

Vysoká škola ekonomická v Praze

Fakulta informatiky a statistiky

Studijní program: Kvantitativní metody v ekonomice

Studijní obor: Statisticko-pojistné inženýrství



ANALÝZA FAKTORŮ OVLIVŇUJÍCÍCH RELATIVNÍ TRŽNÍ OCENĚNÍ AKCIÍ

Diplomová práce

Autor diplomové práce: Bc. Tobiáš Hanzl

Vedoucí diplomové práce: Mgr. Michal Vrabec, CSc.

Akademický rok 2015/2016

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem diplomovou práci zpracoval samostatně a že jsem uvedl všechny prameny a literaturu, ze kterých jsem čerpal.

V Praze dne 11.5.2016

.....
podpis

Poděkování

Rád bych poděkoval vedoucímu mé diplomové práce Mgr. Michalu Vrabcovi, CSc. za umožnění napsání této práce a za poskytnutí podnětných rad a připomínek.

Abstrakt

Cílem této diplomové práce je analyzování ukazatele *P/S* pomocí Gordonova dividendového modelu, dále prokázání hypotézy vlivu velikosti *marže*, *dividendového výplatního poměru*, *odhadu budoucího růstu dividend* a *požadované výnosové míry* na hodnotu ukazatele *P/S* a v neposlední řadě nalezení dalších faktorů ovlivňujících relativní tržní ocenění akcií. Za účelem získání důkladného povědomí o vlivu vybraných faktorů byla použita vícerozměrná lineární regresní analýza a faktorová analýza zkoumající 781 akcií na amerických burzách. V práci byla prokázána hypotéza o vlivu výše zmíněných vysvětlujících proměnných na hodnotu ukazatele *P/S*. Dále byly rovněž nalezeny další proměnné, které se úspěšně podílí na hlubším vysvětlení zkoumané proměnné. Tržní ocenění akcií je velice komplexní a je ovlivněno velkým počtem faktorů.

Klíčová slova

P/S, zisk, marže, dividendový výplatní poměr, Beta, růst zisku, regresní analýza, faktorová analýza, korelace

Abstract

The goal of this diploma thesis is to analyze *P/S* ratio using Gordon dividend discount model and also to prove hypothesis that assumes existing influence of *margin*, *dividend payout ratio*, *future dividend growth* and *discount rate* on *P/S* ratio value. The goal is also to find other factors that can influence relative market stock valuation. Multidimensional regression analysis and also factor analysis were used in order to get a proper knowledge of the factors. There are 781 stocks used in this work. This thesis proves influence of the mentioned variables and also other variables were found that help achieve deeper understanding of examined variable. Market valuation is a very complex matter and is influenced by numerous factors.

Key Words

P/S, earnings, margin, dividend payout ratio, Beta, earnings growth, regression analysis, factor analysis, correlation

Obsah

1	Úvod.....	8
2	Teoretická část	10
2.1	Kurzotvorné faktory	10
2.1.1	Globální faktory	10
2.1.2	Odvětvové faktory.....	11
2.1.3	Podnikové faktory	12
2.2	Popis vysvětlujících proměnných	15
2.3	Ukazatel P/S a jeho odvození.....	19
2.4	Regresní analýza	22
2.4.1	Klasický lineární regresní model.....	22
2.4.2	Odhad parametrů regresní funkce	24
2.4.3	Hodnocení kvality regresního modelu	26
2.5	Faktorová analýza	31
2.6	Zdroj dat.....	34
3	Praktická část	35
3.1	Deskriptivní statistika.....	35
3.2	Korelační analýza.....	43
3.3	Základní lineární regresní model	46
3.4	Upravený lineární regresní model	48
3.5	Rozšířený upravený lineární regresní model.....	55
3.6	Faktorová analýza	61
4	Závěr	73
5	Zdroje	76
5.1	Literatura	76
5.2	Internetové zdroje.....	77
6	Přílohy	78

Seznam tabulek

TABULKA 1 POPISNÁ STATISTIKA UKAZATELE P/S.....	35
TABULKA 2 POPISNÁ STATISTIKA ČISTÉ MARŽE	37
TABULKA 3 POPISNÁ STATISTIKA VÝPLATNÍHO POMĚRU.....	38
TABULKA 4 POPISNÁ STATISTIKA BETA	40
TABULKA 5 POPISNÁ STATISTIKA OČEKÁVANÉHO RŮSTU ZISKU.....	41
TABULKA 6 PEARSONOVA KORELACE MEZI VYSVĚTLOVANOU PROMĚNNOU P/S A VYSVĚTLUJÍCÍMI PROMĚNNÝMI.....	44
TABULKA 7 PARCIÁLNÍ KORELACE MEZI VYSVĚTLOVANOU PROMĚNNOU P/S A VYSVĚTLUJÍCÍMI PROMĚNNÝMI.....	45
TABULKA 8 INDEX DETERMINACE REGRESNÍHO MODELU (3.1).....	46
TABULKA 9 F-TEST REGRESNÍHO MODELU (3.1).....	46
TABULKA 10 ODHADNUTÉ PARAMETRY REGRESNÍHO MODELU (3.1)	47
TABULKA 11 INDEX DETERMINACE UPRAVENÉHO REGRESNÍHO MODELU (3.3).....	51
TABULKA 12 F-TEST REGRESNÍHO MODELU (3.3).....	51
TABULKA 13 ODHADNUTÉ PARAMETRY MODELU (3.3)	51
TABULKA 14 KORELACE MEZI ZLOGARITMOVANOU VYSVĚTLOVANOU PROMĚNNOU P/S A POTENCIÁLNÍMI VYSVĚTLUJÍCÍMI PROMĚNNÝMI.....	55
TABULKA 15 INDEX DETERMINACE UPRAVENÉHO ROZŠÍŘENÉHO REGRESNÍHO MODELU (3.5).....	56
TABULKA 16 F-TEST REGRESNÍHO MODELU (3.5).....	57
TABULKA 17 ODHADNUTÉ PARAMETRY MODELU (3.5)	57
TABULKA 18 NORMALITA REZIDUÍ V MODELU (3.5)	58
TABULKA 19 ROZPTYL REZIDUÍ V MODELU (3.5)	59
TABULKA 20 VÝCHOZÍ KORELAČNÍ MATICE PRO FAKTOROVOU ANALÝZU	61
TABULKA 21 KMO AND BARTLETT'S TEST.....	62
TABULKA 22 KOMUNALITY	63
TABULKA 23 PODÍL VYSVĚTLENÉ VARIABILITY PŮVODNÍCH PROMĚNNÝCH	64
TABULKA 24 FAKTOROVÉ SKÓRE	65
TABULKA 25 KORELACE PŮVODNÍCH A NOVÝCH PROMĚNNÝCH	65
TABULKA 26 PEARSONŮV KORELAČNÍ KOEFICIENT ZLOGARITMOVANÉHO UKAZATELE P/S S FAKTORY	67
TABULKA 27 INDEX DETERMINACE REGRESNÍHO MODELU (3.7).....	68
TABULKA 28 F-TEST REGRESNÍHO MODELU (3.7).....	68
TABULKA 29 ODHADNUTÉ PARAMETRY MODELU (3.7)	68
TABULKA 30 NORMALITA REZIDUÍ V MODELU (3.7)	69
TABULKA 31 ROZPTYL REZIDUÍ V MODELU (3.7)	70

Seznam grafů

GRAF 1 HISTOGRAM A BOX-PLOT PRAVDĚPODOBNOSTNÍHO ROZDĚLENÍ UKAZATELE P/S	36
GRAF 2 HISTOGRAM A BOX-PLOT PRAVDĚPODOBNOSTNÍHO ROZDĚLENÍ ČISTÉ MARŽE	38
GRAF 3 HISTOGRAM A BOX-PLOT PRAVDĚPODOBNOSTNÍHO ROZDĚLENÍ VÝPLATNÍHO POMĚRU	39
GRAF 4 HISTOGRAM A BOX-PLOT PRAVDĚPODOBNOSTNÍHO ROZDĚLENÍ BETA	41
GRAF 5 HISTOGRAM A BOX-PLOT PRAVDĚPODOBNOSTNÍHO ROZDĚLENÍ RŮSTU ZISKU	42
GRAF 6 POROVNÁNÍ P/S A ZLOGARITMOVANÉHO P/S	49
GRAF 7 POROVNÁNÍ VÝPLATNÍHO POMĚRU A ZLOGARITMOVANÉHO VÝPLATNÍHO POMĚRU	49
GRAF 8 POROVNÁNÍ ČISTÉ MARŽE A ZLOGARITMOVANÉ ČISTÉ MARŽE	50
GRAF 9 NORMALITA REZIDUÍ V MODELU (3.3)	52
GRAF 10 ROZPTYL REZIDUÍ V MODELU (3.3)	53
GRAF 11 VZTAH MEZI ZLOGARITMOVANÝM UKAZATELEM P/S A ODHADNUTÝMI FAKTORY	70

1 Úvod

S prudkým rozvojem kapitálových trhů vznikla rovněž potřeba porozumět tržnímu ocenění obchodovaných instrumentů. Snahou je nalézt faktory ovlivňující cenu akcií a dalších instrumentů s cílem posoudit, zda akciové instrumenty jsou ohodnoceny trhem správně, nebo zda se tržní cena odlišuje od vnitřní hodnoty daného instrumentu. Existuje velké množství oceňovacích přístupů a filosofí a každá má své opodstatnění a uplatnění ve světě kapitálových trhů. Pro plné porozumění ocenění jednotlivých akciových instrumentů je třeba porozumět nejen globálním a odvětvovým faktorům, ale rovněž je třeba nalézt a pochopit faktory na úrovni společnosti, které způsobují pohyby jejich cen.

Tato diplomová práce analyzuje ukazatel P/S , jenž porovnává aktuální tržní cenu akcie P s tržbou na jednu akcii S , která je vypočtena jako podíl celkových tržeb za posledních 12 měsíců a váženého počtu všech akcií držených investory. Hodnota P/S poskytuje informaci investorům o násobku tržeb, za který je sledovaná akcie v daný moment obchodována. Tato znalost napomáhá rozhodování, zda je cena akcie levná, nebo naopak příliš drahá. (investopedia.com)

Ukazatel lze rovněž zkonstruovat pomocí Gordonova dividendového diskontního modelu, jehož hodnota je závislá na velikosti marže, dividendového výplatního poměru, odhadu budoucího růstu dividend a požadované výnosové míře.

Cílem diplomové práce je prokázání, či vyvrácení hypotézy o vlivu výše zmíněných proměnných na hodnotu ukazatele P/S pomocí korelační a vícerozměrné regresní analýzy. Druhým cílem je nalezení dalších proměnných, které by pomohly lépe vysvětlit variabilitu ukazatele P/S , a jejich následné přidání do vícerozměrného regresního modelu. Třetím cílem je výpočet a interpretace nových umělých proměnných pomocí faktorové analýzy, které by umožnily hlubší a zřetelnější náhled na faktory vysvětlující tržní ocenění akcií.

Práce si neklade nezbytně za cíl nalezení modelu, který by vysvětloval veškerou variabilitu vysvětlované proměnné, snahou je však porozumět základním vztahům mezi jednotlivými fundamenty a ukazatelem P/S a následně tyto vztahy srozumitelně interpretovat.

První kapitola se zaměřuje na teoretickou rovinu dané problematiky. Nejprve vysvětluje jednotlivé kurzotvorné faktory na globální, odvětvové a podnikové úrovni.

Dále je podrobně popsán ukazatel P/S . Jsou vysvětleny jeho výhody a nevýhody. Poté je rozepsáno vyjádření ukazatele P/S pomocí dividendového diskontního modelu.

V další části se práce věnuje dalším vysvětlujícím proměnným, které jsou zahrnuty v regresní a faktorové analýze a které mají potenciál vylepšit původní regresní model.

V poslední části teoretické kapitoly je stručně připomenuta teorie regresní a faktorové analýzy, které jsou použity pro odhad významu jednotlivých proměnných.

V praktické části je nejprve provedena deskriptivní analýza a jsou vypočteny korelace proměnných za účelem seznámení se s charakteristikami proměnných a jejich základními vztahy. Tyto proměnné jsou následně použity ve výpočtu odhadu samotného regresního modelu a poté je provedena evaluace výsledku.

Ve druhé části je na základě prvotní korelační analýzy vybráno několik dalších proměnných, které mají potenciál vylepšit vysvětlení variability ukazatele P/S , a jsou přidány do původního regresního modelu. Nový model je opět analyzován.

Všechny vysvětlující proměnné použité v regresních modelech jsou v poslední části analyzovány pomocí faktorové analýzy. Následně jsou tyto faktorové proměnné interpretovány a posléze použity v novém regresním modelu. V neposlední řadě je provedena evaluace.

V závěru je provedeno komplexní vyhodnocení odhadnutých modelů a jsou shrnuty poznatky. Na závěr jsou konfrontovány cíle práce s dosaženými výsledky.

2 Teoretická část

2.1 Kurzotvorné faktory

Existuje mnoho faktorů, které způsobují pohyb akciových kurzů. Na základě studie Kinga (1966) lze konstatovat, že pohyby jsou z více než 50 % procent způsobeny globálními faktory. Akciové kurzy ovšem rovněž reagují na faktory odvětvové, které mají v průměru 13% dopad na pohyby akciových kurzů. Tyto dva faktory se tedy společně podílí na pohybu cen akcií přibližně ze dvou třetin. Posledním faktorem je vliv jednotlivých společností.

V novější studii Farrell (1974) vytvořil pomocí shlukové analýzy čtyři shluky (ropné akcie, cyklické akcie, stabilní akcie a růstové akcie) na základě míry citlivosti na odvětvové a globální vlivy. Výsledky naznačují menší vliv odvětvových a globálních faktorů na kurzy akcií v porovnání se studií Kinga. Globální vliv se pohyboval mezi 31 % a 33 % a odvětvový faktor byl odhadnut na hodnoty mezi 9 % a 31 %. Znamená to tedy, že vliv jednotlivých společností je na základě této studie vyšší v porovnání se studií Kinga. (Musílek, 1999)

2.1.1 Globální faktory

Mezi globálními faktory má velký význam reálný výstup ekonomiky. Akciové kurzy dlouhodobě kolísají kolem základního rostoucího trendu, který je pravděpodobně způsoben neustálým růstem ekonomické úrovně. V dlouhém období existuje těsný vztah mezi výstupem reálné ekonomiky a akciovými kurzy. Ve střednědobém období vztah není tak pevný a dokonce se může zdát, že se jedná o vztah obrácený. Důvodem je předbíhání akciových kurzů v porovnání s výstupem ekonomiky. Akciové kurzy se zpravidla chovají jako vcelku spolehlivé vedoucí indikátory pro vývoj ekonomiky. (Musílek, 2011)

Dalším faktorem je fiskální politika daného státu, kterou se rozumí řízení výdajů, příjmů a dluhů vlády. Velký vliv na firmy má rovněž daňové zatížení. Vysoké daně korporací snižují výnosový potenciál a následně snižují hodnotu akcií. Vysoké osobní důchodové daně také snižují disponibilní důchody investorů, kteří jsou zodpovědní za vytváření poptávky po akciích. Vláda rovněž ovlivňuje akciové kurzy svými výdaji. Nákup služeb a produktů vládou zvyšuje zisk daných firem.

Dalším faktorem je peněžní nabídka. Rogalski a Vinso (1977) tvrdí, že existuje pozitivní korelace mezi změnou peněžní nabídky a změnou cen finančních aktiv, které drží investoři. Neočekávané zvýšení peněžní nabídky za konstantní poptávky po penězích způsobí růst investování do finančních aktiv, jejichž cena vzroste kvůli krátkodobé fixní nabídce akcií. Tento efekt se označuje jako efekt likvidity.

Jiné možné vysvětlení poskytuje teorie Friedmana a Schwartze (1963). Ta se opírá o tzv. transmisní mechanismus - růst peněžní nabídky zprvu motivuje investory nakupovat dluhopisy. Tato zvýšená poptávka způsobuje pokles výnosové míry dluhopisů, a tím motivuje investory začít nakupovat akcie, které mají vyšší výnos, a to následně způsobí růst ceny akcií.

Mezi další makroekonomické faktory patří:

- úrokové sazby,
- inflace,
- fluktuace mezinárodního kapitálu,
- likvidita,
- ochrana vnějších investorů,
- investiční móda,
- ekonomické a politické šoky.

(Musílek, 1999 a 2011)

2.1.2 Odvětvové faktory

Odvětvová analýza se zaměřuje na zkoumání jednotlivých sektorů v ekonomice. Každý sektor se odlišuje svými vlastnostmi, mezi které patří například míra zisku, regulace a budoucí perspektiva.

Cílem analýzy je identifikace charakteristických znaků jednotlivých odvětví a rovněž následné předpovědi budoucího vývoje jednotlivých odvětví.

Jednotlivé sektory jsou odlišně ovlivňovány hospodářským cyklem a sektory lze rozdělit do následujících skupin:

- cyklická odvětví,
- neutrální odvětví,
- anticyklická odvětví.

Cyklická odvětví rostou v době konjunktury a zpravidla mírně předbíhají reálný vývoj ekonomiky. Klasickými představiteli cyklických odvětví je automobilový a stavební průmysl. Mezi neutrální odvětví, která nejsou příliš ovlivněna hospodářským cyklem, jsou odvětví nezbytných statků, mezi které patří například potravinářský a farmaceutický průmysl, a také odvětví s nízkou cenovou elasticitou jako například cigarety, alkohol, noviny a časopisy. Některým odvětvím se naopak daří v průběhu recese. „V období globální finanční krize se však prakticky neobjevila žádná anticyklická odvětví, poněvadž nepříznivý šok z globální krize byl mnohem silnější než anticyklický efekt.“ (Musílek, 2011)

Při analýze odvětvových faktorů je také potřeba sledovat životní cyklus odvětví. V první fázi, která se nazývá pionýrská, dochází k vysokému růstu zisku a k přílivu velkého množství nových firem. V druhé fázi se odvětví stabilizuje, zisky vykazují nižší volatilitu a firmy, které přežily první fázi, se stávají silnějšími a většími. Ve třetí fázi začíná odvětví postupně zastarávat a zanikat a dochází k poklesu cen akcií.

V neposlední řadě se odvětví dělí na monopolní, oligopolní nebo konkurenční. Monopolní struktura odvětví umožňuje při absenci regulace existenci vyšších cen zboží a služeb, které umožňují vysokou ziskovost monopolu. Oligopolní struktura je typická pro bankovníctví a automobilový průmysl a rovněž poskytuje poměrně vysokou stabilitu zisku. Konkurenční prostředí obsahuje vysoké množství společností, což znemožňuje jednotlivým společnostem ovlivňovat cenu. Zisk je velmi volatilní a existuje vysoká fluktuace firem v odvětví. (Musílek, 1999)

2.1.3 Podnikové faktory

Základním kurzotvorným faktorem každé společnosti je její zisková síla. Tržní kurzy jsou především determinovány aktuálním ziskem společnosti a očekávaným vývojem

zisku. Historické zisky na základě analýz mají velmi nízkou prediktivní schopnost pro odhad budoucích zisků.

Důležitým faktorem ovlivňující ziskovost společnosti je kvalita managementu. Vedení společnosti, které má vysoké technické, lidské a koncepční dovednosti a vysokou schopnost řešit efektivně problémy, pozitivně ovlivňuje ziskovou sílu společnosti a její budoucí předpoklady. V dlouhém období se za nejpřesvědčivější hodnocení kvality managementu považuje vývoj tržní ceny akcií v porovnání s adekvátním měřítkem trhu.

Investiční politika společnosti rovněž ovlivňuje kvalitu společnosti. Úspěšné investice působí pozitivně na tržní kurzy akcií.

Nejasný vztah existuje v oblasti vlivu závislosti zadlužení společnosti na tržní cenu akcií. Modigliani a Miller (1958) tvrdí, že výše zadlužení nemá vliv na tržní cenu akcií. Protichůdným argumentem je pozitivní vztah mezi výší zadlužení a tržní cenou akcií. Důvodem jsou nižší náklady na získání cizího kapitálu v porovnání s vlastním kapitálem, a proto vyšší podíl cizího kapitálu následně snižuje celkové kapitálové náklady (Za předpokladu konstantních nákladů vlastního kapitálu.) Umírněná pozice tvrdí, že vyšší dluh působí pozitivně na tržní kurzy akcií, ale není možné navyšovat dluh neomezeně, protože s růstem dluhu roste riziko bankrotu, a tudíž náklady na další cizí kapitál rostou. Toto riziko tedy naopak snižuje tržní kurzy akcií. Každá společnost má určitý ideální podíl cizího a vlastního kapitálu.

Existují rovněž rozdílné názory na vliv dividendové politiky na tržní kurzy akcií. Modigliani a Miller (1961) tvrdí, že vliv dividendové politiky společnosti je irelevantní. Jiný názor představuje pozitivní vliv výše výplatního poměru na ceny akcií z důvodu uspokojení požadavku investorů na běžný důchod a nižší nejistotu. Panuje však rovněž názor tvrdící, že nízký výplatní poměr vede v růstu cen akcií, pokud jsou dividendy zdaňovány více než kapitálové zisky. Dalším důvodem jsou emisní náklady, které jsou vyšší pro společnosti s vysokým výplatním poměrem.

