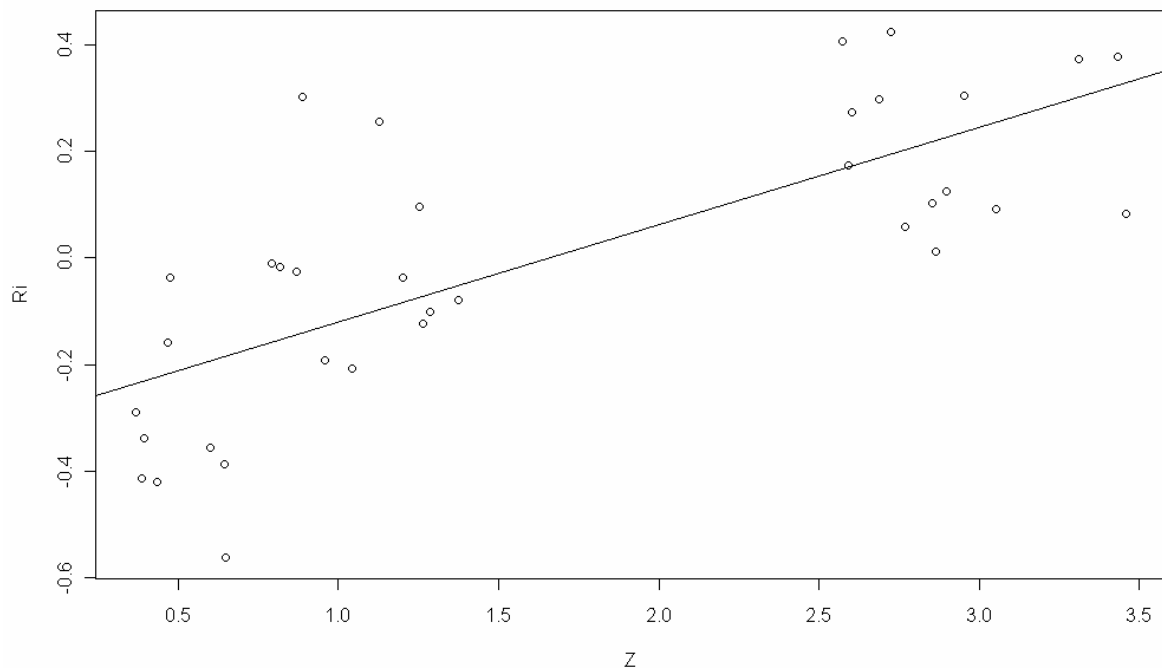
F-statistic: 40.89 on 1 and 33 DF, p-value: 3.038e-07

Shapiro-Wilk normality test : W = 0.9836, p-value = 0.8686

Studentized Breusch-Pagan test : BP = 0.8903, df = 1, p-value = 0.3454

Multiple R-squared má hodnotu 55,34%, což znamená nárůst koeficientu determinace o dalších 5 procentních bodů. Toto je velmi dobrá zpráva, neboť kromě slušného R-squared je navíc model dobře použitelný. Ekonomickou interpretaci modelu si ukážeme v závěru kapitoly, nyní si jen připomeneme, že na základě testů byly ověřeny všechny důležité předpoklady.

Vzhledem k tomu, že aktuální odhad může být považován za nejlepší a nejužitečnější, je níže k dispozici i graf odhadnuté regresní přímky.



Obrázek 7 - Dvojletá výkonnost počítaná z dvojletých průměrů (posun o rok)

6.1.2 Farmaceutický průmysl

Odvětví výrobců léků bylo vybráno z důvodu, že se jedná o zástupce segmentu technologických společností. Zatímco automobilová produkce je zástupcem klasického amerického průmyslu a v podstatě symbolem tradičních hodnot, farmaceutický průmysl naopak patří mezi nové, rychle se rozvíjející trhy. Farmaceutické firmy působí na burze NASDAQ a i zde bylo možné pozorovat turbulentní změny cen před dotcom krizí.

