

**ZÁPADOČESKÁ UNIVERZITA V PLZNI**

**FAKULTA EKONOMICKÁ**

Bakalářská práce

**Analýza těsnosti vztahů ukazatelů v bankrotních modelech**

**Analysis of dependency rates of indicators in default models**

RNDr. Jan Krtička

Plzeň 2012

*zadání práce – vložit originál*

## Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem bakalářskou práci na téma „*Analýza těsnosti vztahů ukazatelů v bankrotních modelech*“ vypracoval samostatně pod odborným dohledem vedoucího bakalářské práce za použití pramenů uvedených v příložené bibliografii.

V Plzni, dne 1. 5. 2012

.....

podpis autora

## Poděkování

Na tomto místě chci vyjádřit své poděkování panu *prof. Ing. Janu Mackovi, CSc.*, který byl ochoten převzít vedení této práce. Během celého procesu její přípravy a tvorby mě odborně vedl, a přispěl tak velmi významně k výsledné podobě této práce.

Dále chci poděkovat paní *Ing. Kateřině Pitrové*, která mi byla nápomocna při získávání vstupních dat z databáze Albertina.

V neposlední řadě pak patří dík mé manželce *Ing. Jaroslavě Krtičkové* za její morální podporu a pochopení pro čas, který jsem věnoval jak samotnému sepsání této práce, tak předchozímu několikaletému studiu.

*autor*

---

# Obsah

<b>Úvod</b> .....	<b>6</b>
<b>1. Teoretická část</b> .....	<b>8</b>
1.1. Bankrotní modely .....	8
1.1.1. Altmanovo Z-score.....	9
1.1.2. Indexy důvěryhodnosti IN.....	10
1.1.3. Tafflerův model.....	13
1.1.4. Beaverova metoda .....	13
1.2. Korelace.....	15
1.3. Multikolinearita .....	16
<b>2. Praktická část</b> .....	<b>18</b>
2.1. Popis vstupních dat, postup prací .....	18
2.2. Analýza těsnosti vztahů ukazatelů v Altmanově Z-score .....	20
2.2.1. Analýza ve zvoleném roce .....	20
2.2.2. Analýza časové řady.....	22
2.2.3. Dílčí závěry .....	27
2.3. Analýza těsnosti vztahů ukazatelů v modelu IN95 .....	27
2.3.1. Analýza ve zvoleném roce .....	27
2.3.2. Analýza časové řady.....	30
2.3.3. Dílčí závěry .....	31
2.4. Analýza těsnosti vztahů ukazatelů v Tafflerově modelu.....	31
2.4.1. Analýza ve zvoleném roce .....	31
2.4.2. Analýza časové řady.....	33
2.4.3. Dílčí závěry .....	36
2.5. Diskuse .....	37
<b>Závěr</b> .....	<b>39</b>
<b>Seznam použité literatury</b> .....	<b>41</b>
<b>Seznam příloh</b> .....	<b>42</b>
<b>Abstrakt</b> .....	<b>43</b>
<b>Abstract</b> .....	<b>44</b>

---

## Úvod

Historie snah o predikci krize podniku s využitím exaktních metod sahá až do třicátých let 20. století. Prvním počinem, který je v této souvislosti zmiňován<sup>1</sup>, je práce *A Comparison of the Ratios of Successful Industrial Enterprises With Those of Failed Companies* publikovaná v roce 1932 Paulem J. FitzPatrickem. Její autor analyzoval vybrané hospodářské ukazatele čtyř desítek podniků, z nichž některé zbankrotovaly. V rámci své práce sledoval vývoj hodnot 13 poměrových ukazatelů během tří let. Výsledkem této snahy byla formulace tvrzení, že podniky směřující k bankrotu vykazují již s jistým časovým předstihem před samotným úpadkem určité signály blížících se problémů. Ty je možné zaznamenat sledováním a analýzou vývoje vhodných ukazatelů, předpovědět blížící se problémy s dostatečným předstihem, a umožnit tak vlastníkům a řídicím pracovníkům na tuto situaci včas a vhodně reagovat.

Na výše uvedenou práci navázal následně William H. Beaver, jenž v průběhu 50. a 60. let 20. století sledoval vývoj vybraných hospodářských ukazatelů většího množství podniků a po delší časové období. Ve svých analýzách dospěl k závěru, že některé ukazatele procházejí u podniků směřujících k úpadku významně jiným vývojem než u podniků prosperujících. Ze zvolených ukazatelů Beaver nakonec vybral pět, jejichž jistý vývoj v čase může signalizovat blížící se krizi příslušného podniku.

V následujícím období byly postupně publikovány další metody a modely predikce krize podniku, mezi nejznámější a dodnes zřejmě nejužívanější patří model Altmanův a Tafflerův. V devadesátých letech 20. století se této problematice začali věnovat i čeští ekonomové, nejvýznamnějším počinem na tomto poli je vytvoření série indexů důvěryhodnosti IN, které publikovali manželé Neumaierovi.

Většina v současnosti užívaných bankrotních modelů vychází z tzv. *diskriminační analýzy*. V  $n$ -dimenzionálním prostoru definuje rovnici  $n-1$  dimenzionální nadrovinu (Z-score), která odděluje podniky jednoho typu (finančně zdravé) od podniků ohrožených bankrotem. Každý z modelů přitom operuje s určitým počtem vysvětlujících proměnných, za něž jsou brány vhodné poměrové ukazatele, přičemž jejich počet se u jednotlivých modelů liší.

Předložená práce si klade za cíl analyzovat u vybraných bankrotních modelů míru závislosti vysvětlujících proměnných pomocí metod matematické statistiky. Hlavním smyslem těchto úvah je experimentální ověření platnosti hypotézy o statisticky významné míře závislosti mezi

---

<sup>1</sup> viz např. [http://en.wikipedia.org/wiki/FitzPatrick\\_1932](http://en.wikipedia.org/wiki/FitzPatrick_1932)

---

vysvětlujícími proměnnými, a to zejména u modelů operujících s větším počtem poměrových ukazatelů.

V případě, kdy se podaří u některého z bankrotních modelů prokázat vysokou míru závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými, je pak na místě pokusit se nalézt model jednodušší, pracující s menším množstvím proměnných – a přitom poskytující o daném podniku obdobně validní informace. Již na tomto místě je třeba zdůraznit, že řešení tohoto návazného problému velmi výrazně přesahuje účel a zaměření této práce, a není tedy jejím cílem.

Práce je rozdělena do dvou základních částí. V první, teoreticky zaměřené, jsou charakterizovány nejznámější a v praxi nejčastěji užívané bankrotní modely. Dále jsou zde v maximální možné stručnosti připomenuty nezbytné pojmy a nástroje matematické statistiky, které budou následně užity pro výpočty v části druhé, praktické. V ní je na dvou zvolených datových souborech a pro vybrané bankrotní modely zkoumána párová korelace mezi užitými poměrovými ukazateli, a dále pak i tzv. *multikolinearita* (pojem je vysvětlen v teoretické části), která vypovídá o míře závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými každého z modelů.

Na závěr praktické části je uvedena diskuse získaných výsledků.

Podstatnou náležitostí předložené práce jsou konkrétní výpočty a analýzy provedené s využitím aplikace MS Excel. Příslušné datové soubory tvoří tedy nedílnou součást této práce. Jsou dostupné na přiloženém CD.

---

## 1. Teoretická část

První (teoreticky zaměřená) část práce obsahuje především popis nejčastěji užívaných bankrotních modelů včetně jejich případných specifik. Tato partie byla zpracována rešerší některých dostupných publikací z poměrně rozsáhlé bibliografie věnované problematice finanční analýzy podniku či podnikových financí. Konkrétně jsem čerpal z následujících informačních zdrojů:

1. Milan Hrdý, Michaela Horová: *Finance podniku* [2]
2. Eva Kislingerová, Jiří Hnilica: *Finanční analýza krok za krokem* [3]
3. Dana Kovanicová, Pavel Kovanic: *Poklady skryté v účetnictví, díl II. - Finanční analýza účetních výkazů*. [4]
4. Jan Macek, Rudolf Kopek, Jitka Králová: *Ekonomická analýza podniku* [5]
5. Petra Růčková: *Finanční analýza* [6].

V další části jsou pak v maximální možné stručnosti popsány některé vybrané nástroje matematické statistiky, jejichž užití je nezbytné k dosažení cíle v praktické části práce. Zde jsem při zpracování příslušných partií vycházel především z publikace prof. Hindlse [1].

### 1.1. Bankrotní modely

Každý investor se před vstupem do nového podniku chce ujistit, zda vložená aktiva budou v tomto podniku očekávaným způsobem zhodnocena. V zásadě hledá odpověď na dvě základní otázky, které je možné formulovat například takto:

1. Je zamýšlená investice *výhodná*? Jsou vložená aktiva zhodnocena efektivně?
2. Je zamýšlená investice *bezpečná*? Nehrozí její znehodnocení a ztráta finančních prostředků?

Odpověď na první otázku hledají tzv. *bonitní modely*. Jejich cílem je poskytnout investorovi či vlastníkovi základní vodítko pro posouzení výhodnosti investice. Mezi známé a v praxi nejčastěji používané bonitní modely patří například Kralicekův Quicktest, index důvěryhodnosti IN99 či Tamariho model. Tato problematika však není předmětem zájmu této práce, proto se jí podrobněji věnovat nebudeme. Pozornost naopak zaměříme na modely hledající odpověď na druhou položenou otázku.



---

Pomoc v řešení problému, zda je pravděpodobnost selhání podniku (jeho bankrotu) nízká, či nebezpečně vysoká, poskytují tzv. *modely bankrotní*. Ty vycházejí z předpokladu, že podnik směřující k selhání vykazuje s určitým časovým předstihem některé příznaky, které je možné zobecnit. Nejčastěji se objevují problémy s likviditou, pracovním kapitálem, vysokou zadlužeností či nedostatečnou ziskovostí. Jednotlivé modely tedy obvykle volí vybrané (poměrové) ukazatele, které spolu s empiricky určenými vahami konstruují určitý index. V závislosti na jeho hodnotě je pak konstatována míra pravděpodobnosti bankrotu.

Bankrotních modelů je v odborné literatuře publikována celá řada. Liší se počtem užívaných ukazatelů, vhodnosti svého použití, mírou spolehlivosti atp. Podívejme se v následujícím textu alespoň na ty nejznámější modely poněkud podrobněji.

### 1.1.1. Altmanovo Z-score

Jedním z nejčastěji používaných bankrotních modelů je Altmanovo Z-score. Jedná se o predikční model založený na vícerozměrné diskriminační analýze. Jeho první verze byla publikována Edwardem I. Altmanem<sup>2</sup>, profesorem financí na New York University's Stern School of Business v článku *Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy* publikovaném v časopise *Journal of Finance* v roce 1968. Altman zkoumal hospodářské výsledky několika desítek amerických podniků s akciemi obchodovanými na burze. Z celkového počtu 22 ukazatelů zvolil pro svůj model pět nejvýznamnějších. Výsledná charakteristika (Z-score) pak byla definována takto:

$$Z = 1,2X_1 + 1,4X_2 + 3,3X_3 + 0,6X_4 + 1,0X_5, \quad (1)$$

kde poměrové ukazatele  $X_1, \dots, X_5$  jsou definovány následujícím způsobem:

$$\begin{aligned} X_1 &= \frac{\text{Pracovní kapitál}}{\text{Aktiva}}, \\ X_2 &= \frac{\text{Nerozdělený zisk z minulých let}}{\text{Aktiva}}, \\ X_3 &= \frac{\text{Zisk před zdaněním a úroky}}{\text{Aktiva}}, \\ X_4 &= \frac{\text{Tržní hodnota vlastního kapitálu}}{\text{Celkové dluhy v nominální hodnotě}}, \\ X_5 &= \frac{\text{Tržby}}{\text{Aktiva}}. \end{aligned}$$

---

<sup>2</sup> [http://en.wikipedia.org/wiki/Edward\\_I.\\_Altman](http://en.wikipedia.org/wiki/Edward_I._Altman)

---

Podnik je považován za finančně zdravý s velmi nízkou pravděpodobností bankrotu, je-li hodnota  $Z$  větší než 2,99. Pokud je naopak tato hodnota menší než 1,81, je pravděpodobnost bankrotu vysoká. V intervalu mezi těmito hodnotami je budoucnost podniku nejistá.

