

Univerzita Pardubice
Fakulta ekonomicko-správní

Analýza vztahu finančních ukazatelů a kurzu akcií vybraných podniků
Diplomová práce

2022

Bc. Tereza Kosková

Univerzita Pardubice
Fakulta ekonomicko-správní
Akademický rok: 2021/2022

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE (projektu, uměleckého díla, uměleckého výkonu)

Jméno a příjmení: **Tereza Kosková**
Osobní číslo: **E20753**
Studijní program: **N0413A050009 Ekonomika a management**
Studijní obor: **Ekonomika a management podniku**
Téma práce: **Analýza vztahu finančních ukazatelů a kurzu akcií vybraných podniků**
Zadávací katedra: **Ústav matematiky a kvantitativních metod**

Zásady pro vypracování

Cíl práce: Identifikovat vnitropodnikové ukazatele ovlivňující vývoj kurzu akcií vybraných akciových společností kótovaných na Burze cenných papírů Praha. Pomocí metod ekonometrie časových řad poté zkoumat kauzální vztahy mezi současnými i zpožděnými hodnotami těchto ukazatelů a burzovní cenou akcie.

Osnova:

- Teoretické východiska a rešerše literatury
- Metodologie a představení použitých dat
- Tvorba modelu a analýza kauzalit
- Zhodnocení a diskuze výsledků

Rozsah pracovní zprávy: **50**
Rozsah grafických prací:
Forma zpracování diplomové práce: **tištěná/elektronická**

Seznam doporučené literatury:

ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. Ekonomické časové řady. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
CIPRA, Tomáš. Finanční ekonometrie. 1. vyd. Praha: Ekopress, 2008. 538 s. ISBN 9788086929439.
MUSÍLEK, Petr. Trhy cenných papírů. 2., aktual. a rozš. vyd. Praha: Ekopress, 2011. 520 s. ISBN 9788086929705.
REJNUŠ, Oldřich. Finanční trhy. 4., aktual. a rozš. vyd. Praha: Grada Publishing, 2014. 768 s. Profesionál, 3593. ISBN 978-80-247-3671-6.
TSAY, Ruey, S. Analysis of Financial Time Series. New York: John Wiley & Sons Inc, 2010. 720 s. ISBN 9780470414354.

Vedoucí diplomové práce: **Mgr. David Zapletal, Ph.D.**
Ústav matematiky a kvantitativních metod

Datum zadání diplomové práce: **1. září 2021**
Termín odevzdání diplomové práce: **30. dubna 2022**

prof. Ing. Jan Stejskal, Ph.D. v.r.
děkan

L.S.

Ing. Michaela Kotková Strítěská, Ph.D. v.r.
vedoucí ústavu

V Pardubicích dne 1. září 2021

Prohlašuji:

Práci s názvem **Analýza vztahu finančních ukazatelů a kurzu akcií vybraných podniků** jsem vypracovala samostatně. Veškeré literární prameny a informace, které jsem v práci využila, jsou uvedeny v seznamu použité literatury.

Byla jsem seznámena s tím, že se na moji práci vztahují práva a povinnosti vyplývající ze zákona č. 121/2000 Sb., o právu autorském, o právech souvisejících s právem autorským a o změně některých zákonů (autorský zákon), ve znění pozdějších předpisů, zejména se skutečností, že Univerzita Pardubice má právo na uzavření licenční smlouvy o užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 autorského zákona, a s tím, že pokud dojde k užití této práce mnou nebo bude poskytnuta licence o užití jinému subjektu, je Univerzita Pardubice oprávněna ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které na vytvoření díla vynaložila, a to podle okolností až do jejich skutečné výše.

Beru na vědomí, že v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách a o změně a doplnění dalších zákonů (zákon o vysokých školách), ve znění pozdějších předpisů, a směrnicí Univerzity Pardubice č. 7/2019 Pravidla pro odevzdávání, zveřejňování a formální úpravu závěrečných prací, ve znění pozdějších dodatků, bude práce zveřejněna prostřednictvím Digitální knihovny Univerzity Pardubice.

V Pardubicích dne 14.04.2022

Bc. Tereza Kosková

PODĚKOVÁNÍ

Tímto bych ráda poděkovala zejména svému vedoucímu práce panu Mgr. Davidu Zapletalovi, Ph.D. za veškeré rady, které mě postupně dovedly až k dokončení diplomové práce. Neméně důležitá byla při psaní práce má podporující rodina, která mi byla vždy oporou nejen při studiu.

ANOTACE

Cílem práce je identifikovat vnitropodnikové ukazatele ovlivňující vývoj kurzu akcií vybraných akciových společností kótovaných na Burze cenných papírů Praha. Pomocí metod ekonometrie časových řad poté zkoumat kauzální vztahy mezi současnými i zpožděnými hodnotami těchto ukazatelů a burzovní cenou akcie.

KLÍČOVÁ SLOVA

finanční trhy, kurzy akcií, ukazatele finanční pozice, kapitálová struktura, časové řady

TITLE

Analysis of Financial Factors and Stock Prices of Selected Enterprises

ANNOTATION

The thesis is concerned with the identification of company indicators influencing the development of the stock price of selected joint-stock companies listed on the Prague Stock Exchange. The causality of the relationship between current and delayed values of financial position factors and stock market prices is tested via time series econometrics methods.

KEYWORDS

financial markets, stock price, financial position factors, capital structure, time series

OBSAH

Úvod.....	11
1 Teoretická východiska akciové analýzy	13
1.1 Základní akciové analýzy	13
1.2 Podnikové faktory ovlivňující akciové kurzy	14
1.2.1 Zisk společnosti	14
1.2.2 Finanční struktura firmy	15
1.3 Efektivnost trhu.....	17
2 Literární rešerše	20
2.1 Současné práce z bankovního sektoru	20
2.2 Fundamentální faktory ovlivňující kurz akcií.....	21
2.3 Empirické práce hypotézy efektivního trhu.....	23
3 Teorie ekonometrie časových řad	25
3.1 Model vektorové autoregrese.....	25
3.1.1 Jednotkový kořen.....	27
3.1.2 Kointegrace	28
3.1.3 Výběr zpoždění VAR modelu.....	30
3.2 Testování přičinnosti.....	30
4 Představení společností a zdrojová data	33
4.1 Prostředí Burzy cenných papírů Praha.....	33
4.2 Představení společností.....	34
4.2.1 Erste Group Bank AG.....	34
4.2.2 Skupina KB.....	37
4.2.3 O2 Czech Republic a.s.....	38
4.2.4 Skupina ČEZ.....	40
4.3 Volba vnitropodnikových ukazatelů	43
5 Tvorba modelů a kauzální analýza	45
5.1 Diagnostika VAR modelů.....	45

5.1.1	Nestacionarita	45
5.1.2	Řád zpoždění.....	46
5.1.3	Kointegrace	47
5.1.4	Stacionarita modelu	48
5.2	Kauzalita VAR modelů.....	49
5.2.1	Funkce impulzní odezvy.....	49
5.2.2	Grangerova kauzalita	51
5.3	EC modely	54
6	Zhodnocení dosažených výsledků práce.....	58
6.1	Kauzalita Erste Group Bank	59
6.2	Kauzalita Skupiny KB	61
6.3	Kauzalita O2 Czech Republic.....	64
6.4	Kauzalita Skupiny ČEZ	65
	Závěr	67
	Použitá literatura	69
	Přílohy.....	73

SEZNAM ILUSTRACÍ

Obrázek 1: Vývoj kurzu ERTE Group	36
Obrázek 2: Srovnání čtvrtletního vývoje kurzu KB	38
Obrázek 3: Čtvrtletní kurz O2	40
Obrázek 4: Čtvrtletní kurz ČEZ.....	42
Obrázek 5: Inverzní kořeny VAR(2) pro Erste kurz a ROE.....	49
Obrázek 6: Kombinovaná reakce na impulz pro kurz Erste a ROE	51
Obrázek 7: Reakce na impulz v ROA na kurz společnosti KB	63
Obrázek 8: Reakce na impulz v DA na kurz společnosti ČEZ.....	66

SEZNAM TABULEK

Tabulka 1: Přehled vnitropodnikových ukazatelů včetně popisu a způsobu výpočtu	44
Tabulka 2: Výsledky ADF testu pro kurz Erste Group	46
Tabulka 3: Souhrnný výstup diagnostiky modelu pro Erste kurz a ROE.....	47
Tabulka 4: Výsledek Johansenových testů pro Erste kurz a ROE.....	48
Tabulka 5: Výstup modelu VAR pro kurz Erste a ROE.....	52
Tabulka 6: Grangerova kauzalita společnosti Erste Group	53
Tabulka 7: Výsledky Johansenova testu pro vybrané proměnné O2 a ČEZ	55
Tabulka 8: Souhrn první rovnice EC modelů z hlediska kauzalit	57
Tabulka 9: Grangerova kauzalita modelů VAR	58
Tabulka 10: Výstup první rovnice VAR modelů Erste ROE a CPK/A	59
Tabulka 11: Výstup první rovnice VAR modelů Erste ROE & CPK/A, EBIT & CPK/A.....	60
Tabulka 12: Výstup první rovnice VAR modelů KB ROA, CR a CPK.....	62
Tabulka 13: Výstup první rovnice VAR modelů KB EBITDA & CPK.....	64
Tabulka 14: Výstup první rovnice VAR modelu O2 BVPS.....	65

SEZNAM ZKRATEK

ADF	Rozšířený Dickey-Fullerův test
AG	Růst aktiv
AIC	Akaikeho informační kritérium
ARMA	Autoregresní model klouzavých průměrů
ARIMA	Autoregresní integrovaný model klouzavých průměrů
ASE	Athens Stock Exchange
BCPP	Burza cenných papírů Praha, a.s.
BIC	Bayesovo informační kritérium
BVPS	Vlastní kapitál na akcii
CPK	Čistý pracovní kapitál
CPK/A	Čistý pracovní kapitál na aktiva
CR	Běžná likvidita
DA	Ukazatel věřitelského rizika
DY	Dividendový výnos
EBIT	Zisk před úroky a daněmi
EBITDA	Zisk před odpisy, úroky a daněmi
EC	Model korekce chyb
EPS	Čistý zisk na akcii
GARCH	Model autoregresní podmíněná heteroskedasticity
HQC	Hannah-Quinnovo informační kritérium
PM	Zisková marže
PSX	Pakistan Stock Exchange
ROA	Rentabilita aktiv
ROCE	Rentabilita investovaného kapitálu
ROE	Rentabilita vlastního kapitálu
VAR	Model vektorové autoregrese

ÚVOD

U veřejně obchodovatelných akciových společností vzniká dodatečná odpovědnost vůči širokému spektru investorů. Investoři nakupující akcie s cílem držet majetkový podíl a aktivně se podílet na vedení firmy mají averzi vůči přílišné volatilitě tržního ohodnocení akcií, vzhledem ke znehodnocování vložených prostředků. Jednou ze zásadních manažerských znalostí je identifikace ukazatelů, které mohou mít vliv na kolísání kurzu a kvantifikace tohoto působení.

Tato práce se s pomocí vybraných veřejně obchodovatelných akciových titulů kótovaných na pražské Burze cenných papírů snaží vyhodnotit možné podnikové ukazatele jak z oblasti finanční výkonnosti, tak podnikové stability, a jejich působení na čtvrtletní kurz jednotlivých společností. Práce je tvořena s cílem empiricky dokázat přítomnost předstihových indikátorů, které mohou pomoci vysvětlit a případně také předvídat budoucí vývoj promptního kurzu.

Výzkumné otázky jsou definovány takto:

1. Existuje pro každou z vybraných akciových společností spolehlivě alespoň jeden předstihový indikátor budoucího vývoje kurzu?
2. Pro kterou z akciových společností lze zkonstruovat nejkvalitnější modely z hlediska kauzality na akciový kurz?