Nyní přistupme k výsledkům odhadů. Budeme se věnovat jen takovým variantám, které se v předešlé sekci odvěděly. Nejprve otestujeme model s roční výkonností počítané z dvojletých průměrů :

	Odhad koeficientu	Standardní chyba	T-hodnota	P-hodnota	Signifikance
$\hat{\alpha}$	-0,11152	0,03787	-2,945	0,00505	**
$\hat{\beta}$	0,06492	0,01947	3,334	0,0017	**

Signifikance: 0 '****' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Tabulka 20 - Roční výkonnost počítaná z dvojletých průměrů

Residual standard error: 0.06683 on 46 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.1946, Adjusted R-squared: 0.1771

F-statistic: 11.11 on 1 and 46 DF, p-value: 0.001699

Shapiro-Wilk normality test : W = 0.9826, p-value = 0.6917

Studentized Breusch-Pagan test : BP = 0.0264, df = 1, p-value = 0.8708

Pokud srovnáme výsledky se stejným modelem z automobilového průmyslu, pozorujeme nižší ziskový bonus (6,4% oproti 9,8% při zvýšení Z-score o jednotku) ale hlavně výrazně nižší koeficient determinace. Další předpoklady byly ověřeny a jsou v pořádku, nicméně R-squared necelých 20% je bohužel málo a nejedná se o kvalitní model (R squared v automobilovém průmyslu bylo 53,26%).

Dále budeme zkoumat model, u kterého v případě automobilů vyšel nejvyšší koeficient determinace. Jednalo se o měření roční výkonnosti měřené ze čtyřletých průměrů.

	Odhad koeficientu	Standardní chyba	T-hodnota	P-hodnota	Signifikance
$\hat{\alpha}$	-0,14148	0,03542	-3,994	0,000329	***
$\hat{\beta}$	0,07361	0,01897	3,881	0,000455	***

Signifikance: 0 '****' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Tabulka 21 - Roční výkonnost počítaná ze čtyřletých průměrů

Residual standard error: 0.05549 on 34 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.307, Adjusted R-squared: 0.2866
 F-statistic: 15.06 on 1 and 34 DF, p-value: 0.0004552
 Shapiro-Wilk normality test : W = 0.9873, p-value = 0.9469
 Studentized Breusch-Pagan test : BP = 0.1116, df = 1, p-value = 0.7384

O výsledcích tohoto odhadu můžeme říci v podstatě to samé co o výsledcích odhadu předcházejícího. Odhadnuté parametry jsou na 5% hladině významnosti signifikantní, předpoklady normality i homoskedasticity jsou ověřeny, nicméně model trpí výrazně nižší vysvětlovací schopností, která se v tomto případě pohybuje okolo 30%.

Závěrem vyzkoušíme aplikovat ještě model, který byl v sektoru automobilů zřejmě nejprínosnější : 2 letá výkonnost měřená dvojletými průměry :

	Odhad koeficientu	Standardní chyba	T-hodnota	P-hodnota	Signifikance
$\hat{\alpha}$	-0,22868	0,0666	-3,434	0,0014	***
$\hat{\beta}$	0,12124	0,03484	3,48	0,00122	***