V roce 1983 byla Altmanem publikována revize uvedeného modelu, kdy byly na základě dostupných dat zpřesněny váhy užitých poměrových ukazatelů, a to především pro podniky, které nejsou veřejně obchodované na burze. Výsledek pak měl následující tvar:

$$Z = 0,717 X_1 + 0,847 X_2 + 3,107 X_3 + 0,420 X_4 + 0,998 X_5. \quad (2)$$

Kromě vah jednotlivých poměrových ukazatelů se v inovované verzi změnila i hranice pásma bankrotu a tzv. šedé zóny. V tomto případě jsou za finančně zdravé s minimálním rizikem bankrotu označeny ty podniky, jejichž  $Z$ -score je větší než 2,9. Podniky se  $Z$ -score nižším než 1,2 jsou naopak s vysokou pravděpodobností ohroženy bankrotem. Mezi těmito dvěma hodnotami pak Altmanův model o budoucnosti podniku nevyslovuje žádný soud.

Z této podoby Altmanova modelu budeme vycházet při výpočtech v praktické části.

### **1.1.2. Indexy důvěryhodnosti IN**

Altmanův model se v podnikové praxi začal v tuzemsku postupně využívat v souvislosti s počátkem privátního podnikání po roce 1990. Jeho původní konstrukce však odpovídala podnikům vyvíjejícím svou činnost ve zcela jiných podmínkách, než jaké platily pro českou ekonomiku na počátku 90. let 20. století. Proto byl Altmanův model některými odborníky označován jako spíše nevhodný pro tuzemské použití. Zároveň se objevovaly snahy tento model určitým způsobem modifikovat pro použití v podmínkách transformující se české ekonomiky. Pravděpodobně nejznámějším výsledkem těchto snah byl index důvěryhodnosti IN vytvořený manželi Inkou a Ivanem Neumaierovými.

První z verzí tohoto modelu byla autory označena IN95 (podle roku publikace). Byla konstruována s primárním zaměřením na predikci selhání podniku. Její publikovaný tvar je tento:

$$IN95 = 0,22Y_1 + 0,11Y_2 + 8,33Y_3 + 0,52Y_4 + 0,10Y_5 - 16,80Y_6, \quad (3)$$

kde

$$Y_1 = \frac{\text{Aktiva}}{\text{Cizí zdroje}},$$

$$Y_2 = \frac{\text{Zisk před úroky a zdaněním}}{\text{Nákladové úroky}},$$

$$Y_3 = \frac{\text{Zisk před úroky a zdaněním}}{\text{Aktiva}},$$

$$Y_4 = \frac{\text{Výnosy}}{\text{Aktiva}},$$

$$Y_5 = \frac{\text{Oběžná aktiva}}{\text{Krátkodobé závazky + Krátkodobé bankovní úvěry}},$$

$$Y_6 = \frac{\text{Závazky po lhůtě splatnosti}}{\text{Výnosy}}.$$

Váhy jednotlivých poměrových ukazatelů byly určeny na základě analýzy hospodářských výsledků cca 1900 českých podniků. Kriteriační hodnoty jsou pak nastaveny takto:

- $IN95 < 1$ : podnik se nachází ve finanční tísní,
- $1 \leq IN95 \leq 2$ : o finanční situaci podniku není možné rozhodnout,
- $IN95 > 2$ : podnik nemá finanční problémy.

Deklarovaná spolehlivost modelu je 70 %.

První verze indexu IN označená jako IN95 byla o několik let později modifikována tak, aby zohledňovala „vlastnický pohled“, tedy vypovídala o schopnosti podniku vytvářet přidanou hodnotu pro vlastníky. Vznikl tak index IN99 v této podobě:

$$IN99 = -0,017Y_1 + 4,573Y_2 + 0,481Y_3 + 0,015Y_4, \quad (4)$$

kde

$$Y_1 = \frac{\text{Aktiva}}{\text{Cizí zdroje}},$$

$$Y_2 = \frac{\text{Zisk před úroky a zdaněním}}{\text{Aktiva}},$$

$$Y_3 = \frac{\text{Výnosy}}{\text{Aktiva}},$$

$$Y_4 = \frac{\text{Oběžná aktiva}}{\text{Krátkodobé závazky + Krátkodobé bankovní úvěry}}.$$

Kritéria pro rozhodnutí o pozici podniku pak jsou nastavena takto:

- $IN99 < 0,684$  podnik netvoří hodnotu pro vlastníka,
- $0,684 \leq IN99 < 1,089$  podnik spíše netvoří hodnotu pro vlastníka,
- $1,089 \leq IN99 < 1,420$  o tvorbě hodnoty pro vlastníka nelze rozhodnout,
- $1,420 \leq IN99 < 2,070$  podnik spíše tvoří hodnotu pro vlastníka,
- $2,070 \leq IN99$  podnik tvoří hodnotu pro vlastníka.

Spolehlivost indexu IN99 je uváděna vyšší než 85%.

V roce 2001 dále oba autoři publikovali index IN01, který má za cíl spojit oba pohledy – tedy jak pohled „vnitřní“ zkoumající schopnost podniku dostát svým závazkům, tak „vnější“, tj. pohled vlastníka, který se zajímá o schopnost podniku generovat zisk. Index IN01 má tvar:

$$IN01 = 0,13Y_1 + 0,04Y_2 + 3,92Y_3 + 0,21Y_4 + 0,09Y_5, \quad (5)$$

kde

$$Y_1 = \frac{\text{Aktiva}}{\text{Cizí zdroje}},$$

$$Y_2 = \frac{\text{Zisk před úroky a zdaněním}}{\text{Nákladové úroky}},$$

$$Y_3 = \frac{\text{Zisk před úroky a zdaněním}}{\text{Aktiva}},$$

$$Y_4 = \frac{\text{Výnosy}}{\text{Aktiva}},$$

$$Y_5 = \frac{\text{Oběžná aktiva}}{\text{Krátkodobé závazky} + \text{Krátkodobé bankovní úvěry}}.$$

Kriteriální hodnoty stanovili autoři takto:

- $IN01 < 0,75$  podnik spěje k bankrotu,
- $0,75 \leq IN01 < 1,77$  o situaci podniku nelze rozhodnout,
- $1,77 \leq IN01$  podnik tvoří hodnotu pro vlastníka.

Váhy poměrových ukazatelů byly zvoleny na základě analýzy účetních výkazů cca 2000 podniků ze sektoru průmyslu, spolehlivost modelu je udávána kolem 80 %.

Modely IN mají zřetelnou výhodu v tom, že jsou konstruovány v tuzemských podmínkách 90. let, jde tedy o modely aktuální a vytvořené „na míru“ českému prostředí. I v tomto případě však je třeba mít na zřeteli fakt, že výsledek získaný pro konkrétní podnik aplikací některého

---

z uvedených modelů IN je směrem do budoucnosti pouze orientační a nemůže tedy nahradit podrobnou finanční analýzu účetních výkazů.

### 1.1.3. Tafflerův model

Další ze známých modelů určených pro predikci možné krize firmy byl publikován Richardem J. Tafflerem, profesorem University of Edinburgh. Prvotní verze modelu pochází z roku 1974, nejznámější podoba pak z roku 1977. Pro výpočet rozhodného skóre užívá Taffler čtyř poměrových ukazatelů. Tafflerova rovnice má pak ve své nejznámější podobě tento tvar:

$$Z = 0,53X_1 + 0,13X_2 + 0,18X_3 + 0,16X_4, \quad (6)$$

kde

$$X_1 = \frac{\text{Zisk před zdaněním a úroky}}{\text{Krátkodobé závazky}},$$

$$X_2 = \frac{\text{Oběžná aktiva}}{\text{Cizí zdroje}},$$

$$X_3 = \frac{\text{Krátkodobé závazky}}{\text{Aktiva}},$$

$$X_4 = \frac{\text{Tržby}}{\text{Aktiva}}.$$

Interpretace získaného Z-score je pak následující: je-li jeho hodnota menší než 0,2, konstatuje model vysoké riziko bankrotu. Pokud je naopak tato hodnota větší než 0,3, příslušný podnik není bezprostředně ohrožen bankrotem.

Na tomto místě je dále vhodné poznamenat, že Taffler svůj model optimalizoval pro ekonomické prostředí Velké Británie. Pokud bychom tedy chtěli tento model použít v případě podniku českého, je třeba mít uvedenou skutečnost na paměti a vhodně ji zohlednit při formulaci závěrů.

### 1.1.4. Beaverova metoda

Americký ekonom William H. Beaver sledoval v průběhu 50. a 60. let 20. století vývoj vybraných hospodářských ukazatelů u většího množství podniků. Dlouhodobým pozorováním dospěl k závěru, že některé ukazatele procházejí u podniků směřujících k úpadku významně jiným vývojem než u podniků prosperujících. Z užitých ukazatelů Beaver nakonec vybral pět, jejichž vývoj v čase může signalizovat blížící se krizi a selhání firmy. Těmito ukazateli jsou:

---

$$\begin{aligned}\text{Rentabilita aktiv} &= \frac{\text{Zisk po zdanění}}{\text{Aktiva}}, \\ \text{Zadluženost} &= \frac{\text{Celkové dluhy}}{\text{Aktiva}}, \\ \text{Běžná likvidita} &= \frac{\text{Oběžná aktiva}}{\text{Krátkodobé závazky}}, \\ \text{Provozní likvidita} &= \frac{\text{Peněžní toky z provozní činnosti}}{\text{Krátkodobé závazky}}, \\ \text{Struktura kapitálu} &= \frac{\text{Pracovní kapitál}}{\text{Aktiva}}.\end{aligned}$$

Ve srovnání s výše popsanými bankrotními modely nevychází Beaverova metoda z diskriminační analýzy. Není zde definováno žádné Z-score (rovnice nadroviny) oddělující prosperující podniky od podniků ohrožených bankrotem. Metoda je používána tak, že hodnoty uvedených ukazatelů zjišťujeme pro určitý podnik opakovaně (pravidelně) a vyšetřujeme průběh časové řady. Je zřejmé, že například při růstu celkové zadluženosti při zachování hodnot ostatních ukazatelů se podnik postupně dostává do finanční tísně. Totéž je možné říci pro zhoršující se likviditu či rentabilitu aktiv.

Určitou nevýhodou Beaverovy metody je fakt, že u každého podniku probíhá vývoj ekonomické situace různou rychlostí. V některých případech se problémy v oblasti likvidity, rentability či zadluženosti projevují pomalu v dlouhém časovém horizontu, je tedy možné diagnostikovat je s dostatečným předstihem. Jindy ovšem problémy přichází skokově, takže v případě např. ročních intervalů nemusí být Beaverova metoda dostatečně efektivní a pružná.

Druhou nevýhodou je nemožnost stanovit univerzálně hodnoty každého z ukazatelů, které je ještě možné považovat za zdravé. Proto je použití této metody u konkrétního podniku potřeba přizpůsobit jeho specifickým podmínkám a aplikovat ji na pokud možno co nejdelší časové řady.

---

## 1.2. Korelace

V této a následující subkapitole ve stručnosti připomeneme dva pojmy z matematické statistiky, které budeme následně užívat při výpočtech v praktické části této práce. Nejprve se podíváme na problematiku korelace náhodných veličin.