V první kapitole jsou shrnuty teoretická východiska akciové analýzy, přičemž ze základních analýz je pro účely této práce stěžejní analýza fundamentální zabývající se přímo vybraným podnikem a jeho specifiky. Z teoretických zdrojů vychází jako podnikové faktory, které je vhodné při zkoumání využít, zejména zisk a ukazatele finančního zdraví podniku. Závěrem kapitoly je zmíněna také teorie efektivnosti trhu, která se zabývá momentem, ve kterém dochází k vyrovnání tržního kurzu se správně určenou cenou akcie.

Na tuto kapitolu navazuje s teoretickým rámcem i kapitola druhá, ve které jsou diskutovány empirické práce, jež byly na téma provázanosti kurzu s vnitropodnikovými ukazateli již publikovány. Jednotlivé výzkumy jsou v této části rozčleněny na práce zabývající se bankovními společnostmi, společnostmi z jiného než z oboru bankovníctví a na práce rozebírající hypotézu efektivního trhu. Doposud publikované práce nedochází k plnohodnotnému konsenzu a slouží zejména jako podklad pro výběr proměnných vstupujících do modelů.

Třetí kapitola je poslední čistě teoretická a nastiňuje vybrané oblasti ekonometrie časových řad. Obsahem této kapitoly je zejména konstrukce modelů VAR a jejich správná diagnostika z hlediska jednotkového kořene a stacionarity procesu, výběru řádu zpoždění a kointegrace ve dvou časových řadách společně s řešením v podobě EC modelů. Dále se kapitola věnuje testování příčinnosti v podobě Grangerovských kauzalit.

Čtvrtá kapitola je první z praktičtějších kapitol a věnuje se výběru akciových společností pro zkoumání vztahů mezi jejich kurzem a finančními ukazateli. V závěrečné části kapitoly jsou uvedeny také finanční ukazatele, které byly za tímto účelem vybrány. Akciové tituly jsou zde popsány z hlediska své pozice na českém i zahraničním trhu, a navíc jsou prozkoumány nejvýznamnější strukturální zlomy v kontextu jednotlivých propadů cen burzovních titulů.

Závěrečné dvě části práce se již věnují praktickému určení kauzálních vztahů prostřednictvím modelů VAR, přičemž pátá kapitola se věnuje nastínění metodologie na příkladu Erste Group Bank, na které je provedena diagnostika modelu i zhodnocení kauzalit. Součástí této kapitoly je také vyhodnocení EC modelů. Poslední šestá kapitola rozšiřuje výzkum kauzalit na všechny uvažované akciové společnosti.

1 TEORETICKÁ VÝCHODISKA AKCIOVÉ ANALÝZY

Následující kapitola je věnována základním teoretickým předpokladům, z nichž bude následně vycházet empirická část diplomové práce. V první části jsou krátce shrnuty teoretické základy akciových analýz, tedy fundamentální, technická a psychologická, a následně podrobněji probrány pouze sféry fundamentální analýzy vzhledem k faktu, že práce samotná se zabývá zejména podnikovou analýzou, která cílí na identifikaci jednotlivých faktorů společnosti ovlivňující chování investorů.

V návaznosti na akciové analýzy jsou také navrženy možné vnitropodnikové faktory, které jsou v teoretických podkladech považovány za významné pro ovlivnění akciového kurzu. Jako tyto faktory jsou uváděny zejména zisk, což je potvrzováno již v prvotních empirických pracích například Wattse (1978) či Rendlemana (1982), a finanční struktura podniku.

V rámci finanční struktury podniku jsou uvažovány hypotézy závislosti, nezávislosti a umírněné pozice. Nakonec se kapitola zmiňuje také o teorii efektivního trhu a o jejích třech základních modifikacích – slabá forma efektivnosti, středněsilná forma efektivnosti a slabá forma efektivnosti trhu. Efektivnost je zde rozebírána spíše pro možnost dalšího výzkumu v empirické části.

1.1 Základní akciové analýzy

Mezi základní druhy akciových analýz, které mají dopomoci jednotlivým investorům k identifikování investičních nástrojů s výnosovým potenciálem, patří fundamentální, technická a psychologická analýza. Zatímco technická a psychologická analýza se zaměřují na identifikaci nákupních a prodejních signálů zejména v krátkém období, fundamentální analýza hledá a následně rozbírá faktory ovlivňující tzv. vnitřní hodnotu akcie. Vnitřní hodnota přitom představuje správné ohodnocení ceny akcie, okolo níž fluktuuje trhem určená hodnota akcie, tedy promptní kurz.

Fundamentální analýza může být prováděna ve třech úrovních – globální (makroekonomická) analýza, odvětvová (oborová) analýza a analýza jednotlivých akciových titulů. Globální analýza si klade za cíl identifikovat nejvýznamnější makroekonomické veličiny ovlivňující pohyb kurzu akcií. Mezi tyto faktory řadíme zejména reálný výstup ekonomiky, řízení fiskální politiky, úroveň peněžní nabídky, výši úrokových sazeb, změny úrokových sazeb, příliv či odliv zahraničního kapitálu a kvalitu investičního prostředí v jednotlivých zemích. (Rejnuš, 2017, s. 238-244)

Odvětvová analýza zkoumá vliv oboru, ve kterém společnost působí, na vnitřní hodnotu její akcie. Mezi významné odvětvové faktory ovlivňující úroveň zisku, tržeb, vnitřní hodnoty akcie a tržního kurzu řadíme zejména citlivost odvětví na ekonomický cyklus, tržní strukturu v odvětví, úroveň státních intervencí a možné perspektivy budoucího vývoje odvětví. Citlivost na ekonomický cyklus je posuzována zejména dle charakteru nabízeného produktu, avšak dále lze uvést jako významné faktory určující úroveň tržeb firmy ve spojení s hospodářským cyklem například poměr fixních a variabilních nákladů a produkce či úroveň zadluženosti. (Veselá, 2019, s. 359-363)

Poslední úroveň fundamentální analýzy je z pohledu podniku nejvýznamnější, jelikož nabádá investory k analýze přímo jednotlivých akciových společností. Finanční analýza v rámci fundamentální analýzy podniku naráží na problematiku posuzování struktury a kvality vnitropodnikových aktiv, způsobu financování, dlouhodobé solventnosti i krátkodobé likvidity. Investor při využívání této metodologie vychází z rozboru absolutních, rozdílových i poměrových ukazatelů, které jsou získávány z interní účetní závěrky akciové společnosti, tedy kompletní rozvahy a výkazu zisku a ztrát. (Rejnuš, 2017, s. 267-268)

1.2 Podnikové faktory ovlivňující akciové kurzy

Jedním z klíčových vnitropodnikových faktorů ovlivňujících přímo akciový kurz společnosti je zisk společnosti. Jakožto vedlejší doplňkové faktory lze uvést kvalitu řízení managementem, investiční příležitosti a řízení projektů, dividendovou politiku či finanční struktura společnosti, přičemž některé tyto faktory nejsou zcela snadno kvantifikovatelné. (Musílek, 2011, s. 353)

1.2.1 Zisk společnosti

Na zisk jako takový lze nahlížet buď jako na zisk účetní, nebo jako na zisk ekonomický. Jistou roli při vývoji akciových kurzů hraje navíc zisk očekávaný, respektive neočekávaný, a zisk historický. Z důvodu obtížnosti výpočtu ekonomického zisku, který by byl jistě pro výzkum exaktnější, se ve studiích využívá zpravidla zisk účetní, který lze lehce získat z účetních výkazů. (Musílek, 2011, s. 353)

Již v roce 1978 existovala řada studií podporujících tezi o významnosti vlivu zisku na cenu akcie. Watts (1978) zkoumal abnormální výnosy z akcií po oznámení čtvrtletních zisků. Zjistil, že poté, co jsou účetní zisky oznámeny veřejnosti, společnost začne generovat signifikantně abnormální výnos. Touto empirickou prací využívající čtvrtletních dat 73 firem v období let 1950-1969 potvrdili autoři závěry mnohých předchozích teoretických prací. (Watts a kol., 1978)

Na práci Wattse navázali Rendleman, Jones a Latané (1982) jejichž studie využívá denní výnosy k posouzení reakce tržních cen akcií na oznámení čtvrtletních zisků před, v den a po datu oznámení. Denní zisky byly oznámeny až po 15:30 tehdy ještě po drátě a byly zaznamenávány na kazetové záznamy a uváděny jako zisk následujícího dne. Pro výzkum bylo využito 566 firem obchodovaných na americkém trhu od roku 1975 do 1980.

Studií bylo zjištěno, že nejbouřlivější odezvy byly zaznamenávány přímo v samotný den oficiálního zveřejnění výsledků hospodaření společností. Nicméně v průměru bylo dále zaregistrováno, že u více jak poloviny pozorování reagovaly ceny akciových titulů o 20 dní dříve, než došlo k oficiálnímu oznámení zisků společnosti. Z tohoto lze indikovat, že na trhu hraje významnou roli přístup k neveřejným informacím. Přičemž tímto druhem informací mohou disponovat především burzovní zprostředkovatelé.

Výzkum dále potvrdil teoretickou tezi, že vliv na akciový trh má zejména zisk investory neočekávaný, jelikož se jedná o novou kurzotvornou informaci. Naopak zisk, který je trhem předem předpokládán se odráží již při prvotní tvorbě kurzu a reakce tržní ceny akcie zde nenastává. (Rendleman a kol., 1982)

1.2.2 Finanční struktura firmy

V současných pracích se již autoři ubírají cestou komplexnější analýzy vlivů, přičemž faktor čistého zisku na jednu emitovanou akcii v nich hraje neodmyslitelnou roli. Jednou ze stěžejních otázek však zůstává způsob, jakým je společnost vedena, přičemž je známé, že kvalita managementu firmy ovlivňuje dlouhodobou prosperitu akciové společnosti. Stěžejní oblast výzkumu, ve které nepanuje mezi odborníky většinová shoda se opírá o vliv finančního řízení společností. (Musílek, 2011, s. 355-356)

„Finanční struktura firmy je možné zjednodušeně chápat i jako součet kapitálové struktury firmy a krátkodobých závazků. Kapitálovou strukturou se potom rozumí souhrn celkového podnikového kapitálu, jímž je financován fixní majetek a trvalá část oběžného majetku, přičemž kapitálová struktura firmy představuje kombinaci vlastního a cizího kapitálu.“ (Veselá, 2019, s. 270)

Vzhledem k faktu, že pořízení cizího kapitálu bývá pro většinu firem levnější než získání kapitálu vlastního, má význam polemizovat nad otázkou, nejen jakou kombinaci cizího a vlastního kapitálu zvolit pro optimalizaci nákladů, nýbrž také jak působí tato kombinace na tržní hodnotu akciové společnosti.