Signifikance: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

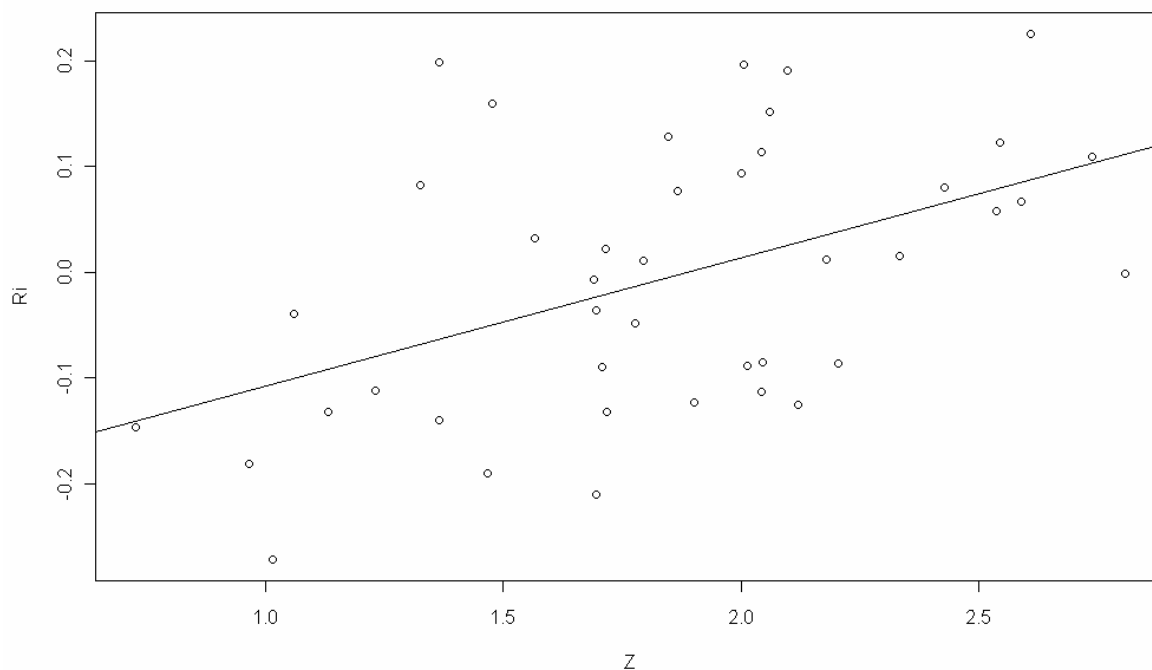
Tabulka 22 - Dvojletá výkonnost počítaná z dvojletých průměrů

Residual standard error: 0.1128 on 40 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.2324, Adjusted R-squared: 0.2132
 F-statistic: 12.11 on 1 and 40 DF, p-value: 0.001225
 Shapiro-Wilk normality test : W = 0.972, p-value = 0.3859
 Studentized Breusch-Pagan test : BP = 0.8789, df = 1, p-value = 0.3485

Výsledky ukazují nižší sklon regresní přímky, což značí nižší ziskový bonus pro lepší firmy oproti automobilovému sektoru. Firma s průměrným výkonem dosahuje hodnoty Z-score 1,89. Hodnota je vyšší než v segmentu automobilů a více odpovídá Altmanovým

závěrům, kdy akcie společnosti na hranici finančních problémů (Z-score s hodnotou 1,8) již dosahují nižší výkonosti než benchmark.

Odhadnuté parametry jsou na 5% hladině významnosti signifikantní, na stejné hladině je ověřen i předpoklad normality a homoskedasticity. Špatnou zprávou je nízký koeficient determinace s hodnotou 23,24%. V následujícím grafu je možné toto zjištění pozorovat. Pozorování jsou značně rozptýlena okolo regresní přímky.



Obrázek 8 - Dvojetá výkonnost počítaná z dvojetých průměrů

6.2 Interpretace

Tato práce prezentuje několik modelů zabývajících se problematikou chování akcií. Některé modely vykazují nižší koeficient determinace. Jiné nemají tento problém, nicméně u nich existuje problém s jejich reálným využitím. Jako nejvhodnější byl proto zvolen model, jenž vysvětluje dvojetou relativní výkonnost vzhledem k výkonnosti indexu odvětví. Toto platí pro obě testovaná odvětví, nicméně vzhledem k tomu, že v případě farmaceutických firem, kde model nepopisuje pohyb cen akcií příliš kvalitně, je třeba výsledky v tomto odvětví přijímat s opatrností.