Mějme dvě náhodné veličiny  $X$  a  $Y$ . *Koeficient korelace* náhodných veličin je dán vztahem:

$$\rho_{X,Y} = \frac{\text{cov}(X,Y)}{\sigma_X \cdot \sigma_Y},$$

kde  $\text{cov}(X,Y)$  je kovariance veličin  $X$  a  $Y$ , tedy

$$\text{cov}(X,Y) = E((X - EX)(Y - EY))$$

a  $\sigma_X, \sigma_Y$  jsou odmocniny z rozptylu veličin  $X, Y$ , tj.

$$\begin{aligned}\sigma_X &= \sqrt{E(X - EX)^2}, \\ \sigma_Y &= \sqrt{E(Y - EY)^2}.\end{aligned}$$

přičemž  $EX$  značí střední hodnotu veličiny  $X$  atp.

V našem případě budeme užívat tzv. *Pearsonův koeficient korelace*  $r_{xy}$ , kde za střední hodnotu dané náhodné veličiny bereme aritmetický průměr. Pak můžeme psát:

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n ((x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}))}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \cdot \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}.$$

Koeficient korelace  $r_{xy}$  nabývá vždy hodnoty z intervalu  $\langle -1;1 \rangle$ , přičemž obou extrémů nabývá právě a jedině v případě lineární funkční závislosti mezi veličinami  $X$  a  $Y$ . Je-li koeficient korelace roven nule, říkáme, že náhodné veličiny jsou *nekorelované*. V tomto případě není možné říci, že jsou tyto veličiny nezávislé. Závislost mezi veličinami může být naopak silná, dokonce i funkční, nejde však v žádném případě o závislost lineární.

---

### 1.3. Multikolinearita

Pojem *multikolinearita* se váže k regresním modelům, které pracují s větším počtem regresorů (alespoň 2). Regresory (vysvětlující proměnné modelu) mohou být vzájemně nezávislé, může však mezi nimi existovat (statistická či dokonce funkční) závislost. Tuto závislost pak označujeme uvedeným pojmem *multikolinearita*.

Chceme-li v konkrétním regresním modelu zkoumat multikolinearitu regresorů, je obvyklé vycházet z tzv. korelační matice:

$$M = \begin{pmatrix} 1 & r_{12} & \dots & r_{1n} \\ r_{21} & 1 & \dots & r_{2n} \\ \dots & \dots & r_{ij} & \dots \\ r_{n1} & \dots & \dots & 1 \end{pmatrix}, \quad (7)$$

kde  $r_{ij}$  je koeficient korelace mezi  $i$ -tou a  $j$ -tou vysvětlující proměnnou modelu,  $n$  značí počet regresorů.

O míře multikolinearity pak rozhodne determinant korelační matice. Z vlastností jednotlivých prvků matice je zřejmé, že tento determinant je vždy číslo z intervalu  $\langle 0;1 \rangle$ . O multikolinearitě regresorů hovoříme v případě, kdy determinant korelační matice není roven jedné. Rovnost jedné nastává pouze v případě, kdy jsou každé dvě vysvětlující proměnné nekorelované (korelační matice je jednotková) a jde spíše o teoretický případ. Stejně nepravděpodobný je i druhý extrém, tj. situace, kdy je determinant korelační matice roven nule. V tomto případě hovoříme o úplné multikolinearitě. Tento stav značí, že korelační matice je singulární: alespoň jeden řádek je netriviální lineární kombinací řádků ostatních, příslušný regresor je tedy v modelu nadbytečný.

Při řešení praktických příkladů se setkáváme s případy, kdy se determinant korelační matice pohybuje uvnitř intervalu  $(0;1)$ . Zkoumat je tedy možné míru multikolinearity, která je tím větší, čím blíže nule je uvedený determinant. Další důležitý z tohoto vycházející praktický důsledek je nevhodnost přidávání dalších a dalších vysvětlujících proměnných do zvoleného regresního modelu. S narůstajícím počtem proměnných totiž roste i míra jejich závislosti, multikolinearita. Takový model pak může být i obtížně interpretovatelný. Jinými slovy je možné říci, že vysvětlující proměnná silně korelující s jinou proměnnou modelu (či jejich přibližná lineární kombinace) pouze znovu opakuje informaci, která je v modelu již obsažena.

Praktických doporučení, která se vážou k míře multikolinearity vysvětlujících proměnných, je větší množství. Nejjednodušším z nich je požadavek, aby byl každý z korelačních koeficientů



---

menší než 0,75. Splnění této vlastnosti okamžitě snadno ověříme pohledem na korelační matici.

Jiným často užívaným kritériem vysoké multikolinearity je *Farrar-Glauberův test*. Podívejme se blíže na jeho konstrukci.

Testovým kritériem je hodnota

$$B = -\left[ (n-1) - \frac{1}{6}(2p-5) \right] \cdot \ln|\det(M)|,$$

kde  $n$  je rozsah výběru,  $p$  je počet vysvětlujících proměnných zvoleného regresního modelu a  $\det(M)$  determinant korelační matice.

Testovanou hypotézou  $H_0$  je nezávislost regresorů. Testové kritérium má za předpokladu platnosti nulové hypotézy rozdělní  $\chi^2$  s  $\frac{p(p-1)}{2}$  stupni volnosti. Kritickým oborem jsou pak hodnoty testového kritéria, které překročí příslušný kvantil rozdělní  $\chi^2$ , tj.

$$B \geq \chi_{1-\alpha}^2 \left( \frac{p(p-1)}{2} \right).$$

Nastane-li tato situace, zamítáme nulovou hypotézu a multikolinearitu vysvětlujících proměnných považujeme za statisticky významnou.

---

## 2. Praktická část

Druhá část této práce je věnována analýze míry závislosti poměrových ukazatelů nejčastěji užívaných bankrotních modelů. Konkrétní hypotézy, jejichž platnost budeme experimentálně ověřovat, pak můžeme formulovat takto:

- párové korelace mezi poměrovými ukazateli jsou v některých případech vysoké (míra závislosti je statisticky významná);
- celková míra závislosti poměrových ukazatelů (multikolinearita) v bankrotních modelech je vysoká (statisticky významná).

V případě ověření platnosti těchto hypotéz pro některý ze sledovaných modelů by bylo možné zkonstruovat model jednodušší (obsahující menší množství vysvětlujících proměnných), a to při zachování vypovídací schopnosti příslušného modelu. Samotné zjednodušení vybraných modelů není cílem této práce, naznačíme však postupně některé cesty, které by při snaze o redukci každého z modelů mohly mít naději na úspěch.

Nejprve se ale podívejme, jaká vstupní data byla použita pro ověřování uvedených hypotéz

### 2.1. Popis vstupních dat, postup prací

Konkrétní vstupní data pro experimentální analýzu míry závislosti ukazatelů v jednotlivých bankrotních modelech byla získána z databáze Albertina<sup>3</sup>, jenž poskytuje velmi kvalitní informace (nejen) o hospodářských výsledcích podniků. Jedná se o produkt vyvíjený společností Soliditet, s.r.o. Informace o podnicích jsou shromažďovány z různých veřejně dostupných informačních zdrojů (zejména z obchodního rejstříku). Databáze samotná je pak uživatelům poskytována na komerční bázi, tj. za úplatu.

Za účelem ověření platnosti hypotéz uvedených výše byly zvoleny dva soubory podniků. Záměrně jde o skupiny, které jsou svým charakterem velmi odlišné. Konkrétně šlo o podniky spadající svým předmětem činnosti do oboru *výroba strojů a zařízení* (třída 28 dle klasifikace ekonomických činností CZ-NACE<sup>4</sup>) a do oboru *developerská činnost* (třída 41.1 dle CZ-NACE). Popišme si alespoň ve stručnosti hlavní rozdíly mezi uvedenými skupinami podniků.

Zatímco podniky první zvolené skupiny patří mezi subjekty průmyslové (výrobní), druhá skupina se svým zaměřením pohybuje v sektoru služeb. Strojírenské podniky patří tradičně k pilířům tuzemské ekonomiky, mají ve velké většině dlouhou tradici a jsou celkově poměrně

---

<sup>3</sup> <http://www.albertina.cz/>

<sup>4</sup> viz např. [http://www.czso.cz/csu/klasifik.nsf/i/klasifikace\\_ekonomickyh\\_cinnosti\\_\(cz\\_nace\)](http://www.czso.cz/csu/klasifik.nsf/i/klasifikace_ekonomickyh_cinnosti_(cz_nace))

---

stabilní (byť ani tomuto sektoru se přirozeně nevyhýbají rizika podnikového selhání). U této skupiny podniků je tedy možné očekávat velmi kvalitní a vysoce úplná vstupní data. Navíc zde lze předpokládat existenci dlouhých časových řad, které umožní ověřit nastíněné hypotézy i v čase.

Oproti tomu je skupina podniků vyvíjejících developerskou činnost nepoměrně více proměnlivá. Toto odvětví je poměrně nové, podniky relativně často fúzí, některé zanikají, jiné jsou nově zakládány. V tomto případě tedy může být komplikovanější vstupní data vyčistit a vyčistit tak, abychom měli k dispozici kompletní údaje nezbytné pro další výpočty. Rovněž existence delších časových řad hospodářských výsledků bude v tomto případě spíše méně obvyklá. Výhodou volby takto odlišného souboru podniků pak naopak může být možnost ověřit, zda jsou závěry učiněné u první skupiny podniků pouze dílčí, platné pro uvedené odvětví, nebo jde o zjištění univerzálnější.

Aby byla každá z výše popsaných skupin podniků alespoň vnitřně pokud možno co nejhomogennější, byly pro zařazení konkrétních subjektů do základního souboru dále zvoleny upřesňující podmínky, a to následujícím způsobem:

- právní forma podniku: akciová společnost,
- roční obrát: 50 mil. Kč – 1 mld. Kč.

Při zadání těchto omezujících podmínek obsahovala vstupní databáze údaje o 122 podnicích podnikajících v oboru *výroba strojů a zařízení* a o 206 podnicích z oboru *developerská činnost*.

Takto získaná surová data byla nejprve vyčištěna, a to zejména z hlediska úplnosti. Z databáze byly především vypuštěny neúplné řádky. Pro konkrétní výpočty v jednom hospodářském období byla vybrána data za rok 2008, pro který byly k dispozici informace z největšího množství podniků, konkrétně šlo o 92 subjektů z oboru *výroba strojů a zařízení* a 117 subjektů z oboru *developerská činnost*.

V další fázi práce byla provedena analýza zkoumaných hodnot v časové řadě. Toto zkoumání bylo provedeno jak pro podniky z oboru *výroba strojů a zařízení*, a to pro období mezi lety 2001 a 2009 (takovéto časové řady byly k dispozici pro 50 subjektů), tak pro podniky z oboru *developerská činnost*. V tomto případě byly obvyklé časové řady podstatně kratší, velmi často přerušené či jinak neúplné, přesto se podařilo vybrat 38 subjektů, pro něž byla k dispozici nepřerušovaná časová řada hospodářských údajů za roky 2002-2009.

---

Konkrétní výpočty byly kompletně provedeny s využitím aplikace MS Excel, která svými vlastnostmi účelům práce plně vyhovovala. Z funkcí použitých postupně k jednotlivým operacím s datovými soubory jmenujme (kromě funkcí zcela triviálních) alespoň určení koeficientu korelace, výpočet determinantu (čtvercové) matice, využití kontingenčních tabulek či podmíněné formátování a grafické zobrazení získaných výsledků. Vstupní data i soubory s jednotlivými výpočty jsou obsaženy na příloženém CD.

## 2.2. Analýza těsnosti vztahů ukazatelů v Altmanově Z-score

Veškeré dále popisované výpočty byly nejprve provedeny se souborem podniků z oboru *výroba strojů a zařízení*. Stejně operace byly vzápětí zcela obdobně provedeny i pro druhý ze souborů – podniky z oboru *developerská činnost*. Proto se v následujících odstavcích omezíme pouze na podrobnější popis postupných výpočtů v prvním souboru s tím, že se souborem druhým bylo posléze zacházeno zcela analogicky. Všechny uvedené výpočty byly v první fázi provedeny pro kalendářní rok 2008, ve fázi následující pak pro devítiletou časovou řadu.