Dosavadní provedené výzkumy naznačují existenci těchto tří premis:

1. hypotéza nezávislosti;
2. hypotéza závislosti;
3. hypotéza umírněné pozice. (Veselá, 2019, s. 270)

Hypotéza nezávislosti

Hypotézu nezávislosti celkových nákladů na kapitál a akciového kurzu zpopularizovali Modigliani a Miller (1958), kteří společně vytvořili ucelenou teorii o optimální kapitálové struktuře a navázali tím na práci Durranda (1952), který jako první vyslovil premisu o nezávislosti kapitálové struktury. Tento výrok je vysvětlován jevem, ve kterém zisk generovaný pomocí využití levnějšího cizího kapitálu je ve své podstatě anulován kvůli růstu nákladů na vyplacení dividendového podílu. (Veselá, 2019, s. 270)

Modigliani s Millerem vycházeli z modelu dokonalého trhu bez daňového zatížení, nákladů na likvidaci podniku a 100% výplatním poměrem zisku společnosti. Analyzovali 43 společností podnikajících v oblasti elektronických sítí a 42 ropných společností. Ve své práci prokázali, že v jimi vybraných podnicích neexistuje závislost mezi kapitálovou strukturou a hodnotou podniku v očích veřejnosti. (Modigliani a Miller, 1958)

Hypotéza závislosti

Tato hypotéza tvrdí, že na rozdíl od předchozího pohledu hraje míra zadluženosti akciové společnosti výraznou roli ve výši nákladů na získání kapitálu a tržní hodnoty společnosti. Vzhledem k faktu, že cizí kapitál je běžně označován jako levnější než kapitál vlastní, růst dluhového zatížení povede k redukci celkových nákladů kapitálu, tedy růst zadlužení má pozitivní vliv na kurz akcie. (Musílek, 2011, s. 357) Takto vyslovená hypotéza však nebere v potaz s růstem zadlužení firmy stále markantnější finanční riziko ztráty likvidity podniku. (Veselá, 2019, s. 271)

Hypotéza umírněné pozice

Hypotéza umírněné pozice na rozdíl od výše zmíněné aplikace již zohledňuje finanční riziko spojené s vyšší zadlužeností podnikatelského subjektu, ale stále počítá s efektem daňového štítu, který tvrdí, že růstem zadlužení roste tržní hodnota společnosti, protože úrokové náklady lze uvést jako daňově odečitatelnou nákladovou položku v účetnictví. Proti pozitivnímu efektu

daňového štítu tedy působí negativní dopad nákladů na likvidaci společnosti. (Musílek, 2011, s. 357)

Mezi zastánce této teorie se řadí například Haugen a Senbet 1978, kteří docházejí k závěrům, že irelevantnost kapitálové struktury za přítomnosti daní z příjmů právnických osob lze prokázat v rámci dokonalých trhů pouze, pokud jsou uvažovány triviální či neexistující náklady bankrotu. Pokud by tržní hodnota společnosti rostla, přestože míra zadluženosti neúnosně zvyšuje pravděpodobnost bankrotu, naznačovala by tato situace existenci systematické iracionality v tržním prostředí. (Haugen a Senbet, 1978)

1.3 Efektivnost trhu

Rejnuš (2017) se k efektivnosti fungování finančního trhu vyjadřuje jako k okamžiku, kdy tržní ohodnocení akcie se přesně shoduje s její reálnou (skutečnou) hodnotou. V ideálním trhu pro dosažení této shody musí investoři disponovat veškerými informačními prostředky, které nejsou nijak cenzurované, a zároveň transakční náklady dosahují nulové hodnoty a žádný z účastníků nemá tržní sílu ovlivnit ceny akcií. (Rejnuš, 2017, s. 69)

Oblast zkoumání efektivnosti finančního trhu je výzkumníky debatována již od roku 1900, kdy Louis Bechelier poprvé matematicky definoval tuto problematiku. Přelomovou prací však zůstává Fama (1965), který sice stejně jako mnozí jeho kolegové hovořil o náhodnosti procesů při formování cen akciových titulů, nicméně přidává ve svých pozdějších pracích také vlastní předpoklady efektivnosti akciového trhu. V souhrnu se jedná zejména o nutnost velkého množství racionálně smýšlejících investorů, dostupnost informací, rychlé reakce investorů na aktuální informace a nízké transakční náklady. (Musílek, 2011, s. 282)

V současné teorii efektivnosti finančního trhu existují 3 stupně efektivnosti, které byly definovány H. Robertsem (1967) takto:

1. slabá forma efektivnosti;
2. středněsilná forma efektivnosti;
3. silná forma efektivnosti. (Musílek, 2011, s. 282)

Slabá forma efektivnosti

Tato forma efektivnosti předpokládá, že tržní ceny akcií okamžitě vstřebávají veškeré minulé informace, a tedy nelze historické hodnoty využít pro odhady budoucích hodnot kurzů. Reakce na novou kurzotvornou informaci proběhla v tržním prostředí okamžitě a nemá tedy cenu

očekávat jakoukoliv další budoucí odezvu na tuto událost. Jakékoliv náhlé změny kurzů jsou tedy pouze nahodilým jevem, který nepodléhá žádnému minulému šoku. (Veselá, 2019, s. 648-649)

Slabou formu efektivnosti finančního trhu lze otestovat buď na základě testování úspěšnosti použití technické analýzy, nebo formou korelační analýzy mezi jednotlivými hodnotami akciových kurzů v čase. Ze současně dostupných empirických studií, například Solnik (1973) či Fama (1965), lze vyvodit fungování slabé efektivnosti zejména v zemích s vyspělým akciovým trhem. (Musílek, 2011, s. 287-289)

Středněsilná forma efektivnosti

Středněsilná úroveň již předpokládá, že kurzy okamžitě reflektují nejen všechny historické informace, ale navíc také veškeré současně veřejnosti známé. Takto definovaná forma efektivnosti znemožňuje využití jakýchkoliv investičních analýz a dosahování vyšších zisků než zisků tržního portfolia. Jediná známá možnost, jak dosahovat rostoucích výnosů je získání neveřejných vnitřních informací jednotlivých firem či finančního trhu. (Veselá, 2019, s. 649)

Výzkumy středněsilné úrovně efektivnosti se zaměřují zejména na rychlost, s jakou jsou trhem absorbovány nové informace. Obzvláště jsou zaznamenávány odezvy trhu na štěpení akcií, dosažení zisku, publikace účetních závěrek, změny ve výplatě podílů ze zisku a změna nabídky peněz. Přičemž jak na poli zisku, tak na poli vyplácení dividend hraje velmi důležitou roli, zda je tato veličina očekávaná či nikoliv.

Empirické testování této hypotézy doposud nastínilo, že reakce na nové informace obsahují pouze nepatrná prodlení. Existují na trhu však výrazné anomálie, které lze pozorovat zejména u malých podnikatelských jednotek, při nichž lze dosahovat investičních výsledků v krátkém období výrazně převyšujících tržní zisk. Existují však případy, kdy kurzy reagovaly v předstihu před uveřejněním kurzotvorné informace, což naznačuje vliv inside informační výhody. Nicméně při této formě efektivnosti nelze dlouhodobě dosahovat nadprůměrného zisku trhu. (Musílek, 2011, s. 289-290)

Silná forma efektivnosti

Silná forma efektivnost je nejvyšší úroveň a bývá označována jako trh perfektní. Tržní cena akcie zde opravdu dosahuje správně určené hodnoty, všechny investiční subjekty mají k dispozici veškeré informace a mohou s nimi adekvátně disponovat. Není fakticky možné pro nikoho dosahovat vyšších než tržních výnosů vzhledem k tomu, že neexistují

podhodnocená ani nadhodnocená finanční aktiva. Takto definovaná situace se odráží v okamžité reakci finančního trhu na jakoukoliv novou informaci. Jedná se proto o model náhodné procházky, ve kterém změna kurzu představuje zcela náhodný jev. (Veselá, 2019, s. 650)

Silná forma efektivnosti tedy jinými slovy spočívá ve schopnosti všech investorů získávat všechny kurzotvorné informace a efektivně je odrážet do své nabídky a poptávky po akciových titulech, čímž okamžitě určují kurz nový. Nicméně připustíme-li, že na trhu existují také investoři, kteří mají přednostní práva na informace, lze tuto formu efektivnosti prakticky otestovat.

Testování silné formy efektivnosti spočívá v analýze, zda burzovní zprostředkovatelé, profesionální analytici či manažeři a případně jiní insideři, kteří mají k dispozici zatím nepublikované vnitřní informace podniku, mohou i v delším časovém horizontu dosahovat mimořádných výsledků. Přičemž těmito mimořádnými zisky se rozumí zisky vyšší, než jakých dosahuje trh. Do současné doby nebyla tato teorie empiricky prokázána, a dokonce například Lakonishok a Lee (2001) prokazují, že tito investoři jsou schopni dosahovat abnormálních zisků také v dlouhém období. (Musílek, 2011, s. 290-291)

2 LITERÁRNÍ REŠERŠE

Kapitola shrnuje výsledky současných studií zabývajících se tématem analýzy faktorů, které mohou mít potenciální vliv na vývoj tržní ceny akcií. Dosavadní výzkumy lze využít zejména pro porovnání se získanými závěry této práce a k inspiraci při určení zkoumaných proměnných. Velmi často jsou na poli výzkumu prostřednictvím ekonometrické analýzy využívaná data z bankovního sektoru, proto jim byla vyčleněna podkapitola 2.1. Vybrány byly studie pákistánské burzy Chhipa a Nabi (2016) a jordánských bank Gharaibeh a Jaradat (2021).

Následně jsou shrnuty vybrané studie zmiňující jiné než bankovní sektory. Figuruje mezi nimi Mohamed a kol. (2021), Fama a French (1992) a Sharif a kol. (2015). V neposlední řadě se kapitola dotýká také tématu tržní efektivity a způsobu empirického výzkumu tohoto jevu. Pro účely této práce byly vybrány výzkumy Sloan (2012) a Pošta (2018), který se zabývá přímo českým prostředím.

2.1 Současné práce z bankovního sektoru

Chhipa a Nabi (2016) ve své práci zkoumali možné vlivy působící na hodnotu akcií všech komerčních bank kótovaných na pákistánské burze (PSX) pomocí ekonometrické regresní analýzy. V tomto výzkumu byly jako regresory použity proměnné čistý zisk na akcii, návratností aktiv (ROA), zvyšování aktiv a dividendový výnos.

Pomocí panelové metody nejmenších čtverců bylo zjištěno, že pro data v období mezi lety 2010 a 2017 zisk na akcii významně pozitivně koreluje s tržní hodnotou akcie. Nicméně na základě dostupné literatury si studie dále kladla za cíl prozkoumat platnost následujících tří hypotéz.

- a) Existuje významný vztah mezi ziskem na akcii (EPS) a cenou akcie.
- b) Existuje nevýznamný vztah mezi výnosem dividendy (DY) a cenou akcie.
- c) Mezi růstem aktiv a cenou akcie neexistuje významný vztah.
- d) Mezi návratností aktiv (ROA) a cenou akcie je nevýznamný vztah.

Výstup ekonometrického modelu odráží, že zisk na akcii (EPS) má statisticky významný dopad na cenu akcie, což lze interpretovat tak, že EPS má vysvětlovací sílu pro vývoj ceny akcií. Navíc pozorováním koeficientů této proměnné lze tvrdit, že EPS má pozitivní vztah k ceně akcie.

Zbylé zkoumané proměnné jako návratnost aktiv (ROA), výnos z dividend (DY) a růst aktiv (AG) nemají signifikantní vliv na vývoj ceny akcií, což lze usoudit z faktu, že vystupují jako statisticky nevýznamné proměnné modelu.

Slabinou této druhé části výzkumu může být fakt, že data pro tyto 3 nezávislé proměnné modelu byla dostupná pro 19 firem pákistánského bankovního sektoru za období pouhých osmi let. Autoři v závěru krátce diskutují důležitost identifikace faktorů kapitálové struktury jak firem z finančního sektoru, tak nefinančních společností. (Chhipa, 2016)

Bankovním sektorem se zabývá také studie Gharaibeh a Jaradat (2021), ve které je primárně diskutován vliv faktorů rizikovosti měřeného jako míra volatility rentability aktiv, velikosti akciové společnosti, ROA, výnosů z dividend, zisku na akcii a poměru účetní a tržní hodnoty na kurz akcií patnácti jordánských bank kotovaných na Ammanské burze v letech 2006–2018. K výzkumu byla použita metodika časových řad pro panelová data, přičemž faktory rizikovost, velikost společnosti, ROA, dividendový výnos, zisk na akcii a poměrový ukazatel dohromady vysvětlují okolo 88 % pohybů tržních cen akcií.