Dospěli jsme k následující regresní rovnici, která platí pro automobilový sektor :

$$R_i = -0,3018 + 0,18194Z_i$$

a dále k odhadu, který platí pro farmaceutické společnosti :

$$R_i = -0,22868 + 0,12124Z_i$$

kde :

R_i Relativní výkonnost akcií i-té firmy vzhledem k tržní konkurenci

Z_i Z-score i-té firmy

Nyní se vraťme zpět ke kapitole teoreticky popisující model a připomeňme si i další vzorce, neboť je budeme v následující pasáži potřebovat :

$$R_i = r_i - \frac{\sum_{j=1}^n r_j}{n}$$

kde:

$$\frac{\sum_{j=1}^n r_j}{n} \dots\dots \text{Průměrný výnos v odvětví}$$

a

$$r_i = \frac{AV_{i(t+n)}(x) - AV_{it}(x)}{AV_{it}(x)}$$

kde :

$AV_{i(t+n)}(x)$ x-letý průměr cen akcie i-té firmy v roce t+n

Z předcházejících vzorců vyplývá následující :

$$r_i = \alpha + \beta Z_i + \frac{\sum_{j=1}^n r_j}{n}$$

Zde vidíme ve formalizované podobě tvrzení, že výkonnost akcie zkoumané firmy je dána výkonností odvětví a ziskovým bonusem (či malusem). Tato rovnice pro nás bude důležitá z hlediska doporučení potenciálnímu investorovi.

Předpokládejme, že investor se bude po zveřejnění hospodářských výsledků zvažovat nákup akcií této firmy. Model mu podá určité informace o změnách průměrných cen, nicméně jeho bude rovněž zajímat aktuální tržní cena akcie, která může mít zcela jinou hodnotu než průměr za předcházející období. Aby byla investice do akcií i-té firmy smysluplná, musí platit následující nerovnice :

$$\frac{P_i - AV_{1i}}{AV_{1i}} - \sum_{j=1}^n \frac{P_j - AV_{1j}}{AV_{1j}} < R_i$$

Jinými slovy : procentuální nárůst ceny akcie i-té firmy mínus procentuální nárůst indexu celého odvětví musí být menší než ziskový bonus R_i , jinak již bude celý ziskový bonus firmy vyčerpán. Protože model nevysvětluje pohyb akcií ze 100%, má smysl uvažovat o investici jen v případě významného bonusu. Z hlediska statistické signifikance na 5% hladině významnosti by se jednalo o dvojletý bonus ve výši 5,6% (vynásobením standardní chyby odhadu beta hodnotou 1,96, což je hodnota 5% kvantilu Studentova t-rozdělení), nicméně intuitivně by měl investor nejspíše očekávat ještě více. Přesnou hodnotu nelze určit, závisí jen na preferencích investorů.

Investor by měl vyhledávat takové příležitosti, kde rozdíl

$$\frac{P_i - AV_{1i}}{AV_{1i}} - \sum_{j=1}^n \frac{P_j - AV_{1j}}{AV_{1j}}$$

bude mít co nejmenší hodnotu, ideálně zápornou. Poté totiž může očekávat ještě vyšší bonus než jaký mohl očekávat na základě výstupu z modelu.

Jak by se měl investor zachovat v případě prodeje? Na základě výstupu z rovnice může investor očekávat bonus R_i , který mu sděluje informaci, že průměrná dvojletá cena akcie firmy bude mít o R_i vyšší dvojletou výkonnost než dvojletý průměr akcií v odvětví. Vzhledem k tomu, že investor nakoupil akcii za cenu P_i , může očekávat následující bonus (označme jej jako E_i - očekávaný bonus) :

$$E_i = R_i - \left(\frac{P_i - AV_{1i}}{AV_{1i}} - \sum_{j=1}^n \frac{P_j - AV_{1j}}{AV_{1j}} \right)$$

Protože porovnáváme průměrnou cenu akcie s průměrnou cenou v odvětví, je zřejmé, že existuje alespoň jeden okamžik, ve kterém bude výkonnost akcie vyšší nebo rovna E_i a stejně tak existuje okamžik, ve kterém bude výkonnost akcie nižší nebo rovna E_i . Investor by tedy měl sledovat vývoj a v případě dosáhnutí kýženého bonusu uzavře pozici. Vše samozřejmě funguje za předpokladu, že budoucí vývoj na burze bude v souladu s výsledky modelu. Ten vysvětluje problematiku zhruba z 55%, tedy ne zcela, a proto je třeba brát předcházející radu jako spíše teoretickou. Prakticky vždy bude záležet na preferencích investora a jeho vztahu k riziku. Je třeba, aby využil i dalších informací z trhu.