### 2.2.1. Analýza ve zvoleném roce

Prvním krokem při provádění konkrétních výpočtů bylo určení hodnoty poměrových ukazatelů  $X_1, \dots, X_5$  v Altmanově modelu. Potřebné hodnoty z rozvahy a výkazu zisku a ztráty tvořily jednotlivé sloupce datového listu. Ukazatele potřebné pro spočtení Altmanova Z-score pro každý z podniků byly tedy určeny jako podíl hodnot v příslušných sloupcích (definice jednotlivých poměrových ukazatelů  $X_1, \dots, X_5$  jsou podrobně uvedeny v teoretické části). V dalším kroku bylo pro každý z podniků vypočteno jeho Z-score, a to podle vztahu (2)

Následně již bylo možné přistoupit k analýze míry závislosti mezi jednotlivými poměrovými ukazateli. Za tímto účelem byl spočten koeficient korelace  $r_{ij}$  pro každou z dvojic ukazatelů  $X_i, X_j$ , kde  $i, j = 1, \dots, 5$ . Ze získaných hodnot pak byla následně sestavena korelační matice, viz (7). Z definice koeficientu korelace je zřejmé, že jde o matici symetrickou, kdy na diagonále jsou jedničky. V našem případě nabývá uvedená matice následujícího tvaru:

$$M = \begin{pmatrix} 1 & 0,6927 & -0,4527 & 0,3609 & 0,3240 \\ 0,6927 & 1 & -0,2636 & 0,3283 & 0,1666 \\ -0,4527 & -0,2636 & 1 & 0,1191 & -0,0877 \\ 0,3609 & 0,3283 & 0,1191 & 1 & -0,0596 \\ 0,3240 & 0,1666 & -0,0877 & -0,0596 & 1 \end{pmatrix}.$$

---

Prvním pozorováním zjistíme, že nejvyšší párová korelace (v absolutní hodnotě) nastává mezi ukazateli  $X_1$  a  $X_2$ . Koeficient korelace těchto dvou proměnných se již poměrně těsně blíží hodnotě 0,75, která obecně signalizuje vysokou míru korelace. Abychom mohli učinit přesnější závěr o závislosti všech poměrových ukazatelů použitých v tomto modelu, spočteme determinant korelační matice. Ten nabývá hodnoty:

$$\det M \doteq 0,2619.$$

Tato hodnota je relativně nízká a upozorňuje tedy na poměrně vysokou multikolinearitu proměnných v modelu.

Užijme dále Farrar-Glauberův test, za hladinu významnosti zvolíme hodnotu 0,05. Postupnými výpočty zjistíme, že testové kritérium  $B$  nabývá hodnoty

$$B \doteq 118,57,$$

kvantil rozdělení  $\chi^2$  s odpovídajícími 10 stupni volnosti je pak při zvolené hladině významnosti roven

$$\chi_{0,95}^2(10) \doteq 18,31.$$

Porovnáním obou spočtených hodnot pak můžeme vyslovit jednoznačný závěr, že multikolinearita vysvětlujících proměnných je v tomto případě statisticky významná.

Právě popsany postup byl dále aplikován na podniky z oboru *developerská činnost*. Databáze z roku 2008 obsahuje údaje o 117 subjektech. Zcela analogicky dospějeme ke korelační matici poměrových ukazatelů Altmanova Z-score, která má v tomto případě tvar:

$$M = \begin{pmatrix} 1 & 0,2900 & 0,4943 & 0,0354 & -0,1006 \\ 0,2900 & 1 & 0,6378 & 0,0444 & -0,1887 \\ 0,4943 & 0,6378 & 1 & 0,0640 & -0,3743 \\ 0,0354 & 0,0444 & 0,0640 & 1 & -0,1122 \\ -0,1006 & -0,1887 & -0,3743 & -0,1122 & 1 \end{pmatrix}.$$

Nejvyšší párová korelace nastává v tomto případě mezi proměnnými  $X_2$  a  $X_3$ . Podobně jako u předchozího souboru podniků je tato hodnota dosti blízká kritické hodnotě 0,75, která signalizuje vysokou multikolinearitu modelu. Determinant korelační matice je pak roven:

$$\det M \doteq 0,3735.$$

---

Rovněž tato hodnota značí dosti vysokou míru multikolinearity, kterou dále potvrdíme provedením Farrar-Glauberova testu na hladině významnosti 0,05. Testová statistika  $B$  nabývá hodnoty

$$B \doteq 111,78,$$

$$\chi_{0,95}^2(10) \doteq 18,31.$$

Porovnáním těchto hodnot tedy stejně jako v případě podniků z oboru *výroba strojů a zařízení* zjišťujeme, že multikolinearita vysvětlujících proměnných je i v tomto případě statisticky významná.

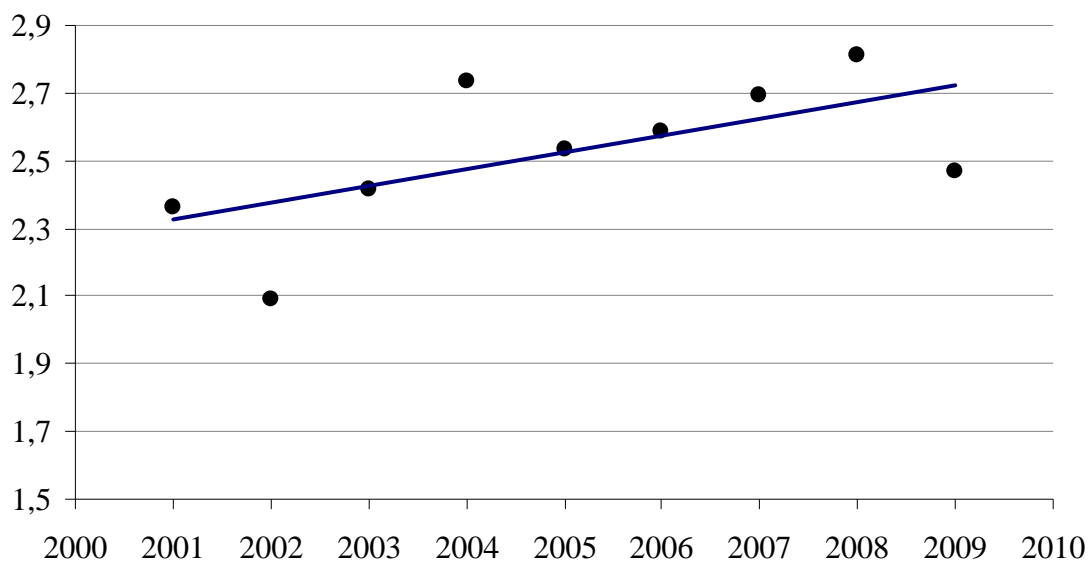
### 2.2.2. Analýza časové řady

Z výše uvedeného vyplývá, že pro oba zvolené soubory podniků a vybraný rok (2008) je závislost ukazatelů Altmanova  $Z$ -score statisticky významná. Nejde však pouze o shodu okolností? Nedošlo ve zvoleném roce k něčemu mimořádnému, co mohlo mít vliv na vstupní data – a následně pak i na učiněné závěry? Pokusme se na tuto otázku odpovědět. Provedeme to tak, že obdobnou analýzu zopakujeme i pro jiné roky.

Datový soubor za tímto účelem dále vytřídíme. Pokud jde o podniky z oboru *výroba strojů a zařízení*, zde je situace poměrně dobrá. Postupným zkoumáním dojdeme k závěru, že pro plných 50 subjektů máme k dispozici kompletní data za roky 2001 – 2009, tedy devítiletou časovou řadu. To je pro další zkoumání více než dostatečné, a to jak z hlediska délky řady, tak pokud jde o počet subjektů.

Poněkud horší situace nastává u podniků vyvíjejících svou činnost v oboru *developerská činnost*. Zde se podařilo sestavit časovou řadu údajů pro 38 podniků, a to pro léta 2002 – 2009. Jde tedy o řadu o jeden rok kratší a obsahující údaje o menším množství subjektů, přesto pro provedení analýzy vývoje zkoumaných vlastností v čase zcela postačující.

Jako první podrobíme zkoumání soubor podniků z oboru *výroba strojů a zařízení*. Postup výpočtu sestává z několika kroků. Předně pro každý podnik a každý rok určíme hodnoty všech poměrových ukazatelů  $X_1, \dots, X_5$  Altmanova modelu. Spočteme (spíše pro zajímavost) i hodnotu samotného  $Z$ -score pro každý z podniků v každém dostupném roce. Už tento dílčí výsledek je dosti zajímavý. Získané výsledky zobrazíme graficky:



Graf č. 1: Průměrné Z-score (Altman) – výroba strojů a zařízení

Z uvedeného grafu je vidět, že průměrné Z-score se v celém sledovaném období pohybuje v intervalu  $(2,0;2,9)$ . To samo o sobě svědčí o dobré celkové finanční kondici podniků zahrnutých do datového souboru. Za zmínku dále stojí i trend zjištěných výsledků: pokud pomocí metody lineární regrese proložíme daty přímkou, je jasně patrné, že průměrné Z-score – a tedy i finanční zdraví sledovaného souboru podniků – se v čase zvyšuje. Zajímavým dále může být pokles mezi roky 2008 a 2009. Zde se nabízí přirozené vysvětlení: v roce 2009 se naplno projevil dopad celosvětové hospodářské recese, která se mj. výrazně promítla do výše produkce (a následně i výsledků hospodaření) v celé řadě odvětví, výrobu strojů nevyjímaje (ba právě naopak). Toto je však pouhá hypotéza, kterou by bylo nutné podrobněji ověřit.

Věnujme se však již hlavnímu úkolu této subkapitoly, kterým je analýza míry multikolinearity popsaneho souboru podniků v čase. Pro již spočtené hodnoty poměrových ukazatelů  $X_1, \dots, X_5$  sestavíme v každém z roků 2001 – 2009 korelační matici. Za tímto účelem s výhodou využijeme kontingenční tabulky. V prostředí MS Excel ji sestavíme tak, že pouhou volbou roku z intervalu 2001 až 2009 změním vstupní data, z hodnot příslušného roku pak již snadno vytvořím odpovídající korelační matici. Dále ihned spočteme její determinant (míru multikolinearity). V tabulce na následující straně jsou shrnuty výsledky získané popsáním postupem:

---

rok	det $M$	$B$
2001	0,4197	40,372
2002	0,4871	33,444
2003	0,6943	16,965
2004	0,2638	61,973
2005	0,3767	45,395
2006	0,3001	55,973
2007	0,1499	88,262
2008	0,1500	88,224
2009	0,2139	71,707

Tabulka č. 1: Multikolinearita ukazatelů v Altmanově modelu (výroba strojů a zařízení)

Prostým pohledem na spočtené výsledky zjišťujeme, že multikolinearita poměrových ukazatelů je nejnižší v roce 2003, nejvyšší pak v roce 2007. Až na zmíněný rok 2003 jsou však všechny hodnoty nižší než 0,5, ve většině případů dokonce menší než 0,4, a to často i poměrně významně. Zdá se tedy, že stejný závěr, který jsme již dříve uvedli pro data za vybraný rok 2008, můžeme nyní učinit takřka pro všechna uvedená období. Jedinou výjimkou zřejmě bude rok 2003.

Ještě jasněji o tomto faktu svědčí provedení Farrar-Glauberova testu pro každý ze zkoumaných roků. Spočteme testovou statistiku  $B$  popsanou již výše (výsledky shrnuje třetí sloupec tabulky č. 1).