Kurzy akcií jsou významně a pozitivně ovlivněny vývojem ROA, tedy pokud je provozní efektivita aktiv vysoká, tržní hodnota společnosti stoupá. Také je v souladu s finanční teorií, že rostoucí rizikový faktor musí být vykompenzován vyššími výnosy. Naopak velikost firmy, dividendový zisk a poměrový ukazatel významně negativně ovlivňují vývoj cen akcií. Zejména v období finanční krize docházelo k pozorování efektu značného snižování ceny akcií u velkých firem, a naopak k růstu akciových titulů malých firem.

Podle uvedených zjištění byla vyslovena doporučení bankovním manažerům či ředitelům, aby pro maximalizaci cen akcií svých bank zvyšovali rentabilitu aktiv a snižovali velikost bank. Dále by správci portfolií a investoři měli brát v úvahu, že nárůst výplaty dividend nemusí nutně znamenat atraktivní investiční příležitost, protože dividendový výnos může být vykompenzován propadem akciového titulu na burze. (Gharaibeh a kol., 2021)

2.2 Fundamentální faktory ovlivňující kurz akcií

Mohamed a kol. (2021) se vydali cestou zpřesňování predikcí tržních cen akcií pro 58 firem kótovaných na finančních trzích Abu Dhabi Securities Exchange a Dubai Financial Market za 20 čtvrtletí (5 let). S pomocí neuro-fuzzy sady nástrojů na podporu modelů umělé inteligence MATLAB vyvinuli model využívající faktory, které by potenciálně mohly pomoci s předpovědí vývoje cen akcií zejména pro investory, kterým tyto faktory mohou pomoci při správném investičním rozhodování.

Ve studii byla využita tato čtyři výkonnostní kritéria:

- a) návratnost aktiv (ROA);
- b) návratnost vlastního kapitálu (ROE);
- c) zisk na akcii (EPS);
- d) zisková marže (PM).

Pomocí zkonstruovaného modelu bylo autory zjištěno, že při předpovídání cen akcií má nejvýznamnější predikční sílu ukazatel ROE, a naopak nejméně významným prediktorem se jeví ukazatel ROA. Zjištění, že ROA působí jako méně důležitá proměnná než EPS lze vysvětlit tezí, že investoři mají velký zájem o poměry ziskovosti spíše než o rentabilitu aktiv, která nemá přímý dopad na jejich rozhodnutí prodat nebo koupit akcie.

Nicméně studie prokázala, že všechny čtyři zkoumané faktory mají pozitivní proporcionální vliv na vývoj ceny akcií, přičemž EPS byl označen jako nejdůležitější faktor pro vysvětlení kolísání cen na akciovém trhu ve srovnání s ostatními faktory. ROA je druhým nejdůležitějším faktorem při vysvětlování kolísání cen, přičemž PM byl určen jako nejméně důležitý. Studie tímto modelem vyvrací teorii slabé efektivity finančních trhů, která odmítá tezi o důležitosti historických dat pro predikování budoucích hodnot cen akcií. (Mohamed a kol., 2021)

Obdobný výsledek byl publikován také v práci Fama a French (1992), kteří na americkém akciovém trhu zkoumali závislost ceny akcií na fundamentálních proměnných, mezi něž byl zařazen beta faktor, vyjadřující míru senzibility akcie na tržní zisk, tržní kapitalizace, poměr ceny a zisku z akcie P/E, poměr účetní hodnoty a tržního ocenění akcie a ukazatel finanční páky. S jedinou výjimkou v podobě beta faktoru byli autoři schopni na základě regrese panelových dat prokázat statisticky významný vliv mezi vývojem kurzu akcie a vybranými proměnnými. (Fama a kol., 1992)

Sharif a kol. (2015) si ve své práci kladli za cíl definovat determinanty tržní ceny akcií společností kótovaných na bahrajnské burze pro panelová data 41 společností za období 2006-2010 z webových stránek bahrajnské burzy. Výzkum je založen na metodě odhadu pomocí metod panelové regrese. Studie se především snažila stanovit vztah mezi tržní cenou akcií a osmi dalšími proměnnými, jimiž jsou:

- a) návratnost vlastního kapitálu (ROE);
- b) účetní hodnota akcií (BVS);
- c) zisk na akcii (EPS);
- d) dividenda na akcii (DPS);
- e) poměr ceny a zisku z akcie (PE);
- f) dividendový výnos (DY);
- g) dluh k celkovému majetku (DA);
- h) velikost firmy (LogMCAP).

Zjištění odhalila pozitivní a statisticky významný vztah mezi tržní hodnotou akcie a ukazateli ROE, BVS, DPS, PE a LogMCAP, což naznačuje, že tyto faktory působí jako aktivní determinanty při utváření kurzu akcií. Byl však nalezen významný negativní vztah mezi dividendovým výnosem a kurzem akcie, což naznačuje jistou nekonzistentnost mezi skupinami investorů. U skupiny očekávající krátkodobý a pravidelný zisk se nárůst dividendových výnosů projeví jako pozitivní vztah k tržní ceně, zatímco skupina, která tímto faktorem není ovlivněna či považuje dividendy za irelevantní, bude vykazovat inverzní vztah k ceně akcií.

U ukazatele zadluženosti firem DA se projevuje také inverzní vztah k tržní ceně akcií, nicméně tento efekt není statisticky významný. Tuto hypotézu lze jednoduše vysvětlit averzí investorů vůči silně zadluženým společnostem, avšak zároveň neexistuje důvod investorů pro zahrnutí dluhu v kapitálové struktuře do determinantů tržní ceny. Studie dochází k závěrům, že společnosti kótované na burzách v rozvíjících se ekonomikách by měly pro zaujetí potenciálních investorů sledovat zejména poměr PE, dividendovou politiku, účetní hodnotu akcií a návratnost vlastního kapitálu i za cenu vyššího zadlužení firmy. (Sharif a kol., 2015)

2.3 Empirické práce hypotézy efektivního trhu

Hypotézou efektivního trhu aplikovanou na české investiční prostředí se zabývá ve své práci také Pošta (2018), který zkoumal využitelnost ekonomických modelů v prostředí českého kapitálového trhu. V práci byly pro empirický výzkum použity proměnné dividendový výnos, P/E ratio, poměr ceny a účetní hodnoty podniku a riziková prémie pro tituly ČEZ, Erste Bank, Komerční banka, Philip Morris, Telefonica, Unipetrol a Zentiva s měsíční frekvencí. Práce je konstruovaná na základě kombinace procesů ARMA a GARCH pro modelaci podmíněné heteroskedasticity.

„Dle této hypotézy by ceny aktiv měly respektovat vývoj fundamentálních ukazatelů..., avšak současně by nemělo být možné využít tyto fundamentální faktory k predikci výnosů aktiv, a tím k dosažení nadměrného výnosu Skutečnost, že většina sledovaných titulů včetně trhu jako celku je závislá na zvolených fundamentálních faktorech, je možné interpretovat tak, že oceňování kapitálových aktiv na českém kapitálovém trhu nepozbývá prvky racionality. S výjimkou jediného titulu, Philip Morris, všechny emise vykazují jistý stupeň závislosti na zvolených fundamentálních faktorech, který neodporuje ekonomické interpretaci.“ (Pošta, 2016)

Takto prezentované zjištění by vedlo k potvrzení teorie efektivního trhu, nicméně na druhou stranu je třeba se zamyslet nad tím, že proměnné byly v modelu využity zejména ve zpožděných hodnotách. Tento fakt vede k možnosti využití těchto faktorů pro predikční účely, což není v souladu s klasickým vyjádřením teorie efektivního trhu. Jako další závěr práce lze uvažovat popření možnosti krátkodobé spekulace zejména kvůli použití vysokofrekvenčních dat, nicméně možnost spekulace s délkou v řádu několika měsíců již nelze vyloučit. (Pošta, 2016)

Rozsáhlý výzkum s cílem definovat ukazatele disponující predikční schopností pro vývoj cen akcií byl vytvořen Sloanem (2012), který aplikoval panelovou regresi na akciové tituly v americkém burzovním prostředí. V práci byla využita jak řada proměnných z účetních závěrek největších amerických společností dle Dow Jones Industrial Average, tak mnohé umělé proměnné binárního charakteru jako například změna generálního ředitele. Regrese nicméně nepřinesla přesvědčivý důkaz, že by zvolené faktory mohly předpovídat vývoj ceny akcií.

Avšak fakt, že tržní cena akcií je vektorem veškerých veřejně dostupných informací, nutně neznamená, že změny v jeho fundamentech budou diktovat budoucí pohyby ceny. Dalším důsledkem, který lze na základě této studie vyvodit, je, že silná tržní efektivnost je mnohem lepším prediktorem než středněsilná forma. Což by mohlo znamenat, že obchodování zasvěcených osob a další veřejně nedostupné vlivy, jsou ve skutečnosti tím, co určuje pohyby cen akcií.

Další zajímavé zjištění vyplývá z přirozené averze k riziku investorů vzhledem k faktu, že reakce tržních cen akcií na negativní podněty, jako jsou prodeje části společnosti či hodnota závazků, byly statisticky významné, nicméně pozitivní faktory jako akvizice a růst aktiva nikoliv. Což znamená, že investoři mají tendenci být opatrní a pesimističtí a nepreferují pozitivní událost, stejně jako se chtějí vyhnout negativní události. (Sloan, 2012)

3 TEORIE EKONOMETRIE ČASOVÝCH ŘAD

Vzhledem k tomu, že praktická část bude věnována výzkumu vybraných akciových společností a jejich vnitropodnikovým ukazatelům, je vhodné nastínit metody, jimiž bude dosahováno výsledků této práce. První část kapitoly je zaměřena na metodiku vektorové autoregrese (VAR) pro vícerozměrné časové řady společně s řešením některých problematických částí konstrukce tohoto typu modelu jako je jednotkový kořen, kointegrace časových řada a určení řádu zpoždění modelu prostřednictvím informačních kritérií.

Jednotkový kořen lze ověřit hned několika testy, nicméně pro účely této práce je využit zejména rozšířený Dickey-Fullerův test. Kapitola se věnuje také teoretickým základům konstrukce EC modelů, ke kterým je vhodné přistoupit při zjištění kointegrace v časových řadách, jež je v této práci ověřována prostřednictvím Johansenových testů. Řád zpoždění je určován zejména na bázi informačních kritérií, konkrétně AIC, BIC a HQC, které jsou obsaženy v programu Gretl.

Poté co je teoreticky představena metodika zkoumání, je přistoupeno k hledání příčinnosti mezi několika časovými řadami. Příčinnost lze v metodě VAR dokázat zejména prostřednictvím Grangerovy kauzality a odezvy na impulz. Příčinností se práce zabývá z důvodu předpokladu možnosti zlepšení predikčních schopností modelů, pokud je v rámci VAR modelu detekován kauzální vztah, a samozřejmě také schopnosti popsat časovou řadu samotnou.

3.1 Model vektorové autoregrese

Model VAR je jednou z nejpoužívanějších metod při výzkumu vícerozměrných časových řad. Model vektorové autoregrese byl vyvinut jako nevyhnutelné rozšíření procesů jednorozměrných časových řad a poskytuje nové rozměry informací, jelikož časová řada již nezávisí pouze na svých zpožděných hodnotách a bílém šumu. Vzhledem k definici tohoto procesu není nutné specifikovat, zda jsou proměnné vstupující do modelu definovány uvnitř (endogenní) či vně modelu (exogenní), jelikož všechny proměnné jsou ze zásady považovány za endogenní.