Analytici aplikují fundamentální analýzu z různých důvodů. Prvním z nich je snaha o zjištění, zda je akcie nadhodnocena, podhodnocena nebo správně ohodnocena. Dalším významným důvodem je provádění finančních analýz za účelem zjištění kvality finančního hospodaření společnosti, který slouží jako základ pro odhad budoucího vývoje firmy.

Fundamentální analýza má svůj základ v předpokladu, že každá akcie má svojí vnitřní hodnotu a kurz akcie osciluje kolem této hodnoty, která je stanovena na základě fundamentálních parametrů, mezi které patří například zisk, dividendy, růstová míra, požadovaná výnosová míra, cash flow, tržby, marže, atd.

Mezi metody stanovení vnitřní hodnoty akcie patří:

- dividendové diskontní modely,
- ziskové modely,
- kombinované ziskové a dividendové modely,
- modely volného cash flow,
- bilanční modely,
- modely kontingenčních nároků,
- historické modely.

(Musílek, 1999 a 2011, Veselá, 2003)

2.2 Popis vysvětlujících proměnných

Čistá marže (Profit Margin)

Ukazatel vyjadřuje podíl čistého zisku z tržeb. Vyšší hodnoty vyjadřují lepší schopnost firmy generovat zisk. Ukazatel je nejčastěji vyjádřen v procentech. Hodnota tohoto ukazatele může nabývat kladných i záporných hodnot, u naprosté většiny společností je však hodnota menší než 100 %, existují však výjimky.

$$Profit\ Margin = \frac{\text{Čistý zisk}}{\text{Tržby}} \times 100 \quad (2.1)$$

Operativní marže (Operating Margin)

Tato marže ukazuje podíl zisku vytvořeného běžnými náklady a výdaji na jeho dosažení z běžné provozní činnosti společnosti (mzdy, materiál, atd.) k tržbám. Ukazatel nezahrnuje mimořádné položky, mezi které patří například prodej divize, bonusy zaměstnancům, odpisy, daně a další mimořádné výnosy a náklady. Ukazatel je vyjádřen v procentech. *Operativní marže* je zpravidla vyšší než čistá marže.

$$Operating\ Margin = \frac{\text{Operativní zisk}}{\text{Tržby}} \times 100 \quad (2.2)$$

Hrubá marže (Gross Margin)

Ukazatel vyjadřuje podíl hrubého zisku k tržbám. Hrubý zisk je spočten jako rozdíl mezi tržbami a výrobními náklady prodaných výrobků. Ukazatel je měřen v procentech. *Hrubá marže* je většinou vyšší než operativní marže.

$$Gross\ Margin = \frac{\text{Hrubý zisk}}{\text{Tržby}} \times 100 \quad (2.3)$$

Beta

Ukazatel *Beta* zobrazuje závislost mezi chováním kurzu příslušné akcie a tržním průměrem, který je v USA nejčastěji reprezentován indexem S&P 500, který obsahuje 500 největších akcií v USA. *Beta* je spočtena pomocí podílu kovariance mezi výnosovou mírou z akcie a výnosovou mírou z tržního portfolia a rozptylem tržního portfolia. „Východiskem pro stanovení hodnoty *Beta* faktoru akcie, popř. portfolia jsou historická data o výnosové míře produkované touto akcií, popř. portfoliem a historická data o výnosové míře produkované tržním indexem, ve vztahu ke kterému je *Beta* faktor kalkulován“ (Veselá, 2003)

Pro výpočet je možné použít například denní, týdenní či měsíční data za určitou časovou periodu. Analytici alternativně stanovují také hodnotu expertním odhadem, pokud není k dispozici dostatečná časová řada pro výpočet.

Hodnota ukazatele osciluje kolem hodnoty 1. Akcie s hodnotou větší než 1 mají cenové výkyvy větší, než jsou výkyvy vybraného cenového indexu, a proto jsou tyto akcie považovány za více cyklické než cenový index.

Akcie, jejichž hodnota je menší než 1 a zároveň je kladná, představují defenzivní akcie, jejichž kolísání je nižší než kolísání indexu, a jsou tedy méně ovlivňovány hospodářským cyklem.

Akcie se zápornou hodnotou ukazatele *Beta* představují anticyklické akcie, kterým se daří v dobách recese a které naopak ztrácejí v dobách konjunktury.

Rentabilita investice (Return on Investment)

Ukazatel *RoI* provádí evaluaci efektivity investic. Od zisku investice jsou nejdříve odečteny náklady a poté je náklady vydělen. Ukazatel je vyjádřen v procentech.

$$RoI = \frac{(Zisk\ investice - Náklady\ investice)}{Náklady\ investice} \times 100 \quad (2.4)$$

Rentabilita vlastního kapitálu (Return on Equity)

Ukazatel měří zhodnocení kapitálu, který je investován vlastníky. Ukazatel lze spočítat jako podíl čistého zisku k průměrné velikosti vlastního kapitálu v daném období. Ukazatel je také vyjádřen v procentech. Hodnoty nad 20 % jsou považovány za velmi dobré.

$$RoE = \frac{\text{Čistý zisk}}{\text{Vlastní kapitál}} \times 100 \quad (2.5)$$

Rentabilita aktiv (Return on Assets)

Jedná se o ukazatel popisující zhodnocení celkových průměrných aktiv v daném období. Čistý zisk po zdanění je vydělený průměrnou velikostí aktiv společnosti. Rentabilita aktiv je zobrazována v procentech. Pozorované hodnoty mohou dosáhnout maximálně hodnoty RoE , protože velikost vlastního kapitálu je vždy menší nebo rovna hodnotě všech aktiv. Ukazatel je také vyjádřen v procentech.

$$RoA = \frac{\text{Čistý zisk}}{\text{Aktiva}} \times 100 \quad (2.6)$$

Podíl cizího kapitálu (Liabilities/Assets)

Ukazatel vyjadřuje, jak velká část aktiv ve společnosti je v daném období financována cizím kapitálem. Minimální velikost ukazatele může být nula, naopak maximální hodnotou je jedna.

$$L/A = \frac{\text{Cizí kapitál}}{\text{Aktiva}} \quad (2.7)$$

Běžná likvidita (Current Ratio)

Jedná se o indikátor schopnosti krátkodobě dostát svým závazkům, a měří proto likviditu firmy. Ukazuje, kolikrát krátkodobá aktiva pokrývají krátkodobé závazky. Hodnoty vyšší než 1,5 se jeví jako dostatečné.

$$\text{Current Ratio} = \frac{\text{Krátkodobá aktiva}}{\text{Krátkodobé závazky}} \quad (2.8)$$

Quick Ratio

Tento ukazatel je rovněž indikátorem krátkodobé likvidity. *Quick Ratio* se odlišuje od ukazatele *Current Ratio* v čitateli, ve kterém *Quick Ratio* odečítá od krátkodobých aktiv skladové zásoby.

$$\text{Quick Ratio} = \frac{\text{Krátkodobá aktiva} - \text{skladové zásoby}}{\text{Krátkodobé závazky}} \quad (2.9)$$

Růst zisku na akcii v příštím roce (EPS growth next year)

Ukazatel reprezentuje odhad *růstu zisku na akcii (EPS)* v příštím roce. Je vyjádřen v procentech.

Růst zisku na akcii v příštích 5 letech (EPS growth next 5 years)

Jedná se odhad budoucího *průměrného ročního růstu zisku na akcii v následujících 5 letech* reprezentující střednědobý růstový potenciál společnosti. Je vyjádřen v procentech.

Výplatní poměr (Payout Ratio, PR)

Ukazatel vyjadřuje podíl zisku za příslušné období, který je vyplácen akcionářům v podobě dividend.

$$\text{Payout Ratio} = \frac{\text{Dividenda}}{\text{Čistý zisk}} \quad (2.10)$$

(finviz.com, fio.cz, patria.cz, business.center.cz)

2.3 Ukazatel P/S a jeho odvození

Vysvětlovanou proměnnou je ukazatel P/S , který je běžně používán investory pro zjištění, zda je cena akcie nadhodnocena, podhodnocena, či správně ohodnocená. Nízké hodnoty tohoto ukazatele naznačují, že akcie je levná. Naopak vysoké hodnoty poukazují na možnost, že akcie je drahá. Samotná hodnota P/S je však nicneříkající, hodnotu je vhodné porovnat s historickými hodnotami P/S dané akcie nebo s aktuálními hodnotami podobných společností za účelem získání představ o adekvátní výši hodnoty. Ukazatel je vypočten jako

$$P/S = \frac{P_0}{S_0}, \quad (2.11)$$

kde P_0 je aktuální cena akcie a S_0 jsou tržby za posledních 12 měsíců připadající na jednu akcii.

Tento ukazatel je velmi oblíbený mimo jiné z následujících důvodů:

- 1) Umožňuje stanovit jeho hodnotu i pro akciové společnosti, které mají v daném období ztrátu. To je hlavní výhoda v porovnání s dalším hojně rozšířeným ukazatelem P/E vyjadřující aktuální cenu akcie vydělenou ziskem za posledních 12 měsíců na akcii, jehož výpočet postrádá smysl pro hodnoty se ztrátou.
- 2) Pro společnosti je obtížnější manipulovat s tržbami na rozdíl od zisku. Proto tento ukazatel poskytuje čistější pohled na výkonnost společnosti.
- 3) Je méně volatilní s porovnání s ukazatelem P/E , protože tržby zpravidla méně podléhají vlivu hospodářského cyklu.
- 4) Pomocí něj lze pozorovat a analyzovat dopad obchodní a cenové politiky společnosti.

Ukazatel má rovněž své nevýhody. Mezi největší patří nízká vypovídací schopnost o profitabilitě společnosti. Tržby nezohledňují podnikové náklady a výši marže. Znamená to tedy, že při nezměněných tržbách může poklesnout výše marže z důvodu nárůstu nákladů, a proto dojde k poklesu zisku a ceny akcie. Ukazatel P/S proto může vykazovat nízkou hodnotu, která by pak nesprávně označila drahou akcii za levnou.

Z tohoto důvodu je třeba rovněž brát v potaz ziskovou marži. Společnosti, které vykazují vysokou ziskovou marži, mají většinou vysokou hodnotu P/S a rovněž vyšší cenu akcie. (Musílek, 1999)

Ukazatel P/S lze rovněž zkonstruovat pomocí veličin, které jsou odvozené v **Gordonově dividendovém diskontním modelu**, který vyjadřuje cenu akcie (nebo vnitřní hodnotu) následovně

$$P_0 = \frac{D_1}{K_e - g}, \quad (2.12)$$

kde P_0 je aktuální cena akcie, D_1 je očekávaná dividenda na konci prvního roku, K_e je požadovaná úroková výnosová míra a g je očekávaná růstová míra dividend.

Vzorec 2.12 lze nahradit vzorcem

$$P_0 = \frac{E_0 \times PR \times (1 + g)}{K_e - g}, \quad (2.13)$$

ve kterém E_0 je běžný zisk a PR je dividendový výplatní poměr. Následně lze vzorec 2.13 upravit na

$$P_0 = \frac{S_0 \times M \times PR \times (1 + g)}{K_e - g}, \quad (2.14)$$

ve kterém je běžný zisk E_0 nahrazen násobkem tržeb S_0 a marží M . Vzorec 2.14 je poté upraven na finální vzorec

$$\frac{P_0}{S_0} = \frac{M \times PR \times (1 + g)}{K_e - g}, \quad (2.15)$$

kde je vzorec 2.14 vydělen tržbou S_0 . (Musílek, 1999)

Na levé straně rovnice je tedy již známý ukazatel P/S . Ze vzorce je patrné, že hodnota ukazatele P/S je ovlivněna ziskovou marží. Vyšší hodnota marže koresponduje s vyšší hodnotou ukazatele P/S . Dále vzorec rovněž předpokládá pozitivní vliv dividendového výplatního poměru a očekávaného růstu dividend na hodnotu ukazatele P/S . Naopak růst očekávané výnosové míry způsobuje pokles hodnoty ukazatele P/S .

Pro odhad očekávané výnosové míry je nejčastěji používán **Capital Asset Pricing Model** (CAPM), který vyjadřuje vztah mezi očekávaným výnosem a rizikem

$$K_{ei} = R_F + Beta(r_m - R_F), \quad (2.16)$$

kde K_{ei} je očekávaná výnosová míra produkovaná akcií i , R_F je bezriziková výnosová míra instrumentu s nulovou úrovní systematického rizika, $Beta$ je faktor akcie i a r_m je tržní výnosová míra produkovaná zvoleným tržním indexem.

Z rovnice 2.16 je patrné, že proměnná vysvětlující riziko jednotlivé akcie je $Beta$, která je spočtena pomocí podílu kovariance mezi výnosovou měrou z akcie a výnosovou měrou z tržního portfolia a rozptylem tržního portfolia. Ostatní proměnné jsou shodné pro všechny akcie v dané zemi. Bezriziková míra je v praxi reprezentována úrokovými výnosy státních dluhopisů. Rozdílem mezi tržní výnosovou měrou a bezrizikovou výnosovou měrou je riziková prémie dané země. (Veselá, 2003)

2.4 Regresní analýza

2.4.1 Klasický lineární regresní model

Cílem regresní analýzy je poznání vztahů mezi vysvětlujícími a vysvětlovanými veličinami, porozumění jejich souvislostí a vytvoření vhodných regresních modelů. Snahou je vyrovnání empirických hodnot zkoumaných veličin pomocí vhodné matematické funkce a dosažení maximální shody mezi skutečnými hodnotami vysvětlované veličiny a jejich odhadnutými hodnotami.

Veličiny mohou být mezi sebou stochasticky nezávislé, nebo naopak deterministicky závislé. Tyto vztahy jsou však velmi vzácné a zpravidla mají veličiny volnou kvantitativní (statistickou) závislost, při které různé kombinace hodnot vysvětlujících proměnných odpovídají nestejnému (podmíněnému) rozdělení četností vysvětlovaných proměnných.

Pokud tedy závisí zákon rozdělení jedné veličiny na hodnotách, které nabude druhá veličina, jedná se o stochastickou závislost. Podmíněná střední hodnota vysvětlované proměnné $E(Y|x)$ je funkcí podmínky. Tudíž se mění v závislosti na různých hodnotách x veličiny X . V případě vícerozměrné lineární regrese je střední hodnota veličiny Y závislá na různých kombinacích veličin $X_1, X_2, \dots, X_K$.

Odhad regresního modelu je komplikován z důvodu existence dalších vysvětlovaných proměnných X_{K+1}, X_{K+2} a dalších, kterých může být nekonečné množství a které mohou být neznámé. Tyto další veličiny se souhrnně označují jako rušivá složka ε . Předpoklady o pravděpodobnostním chování rušivé složky jsou velmi významné při tvorbě regresních modelů. Nulová střední hodnota rušivé složky naznačuje nesystematický vliv veličin, které nejsou zahrnuty v modelu. Součtový regresní model má tvar

$$Y = \eta + \varepsilon, \quad (2.17)$$

ve kterém η představuje neznámou populační regresní funkci a ε je již výše zmíněná rušivá složka.

V případě zcela lineárního vícerozměrného regresního modelu, který je použit v této práci, lze aditivní regresní model zapsat ve tvaru

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_K K + \varepsilon, \quad (2.18)$$

ve kterém β_0 je absolutní člen a $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K$ jsou dílčí regresní koeficienty. Hodnoty parametrů $\beta_j, j = 1, 2, \dots, K$, představují průměrnou změnu veličiny Y při růstu veličiny X_j o jednotku za předpokladu, že hodnoty ostatních vysvětlujících proměnných zůstávají neměnné. Zařazení absolutního členu β_0 je vhodné a výhodné z důvodu existence nezařazených vlivů.

(Hebák, 2005)

„Pro každou zvolenou kombinaci hodnot nenáhodných vysvětlujících proměnných $X_1, X_2, \dots, X_K$ je Y náhodnou veličinou s určitým pravděpodobnostním rozdělením, konečnou střední hodnotou $E(X)$ a konečným rozptylem $D(X)$.“ (Hebák, 2005)

Kombinace n hodnot vysvětlujících proměnných lze zapsat pomocí n lineárních rovnic, nebo pomocí zkráceného maticového tvaru

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (2.19)$$

kde $\mathbf{y}$ je n -členný náhodný vektor pozorovaných hodnot vysvětlované proměnné Y , $\mathbf{X}$ značí nenáhodnou matici typu $n \times (K + 1)$ vybraných n kombinací hodnot vysvětlujících veličin, $\boldsymbol{\beta}$ značí $(K + 1)$ -členný vektor neznámých parametrů a $\boldsymbol{\varepsilon}$ značí n -členný vektor rušivé složky.

Klasický lineární regresní model musí splňovat následující podmínky:

- 1) Mezi vysvětlujícími proměnnými $X_1, X_2, \dots, X_K$ neexistuje *funkční* lineární závislost a dále vysvětlující proměnné jsou *nenáhodné*.
- 2) Nejsou kladena žádná omezení na p -členný vektor neznámých parametrů β a jeho definičním oborem Ω je p -rozměrný *Euklidův prostor* $\Omega_\beta = E_p$.
- 3) Hodnoty rušivé složky ε dané kombinace hodnot vysvětlujících proměnných mají *normální* rozdělení, jsou *nezávislé* náhodné veličiny, mají *nulové* střední hodnoty a *konstantní* rozptyl σ^2 .

(Hebák, 2005)

2.4.2 Odhad parametrů regresní funkce

Regresní model nahrazuje hodnoty y_i vysvětlované proměnné Y odhadnutými hodnotami $\hat{y}_i$, které jsou získány dosazením odpovídajících hodnot vysvětlujících veličin do odhadnutého regresního modelu. Je třeba zajistit, aby celková chyba odhadnutého modelu byla co nejmenší. Běžný způsob měření celkové chyby je použití rozdílů (reziduí) $e_i = y_i - \hat{y}_i$.

Nejpoužívanějším kritériem pro odhad kvality regresního modelu je co nejmenší residuální součet čtverců.

$$Q(e) = \sum_{i=1}^n e_i^2 \quad (2.20)$$

Na tomto principu jsou založené různé metody nejmenších čtverců. Použití metody sice nevyžaduje normální rozdělení náhodných veličin Y a ε , avšak nesplněním této podmínky dochází k výraznému snížení kvality odhadu parametrů regresního modelu.

V regresním modelu $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$ sloupce $\mathbf{x}_j$, pro $j = 1, 2, \dots, K$, matice $\mathbf{X}$ definují z *geometrického* pohledu K -rozměrný souřadnicový systém, který je rovněž označován za nadrovinu L v n -rozměrném Euklidovském prostoru E_n . V této nadrovině sice vektor $\mathbf{y}$ neleží, ale leží v ní všechny vektory $\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}$ a rovněž i všechny vektory $\mathbf{X}\mathbf{b}$, ve kterých vektor $\mathbf{b}$ je p -členný vektor odhadu vektoru $\boldsymbol{\beta}$. Z geometrického hlediska je tedy cílem nalézt odhady parametrů $\mathbf{b}$, které zajišťují co nejmenší vzdálenost mezi vektorem $\mathbf{y}$ a nadrovinou L . Jinými slovy se jedná o nalezení co nejmenší délky vektorů residuí $\mathbf{e} = \mathbf{y} - \mathbf{X}\mathbf{b}$, která má tvar

$$d(\mathbf{e}) = \sqrt{Q(\mathbf{e})}. \quad (2.21)$$

Výše zmíněná geometrická podmínka tedy značí snahu o minimalizaci vzdálenosti mezi $\mathbf{y}$ a lineární kombinací $\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{X}\mathbf{b}$. Vektor $\mathbf{y}$ se skládá ze dvou kolmých vektorů, prvním je vektor vyrovnaných hodnot $\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{X}\mathbf{b}$, který leží v nadrovině L , a druhým je vektor residuí $\mathbf{e} = \mathbf{y} - \mathbf{X}\mathbf{b}$, který je na nadrovinu L kolmý.

(Hebák, 2005)

Vektor $\hat{\mathbf{y}}$ je kolmou projekcí vektoru $\mathbf{y}$, a proto platí rovnost $\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{H}\mathbf{y}$, ve které je za $\mathbf{H}$ označována projekční matice $\mathbf{H} = \mathbf{X}(\mathbf{X}^T\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^T$, která je idempotentní.