Dále připomeneme kvantil rozdělení  $\chi^2$  s 10 stupni volnosti. Hladinu významnosti volíme obdobně jako výše, tzn. 0,05:

$$\chi_{0,95}^2(10) \doteq 18,31.$$

Nyní již můžeme učinit závěr jasněji. S výjimkou roku 2003 je ve všech případech hodnota testové statistiky  $B$  vyšší než odpovídající kvantil rozdělení  $\chi^2$ . Z uvedeného vyplývá, že multikolinearita poměrových ukazatelů je v každém ze sledovaných roků statisticky významná. Jedinou výjimkou je rok 2003, kdy je hodnota statistiky  $B$  nižší než příslušný kvantil, ovšem pouze nepatrně. Je tedy zřejmé, že pro zvolený datový soubor jednoznačně platí závěr: multikolinearita poměrových ukazatelů parametrů Altmanova Z-score je statisticky významná.

Podívejme se ještě podrobněji na korelační matice sestavené z korelačních koeficientů poměrových ukazatelů v jednotlivých letech. Obecně nejvyšších hodnot nabývají koeficienty



korelace mezi ukazateli  $X_2, X_3$ ,  $X_2, X_5$  a  $X_3, X_5$ . Pokud bychom se tedy snažili hledat bankrotní model jednodušší než je model Altmanův (obsahující menší množství poměrových ukazatelů), zdá se být možnou cestou eliminace některého z uvedených ukazatelů  $X_2$ ,  $X_3$  či  $X_5$ . Připomeňme si, o jaké ukazatele se jedná:

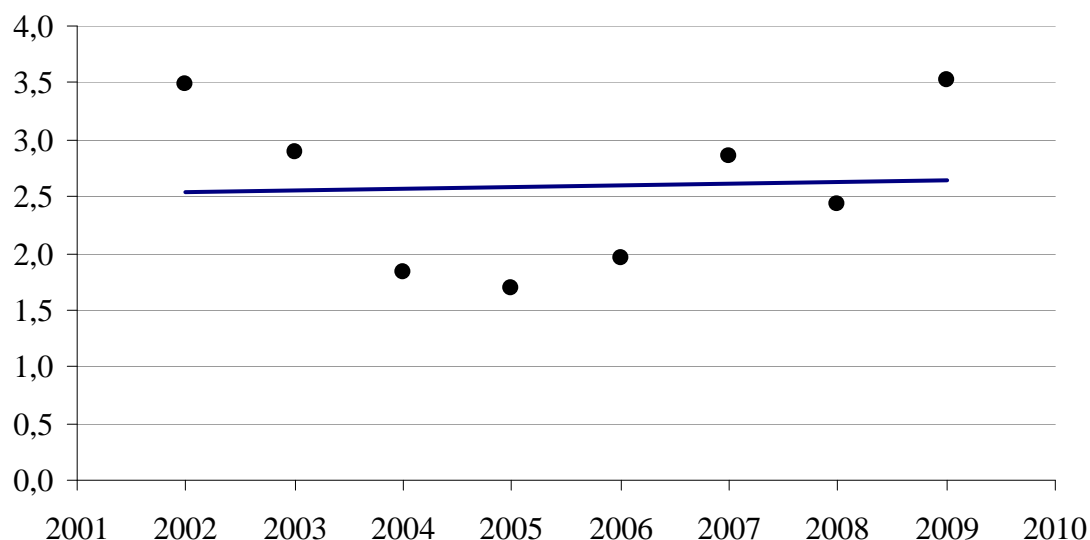
$$X_2 = \frac{\text{Nerozdělený zisk z minulých let}}{\text{Aktiva}},$$

$$X_3 = \frac{\text{Zisk před zdaněním a úroky}}{\text{Aktiva}},$$

$$X_5 = \frac{\text{Tržby}}{\text{Aktiva}}.$$

Je zřejmé, že především první dva uvedené ukazatele v jednotlivých podnicích nejsou dostatečně významně nezávislé. Závislost mezi ukazateli  $X_3$  a  $X_5$  je pak podle očekávání rovněž vysoká, neboť je možné zjednodušeně předpokládat, že s rostoucími tržbami generuje podnik i vyšší provozní zisk. Fakt vysoké míry závislosti těchto tří ukazatelů tedy není ničím překvapujícím. Takovéto úvahy však již přesahují cíl a náplň této práce, proto je nebudeme dále rozvíjet.

Analogickou analýzu můžeme dále provést pro podniky z druhého zvoleného souboru, tedy pro *developerskou činnost*. V tomto případě vypadá graficky znázorněné průměrné Z-score takto:



Graf č. 2: Průměrné Z-score (Altman) – developerská činnost

---

Hodnoty se ve sledovaném období pohybují v intervalu (1,5;4,0). Už zde je možné pozorovat rozdíl oproti prvnímu zkoumanému souboru – interval je znatelně širší. Druhým rozdílem je trend v čase, který je oproti předchozímu souboru těžko specifikovatelný. Lineární regresí získáme přímkou, která je prakticky rovnoběžná s časovou osou. Není tedy možné konstatovat nějaký vývojový trend.

Podívejme se raději na podobu korelační matice a hodnoty jejího determinantu v čase. Postupnými výpočty získáme výsledky, které shrnuje následující tabulka:

rok	det $M$	$B$
2002	0,6974	12,435
2003	0,7494	9,952
2004	0,5252	22,217
2005	0,5352	21,569
2006	0,8063	7,429
2007	0,6917	12,716
2008	0,6819	13,213
2009	0,5200	22,558

Tabulka č. 2: Multikolinearita ukazatelů v Altmanově modelu (developerská činnost)

Situace se oproti prvnímu datovému souboru podstatně změnila. Determinant korelační matice je ve všech případech vyšší než 0,5, nejčastěji nabývá hodnot kolem 0,7. To svědčí spíše o nižší multikolinearitě – přesto však může být statisticky významná. O tom rozhodneme s využitím Farrar-Glauberova testu. Spočtené hodnoty testové statistiky  $B$  jsou uvedeny v posledním sloupci tabulky. Jsou vesměs relativně nízké a blízké kritické hodnotě 18,31 (odpovídajícímu kvantilu rozdělení  $\chi^2$  při zvolené hladině významnosti). Závěr v tomto bodě je tedy poněkud odlišný: situace u druhého zkoumaného datového souboru se meziročně dosti výrazně liší a vykazuje vysokou variabilitu. V některých letech je multikolinearita poměrových ukazatelů statisticky významná, v jiných nikoli. Vesměs se ale pohybuje blízko kritické hodnoty.

Pokud jde o hodnoty jednotlivých koeficientů korelace, které tvoří prvky korelačních matic, situace je též podstatně proměnlivější než u předchozího souboru podniků. Mění se i v rámci jednotlivých let. I zde platí, že (alespoň v některých letech) nabývají nejvyšších hodnot koeficienty korelace mezi ukazateli  $X_2, X_3$ ,  $X_2, X_5$  a  $X_3, X_5$ . Zdaleka však nejde o hodnoty tak velké (v absolutní hodnotě) jako u podniků prvního souboru. Situace se rovněž mění z roku na rok. Proto bychom v tomto případě zřejmě jen velmi obtížně hledali způsob, jak Altmanův model zjednodušit při zachování jeho vypovídací schopnosti.

---

### 2.2.3. Dílčí závěry

Z popsaných zjištění je na tomto místě možné učinit dílčí závěry. Je zřejmé, že již samotná konstrukce jednotlivých ukazatelů užitých pro výpočet Altmanova Z-score vede k vysoké multikolinearitě. Ve většině zkoumaných případů se potvrdilo, že závislost mezi poměrovými ukazateli je statisticky významná. Toto zjištění platilo ve zvoleném roce 2008 pro oba zkoumané soubory podniků (z velmi odlišných odvětví) a v rámci prvního souboru pak i pro každý ze sledovaných roků (s jedinou výjimkou). V druhém souboru podniků byla situace podstatně proměnlivější. Obecně však platí, že vysokou míru závislosti vykazují ukazatele  $X_2$ ,  $X_3$  a  $X_5$ .

Zdá se tedy oprávněné očekávat, že by bylo možné sestavit bankrotní model vycházející z modelu Altmanova, a to minimálně o jeden ukazatel jednodušší. Pokud bychom ovšem požadovali obdobnou míru spolehlivosti takového modelu, bylo by poněkud obtížné zjednodušit Altmanův model tak, aby byl výsledek stejně univerzálně použitelný pro všechny typy podniků z různých odvětví.

## 2.3. Analýza těsnosti vztahů ukazatelů v modelu IN95

Druhým bankrotním modelem, jehož míra multikolinearity byla podrobena analýze na konkrétním vzorku podniků, byl model IN95. Zvolen byl zejména z toho důvodu, že operuje s šesti poměrovými ukazateli, což je nejvyšší číslo ze všech verzí modelu IN (IN99 užívá 4 poměrové ukazatele, model IN01 pak ukazatelů 5). Proto je zde možné očekávat relativně vysokou míru multikolinearity.

### 2.3.1. Analýza ve zvoleném roce

Stejně jako u výše popsaného modelu Altmanova byly i v tomto případě provedeny výpočty na datech stejných podniků (postupně pro obě uvedené skupiny) za rok 2008. Prvním krokem bylo určení poměrových ukazatelů  $Y_1, \dots, Y_6$ , které bylo provedeno podle definice uvedené v kapitole 1.1.

Na tomto místě je třeba zmínit jeden praktický problém, který bylo třeba v souvislosti s výpočtem indexu IN95 vyřešit: ukazatel  $Y_6$  je definován takto:

$$Y_6 = \frac{\text{Závazky po lhůtě splatnosti}}{\text{Výnosy}}.$$

Výše závazků po lhůtě splatnosti je ovšem položkou, která není součástí účetních výkazů. Bývá obvykle uvedena v příloze k účetní závěrce či ve výroční zprávě. Protože však jde

o údaj nadměru citlivý, je obvyklou praxí, že v materiálech publikovaných podniky v souvislosti s účetní závěrkou není uveden vůbec. Tak tomu bylo i v případě dat, která byla k dispozici pro zde popisované výpočty. U jednotlivých podniků by tedy bylo nutné doplnit vstupní data, a to zřejmě jediným možným způsobem: oslovením těchto subjektů se žádostí o poskytnutí potřebného údaje. Tento postup by byl zajisté metodologicky správný, časově však velmi náročný a navíc s nejistým výsledkem. Lze předpokládat, že řada podniků by požadovaný údaj poskytnout odmítla, některé subjekty navíc už v současnosti neexistují. Ve světle těchto skutečností byl zvolen jiný postup: hodnota *závazky po lhůtě splatnosti* byla pro účely dalších výpočtů nahrazena *krátkodobými závazky*. Toto zjednodušení se zdá být možné minimálně z toho důvodu, že hodnoty ukazatele  $Y_6$  jsou ve všech případech velmi nízké (celkové výnosy o několik řádů přesahují krátkodobé závazky – a s největší pravděpodobností i neznámé závazky po lhůtě splatnosti). Proto pro další výpočty a operace nehraje toto nahrazení žádnou významnou roli.

Z poměrových ukazatelů  $Y_1, \dots, Y_6$  byla v dalším kroku vypočtena hodnota indexu IN95 podle definičního vztahu (3). Dále byla sestavena korelační matice, která měla v případě podniků z oboru *výroba strojů a zařízení* tento tvar:

$$M = \begin{pmatrix} 1 & 0,0403 & 0,1185 & -0,0589 & 0,7632 & -0,1461 \\ 0,0403 & 1 & 0,3443 & -0,1400 & 0,0102 & -0,0792 \\ 0,1185 & 0,3443 & 1 & -0,0877 & 0,1202 & -0,1651 \\ -0,0589 & -0,1400 & -0,0877 & 1 & 0,0528 & -0,1473 \\ 0,7632 & 0,0102 & 0,1202 & 0,0528 & 1 & -0,0665 \\ -0,1461 & -0,0792 & -0,1651 & -0,1473 & -0,0665 & 1 \end{pmatrix}$$

Jednoduchým pozorováním zjistíme, že nejvyšším mezi prvky matice je korelace ukazatelů  $Y_1$  a  $Y_5$ , konkrétně jde o hodnotu 0,7632. Ta již přesahuje obecně uváděnou hranici silné závislosti 0,75. Již z tohoto důvodu je možné učinit předběžný závěr, kterým je stejně jako u Altmanova modelu statisticky významná míra multikolinearity mezi proměnnými tohoto modelu.