7 Závěr

Cílem této bakalářské práce bylo prozkoumat zda existuje závislost mezi hodnotou Indexu důvěryhodnosti vyvinutého profesorem Edvardem Altmanem a hodnotou akcií dané firmy.

Analýza byla provedena mezi firmami z automobilového a farmaceutického průmyslu za uplynulých 10 let, což byla z hlediska zkoumání poměrně zajímavá doba, neboť existovalo několik protichůdných trendů (dotcom krize, současná globální krize, konjunktura v první polovině naší dekády), a proto bylo zajímavé zjišťovat, zda lze vyvinutý model použít obecně.

V práci byla zkoumána následující hypotéza : Akcie společností s relativně vyšším Z-score dosahují relativně vyššího zhodnocení. Regresní analýza na zkoumaných datech potvrdila existenci pozitivní lineární závislosti mezi Z-score a relativní výkonností akcií vzhledem ke konkurenci. V praktické části práce byly zkoumány různé možnosti, nakonec se jako nejvhodnější ukázala varianta měření dvojleté výkonnosti akcie, přičemž výkonnost se měřila porovnáváním dvojletých průměrů cen akcií. V případě automobilového průmyslu model popisuje vysvětluje pohyby cen akcií přibližně z 55%, což je poměrně dobrý výsledek.

Díky měření relativní výkonnosti je model odolný vůči ekonomickým cyklům. Na druhou stranu však negarantuje výnos v absolutních hodnotách, je možné, že v době recese ekonomiky bude klesat hodnota akcií i nejvýkonnějšího podniku v odvětví.

Závěrem bych chtěl dodat, že využití Z-score indexu při volbě portfolia může být užitečným pomocníkem, nicméně nikoliv výhradním. Při jeho užívání je třeba brát na zřetel fakt, že model byl testován jen ve dvou odvětví. Pro ověření jeho platnosti bude v budoucnu třeba provést hlubší analýzu.

8 Zdroje

8.1 Knihy a tištěné publikace

- Altman, E. : Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy, The Journal of Finance, Semptember 1968, p. 589 – 609
- Altman, E. : Predicting financial distress of companies : Revising the Z-score and Zeta models, New York University, 2000
- Brealey, R., Myers, S. : Teorie a praxe firemních financí, Computer press, Praha, 2000
- Brown, K., Reilly F. K., Investment analysis and portfolio management, Thomson/South-Western, 2003
- Durand, D. : Risk elements in consumer instalment financing, National bureau of economic research, 1941
- Fisher, R.A. : The use of multiple measurements in taxonomic problems, Annals of Eugenics, No. 7, 1936
- Kališová, L. : Pomerové ukazatele ako indikátory eventuálneho bankrotu podniku – Ekonometrická analýza, IES FSV UK, 2004
- Kendall, M : The analysis of economic time-series, part 1 : Prices, Journal of the Royal Statistical Society, 1953
- Kislingerová, E a kol. : Manažerské finance, C. H. Beck, Praha, 2004
- Liu, J., Nissim, D., Thomas, J. : Equity valuation using multiples, Journal of accounting research, 2002
- Smith, R. F. , Winakor, A. H. : Changes in the financial structure of unsuccessful corporations, University of Illinois, 1935
- Walter, J. E. : A discriminant function for Earnings-Price ratios of large industrial corporations, The review of economics and statistics, Vol. 41, 1959

8.2 Internetové zdroje

- <http://ec.europa.eu/eurostat>
- <http://www.bloomberg.com>
- <http://finance.yahoo.com>
- <http://www.bigcharts.com>
- <http://pages.stern.nyu.edu/~ealtman>
- <http://www.ihned.cz>