Při využití klasické redukované formy VAR modelu, kde na pravé straně vektoru vystupují pouze zpožděné hodnoty proměnných, lze k odhadu využít metodu nejmenších čtverců. Přestože metoda VAR neoddiskutovatelně zjednodušila dříve hojně využívané soustavy simultánních rovnic, nejvýraznější kritika této metody se opírá o neekonomický základ metody. O ekonomickou interpretaci je nutné se opřít zejména při výběru proměnných vstupujících do modelu. (Cipra, 2008, s. 426-427)

Dále je poměrně problematické určit řád zpoždění p VAR modelu, který má obvykle velmi značný vliv na konečnou interpretaci modelu. Navíc i při nižších řádech zpoždění může docházet k problému přeparametrizace, kdy v modelu vystupuje mnoho statisticky nevýznamných koeficientů, což vede k omezenému využití pro kýžené konstrukce předpovědí. Diskutabilní je navíc otázka základního předpokladu VAR modelu, stacionarity vstupujících proměnných.

Stacionarizace procesů probíhá v největší míře pomocí diferencování a případně také logaritmicizace původních časových řad, tak aby všechny kořeny charakteristického polynomu ležely vně jednotkového kruhu. Nicméně v práci Simse (1980) a Simse, Stocka a Watsona (1990) se vyskytuje názor, že VAR odhad by měl být tvořen na úrovních časových řadách, aby se zamezilo ztrátě informací obsažených v časových řadách. (Enders, 2010, s. 300-301)

Model VAR(1) s využitím $m = 2$, kde m představuje počet časových řad vstupujících do VAR modelu, lze zapsat jako:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\varphi}_0 + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (3.1)$$

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varphi_{10} \\ \varphi_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (3.2)$$

kde $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ je matice bílého šumu a $\boldsymbol{\varphi}_0$ představuje matici interceptů. V rovnici (3.1) vystupuje VAR(1) model se zástupnými znaky a rovnice (3.2) obsahuje stejný model pouze bez zástupných znaků v maticové podobě. Rozepsaný model má následně podobu dvou rovnic:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \varphi_{10} + \varphi_{11}y_{1,t-1} + \varphi_{12}y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t}, \\ y_{2t} &= \varphi_{20} + \varphi_{21}y_{1,t-1} + \varphi_{22}y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t}. \end{aligned} \quad (3.3)$$

Redukovaná forma zápisu modelu je využívána častěji pro svou snazší uchopitelnost, nicméně současná závislost y_{it} a y_{jt} se v modelu vyskytuje v rámci členu σ_{ij} , který je obsažen v rozptylové matici bílého šumu $\boldsymbol{\varepsilon}_t$. Pokud bychom však chtěli přímo vyjádřit vztah mezi y_{it} a y_{jt} bylo by nutné využití Choleského dekompozice a přechod ke strukturálnímu tvaru modelu. (Cipra, 2008, s. 427-428)

3.1.1 Jednotkový kořen

Jak bylo již nastíněno v kapitole 3.1 pro konstrukci běžně definovaného VAR(p) modelu o rozměru m :

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\varphi}_0 + \boldsymbol{\Phi}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\Phi}_p \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3.4)$$

musí platit, že všechny kořeny polynomu $\boldsymbol{\Phi}(z) = \mathbf{I} - \boldsymbol{\Phi}_1 z - \dots - \boldsymbol{\Phi}_p z^p$ leží v komplexní rovině vně jednotkového kruhu, respektive veškeré inverzní kořeny leží uvnitř tohoto kruhu. Pro konstrukci modelu VAR je třeba nejprve ověřit, zda není v procesu přítomen jednotkový kořen, tedy zda jsou všechny časové řady vstupující do modelu stacionární. (Cipra, 2008, s. 428-429)

Přítomnost jednotkového kořene nelze vždy určit pouze ze samotného vývoje časové řady ani z tvaru korelogramu. Zejména pro hodnoty kořene velmi blízké jedné je zapotřebí statistických testů. (Cipra, 2008, s. 353-354) Pro účely pozdějšího empirického výzkumu bude představen zejména rozšířený Dickey-Fullerův test (ADF test).

Pionýry na poli exaktního testování přítomnosti jednotkového kořene byli Dickey a Fuller v pracích z let 1979 a 1981. Jak původní test, tak následná rozšířená verze pracují se třemi variantami τ -testů na přítomnost jednotkového kořene:

- 1) „ τ -test: $H_0: y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ proti $H_1: y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ pro $\phi_1 < 1$ (tj. jednostranný test náhodné procházky proti stacionárnímu AR(1) procesu)...;
- 2) τ_μ -test: $H_0: y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ proti $H_1: y_t = \alpha + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ pro $\phi_1 < 1$ (tj. jednostranný test náhodné procházky proti stacionárnímu AR(1) procesu s (nenulovou) úrovní);
- 3) τ_τ -test: $H_0: y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ proti $H_1: y_t = \alpha + \beta t + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ pro $\phi_1 < 1$ (tj. jednostranný test náhodné procházky proti stacionárnímu AR(1) procesu s lineárním trendem).“ (Cipra, 2008, s. 354)

Oproti původní verzi těchto testů pozdější varianta eliminuje možnou autokorelaci reziduí přidáním dalších zpožděných členů y_t . Toto rozšíření snižuje pravděpodobnost zamítnutí nulové hypotézy, přestože se jedná o platnou premisu. Pro všechny tři varianty lze nulovou hypotézu rozšířeného Dickey-Fullerova testu vyjádřit jako:

$$H_0: \Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{pro } \psi = 0. \quad (3.5)$$

Následně je testována významnost parametru ψ pro takto definovanou nulovou hypotézu pomocí t -statistiky:

$$DF = \frac{\hat{\psi}}{\hat{\sigma}(\hat{\psi})} \quad (3.6)$$

Přestože je k výpočtu využíván t -poměr, nemá testová statistika ani asymptoticky Studentovo t -rozdělení, proto je pro vyhodnocení používáno speciální rozdělení. Zamítnutí nulové hypotézy ve prospěch alternativy značí nepřítomnost jednotkového kořene, a tedy stacionární časovou řadu. (Cipra, 2008, s. 354-355)

3.1.2 Kointegrace

V obecném pojetí se ekonomické časové řady vyznačují spíše nestacionaritou než stacionaritou. V rámci vícerozměrného zkoumání časových řad se objevuje velmi často situace, kdy správně specifikované modely naznačují existenci významných vztahů nicméně musíme rozlišovat tzv. krátkodobé a dlouhodobé typy vztahů. V prvním případě vztah mezi jednotlivými jevy vymizí v relativně krátkém časovém horizontu, nicméně dlouhodobý typ vztahu časem nemizí, ale dosahuje rovnovážného stavu.

Práce Engle a Granger (1987) poprvé představuje myšlenku, že přestože obě časové řady obsahují jednotkový kořen a jsou tedy nestacionární, jejich vzájemná lineární kombinace již tvoří stacionární proces. Při zkoumání dvou a více časových řad je třeba se zabývat kointegrací zejména vzhledem k faktu, že pokud na tyto časové řady aplikujeme klasické metody jako je metoda nejmenších čtverců, zpravidla dochází k jevu zdánlivé regrese, a právě testy kointegrace odlišují reálnou regresi od zdánlivé.¹ (Arlt, 2009, s. 230-231)

Přítomnost kointegrace bude v práci testován za pomoci Johansenových testů v rámci VAR modelů. Přepíšme jednoduchý model VAR(1) z rovnice (3.2) do podoby:

$$\begin{pmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \end{pmatrix} = \mathbf{\Pi} \cdot \begin{pmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}, \quad (3.7)$$

kde $\mathbf{\Pi} = \mathbf{\Phi} - \mathbf{I}$ a \mathbf{I} představuje jednotkovou matici.

Pro konstrukci EC modelů je významná hodnota matice $\mathbf{\Pi}$, která má návaznost na autoregresní polynom modelu VAR. Testování kointegrace je prováděno právě na základě testování hodnoty této matice. K odhalení r kointegračních vztahů jsou využity odmocniny vlastních

¹ Pro více informací o jevu kointegrace viz Grangerova věta Engle a Granger (1987).

čísel $\lambda_1, \dots, \lambda_m$ matice Π . Běžně jsou v softwarech využívány 2 varianty testu, které pracují s jinou testovou statistickou a odlišně definovanými hypotézami.

Pro variantu testu s testovou statistikou $\lambda_{trace}(r)$ je nulová hypotéza definovaná tak, že počet kointegračních vztahů nepřesáhne r oproti alternativě, že vztahů je více než r . Varianta s testovou statistikou $\lambda_{max}(r)$ testuje nulovou hypotézu, že kointegračních vztahů je přesně r oproti alternativním $r + 1$. U obou variant musí testová statistika pro zamítnutí nulové hypotézy překročit kritickou hodnotu a test je prováděn postupně pro $r = 0, 1, \dots, m - 1$. (Cipra, 2008, s. 452-453)

Pokud je ve dvourozměrném modelu viz rovnice (3.1) prostřednictvím testovací statistiky přítomnost kointegračního vztahu prokázána, tedy je zamítnuta hypotéza o nulové hodnotě matice či naopak nezamítnuta hypotéza o jednotkové hodnotě matice, je na místě tvořit tzv. model EC, error correction model. Model EC vycházející z VAR(1) modelu pro $m = 2$ časových řad lze zapsat ve tvaru

$$\begin{pmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \end{pmatrix} = \alpha \beta' \begin{pmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}, \quad (3.8)$$

kde matice α vyjadřuje rychlost adaptace řad do rovnovážného stavu a matice β popisuje právě kointegrační vztah, tedy vztah dlouhodobého charakteru, přičemž kointegrační vektor β má tvar $(1, -\beta)'$. Z výše uvedeného vyplývá, že připustíme-li v modelu pouze $m = 2$ časových řad, existuje vždy nejvýše $r = 1$ kointegračních vztahů. Problematictější je určení kointegračních vztahů pro více než dvě časové řady vzhledem k možnosti vícenásobné kointegrace. (Cipra, 2008, s. 452-453)

Modely EC lze konstruovat v několika podobách spočívajících v omezení dlouhodobých vztahů. V softwaru Gretl jsou implementovány varianty konstrukce bez konstanty, s omezenou konstantou, s neomezenou konstantou, s omezeným trendem a neomezeným trendem. Volba konkrétního modelu je poté určena opět pomocí informačních kritérií, které se hodnotí minimalizačně.² (Arlt, 2009, s. 247)

² Pro více informací o tvorbě model EC viz Arlt (2009) strany 240-251.

3.1.3 Výběr zpoždění VAR modelu

Jak již bylo krátce nastíněno v kapitole 3.1 jednou z obtížných pasáží tvorby modelů VAR je korektní stanovení řádu modelu p , které může výrazně ovlivnit výsledky zejména pro vyhodnocení příčinnosti v modelu. Pro určení tohoto řádu jsou v praxi využívány buď statistické testy, jako například LR test, nebo tzv. informační kritéria. Výhodou informačních kritérií je zejména statistická jednoznačnost výběru, nicméně výběr typu určujícího kritéria bývá problematický. (Cipra, 2008, s. 127)

Software Gretl nabízí tři informační kritéria:

- Akaikeho informační kritérium (AIC);
- Bayesovo (v některých zdrojích Schwarz-Bayesovo) informační kritérium (BIC);
- Hannah-Quinnovo informační kritérium (HQC).