Podívejme se dále na míru multikolinearity poněkud přesněji. Nejprve spočteme determinant korelační matice:

$$\det M \doteq 0,3154.$$

Tato hodnota je obdobně jako u dříve užitého modelu Altmanova relativně nízká a svědčí o vysoké míře multikolinearity.

Tento dílčí závěr je možné potvrdit s využitím Farrar-Glauberova testu, hladinu významnosti volíme obdobně jako v předchozích případech rovnu 0,05. Spočteme hodnotu testové statistiky  $B$ :

$$B \doteq 101,74.$$

Kvantil rozdělení  $\chi^2$  s odpovídajícími 15 stupni volnosti je pak při zvolené hladině spolehlivosti roven

$$\chi_{0,95}^2(15) \doteq 24,996.$$

Porovnáním obou uvedených hodnot je následně možné formulovat jednoznačný závěr, že multikolinearita poměrových ukazatelů modelu IN95 je v tomto případě statisticky významná.

Právě provedený postup analýzy multikolinearity poměrových ukazatelů v modelu IN95 zopakujeme ještě jednou, tentokrát pro data za podniky z oboru *developerská činnost*. Z vyčištěné databáze hospodářských výsledků vypočteme ukazatele  $Y_1, \dots, Y_6$ , určíme hodnotu indexu IN95 a následně sestavíme korelační matici poměrových ukazatelů. Ta má v tomto konkrétním případě tento tvar:

$$M = \begin{pmatrix} 1 & -0,0124 & 0,0637 & -0,1122 & -0,0410 & -0,0404 \\ -0,0124 & 1 & 0,1033 & -0,0606 & 0,0342 & -0,0146 \\ 0,0637 & 0,1033 & 1 & -0,3743 & 0,0398 & -0,1093 \\ -0,0410 & -0,0606 & -0,3743 & 1 & -0,1326 & -0,0810 \\ -0,0410 & -0,0342 & 0,0398 & -0,1326 & 1 & 0,3279 \\ -0,0404 & -0,0146 & -0,1093 & -0,0810 & 0,3279 & 1 \end{pmatrix}.$$

Zde již vidíme oproti předchozímu souboru poměrně výrazný rozdíl. Naprostá většina párových koeficientů korelace nabývá hodnotu (v absolutní hodnotě) menší než 0,1. Vůbec nejvyšší korelace je mezi koeficienty  $Y_3$  a  $Y_4$ , a to  $-0,3743$ . To je výrazně menší hodnota než v předchozím případě. Jednotlivá čísla v korelační matici pak souhrnně indikují spíše nižší multikolinearitu.

Pohledem do tabulky s výchozími daty, tj. na hodnoty ukazatelů  $Y_1, \dots, Y_6$  zjistíme, že oproti podnikům z oboru výroba strojů a zařízení jsou v tomto případě data výrazně více variabilní. Tato variabilita se následně přenáší do podstatně většího rozptylu hodnot každého z ukazatelů  $Y_1, \dots, Y_6$ , a tedy i nižšího koeficientu korelace. Spočteme tedy dále determinant matice  $M$ :

$$\det M \doteq 0,7119.$$

---

Z této hodnoty se zdá, že multikolinearita je v tomto případě poměrně nízká. Abychom však mohli o její významnosti rozhodnout exaktně, provedeme Farrar-Glauberův test. Spočteme hodnotu testové statistiky  $B$ :

$$B \doteq 38,452.$$

Jde o podstatně menší číslo, než k jakému jsme dospěli v prvním souboru podniků. Přesto však jde o hodnotu vyšší než zvolený kvantil rozdělení  $\chi^2$  s odpovídajícími 15 stupni volnosti:

$$\chi_{0,95}^2(15) \doteq 24,996.$$

Stejně jako ve všech předchozích případech tedy i nyní činíme stejný závěr: multikolinearita poměrových ukazatelů v modelu IN95 je i pro druhý zvolený soubor podniků statisticky významná.

### 2.3.2. Analýza časové řady

Stejně jako u modelu Altmanova by bylo velmi zajímavé zkoumat vývoj multikolinearity poměrových ukazatelů v čase i u indexu IN95. Při pokusu o praktické provedení této analýzy však záhy narazíme na velmi nepříjemný problém. Ten je způsoben konstrukcí ukazatele  $Y_2$ . Připomeňme si jeho definici:

$$Y_2 = \frac{\text{Zisk před úroky a zdaněním}}{\text{Nákladové úroky}}.$$

Problém nastává z důvodu nulové (či neuvedené) hodnoty nákladových úroků pro velkou část obou datových souborů. Je otázkou, z jakého důvodu významná část podniků výši svých nákladových úroků ve svých účetních výkazech buď vůbec neuvádí, nebo ji uvádí rovnou nule. Tato situace bohužel nastává u drtivé většiny podniků z obou základních souborů alespoň v jednom roce časové řady. Hodnota ukazatele  $Y_2$  z důvodu nemožnosti dělit nulou pak tedy v tomto případě není definována. Následně ovšem není možné pro daný podnik a rok určit hodnotu indexu IN95, což prakticky zcela znemožňuje provedení seriózní analýzy multikolinearity ukazatelů  $Y_i$  v čase. Při vědomí této skutečnosti časovou řadu ukazatelů v indexu IN95 nebudeme provádět.

Tato skutečnost sama o sobě svědčí o jednom z praktických problémů užití samotného indexu IN95: jeho výpočet je totiž možný pouze v případě, kdy máme k dispozici všechny vstupní údaje, což nemusí být samozřejmé. Kromě zde zmíněné výše nákladových úroků jde dále

---

o v účetní závěrce standardně neuváděnou výši závazků po lhůtě splatnosti. Ta je potřebná pro určení ukazatele  $Y_6$ .

### 2.3.3. Dílčí závěry

Přestože je užití indexu IN95 v praxi poněkud komplikovanější než je tomu u modelu Altmanova, i zde můžeme pro vhodně zvolený soubor podniků provést analýzu míry závislosti poměrových ukazatelů. Pro oba zvolené soubory podniků jsme dospěli k závěru, že multikolinearita těchto ukazatelů je statisticky významná. Tato skutečnost je dána jednak celkovým počtem užitých ukazatelů (šest), jednak jejich konstrukcí. I v tomto případě je oprávněné klást si otázku, zda by nebylo možné stejně spolehlivého závěru o budoucnosti daného podniku dosáhnout pomocí modelu zjednodušeného, vycházejícího z menšího počtu ukazatelů. V praxi bychom se však v tomto případě museli vyrovnat s řadou problémů plynoucích především z definice poměrových ukazatelů užitých v modelu IN95. Ty totiž na rozdíl od dříve zkoumaného modelu Altmanova vykazují řádově vyšší míru variability (tato skutečnost je prokázána již u zvolených souborů podniků), což jakékoli zjednodušení modelu velmi podstatně komplikuje.

## 2.4. Analýza těsnosti vztahů ukazatelů v Tafflerově modelu

Třetím z modelů, který podrobíme na experimentálních datech analýze míry závislosti užitých poměrových ukazatelů, je model Tafflerův. Oproti modelu Altmanovu (pět ukazatelů) a indexu IN95 (šest ukazatelů) operuje se čtyřmi poměrovými ukazateli. Prvotní očekávání je tedy takové, že by zjištěná multikolinearita měla být nižší než v předchozích modelech. Otázkou přirozeně je, zda (v případě, že tato hodnota skutečně bude nižší) i v tomto případě půjde o závislost statisticky významnou, či nikoli.

### 2.4.1. Analýza ve zvoleném roce

Výpočty provedeme nejprve pro již popsany soubor 92 podniků z oboru *výroba strojů a zařízení* a rok 2008. U každého podniku nejprve vypočteme všechny užívané poměrové ukazatele  $X_1, \dots, X_4$ . Následně je možné určit hodnotu Z-score, a především sestavit korelační matici. V tomto konkrétním případě má tento tvar:

$$M = \begin{pmatrix} 1 & 0,3731 & -0,3183 & -0,0719 \\ 0,3731 & 1 & -0,3758 & 0,1386 \\ -0,3183 & -0,3758 & 1 & 0,0271 \\ -0,0719 & 0,1386 & 0,0271 & 1 \end{pmatrix}.$$

---

Prvním pozorováním zjišťujeme, že nejvyšší párová korelace nastává mezi ukazateli  $X_2$  a  $X_3$ , takřka stejné hodnoty pak (v absolutní hodnotě) nabývá koeficient korelace mezi ukazateli  $X_1$  a  $X_2$ . Nejde ovšem o nikterak významnou korelaci. Podívejme se tedy na míru multikolinearity. Spočteme determinant korelační matice, který je roven:

$$\det M \doteq 0,6789.$$

Tato hodnota je podstatně vyšší než jaké jsme zjistili u předchozích dvou modelů. V tomto případě je tedy multikolinearita vysvětlujících proměnných nižší, jak jsme ostatně očekávali. Abychom zjistili, zda je přesto statisticky významná, provedeme Farrar-Glauberův test na hladině významnosti 0,05. Testové kritérium  $B$  nabývá hodnoty:

$$B \doteq 34,404,$$

kvantil rozdělení  $\chi^2$  s odpovídajícími 6 stupni volnosti je pak při zvolené hladině významnosti roven

$$\chi_{0,95}^2(6) \doteq 12,592.$$

Porovnáním těchto dvou hodnot tedy zjišťujeme, že multikolinearita ukazatelů Tafflerova modelu je pro zvolený soubor podniků rovněž statisticky významná.

Podívejme se dále, jak se situace změní, provedeme-li analogické výpočty pro druhý zvolený soubor, podniky z oboru *developerská činnost*. V tomto případě máme za rok 2008 k dispozici údaje ze 117 podniků. Pro každý z nich vypočteme hodnotu všech čtyř poměrových ukazatelů  $X_1, \dots, X_4$  Tafflerova modelu a sestavíme korelační matici:

$$M = \begin{pmatrix} 1 & 0,0598 & -0,0250 & 0,0278 \\ 0,0598 & 1 & -0,0564 & 0,1103 \\ -0,0250 & -0,0564 & 1 & 0,5477 \\ 0,0278 & 0,1103 & 0,5477 & 1 \end{pmatrix}.$$

Většina hodnot v této matici je relativně nízká. Tato skutečnost je v případě druhého souboru podniků obdobná jako u předchozích dvou modelů. Příčinou je velmi vysoký rozptyl hospodářských ukazatelů pro podniky z tohoto odvětví. Přesto se i v této matici vyskytuje jedna vyšší hodnota, jde o koeficient korelace mezi ukazateli  $X_3$  a  $X_4$ . Spočteme dále determinant matice  $M$ :

$$\det M \doteq 0,6740.$$



---

Získaná hodnota je v podstatě totožná jako u prvního souboru podniků a značí spíše nižší multikolinearitu vysvětlujících proměnných modelu. I zde se však užitím Farrar-Glauberova testu přesvědčíme o tom, že je statisticky významná. Je totiž

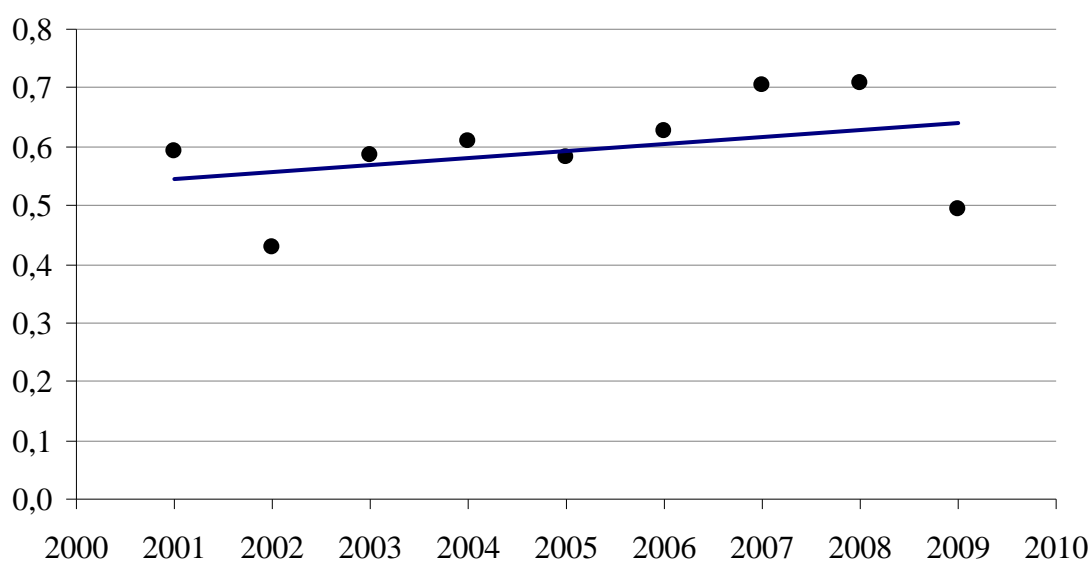
$$B \doteq 44,906,$$

což je hodnota vyšší než příslušný kvantil rozdělení  $\chi^2$ , který je roven 12,59. Závěr je tedy stejný jako u prvního souboru podniků.