Podmínka nejmenšího reziduálního součtu čtverců má za cíl minimalizovat funkci

$$Q(\boldsymbol{\varepsilon}) = \boldsymbol{\varepsilon}^T \boldsymbol{\varepsilon} = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})^T (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \quad (2.22)$$

vzhledem k vektoru $\boldsymbol{\beta}$. A hledá se takový vektor $\mathbf{b}$, který je odhadem vektoru $\boldsymbol{\beta}$, pro který je reziduální součet čtverců

$$Q(\mathbf{e}) = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\mathbf{b})^T (\mathbf{y} - \mathbf{X}\mathbf{b}) = \mathbf{y}^T \mathbf{y} - \mathbf{y}^T \mathbf{X}\mathbf{b} - \mathbf{b}^T \mathbf{X}^T \mathbf{y} + \mathbf{b}^T \mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{b} \quad (2.23)$$

minimální. Minimum lze nalézt pomocí první derivace $Q(\epsilon)$ podle β , která musí být rovna p -člennému nulovému vektoru $\mathbf{o}_p$. Po dosazení $\mathbf{b}$ za β je získána soustava normálních rovnic ve tvaru

$$\mathbf{X}^T \mathbf{y} = \mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{b}, \quad (2.24)$$

ze kterých lze získat vektor $\mathbf{b}$

$$\mathbf{b} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y}, \quad (2.25)$$

který je odhadem vektoru β pomocí **metody nejmenších čtverců**. Vektor vyrovnaných hodnot je tedy $\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{X} \mathbf{b} = \mathbf{H} \mathbf{y}$ a vektor reziduí $\mathbf{e} = \mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}} = (\mathbf{I}_n - \mathbf{H}) \mathbf{y}$.

(Hebák, 2005)

2.4.3 Hodnocení kvality regresního modelu

Odhadnuté regresní modely je třeba rovněž podrobit analýze zabývající se kvalitou modelu s cílem ohodnotit použitelnosti výsledků. Dostupných testů je celá řada, v této práci jsou však uvedeny pouze testy, které jsou v praktické části použity autorem.

Celkový F-test

Prvním testem je celkový F-test, jehož nulová hypotéza předpokládá nulové hodnoty *všech* regresních koeficientů β u K vysvětlujících proměnných a nulová hypotéza je zapsána ve tvaru

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_K = 0. \quad (2.26)$$

Alternativní hypotézou je předpoklad alespoň jednoho regresního koeficientu odlišného od nuly. Testové kritérium má rozdělení F s K a $n - p$ stupni volnosti a lze zapsat ve tvaru

$$F = \frac{Q(\hat{y})/K}{Q(e)/(n-p)} \quad (2.27)$$

Pro zamítnutí nulové hypotézy je třeba, aby hodnota testového kritéria F byla vyšší než hodnota kvantilu $f_{1-\alpha}$ rozdělení F s K a $n-p$ stupni volnosti při zvolené hladině významnosti α .

Celkový F-test v naprosté většině případů zamítne nulovou hypotézu, neznamená to však nutně existenci kvalitního modelu, a proto je nutné dále analyzovat odhadnutý regresní model s cílem lépe porozumět danému modelu.

Individuální t-testy o regresních parametrech

T-testy analyzují jednotlivé regresní parametry, které jsou vystaveny nulové hypotéze

$$H_j = \beta_j = 0, j = 0, \dots, K, \quad (2.28)$$

která předpokládá nulovou hodnotu jednotlivých regresních parametrů. Alternativní hypotéza naopak považuje hodnoty jednotlivých parametrů za odlišné od nuly. Zredukované testové kritérium je

$$t_j = \frac{b_j}{s(b_j)}, \quad (2.29)$$

ve kterém b_j je odhadnutý regresní parametr a $s(b_j)$ je jeho směrodatná odchylka. Pro zamítnutí nulové hypotézy musí být absolutní hodnota testového kritéria větší než kvantil $t_{1-\alpha/2}(n-p)$, které má rozdělení t s $n-p$ stupni volnosti při zvolené hladině významnosti α .

Index determinace a Index korelace

Celkový součet čtverců $Q(y)$ vysvětlované proměnné lze zapsat jako součet regresního součtu čtverců $Q(\hat{y})$ a reziduálního součtu čtverců $Q(e)$ ve tvaru

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2. \quad (2.30)$$

Variabilitu vysvětlované proměnné $Q(y)$ je možné rozdělit mezi variabilitu $Q(\hat{y})$, která je úspěšně vysvětlena odhadnutým regresním modelem, a variabilitu $Q(e)$, jež modelem vysvětlena není. Na základě této znalosti je zkonstruován **index determinace**

$$I^2 = \frac{Q(\hat{y})}{Q(y)} \quad (2.31)$$

a také jeho odmocnina **index korelace**. Tyto indexy vysvětlují podíl variability vysvětlované proměnné, která je vysvětlena pomocí zvoleného modelu. Hodnota obou indexů se pohybuje mezi nulou a jednou. Nulová hodnota znamená žádnou schopnost vysvětlit variabilitu vysvětlované proměnné pomocí zvolených vysvětlujících proměnných. Naopak hodnota rovna jedné znamená, že vyrovnané hodnoty vysvětlované proměnné se přesně shodují s hodnotami skutečnými, a tedy zvolený model dokázal plně vysvětlit variabilitu zvolené vysvětlované proměnné. (Hebák, 2005)

„Index determinace má však jednu nepříjemnou vlastnost, která částečně snižuje jeho kvalitu. Závisí totiž na počtu vysvětlujících proměnných a s růstem jejich počtu narůstá i jeho hodnota. Proto se častěji než samotný index determinace používá tzv. **modifikovaný index determinace**, který je „penalizovaný“ za nadbytečný počet vysvětlujících proměnných.“ (iastat.vse.cz)

Vzorec upraveného indexu determinace vypadá takto:

$$I_M^2 = I^2 - \frac{(1 - I^2)(p - 1)}{n - p}. \quad (2.32)$$

Analýza reziduí

Vypočtená rezidua musí splňovat určité požadavky, jejich splnění vylepšuje kvalitu modelu, a tudíž i spolehlivost a vysvětlovací schopnost odhadnutého modelu.

Prvním požadavkem je splnění homoskedasticity. Rozptyly jednotlivých veličin $D(\varepsilon_i)$ proměnných $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$ musí být rovny neznámé kladné konstantě σ^2 . Nesplnění tohoto požadavku se označuje jako heteroskedasticita. Pro posouzení možné heteroskedasticity je možné použít Bartlettův test nebo Levenův test. Rovněž lze posoudit možnost heteroskedasticity pomocí prozkoumání reziduí v grafu.

Druhým požadavkem je předpoklad nulové autokorelace reziduí. „Autokorelací se tedy rozumí závislost hodnot náhodné složky ε , jejímž důsledkem, při nenáhodné matici X , je i závislost hodnot vysvětlované proměnné Y .“ (Hebák, 2005)

Hodnoty vysvětlované proměnné Y a hodnoty chybové složky ε jsou závislé na jejich předchozích hodnotách. Často je používán Durbin Watson test, který zkoumá autokorelaci prvního řádu.

Třetím požadavkem je normální rozdělení chybové složky. Pro tento účel lze použít mnoho testů. Mezi nejznámější patří Kolmogorovův test a testy šikmosti a špičatosti. Rovněž lze použít grafickou metodu Q-Q diagram, ve kterém se na grafu na svislé ose nacházejí výběrové kvantily a na vodorovné ose jim odpovídající kvantily normovaného normálního rozdělení. Body jednotlivých pozorování by měly být při splnění normality v těsné blízkosti přímky, která je vedena z levého dolního rohu do pravého horního rohu. Splnění podmínky normality je velmi vzácné a v mnoha případech je potřeba provést transformaci dat za účelem přiblížení se normalitě.

Čtvrtým požadavkem je splnění nezávislosti vysvětlujících proměnných. Multikolinearita představuje silnou lineární závislost mezi vysvětlujícími proměnnými, která má za následek špatně podmíněnou matici X . Závislost mezi vysvětlovanými proměnnými je běžná, problémem však může být její síla. Vysoká lineární závislost negativně ovlivňuje kvalitu odhadu regresního modelu.

Odstranění multikolinearity je možné docílit vypuštěním některých nadbytečných korelovaných vysvětlujících proměnných z modelu a také lze provést sloučení

korelovaných proměnných do jedné proměnné například pomocí faktorové analýzy a pomocí dalších metod.

Multikolinearitu lze měřit více způsoby. Nejčastější metodou je analýza korelací mezi vysvětlujícími proměnnými s cílem najít vysoké hodnoty korelačních koeficientů, které by signalizovaly vysokou multikolinearitu mezi danými vysvětlujícími proměnnými.

(Hebák, 2004 a 2005)

2.5 Faktorová analýza

Faktorová analýza je statistická metoda, jejíž cílem je vytvoření nových proměnných za podmínky co nejmenší ztráty informace. Tato metoda tedy posuzuje vztahy mezi sledovanými proměnnými a rozděluje je do skupin s cílem, aby proměnné v jedné skupině spolu korelovaly více než s proměnnými z ostatních skupin. Hlavním úkolem faktorové analýzy je vytvoření nových, zpravidla navzájem nekorelovaných, proměnných (faktorů) na základě výše zmíněných vztahů mezi proměnnými. Tyto nové proměnné umožňují lépe pochopit zkoumaná data. Naopak mezi nevýhody faktorové analýzy patří nejednoznačná řešení s nejasnou a subjektivní interpretací.

Nechť $\mathbf{x}$ je p -rozměrný náhodný vektor vybraných veličin, který má vektor středních hodnot $\boldsymbol{\mu}$, kovarianční matici $C(\mathbf{x}) = \boldsymbol{\Sigma}$ a korelační matici $P(\mathbf{x}) = \mathbf{P}$. Obecný model faktorové analýzy předpokládá existenci R společných faktorů $F_1, F_2, \dots, F_R$, kterých je ideálně menší množství než počet původních proměnných p . Tyto faktory jsou takové, že j -tou sledovanou veličinu $X_j, j = 1, 2, \dots, p$, lze zapsat jako

$$X_j = \mu_j + \gamma_{j1}F_1 + \gamma_{j2}F_2 + \dots + \gamma_{jR}F_R + \varepsilon_j, \quad (2.33)$$

kde $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p$ je p chybových složek, které jsou označovány za specifické faktory. Model lze rovněž zapsat v maticovém vyjádření jako

$$\mathbf{x} = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Gamma}\mathbf{f} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (2.34)$$

kde $\mathbf{x}$ je p -rozměrný náhodný vektor vybraných veličin, $\boldsymbol{\mu}$ je vektor středních hodnot, $\boldsymbol{\Gamma}$ je matice faktorových zátěží typu $p \times R$, $\mathbf{f}$ je R -členný vektor společných faktorů a $\boldsymbol{\varepsilon}$ je p -členný vektor specifických faktorů.

Faktorové zátěže γ_{jr} lze pojmenovat jako regresní koeficienty p pozorovaných proměnných na R nepozorovatelných faktorech a zároveň se jedná o kovariance původních a nových proměnných. Pokud je místo vektoru $\mathbf{x}$ použit normovaný vektor $\mathbf{z}$, faktorové zátěže jsou přímo korelačními koeficienty mezi novými a původními proměnnými.

Společné faktory $F_r, r = 1, 2, \dots, R$, jsou náhodné veličiny, které jsou nezávislé a které mají stejná rozdělení s nulovými středními hodnotami a jednotkovými rozptyly.

Specifické faktory ε_j , $j = 1, 2, \dots, p$, jsou náhodné veličiny, které jsou nezávislé a které mají stejná rozdělení s nulovými středními hodnotami a rozptyly $D(\varepsilon_j) = \psi_j$.

Faktory F_r a ε_j jsou náhodné veličiny, které jsou nezávislé při každé kombinaci $r = 1, 2, \dots, R$ a $j = 1, 2, \dots, p$. (Hebák, 2007)

Rozptyl vybraných proměnných $D(X_j) = \sigma_j^2$ lze zapsat jako

$$\sigma_j^2 = \sum_{r=1}^R \gamma_{jr}^2 + \psi_j^2 \quad (2.35)$$

a z tohoto vzorce lze odvodit podíl rozptylu, který je vysvětlen společnými faktory

$$\frac{\sum_{r=1}^R \gamma_{jr}^2}{\sigma_j^2}. \quad (2.36)$$

Tento podíl je označován jako **komunalita** j -té zkoumané proměnné.

Základním úkolem faktorové analýzy je nalézt odhady faktorových zátěží γ_{jr} a specifických faktorů ψ_j^2 . Odhad parametrů lze provést buď pomocí výběrové kovarianční matice **S**, která je odhadem neznámé matice **Σ**, nebo z výběrové korelační matice **R**, která je odhadem populační korelační matice **P**.

Nejpoužívanější metodou je **metoda hlavních faktorů**, která je založena na aplikaci metody hlavních komponent na redukovanou korelační (kovarianční) matici zkoumaných veličin.

Nejdříve jsou odhadnuty počáteční komunality h_j^2 , pro $j = 1, 2, \dots, p$, jako vícenásobné regresní koeficienty r^2 (x_j a zbývajících $p - 1$ proměnných). Počáteční odhady komunalit h_j^2 jsou poté dosazeny na diagonálu matice **R** a následně je vytvořena nová matice **R** – **W**, kde **W** je matice počátečních odhadů specifických rozptylů ψ_j .

V dalším kroku se určí R největších vlastních čísel matice **R** – **W** a odpovídající vlastní vektory. A následně jsou odhadnuty nové komunality, které se rovnají součtu čtverců prvků každého vektoru. Tyto nově vypočtené komunality jsou poté dosazeny na

diagonálu matice **R**. Tento proces je iterativně opakován a po několika krocích konverguje.

Poté dochází k faktorové rotaci, jejíž snahou je docílení co nejjednoduššího popisu proměnných, jinými slovy je cílem, aby každá proměnná měla co nejvyšší faktorové zátěže u co nejmenšího počtu společných faktorů a zároveň nízké faktorové zátěže u ostatních společných faktorů. Rotace tedy dává prostor pro lepší porozumění a popsání jednotlivých faktorů.

Nejpoužívanější metodou je rotace **Varimax**. Tato rotace spadá do kategorie ortogonálních rotací, jejichž výsledkem jsou nekorelované faktory.

V neposlední řadě je třeba odhadnout parametry faktorového modelu nazývajících se faktorové skóre. Tyto hodnoty jsou užitečné pro diagnostiku odhadnutých faktorů a rovněž slouží jako vstup pro další analýzu jako je například regresní analýza. Obvykle jsou používány dvě metody. První metodou je vážená metoda nejmenších čtverců (Bartlettova metoda) a druhou je regresní metoda. (Hebák, 2007)

2.6 Zdroj dat

Zdrojem dat je internetový akciový screener finviz.com ze dne 18. 3. 2016, který obsahuje velké množství akciových titulů na amerických burzách. Data jsou posléze redukována z důvodu chybějících dat pro většinu, převážně malých, společností na konečných 781 akcií. Pro výpočet modelů je použit statistický program SPSS.

V analýze jsou zahrnuty pouze akciové společnosti, které v posledním roce vyprodukovaly čistý zisk. Pro firmy se ztrátou v posledním reportovaném období se nejví aplikace metod použitých v této práci jako vhodná. Technicky to však proveditelné je. Pro analýzu těchto firem je však vhodnější použít jiné oceňovací metody.

3 Praktická část

3.1 Deskriptivní statistika

Tato kapitola je věnována popisné statistice zkoumaných proměnných za účelem seznámení se s ukazateli, které jsou součástí Gordonova dividendového diskontního modelu. Pro analýzu je vybrán vzorek 781 společností.

Kromě základních charakteristik polohy a variability je také vhodné mít dostatečnou představu o rozdělení vybraných veličin. V této oblasti je nápomocná grafická analýza a také míry šikmosti a špičatosti. Velké množství finančních dat má kladně zešikmené rozdělení, jehož důvodem je mimo jiné omezení hodnot zdola. Například samotná cena akcie nemůže být záporná, takže je cena omezena zdola. Cena naopak ale je schopna dosahovat extrémně vysokých hodnot (převážně v době ekonomické expanze). Ospraveditelnost takto vysokých cen je však již jinou otázkou.

Ukazatel P/S

Ve vybraném vzorku akcií se společnosti v průměru obchodují za dvojnásobek tržeb na jednu akcii. Ukazatel může nabývat pouze kladných hodnot, protože hodnoty jsou omezeny zdola. Hodnota ukazatele *P/S* rovnající se nule by znamenal bankrot společnosti. Rozpětí hodnot je 12,22 s nejnižší hodnotou 0,08 a s nejvyšší hodnotou 12,22. Výběrová směrodatná odchylka má hodnotu 1,55.

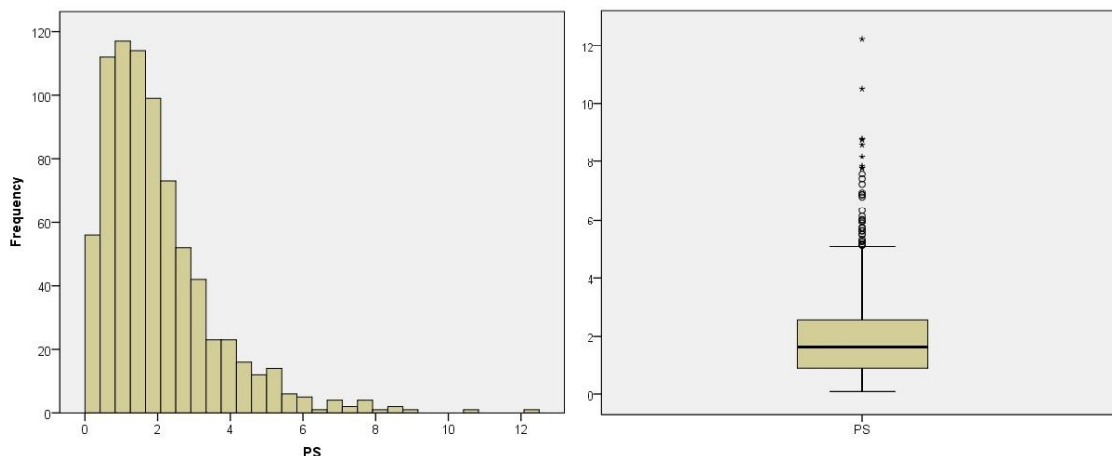
Tabulka 1 Popisná statistika ukazatele P/S

P/S	Hodnota
Průměr	2,01
Medián	1,63
Výběrový rozptyl	2,41
Směrodatná odchylka	1,55
Minimum	0,08
Maximum	12,22
Rozpětí	12,14
Kvartilové rozpětí	1,68
Šikmost	1,88
Špičatost	5,49

Zdroj: finviz.com, výpočet v SPSS, vlastní zpracování

Medián ukazatele P/S má hodnotu 1,63 a je menší než hodnota průměru, tento vztah se vyskytuje při kladném zešikmení pravděpodobnostního rozdělení. Tento fakt je rovněž potvrzen hodnotou šikmosti, která je 1,88. Kladná hodnota šikmosti potvrzuje pozitivní zešikmení. Kladná špičatost, která má hodnotu 5,49, značí větší špičatost v porovnání s normálním rozdělením.

Graf 1 Histogram a Box-plot pravděpodobnostního rozdělení ukazatele P/S



Zdroj: finviz.com, SPSS, vlastní zpracování

Grafická analýza potvrzuje číselné předpoklady o šikmosti a špičatosti. Průměr je vyšší než medián kvůli malému počtu vysokých hodnot výrazně vzdálených od střední hodnoty. Rovněž Krabicový diagram (také Box-plot) zaznamenal **odlehlá pozorování** (v diagramu zobrazena jako kolečka), která jsou definována jako hodnoty, které mají vyšší hodnotu, než je součet hodnoty horního kvartilu a 1,5násobku kvartilového rozpětí, a také zaznamenal **extrémní pozorování** (v diagramu zobrazena jako hvězdičky), které mají vyšší hodnotu, než je součet hodnoty horního kvartilu a 3násobku kvartilového rozpětí.

(<http://iastat.vse.cz>)

Čistá marže

Hodnoty *čisté marže* kolísají vlivem hospodářského cyklu, životního cyklu, fundamentálních kvalit společností, stupněm konkurenčního prostředí a dalších faktorů. Vyšší hodnoty *čisté marže* znamenají vyšší schopnost generovat zisk z tržeb. Průměrná hodnota vybraných společností k danému datu je 9,75 %. Ukazatel nabývá ve vybraném vzorku pouze kladných hodnot, protože byly vybrány společnosti produkující zisk v daném období.