Veškerá tato informační kritéria jsou konstruovaná na bázi penalizačního členu, který při rostoucím počtu odhadovaných proměnných v modelu roste. V praxi jsou využívány formy kalkulace kritérií, kdy je buď penalizační člen přičítán, nebo odečítán. Software Gretl pracuje s verzí přičítání penalizačního členu k zápornému hodnotě informačního členu. Jako ideální řád modelu je označen ten, který minimalizuje hodnotu informačního kritéria.³ (Cottrell a Lucchetti, 2020, s. 265-266)

Hodnota informačního kritéria závisí na počtu regresorů, množství pozorování a rozptylu reziduí. Z konstrukce výše zmíněných informačních kritérií vyplývá, že BIC a HQC kritéria v modelech s počtem pozorování větší než 8 obsahují znatelně vyšší hodnotu penalizačního členu, a volí proto úspornější model než informační kritérium AIC. (Cipra, 2008, s. 127)

3.2 Testování příčinnosti

Příčinnost neboli kauzalita a její testování patří mezi stěžejní problematiky vícerozměrných časových řad. Jedná se o poměrně jednoduchý koncept aplikovatelný v modelech VAR, který byl poprvé exaktně vymezen Grangerem (1969). V této práci představil myšlenku předpokládající, že vyvolává-li řada y_2 změnu v řadě y_1 , lze řadu y_2 využít ke zlepšení predikcí řady y_1 . (Arlt, 2009, s. 173)

³ Pro konkrétní konstrukci kritérií viz <http://gretl.sourceforge.net/gretl-help/gretl-guide.pdf> strana 265.

Budeme-li vycházet z modelu VAR(1), viz rovnice (3.3) na straně 26, je zřejmé, že jednotlivé parametry v modelu mají vliv na konečné vyjádření vazeb mezi řadami y_1 a y_2 v čase. Pokud navíc budeme předpokládat, že složky bílého šumu nejsou korelované, lze tvrdit že:

- pokud $\varphi_{12} = \varphi_{21} = 0$, pak y_1 a y_2 jsou nesoučasně nekorelované;
- pokud $\varphi_{12} = 0$ a $\varphi_{21} \neq 0$, pak hovoříme o jednosměrné závislosti y_1 a y_2 , tudíž y_1 dle Grangera kauzálně působí na y_2 ;
- naopak pokud $\varphi_{12} \neq 0$ a $\varphi_{21} = 0$, pak hovoříme o jednosměrné závislosti y_1 a y_2 , tedy y_2 dle Grangera kauzálně působí na y_1 ;
- pokud $\varphi_{12} \neq 0$ a $\varphi_{21} \neq 0$, pak nastává tzv. zpětná vazba mezi y_1 a y_2 . (Cipra, 2008, s. 440-441)

V případě, že všechny proměnné uváděné v modelu lze považovat za stacionární, prakticky jsou závěry o Grangerově kauzalitě vyhodnoceny pomocí F-testu se sdruženou nulovou hypotézou o nevýznamnosti všech koeficientů. Pokud jsou však časové řady navzájem kointegrované, nelze vytvořit VAR model pro diferencované hodnoty, a tedy nelze VAR model využít pro konstrukci Grangerovy kauzality. (Enders, 2010, s. 321–325)

Při praktickém využití formulace vztahů mezi jednotlivými časovými řadami je dále hojně využívána funkce impulzní odezvy. Na rozdíl od Grangerovy kauzality se reakce na impulz využívá pro predikci chování jedné časové řady za předpokladu šoku v jiné časové řadě. Formálně se tedy jedná o zkoumání dvou jednorozměrných řad nicméně za využití modelu vícerozměrného. Pokud je tedy zaznamenána reakce řady y_1 na inovační šok v řadě y_2 lze hovořit o vztahu příčinnosti. (Arlt, 2009, s. 175)

„Pokud lze model VAR přepsat do (obecného) tvaru lineárního procesu

$$y_t = \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \Psi_3 \varepsilon_{t-3} + \dots, \quad (3.9)$$

pak zřejmě složky i -tého sloupce matice Ψ_t představují odezvy jednotlivých vysvětlovaných proměnných na jednotkový inovační šok, který se uskutečnil v i -té rovnici před časem t (při ostatních hodnotách bílého šumu rovných nule).“ (Cipra, 2008, s. 442)

Tato funkce obsahuje zatím několik problematických pasáží. Základním předpokladem této metody je, že pokud pracujeme se stacionárními procesy, reakce na inovační šok s jistou rychlostí odezní a systém se stabilizuje na své střední hodnotě. Pokud však impulz nastává s opakující se frekvencí, impulz ani ve stacionárním VAR modelu neodezní. Dále je třeba

provést tzv. ortogonalizaci bílého šumu vzhledem ke korelovanosti uvnitř matice bílého šumu. (Cipra, 2008, s. 442-443)

Navíc na rozdíl od kauzality v Grangerovském slova smyslu funkci reakce na impulz často velmi výrazně ovlivňuje pořadí, ve kterém vstupují proměnné do systému. Pořadí přitom nelze určit pomocí žádného dosud známého testu a je v tomto případě třeba využít v konečné interpretaci ekonomické opodstatnění. Jako první by měl do systému vstupovat ten proces, který okamžitě ovlivňuje veškeré procesy následující, a naopak jako další lze do modelu včlenit časovou řadu ovlivňující zbylé procesy, ale předchozí již nikoli. Vesměs se tedy jedná o seřazení proměnných dle jejich očekávané exogenity v modelu. (Arlt, 2009, s. 179)

4 PŘEDSTAVENÍ SPOLEČNOSTÍ A ZDROJOVÁ DATA

V následující části práce je nejprve krátce představeno burzovní prostředí Burzy cenných papírů Praha, na němž jsou obchodovány vybrané akciové tituly. Po diskuzi nad zprostředkovatelem burzovních obchodů jsou již v druhé podkapitole postupně představovány akciové společnosti kótované na Prime marketu pražské burzy.

Mezi vybrané akciové tituly patří společnosti Erste Group Bank, Skupina KB, O2 Czech Republic a Skupina ČEZ. Modely jsou tedy tvořeny jak pro společnosti zabývající se bankovníctvím, tak pro firmy působící mimo tento obor. Pro každou ze společností je znázorněn trend vývoje kurzu a jsou diskutovány možné důvody kurzovních propadů.

V poslední části kapitoly jsou navíc popsány vybrané vnitropodnikové ukazatele, které budou následně vstupovat do VAR modelů společně s kurzem zvolených akciových společností. Jednotlivé ukazatele lze rozdělit do několika skupin, a to konkrétně na ukazatele zisku, rentability, likvidity, věřitelského rizika a běžné burzovní ukazatele.

4.1 Prostředí Burzy cenných papírů Praha

Data pro tuto práci byla získána prostřednictvím statistických denních záznamů Burzy cenných papírů Praha, a.s., neboli BCPP, na které byly první burzovní transakce uskutečnány již v roce 1871. Nicméně rozmachu pražské burzy bylo dosaženo až se vznikem Československa. Po válečných letech byla její činnost na jaře 1993 znovu obnovena a v prostorách Burzovního paláce v ulici Na Můstku se obchody uskutečňují dodnes.

BCPP společně se dceřinými společnostmi formuje skupinu PX. Dále značně kooperuje s Wiener Börse, tedy burzovním zprostředkovatelem na území Vídně, která je majoritním vlastníkem. (Prague Stock Exchange, ©2022a) Všechny zvolené společnosti byly vybrány z Prime Market trhu, na kterém jsou obchodovány tituly prestižních domácích i zahraničních firem, a dochází tak u nich k nejvyšší likviditě obchodování těchto cenných papírů. Přičemž společnosti kótované na tomto trhu musí splňovat mimo základních zákonných požadavků a informační povinnosti také tyto podmínky:

- emise musí dosahovat tržní kapitalizace alespoň 1 milion EUR;
- alespoň čtvrtina celkové emise je volně obchodovatelná veřejností, tzv. free-float;
- emitent působí v podnikatelském prostředí alespoň 3 roky. (Prague Stock Exchange, ©2022b)

BCPP uveřejňuje na svých stránkách historické údaje nejen o otevíracím a závěrečném denním kurzu, ale i o nejnižší a nejvyšší ceně akcie či celkový zobchodovaný objem a mezidenní změny. Z této databáze byly pro účely diplomové práce denní data upravena do podoby čtvrtletní periody pomocí zprůměrování. K tomuto kroku bylo nutné přistoupit zejména kvůli kvartálnímu vykazování dat v účetní závěrce, která vstupují do modelů společně s časovou řadou kurzu.

4.2 Představení společností

V rámci této podkapitoly jsou postupně představeny jednotlivé vybrané akciové tituly obchodované na Prime Marketu BCPP. Mezi vybrané představitele z oboru finančních služeb patří Erste Group a Komerční banka. Při představení společností si lze všimnout některých společných rysů v reakcích na finanční krizi i na aktuálně probíhající pandemii koronaviru. Obě společnosti se aktuálně nachází v růstové fázi a v investorském prostředí převládá pozitivní vnímání vývoje kurzu. Jedním z důvodů může být výrazný růst poskytnutých úvěrů a tím rostoucí úrokový výnos.

Společnost O2, podnikající v oblasti komunikačních technologií, v posledním sledovaném období vykazuje snižující se tempo růstu tržeb na území Česka, nicméně jako potenciálně prosperující trh se ukazuje Slovenská republika. Rozvoj 5G sítí však nabízí výraznou potenci růstu tržeb a tím i výkonnosti společnosti na pražské burze.

ČEZ, přední výrobce i distributor energií, na rozdíl od O2 v roce 2021 zažívá výraznou růstovou fázi. Aktuálně se prezentuje propracovaným portfoliem pracujícím zejména s obnovitelnými zdroji a v posledním roce společnost vynaložila značné kapitálové prostředky na výstavbu ekologických výrobních závodů. Svůj podíl v růstu skupiny lze přičíst rapidnímu vzrůstu cen elektřiny a krachu konkurentů.

4.2.1 Erste Group Bank AG

Společnost Erste datuje svůj vznik k roku 1819, kdy byla založena první Rakouská spořitelna otevřená pouze 2 dny v týdnu. Společnost se postupně rozšiřovala do zemí tehdejšího Rakouska-Uherska, ale oficiálně se bankou stává v 70. letech 20. století, a to zejména díky rozmachu Rakouska a potřebě nejen spořit, ale také peníze utrácet.

Počínaje rokem 1997 Erste bank znovu expandovala na zahraniční trhy, konkrétně v tomto roce do Maďarska. Roku 2000 ovládla většinový podíl ve společnosti Česká spořitelna a.s. a pronikla tak na český trh. Rok poté se Erste bank obdobným způsobem rozšířila také

na Slovensko. Aktuálně dále působí v Rumunsku, Řecku a Srbsku. (Erste Group Bank, ©2022a)

V České republice má společnost Česká spořitelna dlouhou historii a oficiálně byla založena roku 1825, nicméně do podoby akciové společnosti se transformovala až roku 1991. Od roku 2018 působí jako její jediný vlastník skupina Erste. Česká spořitelna provozuje 419 poboček a zaměstnává téměř 10 tisíc zaměstnanců.