#### 2.4.2. Analýza časové řady

V dalším kroku provedeme pro každý ze souborů podniků analýzu časové řady. Připomeňme, že máme k dispozici údaje o 50 podnicích z oboru *výroba strojů a zařízení* za roky 2001 až 2009 a o 38 podnicích z oboru *developerská činnost* za období 2002 až 2009. Zde je vhodné zmínit, že analýzu časové řady můžeme velmi dobře provést, neboť poměrové ukazatele užití v Tafflerově modelu vycházejí pouze z údajů běžně dostupných v účetních výkazech podniků. Zároveň ve jmenovateli žádného z ukazatelů není hodnota, která by mohla být rovna nule. Časové řady jsou tedy v tomto případě kompletní pro všech 50, respektive 38 podniků.

Stejně jako ve všech předchozích případech začneme s analýzou dat souboru podniků z oboru *výroba strojů a zařízení*. Postup výpočtu sestává jako u Altmanova modelu z několika kroků. Nejprve pro každý podnik a každý rok určíme hodnoty všech poměrových ukazatelů  $X_1, \dots, X_4$  užívaných v Tafflerově modelu. Opět pro zajímavost spočteme i hodnotu samotného Z-score pro každý z podniků v každém dostupném roce. Získané výsledky zobrazíme:



Graf č. 3: Průměrně Z-score (Taffler), výroba strojů a zařízení

---

Porovnáme-li získaný výsledek s grafem č. 1 (průměrné Altmanovo Z-score), zjistíme, že oba modely dávají až nápadně podobné výsledky (celkový průběh, mírně rostoucí trend průměrného Z-score, výrazný propad v letech 2002 a 2009). Z tohoto jednoduchého srovnání tedy poměrně jasně vyplývá, že oba dva tyto modely jsou velmi konzistentní a jejich vypovídací schopnost obdobná.

Z uvedeného grafu je ihned vidět, že průměrné Z-score se po celé sledované období pohybuje nad kritickou hranicí 0,3, často i výrazně. Tento fakt vypovídá o celkově dobré finanční kondici podniků zvoleného datového souboru.

Pokud jde o vývoj multikolinearity popsání souboru podniků v čase, budeme postupovat obdobně jako u modelu Altmanova: pro již spočtené hodnoty poměrových ukazatelů  $X_1, \dots, X_4$  sestavíme v každém z roků 2001 – 2009 korelační matici. I v tomto případě využijeme kontingenční tabulky. V dalším kroku spočteme determinant korelační matice (míru multikolinearity). V následující tabulce jsou shrnuty získané výsledky:

rok	det $M$	$B$
2001	0,5866	24,981
2002	0,5978	24,099
2003	0,6423	20,733
2004	0,4656	35,797
2005	0,5302	29,720
2006	0,3584	48,061
2007	0,2446	65,953
2008	0,3357	51,120
2009	0,6499	20,185

Tabulka č. 3: Multikolinearita ukazatelů v Tafflerově modelu (výroba strojů a zařízení)

Podíváme-li se nyní na spočtené výsledky, zjistíme, že multikolinearita poměrových ukazatelů je nejnižší v roce 2003, nejvyšší pak v roce 2007. Jde o až nápadně stejné výsledky, jaké jsme u stejného souboru zjistili při užití modelu Altmanova. I z tohoto pozorování je možné usuzovat, že tyto dva modely dávají pro stejné podniky obdobné výsledky (tento fakt sám o sobě není příliš překvapivý, neboť poměrové ukazatele v obou modelech jsou zvoleny velmi podobně). V tomto případě je tedy možné očekávat, že míra multikolinearity bude u zvoleného souboru podniků statisticky významná ve všech sledovaných letech.

Tuto hypotézu potvrdíme aplikací Farrar-Glauberova testu pro každý ze sledovaných roků. Spočteme testovou statistiku  $B$  (výsledky shrnuje třetí sloupec předchozí tabulky).

Dále připomeneme kvantil rozdělení  $\chi^2$  s 6 stupni volnosti při hladině významnosti 0,05:

---

$$\chi^2_{0,95}(6) \doteq 12,592.$$

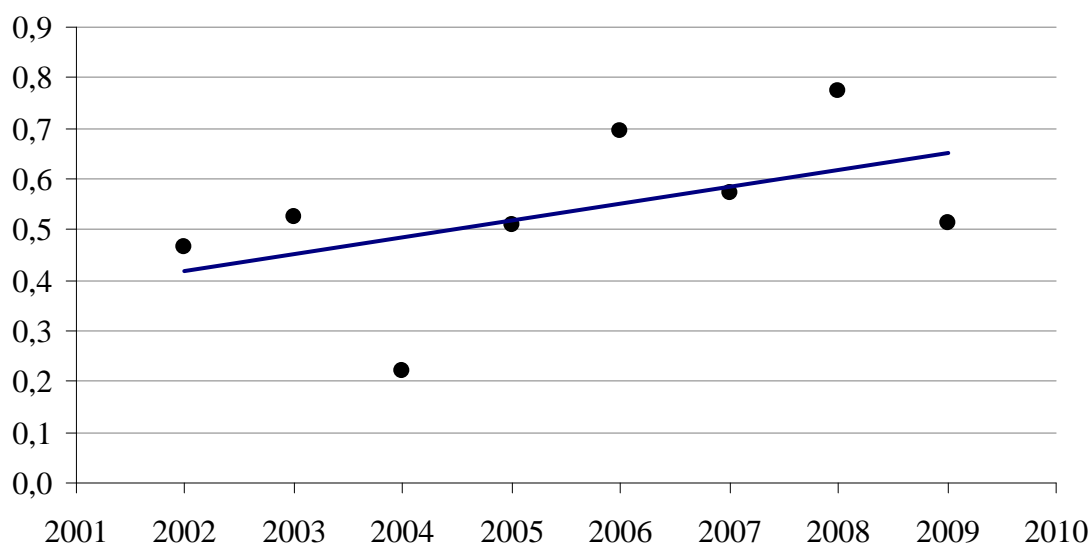
Nyní je tedy možné hypotézu formulovanou výše potvrdit: ve všech letech je u daného souboru podniků hodnota testové statistiky  $B$  vyšší než odpovídající kvantil rozdělení  $\chi^2$ . Z tohoto faktu vyplývá, že multikolinearita poměrových ukazatelů je skutečně v každém ze sledovaných roků statisticky významná.

Pokud jde o párové koeficienty korelace (prvky korelační matice), v jednotlivých letech se situace liší. Je možné říci, že obecně vysoká je korelace mezi ukazateli  $X_2$  a  $X_3$ . V případě dalších párových korelací je pak situace v jednotlivých letech proměnlivá. Ukazatele  $X_2$ ,  $X_3$  jsou definovány takto:

$$X_2 = \frac{\text{Oběžná aktiva}}{\text{Cizí zdroje}},$$
$$X_3 = \frac{\text{Krátkodobé závazky}}{\text{Aktiva}}.$$

Vyšší korelace mezi těmito ukazateli není překvapující, neboť je možné předpokládat, že spolu významně korelují celková aktiva a oběžná aktiva, stejně jako celkové cizí zdroje a krátkodobé závazky. Pokud bychom tedy uvažovali o zjednodušení modelu, je v tomto případě největším kandidátem na vypuštění jeden z ukazatelů  $X_2$ ,  $X_3$ .

Obdobou analýzu provedeme nyní pro podniky z druhého zvoleného souboru. Zobrazíme-li v tomto případě graficky průměrné Z-score, získáváme následující výsledek:



Graf č. 4: Průměrné Z-score (Taffler) – developerská činnost

---

Také model Tafflerův dává pro druhý soubor výsledky značně rozptýlenější, než jak tomu bylo u souboru prvního, žádný jednoznačně patrný trend není pozorovatelný. Zajímavější bude rozbor míry multikolinearity v jednotlivých letech sledovaného období 2002-2009. Pro každý rok sestavíme korelační matici a spočteme její determinant. Získané výsledky shrnuje následující tabulka:

rok	det $M$	$B$
2002	0,6880	12,903
2003	0,7496	9,944
2004	0,7535	9,764
2005	0,7967	7,841
2006	0,8179	6,933
2007	0,6382	15,497
2008	0,8717	4,738
2009	0,7627	9,346

Tabulka č. 4: Multikolinearita ukazatelů v Tafflerově modelu (developerská činnost)

Rovněž v případě Tafflerova modelu je situace vyplývající z vypočtených hodnot podstatně odlišná oproti prvnímu souboru podniků. Determinant korelační matice se bez výjimky pohybuje nad hodnotou 0,6, což svědčí o nepříliš vysoké multikolaritě vysvětlujících proměnných. V tomto přesvědčení se dále utvrdíme provedením Farrar-Glauberova testu. Zjištěné hodnoty testové statistiky  $B$  uvedené v posledním sloupci tabulky jsou vesměs relativně nízké, kromě roku 2007 nižší než kritická hodnota 12,592 (odpovídající kvantil rozdělení  $\chi^2$  při zvolené hladině významnosti).

Při vědomí těchto skutečností můžeme učinit následující závěr: multikolinearita poměrových ukazatelů v Tafflerově modelu není pro podniky z oboru developerská činnost statisticky významná. Tato skutečnost je s největší pravděpodobností způsobena vysokou variabilitou vstupních dat, nikoli vlastnostmi samotného modelu.

### 2.4.3. Dílčí závěry

Také zjištění učiněná pro ukazatele Tafflerova modelu shrneme v dílčí závěry. Přestože model Tafflerův obsahuje o jednu vysvětlující proměnnou méně než je tomu u modelu Altmanova, i zde můžeme najít dvojice ukazatelů, které spolu mohou s vysokou pravděpodobností významně korelovat. Situace je proměnlivá zejména na základě míry variability vstupních dat: je-li zvolený základní soubor stabilní, je i míra multikolinearity větší – a naopak. Zjednodušení modelu by mohlo spočívat v eliminaci jednoho z ukazatelů  $X_2$ ,  $X_3$ , k tomuto kroku by však bylo možné a vhodné přistoupit pouze v případě stabilního odvětví. Pokud

---

bychom chtěli najít jednodušší model s obdobnou vypovídací schopností použitelný univerzálně, může být takový úkol splnitelný obtížně, či dokonce vůbec.

## 2.5. Diskuse

Podívejme se na závěr praktické části práce na jednotlivá zjištění z poněkud většího nadhledu. Volba dvou velmi různých souborů podnikových dat, provedení výpočtů pro tři různé bankrotní modely a analýza zjištění na relativně dlouhé časové řadě umožňuje formulaci určitých zobecnění, byť je nutné učinit je velmi obezřetně.