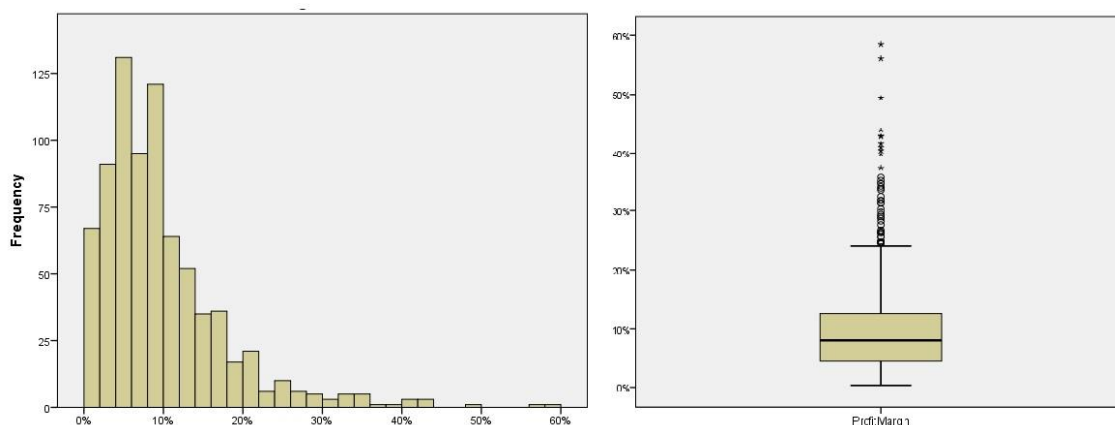
Tabulka 2 Popisná statistika čisté marže

Čistá marže	Hodnota
Průměr	9,75%
Medián	8,00%
Výběrový rozptyl	62,20
Směrodatná odchylka	7,89%
Minimum	0,30%
Maximum	58,50%
Rozpětí	58,20%
Kvartilové rozpětí	7,90%
Šikmost	2,07
Špičatost	6,31

Zdroj: finviz.com, výpočet v SPSS, vlastní zpracování

Teoretické maximum může přesahovat 100 %, je to však velmi vzácné. Proměnná má rozpětí 58,20 %. Minimální hodnota je 0,30 % a nejvyšší dosažená hodnota je 58,50 %. Medián má hodnotu 8,00 % a jeho velikost je menší v porovnání s průměrem, což je zapříčiněno vysokými hodnotami, které vytvářejí asymetrické rozdělení s pozitivní šikmostí, kterou rovněž potvrzuje kladná hodnota šikmosti, která má hodnotu 2,07. Rozdělení je na základě hodnoty špičatosti, která je 6,31, špičatější v porovnání s normálním rozdělením. Výběrová směrodatná odchylka *čisté marže* je 7,89 %.

Graf 2 Histogram a Box-plot pravděpodobnostního rozdělení čisté marže



Zdroj: finviz.com, SPSS, vlastní zpracování

Z histogramu rozdělení a krabicového diagramu je rovněž zřejmá existence odlehlých a extrémních pozorování. Pouze malá hrstka společností je schopna svou kvalitou dosáhnout velmi vysokých hodnot *čisté marže* a stávají se z nich vybočující pozorování.

Výplatní poměr

Ukazatel *výplatního poměru* vyjadřuje podíl zisku, který je vyplacen akcionářům v podobě dividend. Pokud je dividendy vyplácena, hodnota *výplatního poměru* je vždy větší než nula, pokud společnost dosáhne zisku. Většinový názor považuje vyšší *výplatní poměr* za pozitivní vliv na cenu akcie.

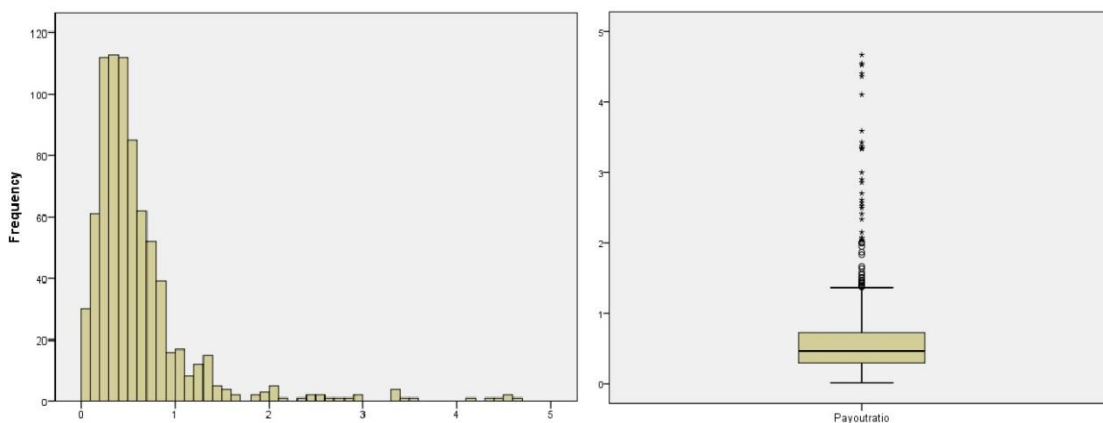
Tabulka 3 Popisná statistika výplatního poměru

Výplatní poměr	Hodnota
Průměr	0,68
Medián	0,46
Výběrový rozptyl	1,92
Směrodatná odchylka	1,38
Minimum	0,015
Maximum	31,95
Rozpětí	31,94
Kvartilové rozpětí	0,43
Šikmost	16,31
Špičatost	343,82

Zdroj: finviz.com, výpočet v SPSS, vlastní zpracování

Průměrný *podíl dividend na čistém zisku* u zkoumaných společností má hodnotu 0,68. Jinými slovy lze říci, že v průměru je 68 % zisku vyplaceno akcionářům. Hodnota mediánu je 0,46, a je tedy nižší než průměr. Výběrová směrodatná odchylka má hodnotu 1,38.

Graf 3 Histogram a Box-plot pravděpodobnostního rozdělení výplatního poměru



Zdroj: finviz.com, SPSS, vlastní zpracování

Výplatní poměr má rozpětí 31,94, které je velmi vysoké z důvodu několika extrémních pozorování, které uměle nadhodnocují reálnou výši průměrné hodnoty. Na základě empirického pozorování mnoha společností lze konstatovat, že cílem firem je stabilní růst dividend ve všech fázích hospodářského cyklu, pokud to zisková síla společnosti povoluje. Dividendy jsou v některých případech vyšší než zisk. Tento fakt může být způsobený dočasným poklesem ziskovosti dotyčných firem, které jsou však schopné zachovat výši dividend z minulých let a financovat je z naspořených zisků z let předešlých.

Kvartilové rozpětí má hodnotu 0,43 a v porovnání s rozpětím je mnohem menší, což zdůrazňuje extrémnost vybočujících pozorování. Kladné zešíkmení je také zřetelně pozorovatelné v histogramu i v krabicovém diagramu. *Výplatní poměr* je špičatější než špičatost normálního rozdělení, což potvrzuje vysoká hodnota ukazatele špičatosti (343,82).

Beta

Ukazatel *Beta* osciluje kolem hodnoty 1. Hodnoty *Beta* vyšší než 1 představují společnosti, které jsou více cyklické než příslušný index. Naopak hodnoty *Beta* menší než 1 reprezentují společnosti méně ovlivnitelné hospodářským cyklem. Nakonec záporné hodnoty představují společnosti anticyklické. Hodnoty nejsou nijak omezené.

Tabulka 4 Popisná statistika Beta

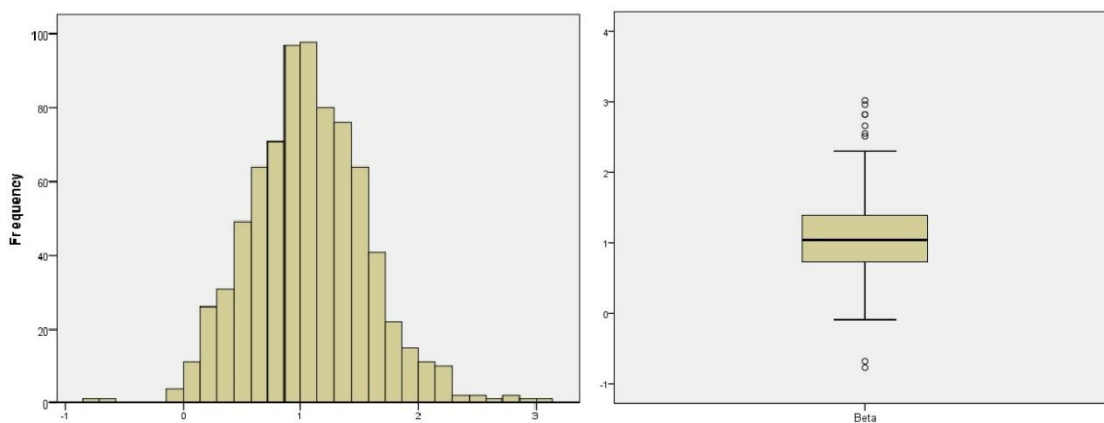
Beta	Hodnota
Průměr	1,07
Medián	1,04
Výběrový rozptyl	0,25
Směrodatná odchylka	0,50
Minimum	-0,77
Maximum	3,02
Rozpětí	3,79
Kvartilové rozpětí	,66
Šikmost	0,29
Špičatost	0,77

Zdroj: finviz.com, výpočet v SPSS, vlastní zpracování

Průměrná *Beta* je 1,07 a medián 1,04. Tyto hodnoty nejsou od sebe příliš vzdálené, a z tohoto důvodu lze předpokládat, že rozdělení není příliš zešikmené. Hodnota šikmosti je kladná, a rozdělení je tedy pozitivně zešikmené. Z grafu je však patrná velmi nízká šikmost a rozdělení je velmi blízké symetrickému rozdělení. Výběrová směrodatná odchylka je 0,50 a hodnoty se pohybují mezi -0,77 a 3,02.

Průměr mající hodnotu blízký jedné je přirozený, protože výnosy akcie jsou porovnávány s výnosy vybraného indexu, který je složen z velkého množství akcií a výnos indexu je váženým průměrem všech akcií zakomponovaných ve vybraném indexu. Zkoumaná akcie je obvykle součástí indexu, se kterým je porovnávána.

Graf 4 Histogram a Box-plot pravděpodobnostního rozdělení Beta



Zdroj: finviz.com, SPSS, vlastní zpracování

Problematika odlehlých hodnot není u této proměnné nijak závažná. Existuje pouze malé množství odlehlých pozorování, která jsou zřetelná v krabicovém diagramu a která nepoškozují výrazně pravděpodobnostní rozdělení.

Očekávaný růst zisku

Ukazatel vyjadřuje očekávaný průměrný roční růst zisku na akcii v následujících pěti letech. Hodnota průměru je 10,4 %, který je o 0,1 p. b. vyšší než průměrný roční růst zisku na akcii v uplynulých pěti letech ve vybraném vzorku akcií. To znamená, že ve střednědobém horizontu je předpokládané tempo *budoucího růstu zisku* na akcii velmi podobné historickému trendu.

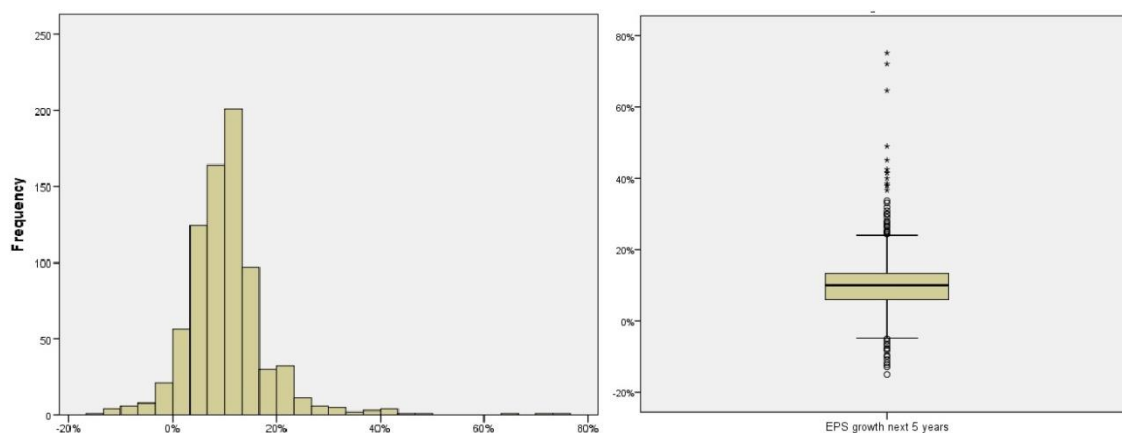
Tabulka 5 Popisná statistika očekávaného růstu zisku

Očekávaný růst zisku	Hodnota
Průměr	10,40%
Medián	10,00%
Výběrový rozptyl	68,12
Směrodatná odchylka	8,25%
Minimum	-15,00%
Maximum	75,15%
Rozpětí	90,15%
Kvartilové rozpětí	7,36%
Šikmost	2,12
Špičatost	12,78

Zdroj: finviz.com, výpočet v SPSS, vlastní zpracování

Medián má hodnotu 10,0 % a je nižší než průměr, tento fakt je způsoben mírným kladným zešikmením a několika vybočujícími pozorováními, které mají vysokou hodnotu očekávaného růstu zisku na akcii. Minimální hodnota vybraného vzorku akcií je -15,0 % a naopak nejvyšší hodnota je 75,15 %. Směrodatná odchylka má hodnotu 8,25 %.

Graf 5 Histogram a Box-plot pravděpodobnostního rozdělení růstu zisku



Zdroj: finviz.com, SPSS, vlastní zpracování

Kladná hodnota průměru není překvapením, protože *zisk na akcii* se nachází v dlouhodobém rostoucím trendu. Toto očekávání se v průměru následně přenáší i do očekávání střednědobého budoucího vývoje zisku. (stern.nyu.edu)

Krabicový diagram zobrazuje odlehlá pozorování na obou koncích, proto se hodnoty průměru a mediánu příliš neliší. Přesto se však extrémní hodnoty vyskytují pouze v horní části diagramu. Pouze u 40 společností z vybraného vzorku 781 akcií je očekáván záporný roční průměrný růst zisku v následujících pěti letech.

3.2 Korelační analýza

Gordonův dividendový diskontní model je postaven na základním předpokladu, že hodnota ukazatele P/S je pozitivně závislá na výši *čisté marže*, *výplatního poměru*, *budoucího očekávaného růstu míry dividend* a naopak negativně závislá na výši *požadované úrokové výnosové míry*. Cílem následující analýzy je potvrdit, nebo vyvrátit tyto závislosti pomocí regresního modelu. Nejprve je použita korelační analýza, která dokáže nastínit směr a intenzitu lineárních závislostí mezi vysvětlovanou proměnnou a vysvětlujícími proměnnými a také mezi vysvětlujícími proměnnými mezi sebou. Pro tento účel vhodně poslouží korelační matice, která se vyznačuje přehledností a snadnou interpretací.

V rámci následujícího modelu je provedeno několik zjednodušujících předpokladů. Prvním předpokladem je rovnost očekávaného růstu dividend a očekávaného růstu zisku na akcii během následujících pěti let. Druhým předpokladem je zjednodušený výpočet požadované úrokové výnosové míry K_e , který je v této práci reprezentován *CAPM* modelem. Ve skutečnosti je požadovaná výnosová míra komplexnější. *CAPM* je však běžně používán pro diskontování, proto je použit i v této práci. Za požadovanou úrokovou míru K_e je dosazena proměnná *Beta*, která je jediným komponentem v *CAPM* modelu, který se liší mezi jednotlivými společnostmi v dané zemi. Z tohoto důvodu lze ostatní proměnné z *CAPM* modelu pro tuto analýzu vynechat.

Tabulka 6 Pearsonova korelace mezi vysvětlovanou proměnnou P/S a vysvětlujícími proměnnými

		P/S	Beta	Profit Margin	Payout Ratio	EPS growth next 5 years
P/S	Pearson Correlation	1	-0.232	0.688	0.005	0.025
	Sig. (2-tailed)		.000	.000	.897	.485
	N	781	781	781	781	781
Beta	Pearson Correlation	-0.232	1	-0.122	-0.030	0.085
	Sig. (2-tailed)	0.000		.001	.395	.017
	N	781	781	781	781	781
Profit Margin	Pearson Correlation	0.688	-0.122	1	-0.088	-0.121
	Sig. (2-tailed)	0.000	0.001		.014	.001
	N	781	781	781	781	781
Payout Ratio	Pearson Correlation	0.005	-0.030	-0.088	1	.033
	Sig. (2-tailed)	0.897	0.395	0.014		.356
	N	781	781	781	781	781
EPS growth next 5 years	Pearson Correlation	0.025	0.085	-0.121	0.033	1
	Sig. (2-tailed)	0.485	0.017	0.001	0.356	
	N	781	781	781	781	781

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Pearsonův korelační koeficient mezi dvěma proměnnými je definován jako podíl jejich kovariance a odmocniny ze součinu rozptylů. Pokud hodnota korelačního koeficientu je blízká nule, značí to lineární nezávislost. Pokud se hodnota blíží k 1 nebo -1, jedná se o přímou resp. nepřímou lineární závislost. (iastat.vse.cz)

Pro některé hodnoty korelačního koeficientu však nelze jednoznačně určit statistická významnost závislosti. Proto je hodnota korelačního koeficientu testována. Pro tento účel slouží t-test, který testuje nulovou hypotézu předpokládající nulovou hodnotu korelačního koeficientu na zvolené hladině významnosti.

Na 5% hladině významnosti je zamítnuta nulová hypotéza u proměnné *čistá marže*. Existuje ale pozitivní korelace s ukazatelem *P/S* (hodnota Pearsonova korelačního koeficientu 0,688) a závislost je silná a přesvědčivá. Proměnná *Beta* je negativně korelovaná (-0,232) a jedná se o slabší (ale pozorovatelný) vztah. Naopak korelační

analýza neprokázala lineární závislost ukazatele *P/S* na proměnných *výplatní poměr* a *očekávaný růst zisku*.

Prvotní korelační analýza tedy naznačuje, že předpokládané závislosti existují pouze u dvou proměnných. Z korelační analýzy rovněž vyplývá, že vysvětlované proměnné jsou korelované mezi sebou. Hodnoty korelačních koeficientů nejsou sice příliš vysoké, přesto je však vhodné při měření korelace mezi dvěma proměnnými očistit tuto závislost o vliv ostatních proměnných za účelem získání další informace o skutečném vztahu mezi proměnnými. K tomuto účelu slouží parciální korelace, která odhaduje „čistou“ závislost mezi dvěma proměnnými bez vlivu ostatních proměnných. (iastat.vse.cz)

Tabulka 7 Parciální korelace mezi vysvětlovanou proměnnou *P/S* a vysvětlujícími proměnnými

Vysvětlující proměnná	Parciální korelační koeficient	P-hodnota
Profit Margin	0.695	0.000
Beta	-0.216	0.000
EPS growth next 5 years	0.167	0.000
Payout Ratio	0.080	0.025

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS, vlastní zpracování

Z analýzy parciální korelace je zřejmé, na rozdíl od původní Pearsonovy korelační analýzy, že všechny čtyři vysvětlující proměnné jsou na 5% hladině významnosti korelované s vysvětlovanou proměnnou *P/S*. Hodnota parciální korelace s *očekávaným růstem zisku* je 0,167, s *čistou marží* 0,695, s *výplatním poměrem* 0,080 a s *Beta* -0,216.

Nulová hypotéza je zamítnuta díky relativně velkému vzorku dat. Ve skutečnosti ale hodnota parciálního korelačního koeficientu 0,08 mezi *výplatním poměrem* a *P/S* je naprosto nepřesvědčivá a není možné dedukovat jakýkoliv lineární vztah mezi proměnnými.

3.3 Základní lineární regresní model

V této části je proveden odhad několika regresních modelů, které mají za úkol podrobněji kvantifikovat vztah mezi proměnnou *P/S* a zvolenými vysvětlujícími proměnnými s cílem vysvětlit variabilitu ukazatele *P/S*.

Přidaná hodnota *výplatního poměru* je sice velmi spekulativní, ale předešlá korelační analýza pomocí t-testů naznačila, že všechny proměnné mají pozitivní přínos pro lineární regresní model, který je následovný:

$$P/S = \beta_0 + \beta_1 \times \text{Čistá marže} + \beta_2 \times \text{Výplatní poměr} + \beta_3 \times \text{Oček. růst zisku} + \beta_4 \times \text{Beta} + \varepsilon \quad (3.1)$$

Tabulka 8 Index determinace regresního modelu (3.1)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,716	,512	,510	1,08765	2,036

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Odhadnutý regresní model má index determinace 0,512 a upravený index determinace 0,510. Tato hodnota značí, že zvolený model dokáže vysvětlit 51 % variability vysvětlované proměnné *P/S*, a naznačuje tudíž středně silnou míru lineární závislosti mezi skutečnými a vyrovnanými hodnotami proměnné *P/S*. Model je středně úspěšný ve schopnosti vysvětlit variabilitu vysvětlované proměnné.

Hodnota Durbin-Watsonovy statistiky je 2,036, což je velmi blízko hodnotě 2, a proto je předpoklad o neexistenci autokorelace reziduí prvního řádu platný.

Tabulka 9 F-test regresního modelu (3.1)

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	964,847	4	241,212	203,902	,000
Residual	917,993	776	1,183		
Total	1882,840	780			

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Celkový F-test tohoto modelu testuje nulovou hypotézu, která předpokládá nulové hodnoty všech dílčích regresních parametrů v modelu. Hodnota F-testu je 203,902 a na 5% hladině významnosti je nulová hypotéza zamítnuta. Z testu vyplývá, že hodnoty vysvětlované proměnné *P/S* závisí na lineární kombinaci zvolených vysvětlujících proměnných.

Tabulka 10 Odhadnuté parametry regresního modelu (3.1)

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	,928	,122		7,604	,000
Profit Margin	,136	,005	,688	26,961	,000
Beta	-,484	,079	-,156	-6,162	,000
EPS growth next 5 years	,022	,005	,119	4,713	,000
Payout ratio	,064	,028	,057	2,246	,025

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Rovněž je třeba otestovat jednotlivé parametry odhadnutého regresního modelu pomocí dílčích t-testů. Cílem je testovat nulovou hypotézu předpokládající nulovou hodnotu jednotlivých parametrů.