Na českém trhu se pyšní titulem dle počtu klientů největší banka, přičemž poskytuje finanční služby pro 4,5 milionu klientů. Dále je největším poskytovatelem hypotečních úvěrů fyzickým osobám s podílem 30 % a spotřebitelských úvěrů s podílem 27 %. Dále disponuje například největší hodnotou celkových vkladů s podílem 21 % a získala ocenění Banka roku 2020. Bez povšimnutí nesmí zůstat také fakt, že v rámci Erste Group získala nejvíce klientů v porovnání s ostatními členy koncernu. (Česká Spořitelna a.s., 2021b)

Nejen pandemie koronaviru se stala pro Českou spořitelnu impulzem k prohloubení digitalizace a tím posílení schopnosti uzavírat různé typy smluv v již vývojově pokročilém prostředí digitálního bankovníctví George. V roce 2021 společnost zapracovala zejména na uzavírání životního i neživotního pojištění. V období mezi lednem a zářím roku 2021 zaznamenala společnost nárůst v prodeji neživotního pojištění o 54 %, v čemž má samozřejmě jistý nezanedbatelný vliv výskyt tornáda v červnu 2021. (Česká spořitelna a.s., 2021a)

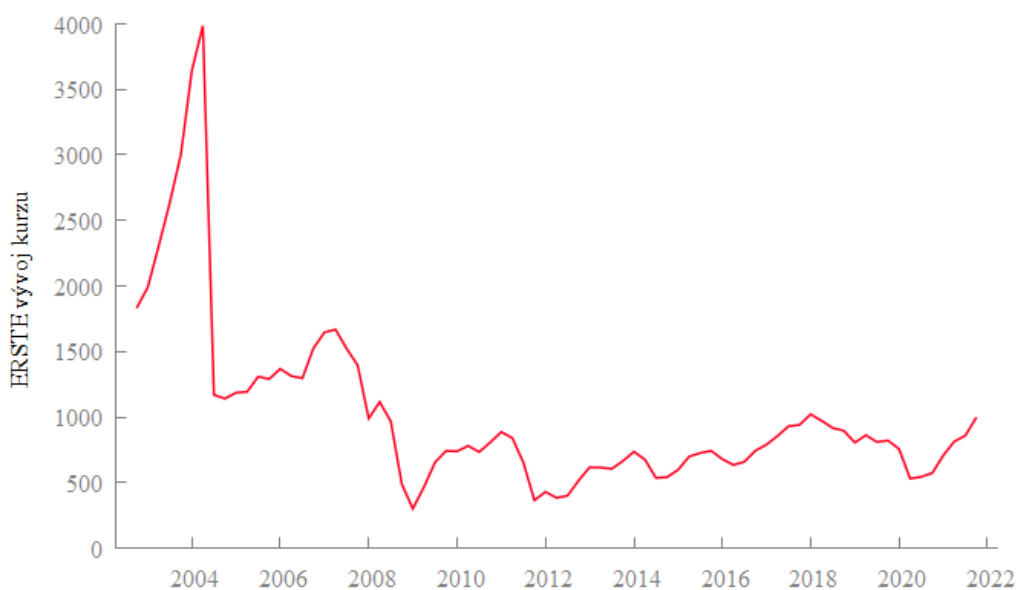
V tiskové zprávě z listopadu roku 2021 se Česká spořitelna vyjadřuje k nárůstu zdaněného zisku meziročně o více jako 36 %, který byl významně ovlivněn zejména nižší hodnotou účetních odpisů. Samotný zisk z provozní činnosti však také meziročně vzrostl o téměř 4 %. Pokračující růstový trend společnosti byl navíc potvrzen v rostoucím hypotečním sektoru, nárůstu množství úvěrů zejména pro malé a střední podniky a nárůstu vkladů o meziročně téměř 10 %.

Nárůst vkladů jak domácností, tak právnických osob způsobil v roce 2021 razantní navýšení závazků vůči klientům. Naopak společnost čelila odlivu vkladů plynoucího z veřejného sektoru v meziročním srovnání o téměř 12 %. Stále však Česká spořitelna udržuje kapitálový poměr výrazně nad zákonně stanovenou hranicí a doporučení České národní banky vyslyšela společnost také při rozdělení dividend a vyplatila svým akcionářům 5,4 mld. Kč. (Česká spořitelna a.s., 2022)

Titul Erste Group je na prime marketu pražské burzy obchodován od 1. října 2002 a vzhledem k prudkému zájmu investorů během prvních dvou let se hodnota akcií vyšplhala až na svoji rekordní hodnotu 4 218 Kč za akcii. Za toto období došlo k celkovému růstu tržní hodnoty akcie o více jak 384 %. Společnost na tento enormní zájem reagovala štěpením akcií v poměru 1:4 účinným k 8. červenci 2004. K tomuto dni obdržely současní akcionáři ke každé jedné držené akcii navíc 3 další a zvýšení základního kapitálu společnost financovala z vytvořených rezervních fondů. (Erste Group Bank, 2004)

Vizualizace propadu cen akcií je zřetelná z obrázku 1. Vzhledem k dostupnosti účetních dat od posledního kvartálu roku 2005 není třeba brát při analýze zřetel na split akcií. Na rozdíl například od vývoje kurzu společnosti ČEZ, viz strana 40, se kurz bankovní Skupiny Erste pohybuje od roku 2009 přibližně okolo své střední hodnoty s mírnou stoupající tendencí, tedy nemá sklon k přílišné volatilitě. Nejzřetelnější propad akcií zaznamenala Skupina v období finanční krize roku 2008.

Nicméně od svého dna se akcie odrazily na počátku roku 2009, což se pouze z vizuálního pohledu ve srovnání s ČEZ zdá jako rychlejší odezva na strukturální zlom v podobě globální krize. Od počátku roku 2008 k únoru 2009 došlo k propadu o více jako 80 %. Další významný pokles cen akcií nastal pro Skupinu v roce 2011. Jednalo se z velké části o důsledek přecenění dluhopisů evropských zemí v důsledku dluhové krize a přecenění některých dceřiných společností. (Nevyhoštěný, 2011)



Obrázek 1: Vývoj kurzu ERTE Group

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl z dat BCPP

4.2.2 Skupina KB

Skupina KB sestává z několika samostatných společností zabývajících se zejména podnikovými službami, stavebním spořením, penzijním připojištěním a jinými službami z oblasti bankovníctví. Jako mateřská společnost vystupuje akciová společnost Komerční banka, jež je dále od roku 2001 součástí skupiny Societé Générale. Skupina působí také na území Slovenska pod společností Komerční banka, a.s., pobočka zahraničnej banky. (Komerční banka, ©2022a)

V České republice využívá služeb Komerční banky více než 1,6 milionů lidí. Jednou z hlavních událostí roku 2021 bylo pro Komerční banku uvedení nové mobilní aplikace. Po uvedení mobilní banky k únoru 2022 jí přibylo 102 tisíc klientů. Společnost v rámci programu KB Change 2025 nejen že každým rokem snižuje počet kamenných poboček, ale navíc je aktuálně ve fázi testování nového internetového bankovníctví.

Stejně jako výše zmíněná Česká spořitelna i Skupina KB v roce 2021 zaznamenala objemový nárůst vkladů, o 6,2 % oproti předchozímu roku, i poskytnutých úvěrů, konkrétně o 66,3 %. Také z hlediska finančních výsledků dosahovala Skupina meziroční nárůst o 19,1 %, za což vděčí zejména výnosům z poplatků, a provozní náklady obdobně jako Česká spořitelna zvýšila ve srovnání s rokem 2020 o 5,1 %. Také vlivem razantního snížení tvorby opravných položek Skupina zvýšila zisk na akcionáře o 56 %. (Komerční banka, 2022b)

„Zaznamenali jsme velmi solidní navýšení objemu našich obchodů s klienty, které podpořilo i růst výnosů. Navzdory rychlé inflaci a zvýšení regulatorních odvodů jsme udrželi provozní výdaje stabilní. Rizikový profil úvěrového portfolia zůstává velmi silný, i když je současné prostředí pro mnoho podniků náročné,“ tvrdí generální ředitel a zároveň předseda představenstva pan Jan Juchelka. (Komerční banka, 2022b)

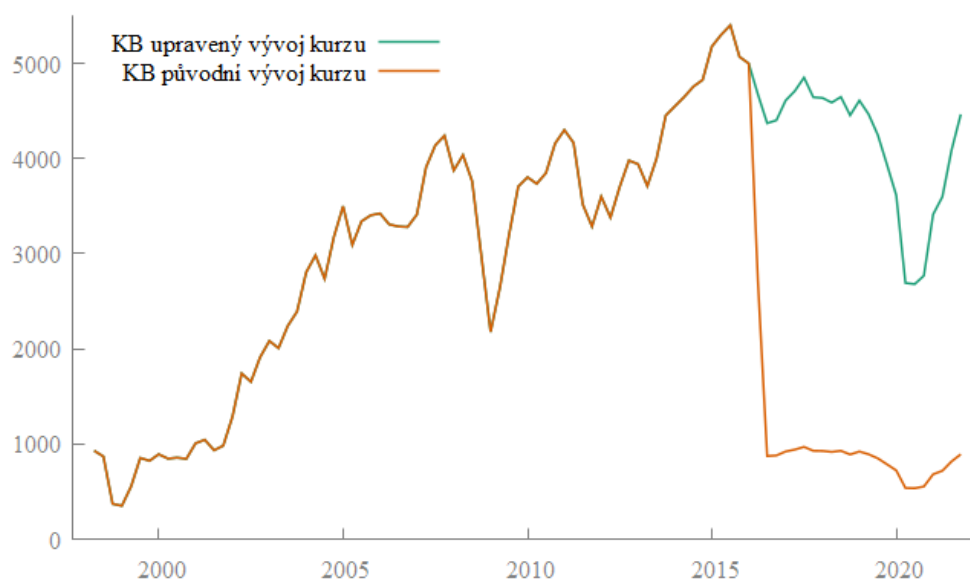
Obdobně jako Erste Group, která byla diskutována v podkapitole 4.2.1, se valná hromada Komerční banky na shromáždění v dubnu 2016 rozhodla ke štěpení akcií v poměru 5:1 s účinností pro obchodování na burze od 12. května roku 2016. Došlo ke snížení jmenovité hodnoty z 500 Kč na 100 Kč za akcií, přičemž dosavadní akcionáři obdrželi 4 nové akcie za každou vlastněnou. Jedním z možných důvodů pro tento krok byla snaha o snazší obchodovatelnost akcií, čímž se rozšíří profil investorů. (Patria Online, a.s., 2016)

Tržní hodnota akcie na konci obchodního dne 11. května činila 4 600 Kč a otevírací kurz následujícího dne klesl na 906,3 Kč. Oproti předchozímu dni sice došlo z hlediska množství zobchodovaných akcií k nárůstu o více než 116 tisíc kusů, celkový obrat se snížil o téměř

75 milionů korun. Pro výzkum kauzalit byl z důvodu zachování konzistentnosti dat kurz upraven do hypotetické podoby bez štěpení akcií. Vykreslení obou podob vývoje čtvrtletního kurzu akcií KB viz obrázek 2.

Obdobně jako přechodí bankovní společnost Erste Group postihla i Komerční banku velmi výrazně globální finanční krize roku 2008. Přičemž v období mezi začátkem června 2008 a koncem ledna 2009 akcie KB poklesly na BCPP o rekordních bezmála 42 %. K rekonvalescenci vývoje kurzu došlo na počátku roku 2009 a následovala masivní fáze kurzového růstu, přičemž svého maxima dosáhl kurz ve třetím čtvrtletí roku 2015 s hodnotou 5 400 Kč za akcii.

Výrazný pokles zaznamenala společnost KB dále mezi lety 2019 a 2020. Tento pokles je v případě titulu KB bezprostředně spjatý s hospodářskými výsledky. Mezi pololetím roku 2019 a 2020 se tempo růstu čistého zisku výrazně propadlo a došlo k meziročnímu snížení o více než polovinu. Samozřejmě tento propad lze vysvětlit alespoň z části nástupem pandemie Covid-19. Nicméně zejména díky vzrůstu poskytnutých úvěrů došlo ke změně trendu a aktuálně se tato bankovní společnost dostává opět do růstového období.



Obrázek 2: Srovnání čtvrtletního vývoje kurzu KB

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl z dat BCPP

4.2.3 O2 Czech Republic a.s.

Společnost O2 Czech Republic a.s. působí na trhu digitálních komunikačních systémů od roku 1991, kdy vznikla firma SPT Telecom. Hlavním obchodním záměrem v začátcích společnosti byla zejména tvorba stabilní mobilní sítě. V současné době tato společnost působí především

na poli internetového pokrytí. Firma se zaměřuje na široké spektrum zákazníků od drobných podnikatelů až po orgány veřejné správy.