Hlavním úkolem této části bylo na zvolených souborech dat experimentálně ověřit hypotézu o vysoké míře multikolinearity mezi vysvětlujícími proměnnými vybraných bankrotních modelů. Tu se podařilo jednoznačně prokázat pro první zvolený soubor – podniky vyvíjející činnost v oboru *výroba strojů a zařízení*. Zjištěná multikolinearita byla vždy statisticky významná, a to pro všechny tři vybrané bankrotní modely. Z analýzy pro jednotlivé modely je zřejmé, že míra multikolinearity roste s počtem vysvětlujících proměnných. Toto samo o sobě není nikterak nové zjištění, naopak jde o empiricky doložitelnou vlastnost. Nám se podařilo tuto vlastnost identifikovat na reálných datech. Pro druhý soubor – záměrně volený tak, aby byl od souboru prvního co možná nejodlišnější – se uvedená hypotéza nepotvrdila jednoznačně. Míra multikolinearity u zvolených modelů byla velmi variabilní jak pro data za konkrétní zvolený rok, tak pokud jde o vývoj v čase při použití jednoho vybraného modelu.

Další obecnější závěr je možné učinit na základě analýzy jednotlivých zjištění v čase. Zde se podařilo ukázat, že míra multikolinearity pro první zvolený soubor podniků je velmi stabilní. Daleko více tedy souvisí s počtem vysvětlujících proměnných a jejich konkrétním výběrem než se zvoleným obdobím. Na něm je podle všech zjištění spíše nezávislá. U druhého zvoleného souboru podniků je situace opět o něco složitější, což souvisí s vysokou variabilitou vstupních dat. Závěry tedy v tomto případě není možné činit jednoznačně.

Pokud bychom z vysoké míry závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými u jednotlivých zkoumaných modelů chtěli vyvodit potenciální existenci modelů jednodušších, užívajících menší počet proměnných, musíme postupovat velmi obezřetně. Situace je výrazně jiná u odvětví stabilního (jak se podařilo ukázat u prvního zvoleného souboru) než v případě odvětví turbulentního, jak je tomu například u zvolené činnosti developerů. Jde-li o podniky disponující delšími časovými řadami, zabývající se navíc neměnným předmětem podnikání ve stabilním prostředí, je oprávněné hledat modely zjednodušené při zachování míry jejich spolehlivosti (některé konkrétní možnosti zjednodušení byly naznačeny v textu výše). V situaci, kdy jde o podniky pohybující se v dynamičtějším prostředí, nemusí ovšem být

---

takový úkol splnitelný vůbec. Tento fakt je dobré mít na paměti při snaze o hledání univerzálně použitelné – a přitom jednodušší – alternativy ke každému jednotlivému modelu.

Naznačme dále směry dalších úvah, které by bylo možné provést za účelem ověření platnosti tvrzení silnějších, než která jsme právě formulovali. Zdá se, že učiněné závěry velmi málo souvisejí s konkrétním zvoleným modelem, veškeré zaznamenané trendy bylo možné pozorovat u všech tří vybraných modelů. Přirozeně bychom mohli stejnou analýzu provést pro další existující bankrotní modely, nezdá se však oprávněné předpokládat, že by učiněná zjištění byla výrazně odlišná.

Zajímavější by rozhodně bylo zvolit více souborů vstupních dat. Pokud bychom provedli obdobné výpočty pro několik dalších skupin podniků z různých odvětví, bylo by možné potvrdit (mnohem spíše než vyvrátit) uvedený závěr o závislosti multikolinearity vysvětlujících proměnných na stabilitě vybraného odvětví.

Dalším možným směrem pokračování zde zmíněných úvah může být hledání zjednodušených verzí bankrotních modelů. Jak již ale bylo v konkrétních případech uvedeno a ukázáno výše, musíme v tomto případě postupovat velmi opatrně a spíše nečekat jednoduchou práci a snadné výsledky. Situace je přirozeně jednodušší u modelů, které vykazují vysokou multikolinearitu už proto, že operují s velkým počtem ukazatelů (jako je tomu např. v případě indexu IN95). U modelu Altmanova, natož Tafflerova, je možné očekávat, že jakoukoli jednodušší variantu může být obtížné, či dokonce zcela nemožné najít tak, aby byla použitelná skutečně univerzálně.

---

## Závěr

Zopakujme si na tomto místě nejprve hlavní cíl předložené práce. Tím bylo experimentálně ověřit na vybraných skupinách podniků dvě základní hypotézy týkající se míry závislosti mezi poměrovými ukazateli vybraných bankrotních modelů:

- párové korelace mezi poměrovými ukazateli jsou v některých případech vysoké (míra závislosti je statisticky významná);
- celková míra závislosti poměrových ukazatelů (multikolinearita) v bankrotních modelech je vysoká (statisticky významná).

Za tímto účelem byly zvoleny dva soubory podniků s velmi odlišnými vlastnostmi. Šlo jednak o skupinu podniků vyvíjejících činnost v oboru *výroba strojů a zařízení*, druhý vstupní soubor pak byl tvořen subjekty podnikajícími v oboru *developerská činnost*. Smyslem volby takto rozdílných skupin podniků bylo ověření platnosti uvedených hypotéz nezávisle na hospodářském odvětví. Konkrétním analýzám pak byly postupně podrobeny tři nejčastěji užívané bankrotní modely:

- Altmanův model;
- index důvěryhodnosti IN95;
- Tafflerův model.

Všechny tři tyto modely jsou založeny na určení hodnoty rozhodného indexu, jehož výše pak vypovídá o pravděpodobnosti blížícího se selhání podniku. Jedním z hlavních rozdílů mezi uvedenými modely je počet užitých poměrových ukazatelů: čtyři (Tafflerův model), pět (Altmanův model), resp. šest (IN95). Tato skutečnost umožnila srovnat míru multikolinearity vysvětlujících proměnných v závislosti na jejich počtu.

Analýza byla provedena především pro jedno vybrané hospodářské období, konkrétně šlo o rok 2008. V tomto případě byla konstatována statisticky významná multikolinearita mezi vysvětlujícími proměnnými všech uvedených bankrotních modelů, a to pro oba zvolené soubory podniků. V každé korelační matici bylo navíc možné najít relativně vysoký korelační koeficient. Tyto výsledky jasně ukazují na platnost hypotéz uvedených výše. Především se podařilo experimentálně ověřit zvyšující se multikolinearitu se zvětšujícím se počtem vysvětlujících proměnných modelu.

---

Dále byly pro oba soubory podniků zkoumány časové řady multikolinearity u Altmanova a Tafflerova modelu, abychom vyloučili závislost vysloveného závěru na konkrétním zvoleném období. Rovněž tyto výpočty potvrdily hypotézu o vysoké multikolinearitě vysvětlujících proměnných obou zmíněných modelů. Pro index IN95 bohužel nebylo možné analyzovat časovou řadu, a to z důvodu nekompletnosti vstupních dat.

Podívejme se závěrem souhrnně na zjištění, ke kterým jsme v rámci této práce dospěli. Můžeme říci, že pro stabilní odvětví, za které je jistě možné považovat mj. vybraný obor *výroba strojů a zařízení*, je na místě konstatovat platnost obou vyslovených hypotéz, a to pro všechny zkoumané modely. U odvětví proměnlivějšího, za něž naopak můžeme pokládat činnost developerů, nebyly uvedené hypotézy potvrzeny zcela jednoznačně (v rámci jednotlivých modelů a let jsme dospěli k různým závěrům).

Tato zjištění podporují oprávněnost myšlenky hovořící o existenci modelů vycházejících z uvedených, přitom však užívajících menší počet vysvětlujících proměnných při obdobné míře spolehlivosti. Jakkoli nebylo řešení tohoto problému obsahem předložené práce, pokusili jsme se naznačit některé cesty, které by mohly vést k úspěchu při jejich hledání. Ve snaze o zjednodušení vybraného modelu je však zřejmě vhodné zohlednit kromě počtu užitých poměrových ukazatelů i odvětví, kde má být následně jednodušší model použit. U odvětví stabilního má tato snaha zřejmě solidní naději na úspěch, jde-li o obor méně stabilní, může být tento úkol nepoměrně složitější, ba nesplnitelný.



---

## Seznam použité literatury

- [1] HINDLS, R. a kol. *Statistika pro ekonomy*. 3. vydání, Praha: Professional Publishing, 2003, 418 s., ISBN 80-86419-34-7
- [2] HRDÝ, M., HOROVÁ, M. *Finance podniku*. 1. vydání, Praha: Wolters Kluwer ČR, 2009, 180 s., ISBN 978-80-7357-492-5
- [3] KISLINGEROVÁ, E., HNILICA, J. *Finanční analýza – krok za krokem*. 1. vydání, Praha: C. H. Beck, 2005, 137 s., ISBN 80-7179-321-3
- [4] KOVANICOVÁ, D., KOVANIC, P. *Poklady skryté v účetnictví, díl II: Finanční analýza účetních výkazů*. 3. vydání, Praha: Polygon, 1997, 288 s. ISBN 80-85967-56-1
- [5] MACEK, J., KOPEK, R., KRÁLOVÁ, J. *Ekonomická analýza podniku*. Plzeň: ZČU v Plzni, 2009, 158 s., ISBN 978-80-7043-446-8
- [6] RŮČKOVÁ, P. *Finanční analýza*. 3. vydání, Praha: GRADA Publishing, a.s., 2010, 144 s., ISBN 978-80-247-3308-1

---

## Seznam příloh

- [1] Stroje\_a\_zarizeni\_Vstupni\_data.xls
- [2] Stroje\_a\_zarizeni\_2008.xls
- [3] Stroje\_a\_zarizeni\_Casove\_rady.xls
- [4] Developeri\_Vstupni\_data.xls
- [5] Developeri\_2008.xls
- [6] Developeri\_Casove\_rady.xls

Všechny přílohy k této práci jsou v elektronické podobě ve formátu .xls dostupné na přiloženém CD.

---

## Abstrakt

KRTIČKA, J. *Analýza těsnosti vztahů ukazatelů v bankrotních modelech*. Bakalářská práce. Plzeň: Fakulta ekonomická ZČU v Plzni, 44 s., 2012.

**Klíčová slova: finanční analýza, bankrotní modely, multikolinearita**

Předložená práce má za cíl analyzovat na zvolených souborech podniků míru závislosti mezi poměrovými ukazateli vybraných bankrotních modelů. Jedním z hlavních úkolů je ověření hypotézy o vysoké multikolinearitě vysvětlujících proměnných, která navíc roste se zvyšujícím se počtem užitých ukazatelů. Teoretická část práce obsahuje popis nejčastěji užívaných bankrotních modelů a některých vybraných pojmů matematické statistiky, které jsou následně použity při konkrétních výpočtech. Praktická část pak postupně zkoumá párovou závislost mezi vysvětlujícími proměnnými, a následně pak celkovou míru multikolinearity. Výpočty jsou provedeny pro konkrétní zvolené období, dále jsou zkoumány časové řady. Vyslovené hypotézy se ve většině případů podařilo potvrdit.

---

## Abstract

KRTIČKA, J. *Analysis of dependency rates of indicators in default models*. Bachelor Thesis. Pilsen: Faculty of Economics of University of West Bohemia in Pilsen, 44 p., 2012.

**Key Words: Financial analysis, Bankruptcy prediction, multicollinearity**

This work aims to analyze level of interdependence between relative indicators used in selected default models for the selected files of firms. One of the main tasks is to verify the hypothesis of high multicollinearity of explanatory variables, which also increases with increasing number of indicators used. The theoretical part describes the most commonly used default models and some selected concepts of mathematical statistics, which are subsequently used in specific calculations. The practical part then gradually explores the relationship between the pair explanatory variables, and subsequently the overall level of multicollinearity. Calculations are performed for a selected period, and there are also time series investigated. Hypotheses in most cases were confirmed.