Na 5% hladině významnosti jsou zamítnuty nulové hypotézy všech proměnných i konstanty. Všechny parametry odhadnuté v modelu jsou proto statisticky významně vzdálené od nuly, a tudíž všechny vybrané proměnné zůstávají v modelu.

Odhadnutý model je následující:

$$\widehat{P/S} = 0,928 + 0,136 \times \text{Čistá marže} + 0,064 \times \text{Výplatní poměr} + 0,022 \times \text{Oček. růst zisku} - 0,484 \times \text{Beta.} \quad (3.2)$$

Výsledný odhadnutý model potvrzuje předpoklady o závislosti ukazatele *P/S* na výše zmíněných proměnných. Je však třeba poukázat na fakt, že závislost ukazatele *P/S* na *výplatním poměru* a *očekávaném budoucím růstu* je velmi volná a málo přesvědčivá

i přesto, že tyto proměnné splňují kritéria pro ponechání těchto proměnných v modelu. Naopak vysvětlující proměnná *čistá marže* se jeví jako velmi vhodná proměnná pro vysvětlení a úspěšně prezentuje ziskovou sílu společnosti, která výrazně ovlivňuje výši tržního ocenění společnosti. Vyšší zisková síla prokazatelně pozitivně ovlivňuje cenu akcie.

Proměnná *Beta* představující rizikovost společnosti a její náchylnost na vývoj hospodářského cyklu je rovněž schopna zdůvodnit tržní ocenění společnosti, ne však v takové míře v porovnání s *čistou marží*. Vyšší hodnota *Beta* se projevuje v nižší hodnotě akcie.

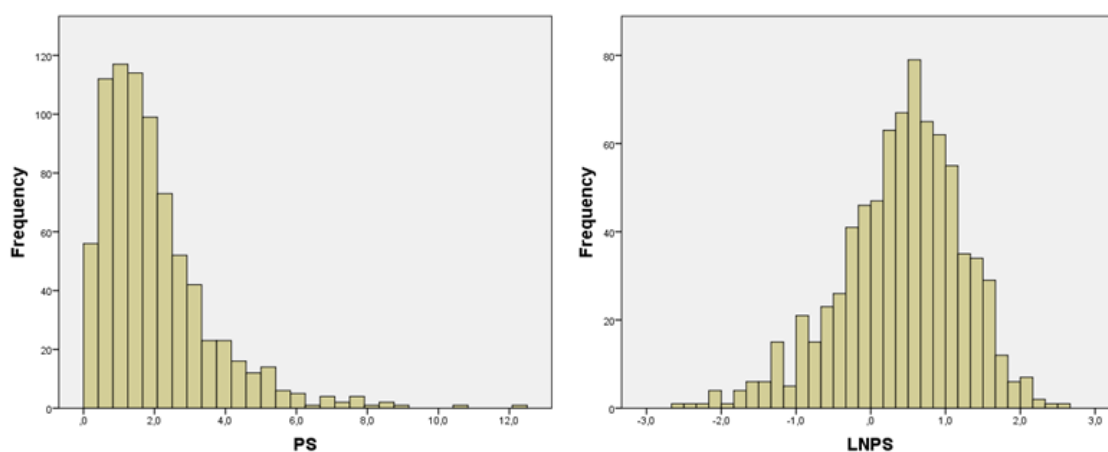
Model vysvětlující 51 % variability vysvětlované proměnné poskytuje přiměřeně kvalitní prvotní model, existuje však prostor pro vylepšení modelu pomocí transformace proměnných, či nalezení dalších faktorů, které by byly schopné model vylepšit.

3.4 Upravený lineární regresní model

Pro odhad prvotního modelu byly použity hodnoty proměnných ve své původní podobě. Z kapitoly 3.1 věnující se deskriptivní statistice je ale známo, že některé proměnné mají zešíkmená rozdělení, které znehodnocují regresní model. Tento nedostatek lze částečně vyřešit pomocí transformace dat.

Cílem je tudíž prozkoumat rozdělení proměnných a provést transformaci dat zlogaritmováním proměnných, které mají kladně zešíkmené rozdělení, s cílem přiblížit rozdělení proměnných normálnímu rozdělení za účelem zvýšení kvality odhadu parametrů regresního modelu. Zlogaritmováním proměnné X vznikne nová proměnná Y , která byla vypočtena jako $Y = \ln X$.

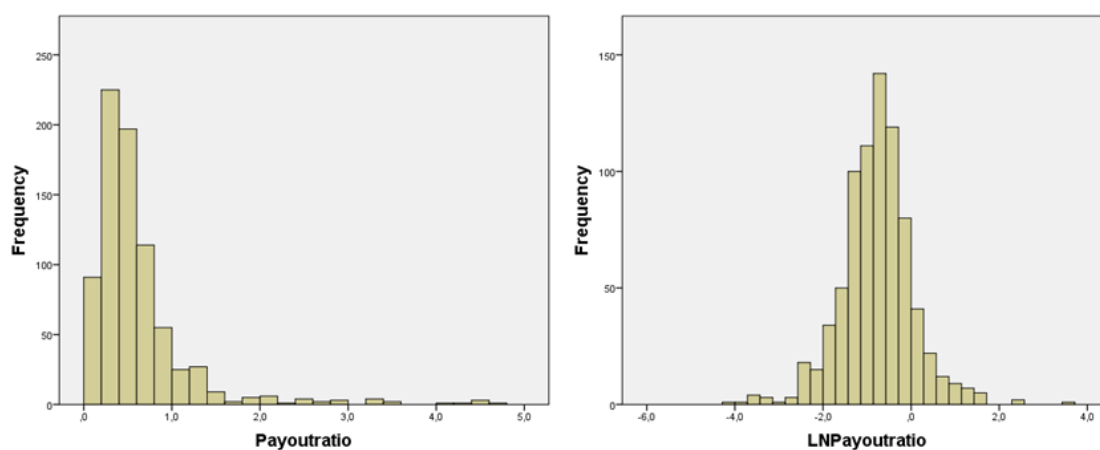
Graf 6 Porovnání P/S a zlogaritmovaného P/S



Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Ukazatel P/S je omezený zdola a je kladně zešikmený. Po použití přirozeného logaritmu došlo k přiblížení původního logaritmicko-normálního rozdělení k normálnímu rozdělení, které je symetrické. Transformace je na základě grafického porovnání provedena vcelku úspěšně. Mírné zešikmení však i nadále přetrvává, změnilo se však z kladného na záporné.

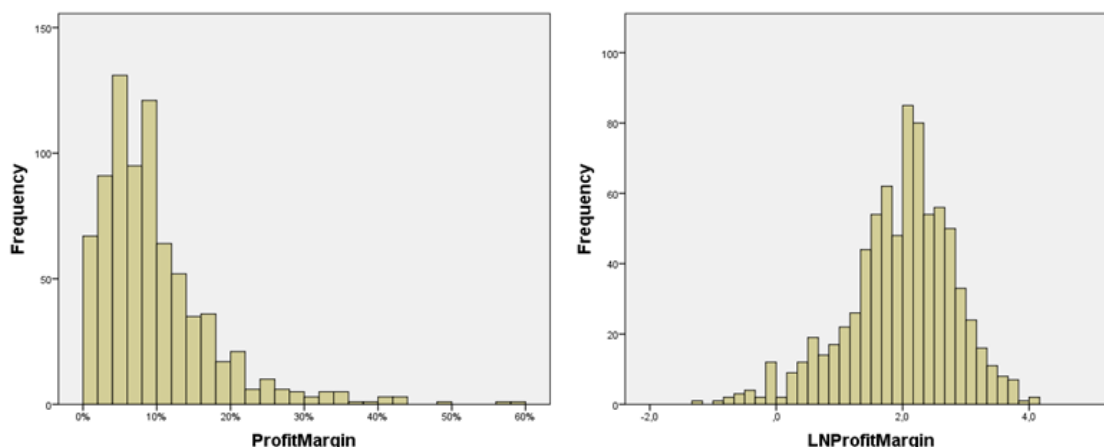
Graf 7 Porovnání výplatního poměru a zlogaritmovaného výplatního poměru



Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Ukazatel *výplatní poměr* je rovněž omezený zdola, což koresponduje s kladným zešikmením. Aplikace přirozeného logaritmu se i v tomto případě jeví jako úspěšná, protože došlo k narovnání kladného zešikmení.

Graf 8 Porovnání čisté marže a zlogaritmované čisté marže



Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Logaritmická transformace odstranila také výrazné kladné zešikmení u *čisté marže*, zlogaritmovaná proměnná má mírné záporné zešikmení.

Transformace byla provedena úspěšně a původní proměnné jsou nahrazeny novými proměnnými, které jsou použity v lineárním regresním modelu, který má následující tvar:

$$\ln(P/S) = \beta_0 + \beta_1 \times \ln(\text{Čistá marže}) + \beta_2 \times \ln(\text{Výplatní poměr}) + \beta_3 \times \text{Oček. růst zisku} + \beta_4 \times \text{Beta} + \varepsilon. \quad (3.3)$$

Tabulka 11 Index determinace upraveného regresního modelu (3.3)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
2	,810	,655	,654	,48009	1,945

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Odhadnutý regresní model má index determinace 0,655 a upravený index determinace 0,654. V porovnání s původním modelem se jedná o poměrně výrazné vylepšení vysvětlení variability vysvětlované proměnné, která je nyní vysvětlena z 66 %. Původní model vysvětloval pouze 51 % variability.

Tabulka 12 F-test regresního modelu (3.3)

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
2 Regression	340,148	4	85,037	368,945	,000
Residual	178,858	776	,230		
Total	519,006	780			

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

F-test navýšil výrazně svou hodnotu z 203,902 na 368,945 a na 5% hladině významnosti je nulová hypotéza opět zamítnuta.

Tabulka 13 Odhadnuté parametry modelu (3.3)

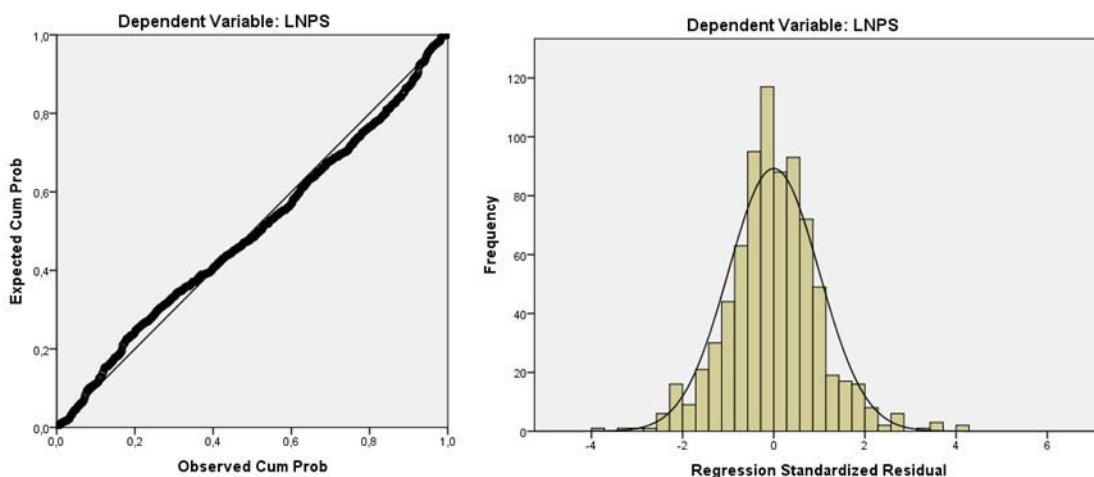
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
2 (Constant)	-,821	,067		-12,230	,000
LNProfitMargin	,745	,021	,772	35,439	,000
Beta	-,216	,036	-,133	-6,072	,000
EPSgrowthnext5years	,014	,002	,144	6,770	,000
LNPayoutratio	,200	,022	,200	9,267	,000

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Hodnota t-testů vzrostla u všech proměnných s výjimkou proměnné *Beta*. T-test proměnné *čistá marže* díky logaritmické transformaci vzrostl z 26,961 na 35,439. U *výplatního poměru* vzrostla hodnota z 2,246 na 9,267 a u *budoucího růstu zisku* vzrostla hodnota t-testu z 4,713 na 6,770. Absolutní hodnota t-testu proměnné *Beta* se mírně snížila z -6,162 na -6,072.

Na 5% hladině významnosti jsou opět zamítnuty nulové hypotézy všech proměnných a rovněž konstanty. Všechny parametry odhadnuté v modelu jsou tudíž statisticky významně vzdálené od nuly, a proto všechny vybrané proměnné zůstávají v modelu.

Graf 9 Normalita reziduí v modelu (3.3)

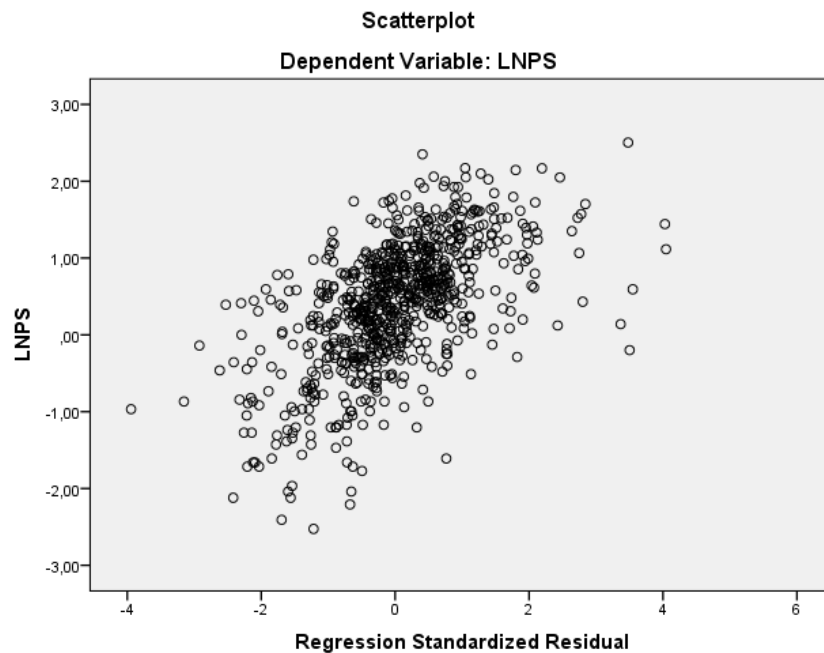


Zdroj: Finviz, SPSS

Po grafickém prozkoumání histogramu reziduí a Q-Q diagramu lze konstatovat, že rozdělení reziduí je velmi blízké normálnímu rozdělení, a požadavek normality je tedy splněn.

Hodnota Durbin-Watsonovy statistiky nevýznamně klesla z 2,036 na 1,945 a stále lze předpokládat nulovou autokorelaci reziduí prvního řádu, protože hodnota testového kritéria je blízká hodnotě 2.

Graf 10 Rozptyl reziduí v modelu (3.3)



Zdroj: Finviz, SPSS

Výsledkem grafické analýzy je předpoklad konstantního rozptylu reziduí, takže residua splňují homoskedasticitu. Je však třeba dodat, že přísné testy by nulovou hypotézu předpokládající konstantní rozptyl zamítly.

Analýza korelační analýzy objevila lineární závislosti mezi vysvětlovanými proměnnými (viz příloha), hodnoty korelačních koeficientů jsou však relativně nízké, a lze tudíž předpokládat nízký negativní vliv multikolinearity na kvalitu odhadnutého regresního modelu.

Odhadnutý model je následující:

$$\ln(\widehat{P/S}) = -0,821 + 0,745 \times \ln(\text{Čistá marže}) + 0,200 \times \ln(\text{Výplatní poměr}) + 0,014 \times \text{Oček. růst zisku} - 0,216 \times \text{Beta.} \quad (3.4)$$

Nový model prokazuje užitečnost transformace dat a také zdůrazňuje důležitost typu rozdělení proměnných v regresním modelu. Transformace dat v novém modelu proběhla úspěšně a vedla ke zlepšení modelu, který nyní dokáže lépe zachytit vztah mezi vysvětlovanou proměnnou P/S a vysvětlujícími proměnnými. Transformace

rovněž potvrdila vliv všech vysvětlovaných proměnných na ukazatel P/S , který byl již odhalen v prvotním modelu. Tento model ještě navýšil vliv současné ziskové síly na ukazatel P/S a je zřejmé, že současná ziskovost je hlavním determinantem proměnné P/S .

3.5 Rozšířený upravený lineární regresní model

Předešlý regresní model dokázal vcelku dostatečně vysvětlit hodnoty vysvětlované proměnné *P/S* pomocí transformace, která se jeví v tomto případě jako vhodná metoda pro vylepšení lineárního regresního modelu. Existuje zde však další prostor pro dodatečné vylepšení vysvětlovací schopnosti regresního modelu pomocí přidání dalších vhodných vysvětlujících proměnných.

Tabulka 14 Korelace mezi zlogaritmovanou vysvětlovanou proměnnou *P/S* a potenciálními vysvětlujícími proměnnými

Vysvětlující proměnná	Pearsonův korelační koeficient	P-hodnota	Parciální korelační koeficient	P-hodnota
LN(ProfitMargin)	0.757	0.000	0.481	0.000
Beta	-0.293	0.000	-0.260	0.000
EPS growth next 5 years	0.018	0.616	0.243	0.000
LN(100+RoI)	0.162	0.000	0.212	0.000
LN(GrossMargin)	0.636	0.000	0.195	0.000
LN(Payoutratio)	0.147	0.000	0.138	0.000
LN(QuickRatio)	0.223	0.000	0.112	0.002
LN(RoA)	0.270	0.000	-0.098	0.007
Liabilities/Assets	-0.187	0.000	-0.092	0.011
LN(1+LTDebt/Equity)	-0.005	0.896	0.047	0.193
LN(10+OpMargin)	0.716	0.000	-0.036	0.314
LN(RoE)	0.150	0.000	-0.031	0.396
LN(TotalDebt/Equity)	-0.024	0.496	-0.018	0.624
LN(CurrentRatio)	0.047	0.191	-0.011	0.759
EPS growth next year	0.008	0.817	0.005	0.891

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Tabulka 14 zobrazuje seznam fundamentálních proměnných, které mají ambice vylepšit stávající model. Parciální korelace potvrzuje vhodnost již použitých vysvětlujících proměnných v předešlém modelu a dále poukazuje na další proměnné, které mají potenciál zvýšit kvalitu regresního modelu.

Mezi další vhodné proměnné na základě 5% hladiny významnosti patří zlogaritmovaná proměnná *Return on Investment* (parciální korelační koeficient 0,212), dále zlogaritmovaná *hrubá zisková marže* (0,195), zlogaritmované *Quick Ratio* (0,112), zlogaritmovaný *Return on Assets* (-0,098) a *Liabilities/Assets* (-0,092). Na základě parciální korelace jsou tyto proměnné korelované se zlogaritmovaným ukazatelem *P/S*. Výše korelačního koeficientu není však příliš vysoká a jedná se o slabou závislost, která je velmi spekulativní.

Výše zmíněné proměnné jsou následně přidány do předešlého modelu za účelem získání nového vylepšeného odhadu regresního modelu, který by prokázal vliv dalších faktorů na relativní ocenění akcií.

$$\begin{aligned} \ln(P/S) = & \beta_0 + \beta_1 \times \ln(\text{Čistá marže}) + \beta_2 \times \text{Beta} + \beta_3 \times \text{Oček. růst zisku} + \beta_4 \times \\ & \ln(100 + \text{RoI}) + \beta_5 \times \ln(\text{Hrubá marže}) + \beta_6 \times \ln(\text{Výplatní poměr}) + \beta_7 \times \\ & \ln(\text{Quick Ratio}) + \beta_8 \times \ln(\text{RoA}) + \beta_9 \times \text{Liabilities/Assets} + \varepsilon. \end{aligned} \quad (3.5)$$

Tabulka 15 Index determinace upraveného rozšířeného regresního modelu (3.5)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
3	,863 ^a	,744	,741	,41497	1,968

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Odhadnutý regresní model má index determinace 0,744 a upravený index determinace 0,741. V porovnání s původním modelem se jedná o poměrně výrazné vylepšení vysvětlení variability vysvětlované proměnné, která je nyní vysvětlena ze 74 %. Předešlý model vysvětloval pouze 66 % variability. Přidání dalších vysvětlujících proměnných přineslo navýšení indexu determinace o 8 p. b., které se dá považovat za úspěšné.

Tabulka 16 F-test regresního modelu (3.5)

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
3 Regression	386,242	9	42,916	249,225	,000
Residual	132,764	771	,172		
Total	519,006	780			

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

F-test má hodnotu 249,225 a na 5% hladině významnosti je nulová hypotéza, která předpokládá nulové hodnoty všech regresních koeficientů vysvětlujících proměnných, zamítnuta.

Tabulka 17 Odhadnuté parametry modelu (3.5)

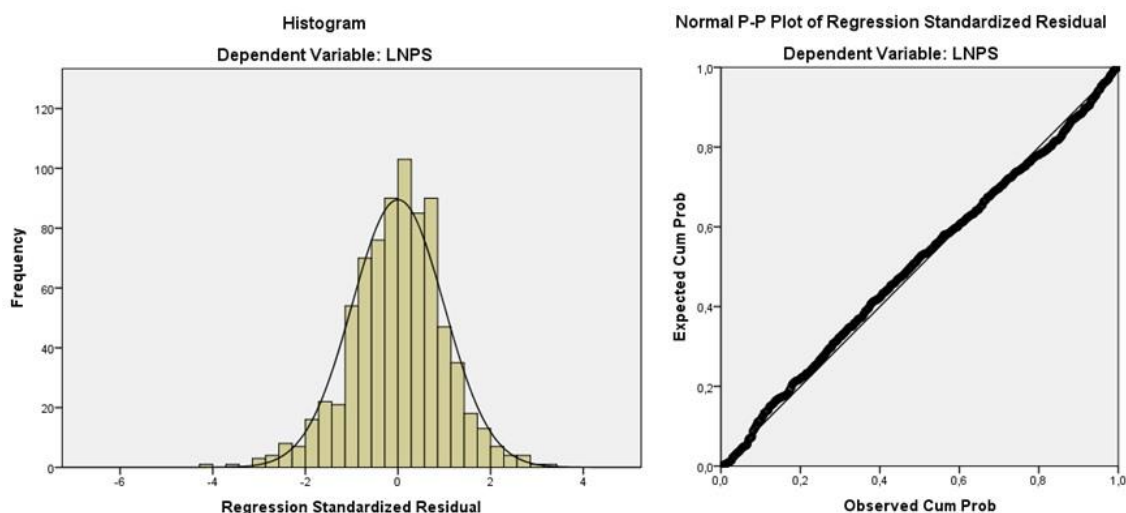
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
3 (Constant)	-10,454	1,462		-7,152	,000
LN(Profit Margin)	,788	,031	,816	25,350	,000
Beta	-,239	,033	-,147	-7,322	,000
EPS growth next 5 years	,013	,002	,130	6,981	,000
LN(100+RoI)	2,054	,321	,167	6,391	,000
LN(Gross Margin)	,199	,036	,141	5,603	,000
LN(Payout ratio)	,087	,021	,087	4,261	,000
LN(Quick Ratio)	,161	,027	,139	5,926	,000
LN(RoA)	-,389	,038	-,368	-10,129	,000
Liabilities/Assets	-,450	,104	-,103	-4,317	,000

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Na 5% hladině významnosti je zamítnuta nulová hypotéza všech proměnných a rovněž konstanty, která předpokládá nulovou hodnotu jednotlivých regresních parametrů. Všechny parametry odhadnuté v modelu jsou tudíž statisticky významně vzdálené od nuly, a proto všechny vybrané proměnné zůstávají v modelu.

$$\ln(P/S) = -10,454 + 0,788 \times \ln(\text{Čistá marže}) - 0,239 \times \text{Beta} + 0,013 \times \text{Oček. růst zisku} + 2,054 \times \ln(100 + \text{RoI}) + 0,199 \times \ln(\text{Hrubá marže}) + 0,087 \times \ln(\text{Výplatní poměr}) + 0,161 \times \ln(\text{Quick Ratio}) - 0,389 \times \ln(\text{RoA}) - 0,450 \times \text{Liabilities/Assets} \quad (3.6)$$

Tabulka 18 Normalita reziduí v modelu (3.5)

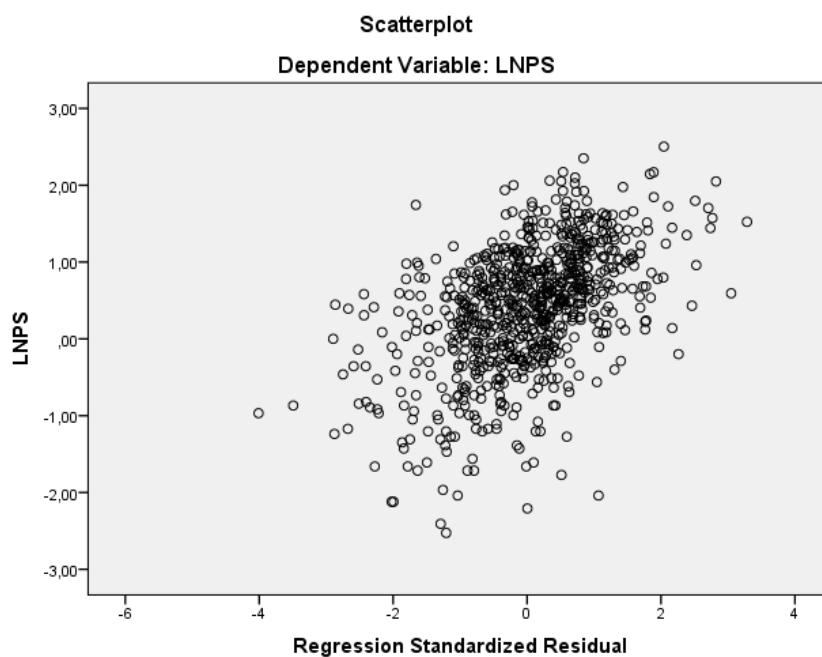


Zdroj: Finviz, SPSS

Po grafickém prozkoumání histogramu reziduí a Q-Q diagramu lze konstatovat, že rozdělení reziduí je velmi blízké normálnímu rozdělení, a požadavek normality je tedy splněn.

Durbin-Watson test má hodnotu 1,968 a vyvrací autokorelaci reziduí prvního řádu, protože hodnota testového kritéria je blízká hodnotě 2.

Tabulka 19 Rozptyl reziduí v modelu (3.5)



Zdroj: Finviz, SPSS

Na základě grafické analýzy lze rovněž předpokládat, že rozptyl reziduí je konstantní, rezidua splňují homoskedasticitu. Přísné testy by ale s největší pravděpodobností nulovou hypotézu předpokládající konstantní rozptyl zamítly.

Rozšířený model pomohl vylepšit vysvětlení variability vysvětlované proměnné *P/S*. Model prokazuje vliv dalších faktorů na ukazatel *P/S*, což potvrzuje domněnku o velké komplexnosti dané problematiky a o vlivu velkého množství faktorů na tržní ocenění. Model prokázal vliv vysvětlovaných proměnných *podíl cizího kapitálu* a *Quick Ratio* reprezentující solventnost a likviditu společnosti. Společnosti s vyšším rizikem v podobě nízké hodnoty *Quick Ratio* a vysoké hodnoty *podílu cizího kapitálu* jsou oceněny levněji v porovnání se společnostmi s opačnými hodnotami těchto ukazatelů.

Model dále ukazuje, že trh oceňuje společnosti nejen na základě *čisté marže*, ale bere v potaz u hodnoty *hrubé marže*. Vysvětlované proměnné jsou spolu samozřejmě korelované, ale i přesto proměnná hrubá marže dokáže pomoci vylepšit regresní model. Vysoké hodnoty obou ukazatelů jsou spojené s vyšším ohodnocením společnosti.

Ukazatel *RoI* také ovlivňuje hodnotu ukazatele *P/S*, vyšší hodnota *RoI* koresponduje s vyšší hodnotou *P/S* z důvodu lepší efektivity společnosti v investičních aktivitách.

Model dále naznačuje negativní vliv *RoA* a na *P/S*. Tato část modelu je nereálná, protože vyšší *RoA* by na základě logiky a rovněž korelačního koeficientu by měla mít kladný vliv na *P/S*. Důvodem záporné hodnoty odhadnutého parametru je vysoká korelace s další vysvětlovanou proměnnou *čistá marže*. Po odebrání proměnné *čistá marže* z modelu se parametr změní z původní záporné hodnoty na hodnotu kladnou. Po postupném odebrání ostatních vysvětlujících proměnných při ponechání *čisté marže* v modelu je pokaždé hodnota parametru *RoA* záporná. Korelační koeficient mezi *RoA* a *čistou marží* je 0,61. V modelu tedy existuje multikolinearita, která znehodnocuje model. Pro nápravu lze odebrat z modelu proměnnou *RoA*. Další možností je použití faktorové analýzy s ortogonální rotací zajišťující nulovou korelaci mezi novými odhadnutými vysvětlujícími proměnnými.

3.6 Faktorová analýza

V předešlých kapitolách byly vybrány jednotlivé proměnné a byl posuzován jejich vztah s vysvětlovanou proměnnou *P/S*. Tato kapitola se ale snaží pomocí faktorové analýzy nahlížet na problematiku z jiného úhlu. Faktorová analýza se pokouší o nalezení skrytých faktorů, které ovlivňují hodnoty vysvětlované proměnné, a sloučení provázaných vysvětlujících proměnných, které reprezentují daný faktor, do nových umělých proměnných vysvětlujících tržní ocenění akcií v podobě ukazatele *P/S*.

V první části je provedena samotná faktorová analýza a ve druhé části jsou nalezené faktory použity v lineárním regresním modelu s cílem matematicky kvantifikovat vliv nalezených faktorů na hodnoty ukazatele *P/S*.

Ve faktorové analýze jsou použity vysvětlované proměnné, které jsou součástí lineárního regresního modelu v kapitole 3.5. Pro základ faktorové analýzy je zvolena korelační matice vysvětlovaných proměnných v tabulce 20.

Tabulka 20 Výchozí korelační matice pro faktorovou analýzu

Korelační matice	LN(Profit Margin)	Beta	EPS growth next 5 years	LN(100 +RoI)	LN(Gross Margin)	LN(Payout ratio)	LN(Quick Ratio)	LN(RoA)	Liabilities / Assets
LN(Profit Margin)	1.000	-.180	-.140	.313	.579	-.091	.138	.610	-.115
Beta	-.180	1.000	.085	.017	-.256	-.170	.238	-.009	-.010
EPS growth next 5 years	-.140	.085	1.000	-.046	-.094	-.037	.102	-.038	-.103
LN(100+RoI)	.313	.017	-.046	1.000	.047	-.171	.023	.664	.030
LN(Gross Margin)	.579	-.256	-.094	.047	1.000	.176	.024	.089	-.029
LN(Payout ratio)	-.091	-.170	-.037	-.171	.176	1.000	-.057	-.367	.093
LN(Quick Ratio)	.138	.238	.102	.023	.024	-.057	1.000	.185	-.570
LN(RoA)	.610	-.009	-.038	.664	.089	-.367	.185	1.000	-.252
Liabilities/Assets	-.115	-.010	-.103	.030	-.029	.093	-.570	-.252	1.000

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Korelační matice potvrzuje existenci korelace vysvětlujících proměnných, které byly použity v regresním modelu. Tento fakt je vhodným předpokladem pro uplatnění faktorové analýzy, protože ve vzájemně korelovaných vysvětlujících proměnných jsou s velkou pravděpodobností skryté společné faktory, které lze odhadnout.

Tabulka 21 KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,490
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	2088,395
	df	36
	Sig.	,000

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Kritérium KMO v tabulce 21 porovnává jednoduché a parciální korelační koeficienty ve skupině proměnných za účelem zjištění, jestli je korelační matice proměnných maticí jednotkovou. Významné rozdíly mezi parciálními a jednoduchými korelačními koeficienty značí silné vztahy mezi proměnnými. Hodnoty KMO blížící se jedné jsou považovány za indikátor silných lineárních závislostí a proměnné jsou velmi vhodné pro faktorovou analýzu. Hodnoty kolem 0,5 nejsou příliš vhodné a hodnoty výrazně pod 0,5 jsou považovány za nepřijatelné. (Hebák, 2007)

Hodnota KMO ve zvoleném modelu je 0,49. Z toho lze soudit, že zvolené proměnné je možné použít pro faktorovou analýzu, ale vzájemné vnitřní lineární závislosti proměnných nejsou příliš silné.

Pro výchozí řešení faktorové analýzy byla použita **metoda hlavních komponent**. Počet faktorů byl zvolen tak, aby byl v modelu zahrnut raději menší počet více významných faktorů a také aby byly použity pouze faktory, u kterých je hodnota vlastního čísla větší než jedna. Pro rotaci faktorů byla použita metoda **Varimax**. Pro prvotní metodu hlavních komponent i pro rotační metodu Varimax byl zvolen maximální povolený počet iteračních kroků 25.

Tabulka 22 Komunality

Proměnná	Initial	1	2	3	Extraction
LN(Profit Margin)	1.000	0.296	0.472	0.028	0.796
Beta	1.000	0.014	0.361	0.044	0.419
EPS growth next 5 years	1.000	0.009	0.076	0.075	0.160
LN(100+RoI)	1.000	0.642	0.003	0.014	0.658
LN(Gross Margin)	1.000	0.000	0.696	0.010	0.705
LN(Payout ratio)	1.000	0.336	0.151	0.002	0.489
LN(Quick Ratio)	1.000	0.006	0.003	0.757	0.765
LN(RoA)	1.000	0.806	0.027	0.035	0.869
Liabilities/Assets	1.000	0.004	0.002	0.723	0.728

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS a vlastní výpočet

Zvolená faktorová analýza se 3 faktory dokáže vysvětlit velký podíl rozptylu původních proměnných. Hodnota komunality je nejvyšší u původní proměnné *RoA* s hodnotou 0,869 a velmi vysoké hodnoty se rovněž vyskytuje u proměnných *čistá marže* (0,796) a *podíl cizího kapitálu* (0,728). Naopak zvolená metoda nedokázala příliš vysvětlit variabilitu proměnné *růst zisku* (0,160) a proměnné *Beta* (0,419).

Tabulka 22 také zobrazuje přehledně podíl rozptylu původních proměnných, který byl vysvětlený jednotlivými faktory. Například variabilita proměnné *RoA*, jak již bylo výše zmíněno, byla vysvětlena pomocí faktorové analýzy z 86,9 %. První faktor vysvětlil 80,6 %, druhý faktor pouze 2,7 % a třetí faktor jen 3,5 %. Součet všech tří hodnot po zaokrouhlení je opět 86,9 % a je jasné, že proměnná *RoA* je zakomponována v prvním faktoru.

Tabulka 23 Podíl vysvětlené variability původních proměnných

Compon ent	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared			Rotation Sums of Squared		
				Loadings			Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulativ e %	Total	% of Variance	Cumulativ e %
1	2,407	26,747	26,747	2,407	26,747	26,747	2,114	23,484	23,484
2	1,753	19,480	46,227	1,753	19,480	46,227	1,789	19,878	43,362
3	1,429	15,875	62,102	1,429	15,875	62,102	1,687	18,741	62,102
4	,933	10,367	72,470						
5	,825	9,165	81,635						
6	,768	8,533	90,168						
7	,382	4,240	94,408						
8	,368	4,084	98,492						
9	,136	1,508	100,000						

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Kumulativní součty podílu celkově vysvětlené variability naznačují, že ideální počet komponent je mezi třemi až pěti komponenty, které společně představují 62 %, 72 % a 82 % vysvětleného celkového rozptylu. Hodnoty vlastních čísel tento předpoklad potvrzují. Pouze tři komponenty mají hodnotu vlastního čísla větší než jedna. Ve faktorové analýze jsou tedy ponechány 3 hlavní komponenty.

První komponenta vysvětluje 26,7 % rozptylu původních proměnných, druhý faktor vysvětluje 19,5 % a třetí faktor vysvětluje z 15,9 %. Celkem tyto tři faktory vysvětlují 62,1 % rozptylu. Další komponenty se nejeví jako příliš přínosné, protože vysvětlují pouze malý podíl celkové variability a protože mají hodnotu vlastního čísla menší než jedna.

Tabulka 24 Faktorové skóre

	Component		
	1	2	3
LNProfitMargin	,196	,350	,064
Beta	,092	-,351	,105
EPSgrowthnext5years	-,049	-,145	,171
100+RoI	,406	-,038	-,146
LNGrossMargin	-,073	,479	,075
LNPayoutratio	-,320	,273	,034
LNQuickRatio	-,039	-,019	,523
LNRoA	,417	,019	,033
LiabilitiestoAssets	,052	-,034	-,514

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Tabulka 25 Korelace původních a nových proměnných

	Component		
	1	2	3
LNProfitMargin	,544	,687	,168
Beta	,119	-,601	,210
EPSgrowthnext5years	-,093	-,276	,274
100+RoI	,801	,059	-,117
LNGrossMargin	,019	,834	,099
LNPayoutratio	-,580	,388	-,047
LNQuickRatio	,079	-,051	,870
LNRoA	,898	,163	,188
LiabilitiestoAssets	-,065	-,039	-,850

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Pomocí faktorové analýzy byly vypočteny tři faktory, které reprezentují tři základní vlastnosti firem, které mají největší vliv na ohodnocení akcií.

První faktor nejvíce koreluje s proměnnými *RoA* (korelační koeficient 0,898) a *RoI* (0,801). Je tudíž vnímán jako efektivita společností generovat zisk z dostupných zdrojů. Tento faktor vyjadřuje vliv schopnosti přeměňovat uskutečněné investice v zisk a vliv efektivit ve využívání vlastních aktiv společnosti (továrny, budovy, automobily, patenty, hotovost,..., atd.) v profit. Jinými slovy tento faktor představuje kvalitu vrcholného managementu společnosti. Pokud se vrcholný management vyznačuje kvalitními rozhodnutími, které se pozitivně projevují na efektivitě v přeměňování zdrojů v zisk, projeví se to pozitivně v tržním ohodnocení společnosti.

Druhý faktor představuje celkovou ziskovou sílu společnosti a její stabilitu. Faktor nejvíce koreluje s *hrubou marží* (0,834), *čistou marží* (0,687) a *Beta* (-0,601). Tržní ocenění je velmi závislé na ziskovosti, vysoké marže se proto pozitivně odráží ve vysokém zisku. Vysoké marže rovněž znamenají velmi dobré postavení v daném odvětví či sektoru. Důvodem je chybějící konkurence, která by tlačila marže níže, a dále konkurenční výhoda, kterou není konkurence schopna replikovat. Vysoké marže jsou také způsobeny schopností minimalizovat fixní a variabilní náklady. Vysoká negativní korelace s ukazatelem *Beta* rovněž značí fakt, že trh pozitivně oceňuje nejen výši zisku, ale rovněž i jeho schopnost odolávat hospodářským cyklům.

Třetí faktor reprezentuje rizikovost společnosti. Nejvyšší korelace tohoto faktoru je spojená s ukazatelem *Quick Ratio* (0,870), který vyjadřuje schopnost společnosti dostát svým krátkodobým závazkům, a s ukazatelem *podíl cizího kapitálu* (-0,850), který vyjadřuje podíl aktiv financovaných pomocí dluhů a dalších závazků. Zatímco *Quick Ratio* hodnotí krátkodobou likviditu v běžném provozu společnosti, ukazatel *podíl cizího kapitálu* hodnotí dlouhodobou solventnost společnosti. Vysoký dluh a nízká schopnost financovat krátkodobé závazky se v očích investorů projevuje negativně, a proto dochází k nižšímu tržnímu ocenění společnosti.

Tabulka 26 Pearsonův korelační koeficient zlogaritmovaného ukazatele P/S s faktory

LN(PS)	BART factor score 1	BART factor score 2	BART factor score 3
Pearson Correlation	0.188	0.711	0.272
Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000
N	781	781	781

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Výše popsané faktory vhodně sloučily zvolené proměnné do tří komponentů, jejichž parametry byly odhadnuty pomocí vážené metody nejmenších čtverců (Bartlettova metoda). Korelační analýza zamítla u všech tří faktorů na 5% hladině významnosti nulovou hypotézu o nulové korelaci mezi spočtenými faktory a zlogaritmovaným ukazatelem *P/S*. Korelace ukazatele *P/S* s druhým faktorem reprezentující *ziskovou sílu* společnosti je velmi silná (korelační koeficient 0,711), druhá nejvyšší korelace existuje s třetím faktorem reprezentující *rizikovost* firmy (0,272) a nejnižší korelace je odhadnuta s prvním faktorem reprezentujícím *efektivitu* společnosti (0,188). Korelace ukazatele *P/S* s prvním a třetím faktorem je však volná a je třeba mít toto na paměti.

Odhadnuté faktory jsou následně použity ve vícerozměrném lineárním regresním modelu

$$\ln(P/S) = \beta_0 + \beta_1 \times Efektivita + \beta_2 \times Zisková síla + \beta_3 \times Rizikovost + \varepsilon, \quad (3.7)$$

který má za úkol odhadnout závislost zlogaritmovaného ukazatele *P/S* na nově vytvořených proměnných pomocí faktorové analýzy. Odhadnutý model by měl potvrdit statistickou významnost parametrů.

Tabulka 27 Index determinace regresního modelu (3.7)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
4	,784	,615	,613	,50737	,661

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Nový regresní model má index determinace 0,615 a upravený index determinace 0,613. V porovnání s upraveným rozšířeným regresním modelem se jedná o mírné zhoršení vysvětlení variability vysvětlované proměnné, která je nyní vysvětlena z 61 %. Regresní model (3.5) vysvětloval 74 % variability. Tato skutečnost je však očekávaná, protože vytvoření nových proměnných faktorovou analýzou je spojeno s částečnou ztrátou informace (Tyto tři faktory vysvětlují 62,1 % z původního rozptylu ukazatele *P/S*).

Tabulka 28 F-test regresního modelu (3.7)

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
4 Regression	318,988	3	106,329	413,050	,000
Residual	200,019	777	,257		
Total	519,006	780			

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Celkový F-test odhadnutého modelu má hodnotu 413,050 a na 5% hladině významnosti je nulová hypotéza zamítnuta. Hodnoty vysvětlované proměnné *P/S* závisí na lineární kombinaci zvolených vysvětlujících proměnných.

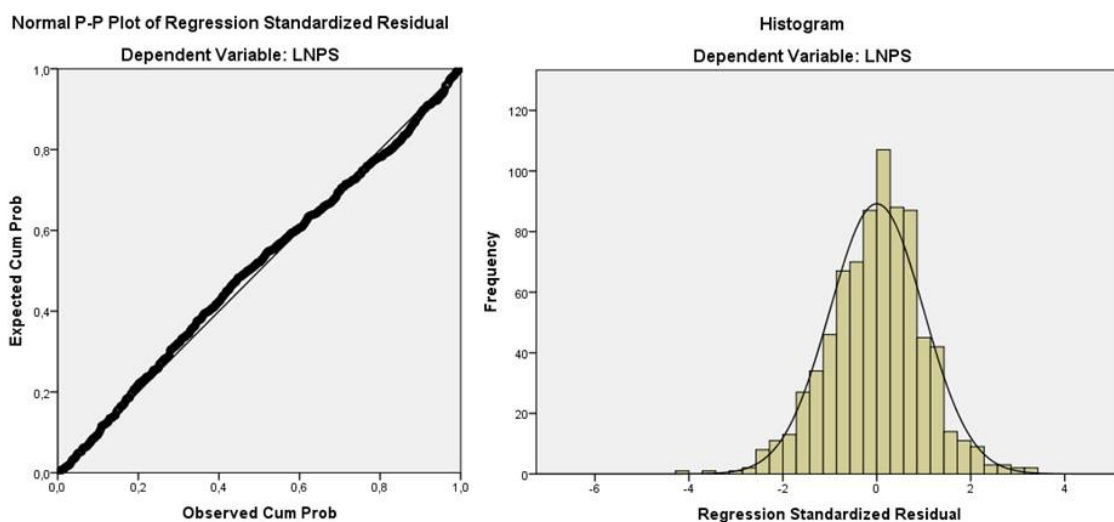
Tabulka 29 Odhadnuté parametry modelu (3.7)

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
4 (Constant)	,407	,018		22,427	,000
BART factor score 1	,153	,018	,188	8,426	,000
BART factor score 2	,580	,018	,711	31,930	,000
BART factor score 3	,221	,018	,272	12,192	,000

Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Na 5% hladině významnosti je zřejmé, že všechny proměnné včetně konstanty jsou v modelu oprávněně, protože u všech parametrů je pomocí t-testu zamítnuta nulová hypotéza o nulových hodnotách jednotlivých parametrů.

Tabulka 30 Normalita reziduí v modelu (3.7)

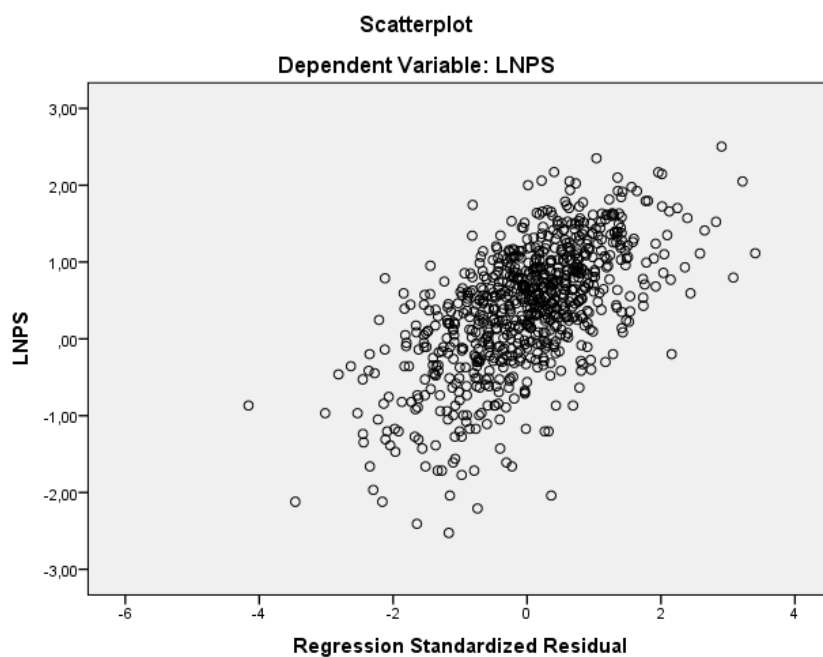


Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Q-Q diagram prokazuje, že rozdělení reziduí je velmi blízké normálnímu rozdělení, a požadavek normality je tedy splněn.

Hodnota Durbin-Watsonovy statistiky je 0,661 a naznačuje výraznou autokorelaci reziduí. Multikolinearita je v tomto modelu nulová, protože ortogonální rotace Varimax produkuje na sobě nezávislé faktory.

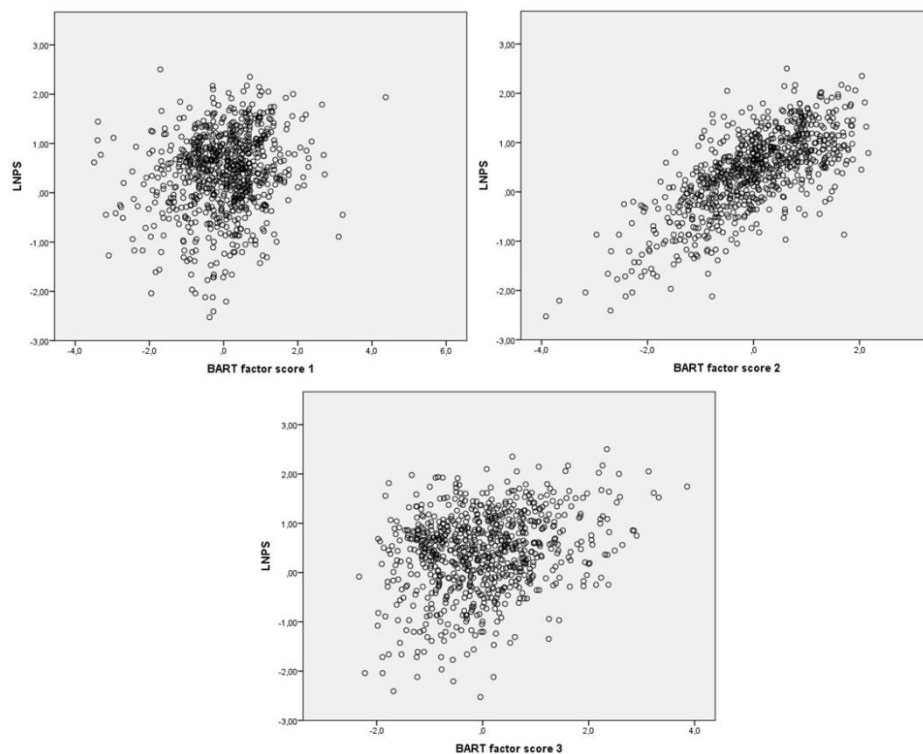
Tabulka 31 Rozptyl reziduí v modelu (3.7)



Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Rozptyl reziduí je konstantní, rezidua splňují homoskedasticitu. Přísnější testy by nulovou hypotézu předpokládající konstantní rozptyl zamítly.

Graf 11 Vztah mezi zlogaritmovaným ukazatelem P/S a odhadnutými faktory



Zdroj: Finviz, výpočet v SPSS

Odhadnutý model,

$$\ln(\widehat{P}/S) = 0,407 + 0,153 \times Efektivita + 0,580 \times Zisková síla + 0,221 \times Rizikovost \quad (3.8)$$

potvrzuje užitečnost faktorové analýzy v nalezení skrytých faktorů ovlivňujících tržní cenu akcií. Součástí modelu je kladný parametr proměnné představující rizikovost, neznámá to však, že vyšší riziko se projevuje ve vyšší ceně akcie. Do této proměnné je v rámci výpočtu faktorů zakomponována negativní korelace proměnné *podíl cizích zdrojů* a pozitivní korelace *Quick Ratio* s daným faktorem.

Tento model se od modelů předešlých odlišuje chybějící vysvětlovanou proměnnou, která by brala v úvahu také *očekávání budoucího růstu*. Tato proměnná je sice ve všech nových proměnných zahrnuta, závislost však není natolik silná, aby byla zmíněna. Tento fakt potvrzuje předešlé modely, které sice tuto proměnnou schválily za užitečnou pro vysvětlení závislé proměnné, vždy však byla závislost velmi slabá.

Je však třeba rovněž poznamenat, že nalezená nízká závislost mezi *očekávaným růstem zisku* a tržním oceněním neznámá nutně, že tento vztah neexistuje. V odborné literatuře je očekávání budoucího vývoje společnosti důležitým faktorem pro ocenění akcií. Existuje spousta oceňovacích modelů, které jsou založené právě na odhadu budoucího vývoje společnosti. (Musílek, 2011)

Důvodem pro nízkou závislost mezi *očekávaným růstem zisku* a ukazatelem *P/S* může být způsoben zvolenými daty, které nereflektují očekávání samotného trhu ohledně budoucího vývoje společností. Je velmi pravděpodobné, že investoři mají jinou představu o vývoji zisku, a proto oceňují akcie na jiné úrovni.

Další, prozatím nezmíněná, proměnná je *výplatní poměr*, který má nejvyšší korelaci s prvním faktorem (-0,580). Negativní hodnota korelačního koeficientu s proměnnými *RoA* a *RoI* v prvním faktoru je přirozená. Čitatelem v proměnné *RoA* je čistý zisk, který se rovněž vyskytuje ve jmenovateli ve *výplatním poměru*. Vyšší hodnota zisku tedy

negativně ovlivňuje velikost *výplatního poměru*. Bohužel tato korelace nijak neosvětluje vztah *výplatního poměru* s ukazatelem *P/S*.

Tento model nedokázal vysvětlit variabilitu tak úspěšně jako model předešlý. Neznamená to však, že je méně hodnotný. Prvním důvodem je relativně nízký pokles indexu determinace v porovnání s předešlým modelem a druhým důvodem je schopnost úspěšně sloučit vybrané proměnné, které jsou vzájemně korelované a které mají v pozadí stejný faktor.

Faktorová analýza se projevila jako hodnotná i přesto, že interpretace výsledku je vcelku subjektivní. Dokázala však převážně potvrdit výsledky korelační a regresní analýzy.

4 Závěr

Akciové trhy jsou neustále vystavovány velkému množství nových důležitých i méně důležitých informací. V cenách je zahrnuto mnoho šumu, náhodného vývoje a střídavého nadšení a strachu investorů, které nelze plně vysvětlit fundamentálními ukazateli pomocí statistických a ekonometrických nástrojů. Na druhou stranu je však tržní ocenění akciových instrumentů podmíněno skutečnými fundamentálními vlivy, které jsou elementárními základními kameny vnitřní hodnoty společnosti. Tyto činitele lze kvantifikovat pomocí indikátorů, které popisují charakteristiky společnosti.

Tato práce je věnována fundamentálním charakteristikám na úrovni společnosti a snahou není důkladný popis makroekonomických a odvětvových vlivů, je však třeba mít na paměti jejich existenci. Cílem práce je porozumět základním faktorům, které se podílí na relativním tržním ocenění akcií v podobě ukazatele P/S , a pokusit se kvantifikovat jejich vztahy s tímto ukazatelem. Variabilita tržního ocenění je velmi komplexní záležitost a záměrem práce není vysvětlit veškerou variabilitu.

V teoretické části byly popsány základní a nejdůležitější kurzotvorné faktory na úrovni globální, odvětvové i podnikové úrovni za účelem seznámení se danou problematikou a vytvoření si základní povědomí o této finanční oblasti a na těchto základech je dále postavena praktická část.

Poté byly představeny proměnné vybrané pro tuto práci. Samotný ukazatel P/S byl podroben hlubší analýze se základem v Gordonově dividendovém diskontním modelu. V poslední části teoretického segmentu byla věnována pozornost regresní analýze a faktorové analýze sloužící jako nástroj pro zachycení vztahů mezi proměnnými.

Prvním cílem této práce byla analýza vlivu *marže, dividendového výplatního poměru, odhadu budoucího růstu dividend a požadované výnosové míry*, které jsou součástí Gordonova dividendového diskontního modelu, na ukazatel P/S . Pro analýzu byla použita korelační analýza 781 akcií a dále byl sestaven lineární regresní model, který vysvětlil 66 % variability vysvětlované proměnné.

Práce úspěšně prokázala pozitivní silnou lineární závislost mezi *čistou marží* a ukazatelem P/S . Požadovaná výnosová míra byla zastoupena proměnnou *Beta* a rovněž byl nalezen zřetelný lineární vztah, v tomto případě se jedná o zápornou korelaci. *Výplatní poměr* vykazuje slabou kladnou lineární závislost. Tento nejasný

vztah se projevuje i v rozdílných teoretických pohledech na dividendovou politiku společnosti a její vliv na cenu akcie. Existují tři názory, první předpokládá kladnou závislost ceny akcie na výši dividendy, druhý směr zastává názor negativního vztahu a třetí teorie obhájí neexistenci tohoto vztahu. *Odhad budoucího růstu dividend* byl nahrazen z důvodu nedostatku dat odhadem *budoucího průměrného ročního růstu zisku v následujících pěti letech*, který má kladný lineární vztah s ukazatelem *P/S*, jehož síla je však volná. Očekávání budoucího vývoje ziskové síly společnosti má bezpochyby dopad na ohodnocení akcie, v tomto případě však nebyla nalezena silná závislost.

Z toho vyplývá možnost, že předpoklad serveru Finviz o budoucím střednědobém vývoji zisku se neshoduje s očekáváním, které je zahrnuto v ceně akcií, a trh má jiný názor. Druhým možným důvodem je neexistence silného vztahu mezi budoucím očekáváním a cenou akcie, trh je krátkozraký a ocenění je více závislé na aktuální ziskové síle.

Druhým záměrem bylo nalezení dalších proměnných, které by byly schopné vylepšit kvalitu regresního modelu a které by zvýšily podíl variability, která by byla vysvětlena pomocí regresní analýzy. Korelační analýza objevila další proměnné.

Prvním ukazatelem je *hrubá marže*, která má úzký vztah s *čistou marží*, ale parciální korelační koeficient naznačuje, že zahrnutí do modelu je žádoucí. Druhou proměnnou je *Quick ratio*, která ztělesňuje schopnost společnosti dostát svým krátkodobým závazkům.

Třetí proměnnou je *podíl cizího kapitálu*, jenž vyjadřuje podíl financování aktiv pomocí cizího kapitálu v podobě dluhu, pronájmu a dalších závazků.

Posledními nalezenými proměnnými jsou *rentabilita aktiv* a *rentabilita investice*. Vyšší hodnota rentability je výsledkem vyšší efektivity v přeměňování dostupných zdrojů v následný zisk. Proměnné byly následně přidány do regresního modelu a odhadnutý model dokázal úspěšně navýšit podíl vysvětlené variability z původních 66 % na 74 %. Nové proměnné pomohly vylepšit kvalitu modelu a pomohly splnit vytyčený cíl.

Třetím cílem bylo sloučení proměnných pomocí faktorové analýzy do několika nových umělých proměnných, které by představovaly základní faktory determinující cenu akcie. Faktorová analýza odhalila tři základní faktory, které vysvětlují 62 % původních proměnných.

První faktor je úzce korelován s ukazateli *rentabilita aktiv* a *rentabilita investice*, které jsou zrcadlem schopnosti vrcholného managementu efektivně využívat dostupné zdroje.

Nejdůležitější součástí druhého faktoru jsou proměnné *čistá marže*, *hrubá marže* a *Beta*. Vysoká marže je způsobena mnoha faktory, mezi které patří například minimalizace fixních a variabilních nákladů, chybějící konkurence, dobré postavení na trhu a konkurenční výhoda. Investory nezajímá pouze výše marže a zisku, ale také stabilita těchto veličin v čase. Proto vyšší hodnoty ukazatele *Beta* u cyklických společností mají za následek nižší tržní ocenění jejich akcií. Druhý faktor tedy představuje celkovou ziskovou sílu společnosti a její stabilitu.

Třetí nalezený faktor reprezentuje rizikovost společnosti, protože nejvyšší korelace je objevena s proměnnou *Quick Ratio* vyjadřující schopnost financovat své krátkodobé závazky a s proměnnou *podíl cizího kapitálu* vyjadřující riziko nesolventnosti společnosti. Vyšší hodnoty *Quick Ratio* jsou investory hodnoceny pozitivně a naopak vyšší hodnoty *podílu cizího kapitálu* se projevují negativně v ceně akcií.

Cíle této diplomové práce byly splněny. Pomocí regresní a faktorové analýzy byly identifikovány proměnné, které výrazně determinují relativní tržní cenu akcií v podobě ukazatele *P/S*, z nichž nejvýznamnějším faktorem je zisková marže. Práce rovněž poskytuje základ pro hlubší zkoumání zejména v oblasti vlivu očekávání investorů na ohodnocení.

5 Zdroje

5.1 Literatura

- [1] Farrell, J. L.: Analyzing covariation of returns to determine homogeneous stock groupings. *Journal of Business*, April 1974, s. 201.
- [2] FRIEDMAN, M. – SCHWARTZ, A.: Money and business cycles. *Review of Economics and Statistics*. February 1963, s. 32-78.
- [3] HEBÁK, Petr et al. Vícerozměrné statistické metody. [1]. Praha: Informatorium, 2004. 239 s. ISBN 80-7333-025-3.
- [4] HEBÁK, Petr, HUSTOPECKÝ, Jiří a MALÁ, Ivana. Vícerozměrné statistické metody. [2]. Vyd. 1. Praha: Informatorium, 2005. 239 s. ISBN 80-7333-036-9.
- [5] HEBÁK, Petr et al. Vícerozměrné statistické metody. [3]. 2., přeprac. vyd. Praha: Informatorium, 2007. 271 s. ISBN 978-80-7333-001-9.
- [6] JANHUBA, M. Teorie účetnictví : (výběr z problematiky). Praha: Oeconomica, 2010. 978-80-245-1662-2
- [7] KING, B.: Market and industry factors in stock price behaviour. *Journal of Business*, 1966, s. 139–190.
- [8] MODIGLIANI, F. – MILLER, M. H.: The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *American Economic Review*, June 1958, s. 261-297.
- [9] MODIGLIANI, F. – MILLER, M. H.: Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares. *Journal of Business* 34, No 4, October 1961, s. 411-433.
- [10] MUSÍLEK, P.: Finanční trhy a investiční bankovníctví. Praha : ETC Publishing, 1999. ISBN 80–86006–78–6.
- [11] MUSÍLEK, Petr. Trhy cenných papírů. 2. aktualiz. a rozš. vyd. Praha: Ekopress, 2011. 520 s. ISBN 978-80-86929-70-5.
- [12] ROGALSKI, R. J. – VINSO, J. D.: Stock returns, money supply and the direction of causality. *The Journal of Finance*, September 1977.
- [13] VESELÁ, J.: Analýza trhu cenných papírů 2.díl. Vyd. 1. Praha: Vysoká škola ekonomická, 2003. 391 s. ISBN 8024505061.
- [14] VESELÁ, J.: Analýza trhu cenných papírů 1.díl. Vyd. 1. Praha: Vysoká škola ekonomická, 1995. 391 s. ISBN 8070794267.
- [15] ZVÁRA, Karel a ŠTĚPÁN, Josef. Pravděpodobnost a matematická statistika. Vyd. 3. Praha: Matfyzpress, 2002. 230 s. ISBN 80-85863-93-6.

5.2 Internetové zdroje

<http://iastat.vse.cz/>

<http://www.fio.cz/o-nas/slovník>

<http://www.patria.cz/>

<http://business.center.cz/business/pojmy/>

<https://managementmania.com/>

<http://finviz.com/help/screener.ashx>

<http://core.ecu.edu/ofe/statisticsresearch/spss%20introduction%20ii.pdf>

<http://www.investopedia.com/ask/answers/042415/what-average-annual-return-sp-500.asp>

https://www.ibm.com/support/knowledgecenter/SS3RA7_15.0.0/com.ibm.spss.modeler.help/graphboard_creating_examples_boxplot.htm

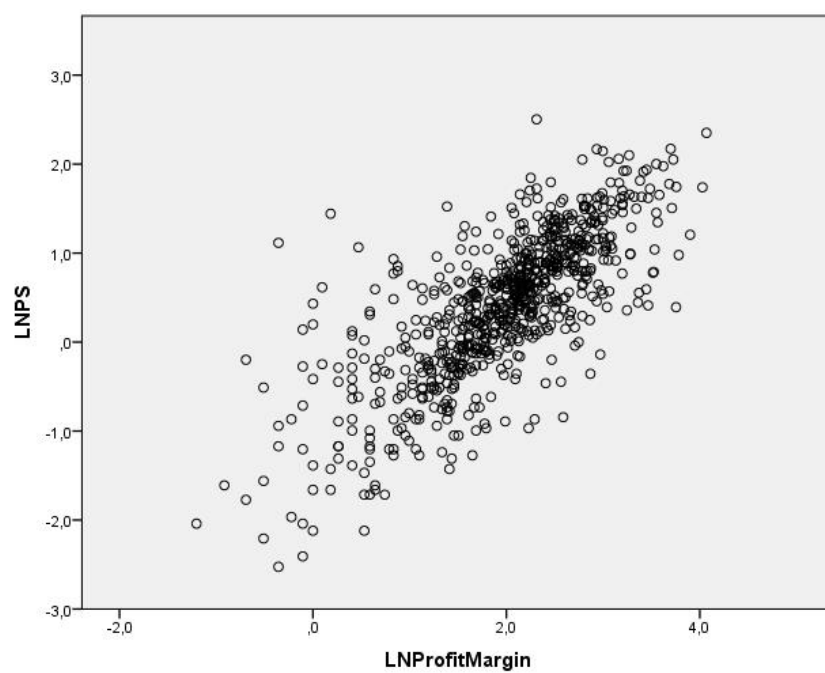
http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/New_Home_Page/datafile/spearn.htm

6 Přílohy

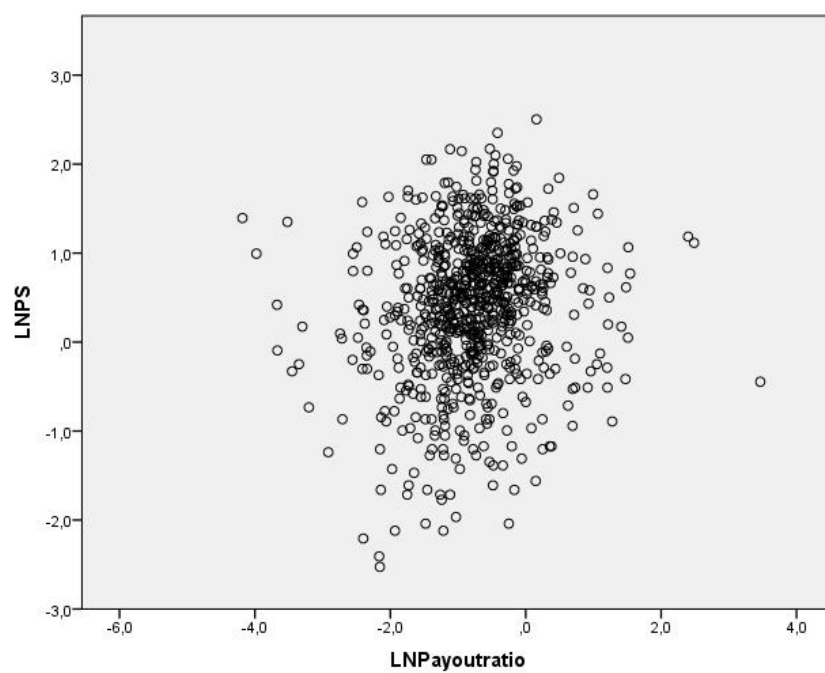
Seznam příloh

- A Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a čistou marží**
- B Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a výplatním poměrem**
- C Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a Beta**
- D Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a očekávaném růstu zisku**
- E Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a RoI**
- F Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a hrubou marží**
- G Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a Quick Ratio**
- H Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a RoA**
- I Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a Liabilities/Assets**
- J Scree plot faktorové analýzy**
- K Tabulka korelačních koeficientů**

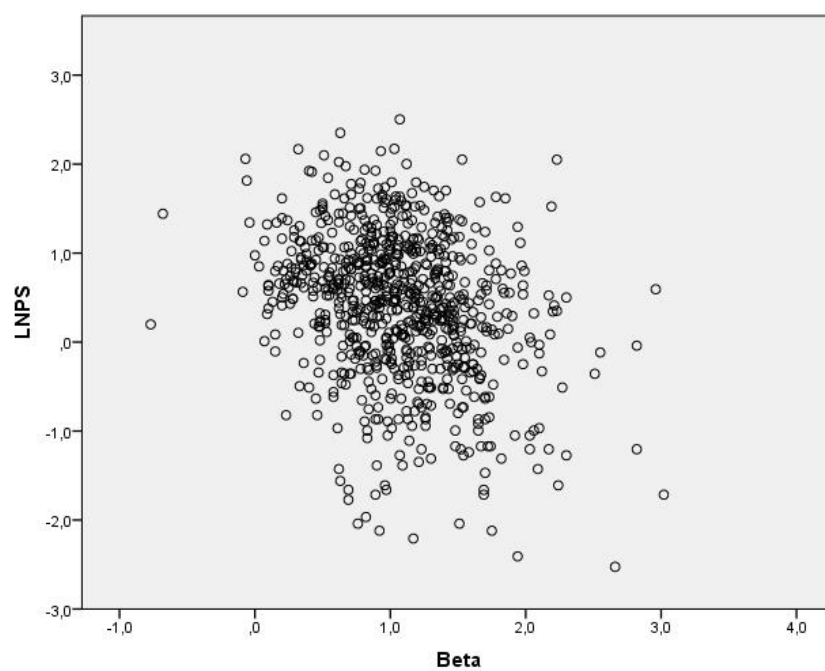
A Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a čistou marží



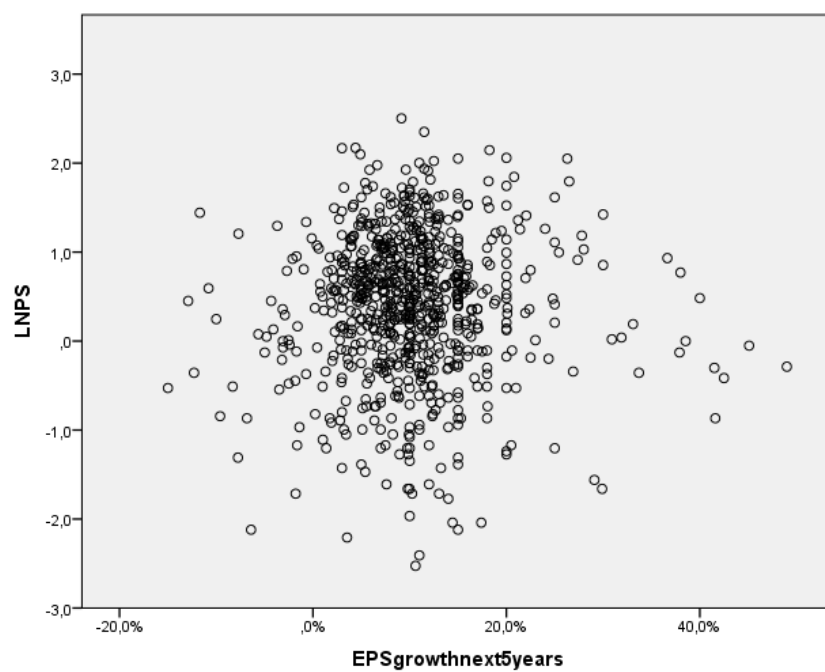
B Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a výplatním poměrem



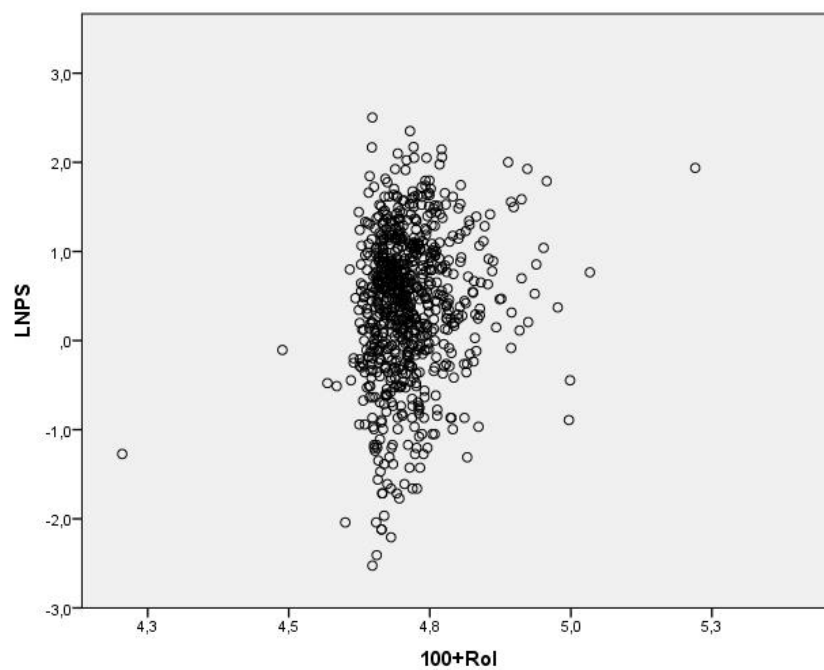
C Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a Beta



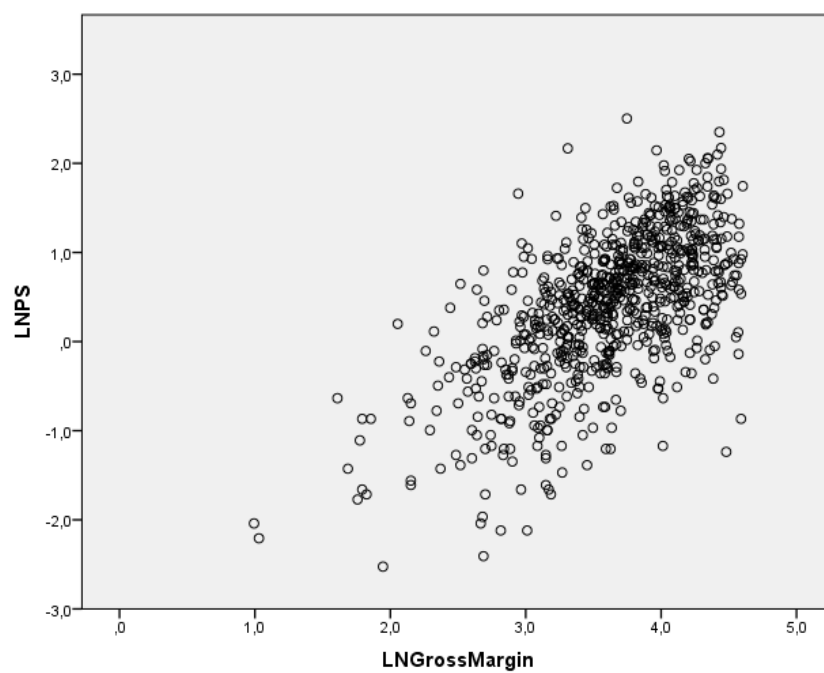
D Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a očekávaném růstu zisku



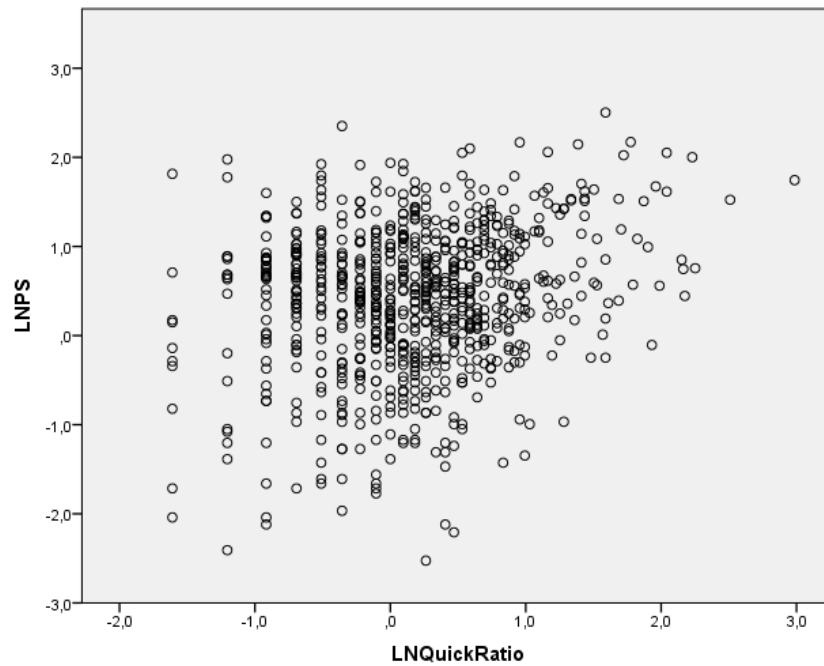
E Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a RoI



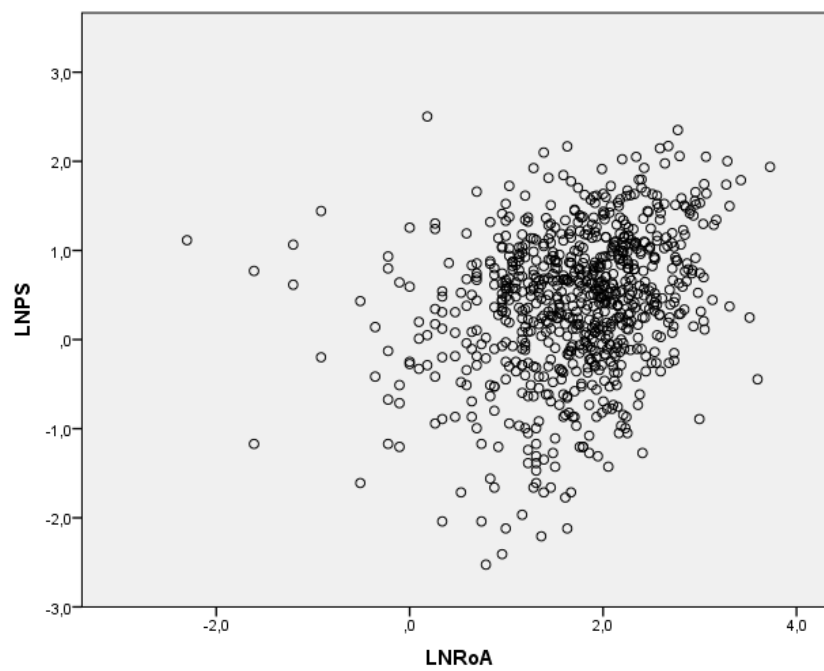
F Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a hrubou marží



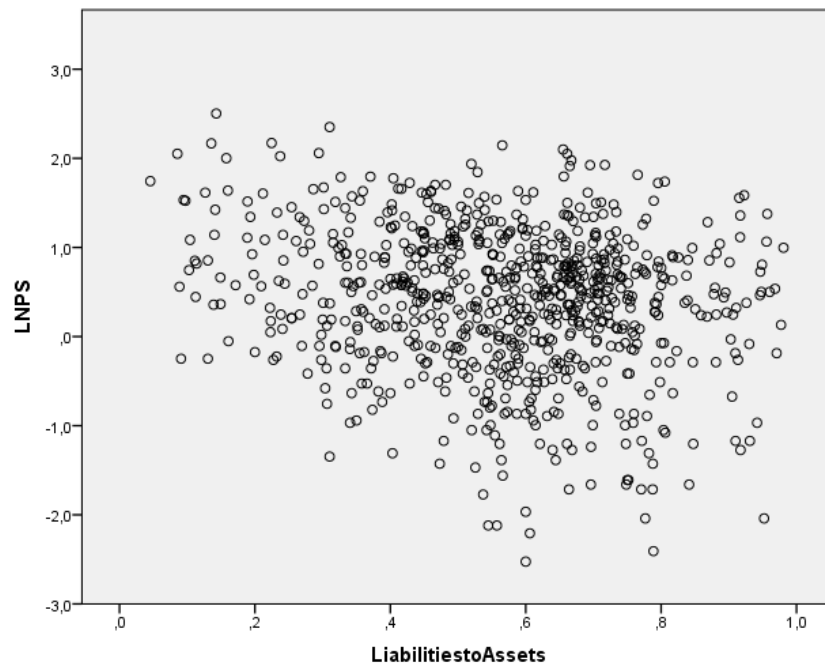
G Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a Quick Ratio



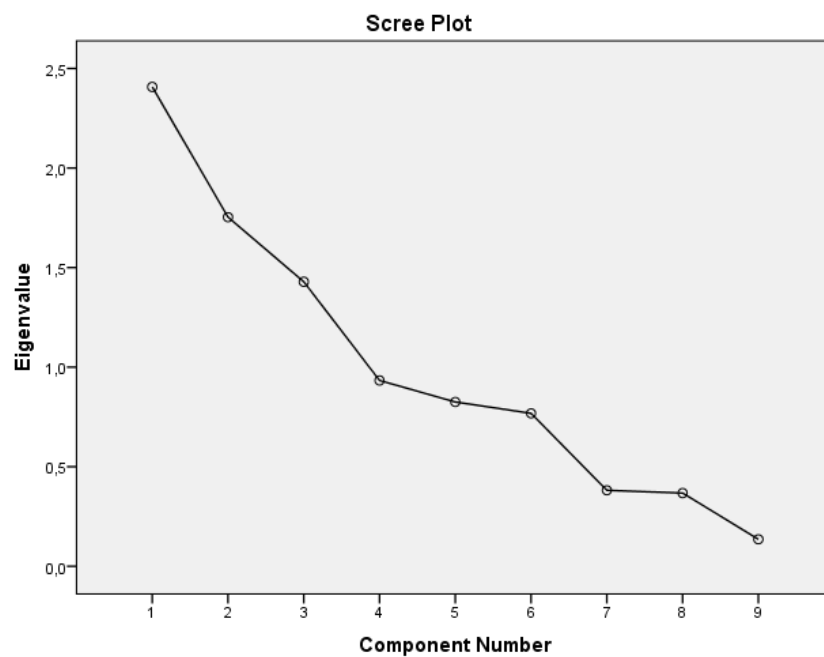
H Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a RoA



I Graf vztahu mezi ukazatelem P/S a Liabilities/Assets



J Scree plot faktorové analýzy



K Tabulka korelačních koeficientů

		LN(PS)	LN(Profit Margin)	Beta	EPS growth next 5 years	LN(100 + RoI)	LN(Gross Margin)	LN(Payout ratio)	LN(Quick Ratio)	LN(RoA)	Liabilities /Assets
LN(PS)	Pearson Correlation	1.000	0.757	-0.293	0.018	0.162	0.636	0.147	0.223	0.270	-0.187
	Sig. (2-tailed)		0.000	0.000	0.616	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	N	781	781	781	781	781	781	781	781	781	781
LN(Profit Margin)	Pearson Correlation	0.757	1	-0.18	-0.14	0.313	0.579	-0.091	0.138	0.61	-0.115
	Sig. (2-tailed)	.000		.000	.000	.000	.000	.011	.000	.000	0.001
	N	781	781	781	781	781	781	781	781	781	781
Beta	Pearson Correlation	-0.293	-0.18	1	0.085	.017	-0.256	-0.17	0.238	-.009	-0.010
	Sig. (2-tailed)	.000	.000		.017	.645	.000	.000	.000	.799	0.776
	N	781	781	781	781	781	781	781	781	781	781
EPS growth next 5 years	Pearson Correlation	.018	-0.14	0.085	1	-.046	-0.094	-.037	0.102	-.038	-0.103
	Sig. (2-tailed)	.616	.000	.017		.195	.009	.300	.004	.289	0.004
	N	781	781	781	781	781	781	781	781	781	781
LN(100+ RoI)	Pearson Correlation	0.162	0.313	.017	-.046	1	.047	-0.171	.023	0.664	0.030
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.645	.195		.192	.000	.527	.000	0.402
	N	781	781	781	781	781	781	781	781	781	781
LN(Gross Margin)	Pearson Correlation	0.636	0.579	-0.256	-0.094	.047	1	0.176	.024	0.089	-0.029
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000	.009	.192		.000	.508	.013	.417
	N	781	781	781	781	781	781	781	781	781	781
LN(Payout ratio)	Pearson Correlation	0.147	-0.091	-0.17	-.037	-0.171	0.176	1	-.057	-0.367	0.093
	Sig. (2-tailed)	.000	.011	.000	.300	.000	.000		.113	.000	.010
	N	781	781	781	781	781	781	781	781	781	781
LN(Quick Ratio)	Pearson Correlation	0.223	0.138	0.238	0.102	.023	.024	-.057	1	0.185	-0.57
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000	.004	.527	.508	.113		.000	.000
	N	781	781	781	781	781	781	781	781	781	781
LN(RoA)	Pearson Correlation	0.27	0.61	-.009	-.038	0.664	0.089	-0.367	0.185	1	-0.252
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.799	.289	.000	.013	.000	.000		.000
	N	781	781	781	781	781	781	781	781	781	781
Liabilities/Assets	Pearson Correlation	-0.187	-0.115	-0.010	-0.103	.030	-.029	0.093	-0.57	-0.252	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.001	.776	.004	.402	.417	.010	.000	.000	
	N	781	781	781	781	781	781	781	781	781	781