„Nabízíme a prodáváme koncová zařízení a příslušenství k nim, pronajímáme datová centra, poskytujeme ICT řešení na míru, se službou O2 TV jsme zároveň největším provozovatelem internetového televizního vysílání v ČR.“ (O2 Czech Republic, 2021b). Společnost k roku 2020 zaměstnávala 4 258 zaměstnanců v České republice, poskytovala více jak 7 milionů aktivních služeb, provozovala 159 prodejen na českém území a poskytovala mobilní i internetové pokrytí 4G sítí na více jak 99 % území České republiky.

Základní kapitál akciové společnosti O2 aktuálně činí více než 3 miliardy Kč, přičemž ho tvoří zaknihované akcie na jméno o jmenovité hodnotě 10 Kč za kus. Jednotlivé akcie jsou spojeny s jedním hlasem při rozhodování valné hromady. Emitované cenné papíry jsou obchodované pouze na Burze cenných papírů Praha, a to konkrétně exkluzivně na Prime marketu. (O2 Czech Republic, ©2022a).

Tisková zpráva skupiny O2 rozebírající provozní a finanční výsledky za období v rozmezí ledna až září roku 2021 se vyjadřuje k propadu růstového trendu provozních výnosů. Nejvyšší přírůstek do provozních výnosů plynul ze služeb O2 TV, mobilních dat a rozmachu výnosů na území Slovenska. Zatímco v České republice došlo k meziročnímu nárůstu výnosů z provozní činnosti ve třetím čtvrtletí meziročně o 2,6 %, Slovensko dosáhlo zvýšení o 3,3 %, což převyšuje konsolidované provozní výnosy s meziročním růstem 2,9 %.

Společnost v tiskové zprávě také nastiňuje významnou možnost růstu potenciálu tržeb s rozvojem 5G sítí, které zapříčiňují signifikantní nárůst v poptávce po datových službách. Spotřeba mobilních dat stoupla o 67 % oproti třetímu čtvrtletí roku 2020. O2 na tento vzrůst reagovala zrychlením tarifů s neomezenými daty a rozšířením nabídky datových tarifů.

Zvýšení výdajů na realizaci provozu 5G sítí vysvětluje nárůst nákladů na kapitál meziročně o více než 44 % a s tím spojený útlum volných peněžních prostředků o 9,6 %. S těmito zvýšenými výdaji společnost počítá také do dalších období jak pro území Česka, tak Slovenska. Přestože stále roste počet registrovaných SIM karet, společnost klade v současné době zvýšený důraz spíše na rozšíření služeb internetové televize a mobilních dat. (O2 Czech Republic, 2021a)

Akcie společnosti O2 jsou na pražské burze obchodovány od poloviny roku 1998, díky čemuž obsahuje časová řada do konce roku 2021 celkem 95 pozorování. Vývoj čtvrtletního kurzu akcie

je na obrázku 3. Historicky nejvyšší hodnoty dosáhla tržní cena akcií na počátku roku 2000. Společnost O2 se za tento velmi příznivý rok rozhodla vyplatit akcionářům historicky první dividendu v hodnotě 7,50 Kč za akcii, uváděno před zdaněním.

Po úspěšném uvedení na burzovní trh došlo k markantnímu propadu cen akcií, které se ze dna odrazily až v růstové fázi počínající rokem 2004. Za tímto propadem může stát rozšiřování koncernu O2 a s tím související zhoršující se finanční výsledky. V období úpadku cen akcií společnost nevyplatila dividendu za rok 2001 a 2004. Nicméně od roku 2004 dochází k pravidelné výplatě podílu na zisku až do roku 2020. (O2 Czech Republic, ©2022b)

Dna dosáhla společnost v souvislosti s akciovým kurzem v první polovině roku 2015. Investoři tímto reagovali na oznámení o odštěpení části společnosti v podobě nově vzniklé České telekomunikační infrastruktury neboli CETIN, čímž se stala neobchodovatelnou v rámci pražské burzy. Odštěpená společnost nakonec nebyla obchodována na burze ani samostatně. Během jediného dne došlo k poklesu ceny akcií O2 o 10,1 %. (Tinl, 2015)



Obrázek 3: Čtvrtletní kurz O2

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl z dat BCPP

4.2.4 Skupina ČEZ

Společnost ČEZ a.s. vystupuje jako řídicí společnost koncernu, který lze označit jako Skupina ČEZ. Jednotliví členové Skupiny jsou samostatné dceřiné společnosti a na území České republiky mezi ně patří například ČEZ distribuce, a.s., ČEZ Prodej, a.s., ČEZ Energetické

služby, s.r.o. a mnoho dalších. Skupina ČEZ nepůsobí však pouze na území Česka. Svoji působnost rozšířila i na Slovensko, do Německa, Francie, Polska, Rumunska či Turecka.

Na Slovensku se Skupina rozšířila prostřednictvím dceřiné společnosti ESCO. Zde se společnost prezentuje zejména svou činností na podporu ekologických projektů a projektů energetické úspory pro zejména průmyslové budovy. Ke vzniku samostatného právního subjektu na území Německa bylo přistoupeno roku 2001 a to především kvůli licenčním smlouvám o obchodování s elektrickou energií, které byly v posledních letech značně uvolněny, a lze tedy částečně obchodovat přímo skrz ČEZ a.s. (ČEZ, a.s., ©2022a)

Samotná společnost ČEZ a.s., sídlící v Praze, byla založena roku 1992 s cílem zabezpečit obchod, distribuci i samotnou výrobu elektrické energie. Aktuálně platná hodnota základního kapitálu společnosti ČEZ a.s. činí přes 53 miliard Kč a sestává se z akcií o jmenovité hodnotě 100 Kč. Akcionářský podíl České republiky je již několik let stálý a činí 69,87 %, přičemž ve vlastnictví fyzických osob bylo k polovině roku 2021 13,15 %. Zbylou část tvoří ostatní právní osoby podílem 16,83 % a vlastní akcie společnosti 0,24 %. (ČEZ, a.s., ©2022b)

Základní cíl společnosti soustřeďující se do oblasti posílení nabídky energie s nižší uhlíkovou stopou společnost shrnula v projektu Vize 2030. „Misí Skupiny ČEZ je zajišťovat bezpečnou, spolehlivou a pozitivní energii zákazníkům i celé společnosti. Vizí Skupiny ČEZ je přinášet inovace pro řešení energetických potřeb a přispívat k vyšší kvalitě života.“ (ČEZ, a.s., ©2022c)

Dle prezentace pro investory publikované v listopadu roku 2021 byl zisk vyjádřený v podobě ukazatele EBITDA tvořen ze 17 % z emisních zdrojů, 31 % z distribuce a 41 % z bezemisních zdrojů. Skupina ČEZ působí na území Evropy jako 10. nejvýznamnější z pohledu množství zákazníků, 12. v instalovaném výkonu a 13. dle tržní kapitalizace, a v oblasti výroby dosahuje v Česku tržního podílu 70 %. (ČEZ, a.s., 2021)

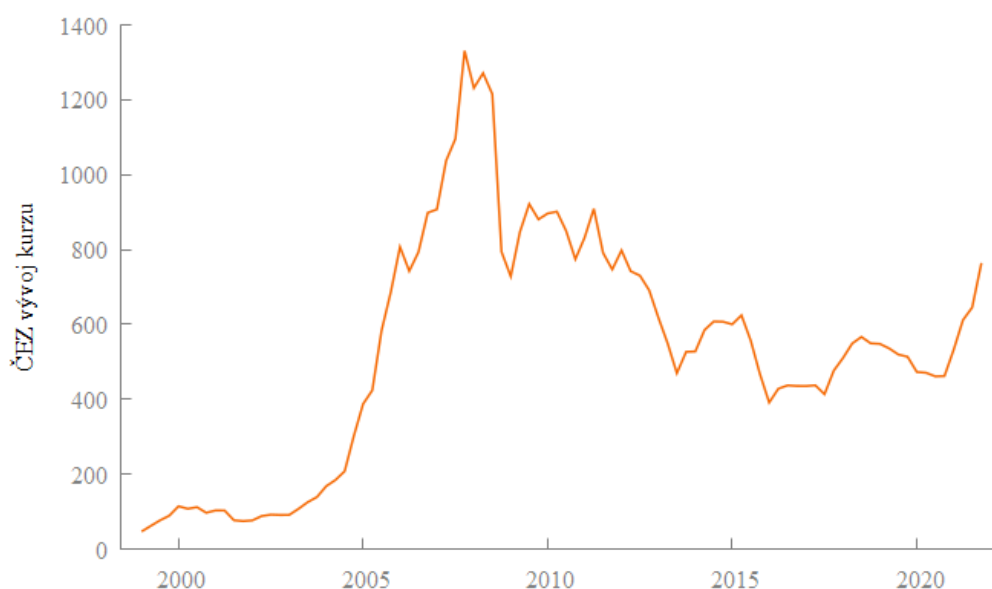
Rok 2021 přinesl v odvětví poskytování energií zásadní zvrát v podobě krachu poskytovatele Bohemia Energy. Společnost ČEZ získala od zkrachovalé společnosti kontaktní databázi a klienty v režimu dodavatele poslední instance aktivně kontaktuje s možností uzavírání nových smluv. (Horáková, 2022)

Pozitivní růst společnosti může zajisté podpořit také mezisektorový růst spotřeby elektřiny zjištěný pomocí měření dceřiné společnosti ČEZ Distribuce. Růst byl zaznamenáván ve všech čtvrtletích roku 2021 a celkově došlo ke zvýšení o více jak 5 % ročně. Dle generálního ředitele se jedná o indikátor zvyšující se ekonomické aktivity Česka. (Gazdík, 2022)

Společnost ČEZ byla k obchodování na pražské burze uvedena 23. února roku 1999 s kurzem 44,56 Kč. Jak je patrné z obrázku 4 až do závěru roku 2007 převažoval růstový trend akcií tohoto titulu. Doposud nejrazantnější propad byl způsoben finanční krizí roku 2008, které jak známo uvrhla celý svět do hospodářského útlumu. Tento propad trval až do první poloviny roku 2009, kdy se konečně akcie ČEZ odrazily od dosavadního dna.

Další významný pokles cen akcií společnost utrpěla mezi lety 2012 a 2013. Tento pokles byl doprovázen také snížením do té doby rostoucí tendence provozního zisku společnosti. Klesající trend byl zapříčiněn nepříznivou situací v odvětví. Zejména zde sehrálo roli snížení množství emisních povolenek, snížení cen elektrické energie a s tím související snížení její výroby, a především neočekávaný krok albánské vlády, která se uchýlila k odebrání povolení k distribuci elektřiny dceřiné společnosti ČEZ. (Tesař, 2013)

Odvětvové vlivy způsobily také další znatelný pokles cen akcií v roce 2015. Za zhoršující se ekonomickou situací společnosti stojí opětovný pokles cen energie, a to jak elektrické, tak v podobě uhlí či plynu. Nezanedbatelnou roli hrála také nová strategie Evropské unie pro podporu obnovitelných zdrojů. Dále se negativně na hospodářských výsledcích a reputaci firmy projevila mediálně diskutovaná náhlá odstávka jaderných elektráren Temelín a Dukovany. (Skupina ČEZ, 2015)



Obrázek 4: Čtvrtletní kurz ČEZ

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl z dat BCPP

4.3 Volba vnitropodnikových ukazatelů

Nedílnou součástí výzkumu byla volba vnitropodnikových ukazatelů, které by společně s vývojem kurzu vystupovaly ve vytvořených VAR modelech. Vzhledem k teoretickým základům prezentovaným v předchozích kapitolách byly voleny jak ukazatele ziskovosti, tak ukazatele kapitálové přiměřenosti. Veškerá data týkající se podnikových ukazatelů byla získána z konsolidovaných účetních závěrek uveřejňovaných akciovými společnostmi na svých webových stránkách vzhledem k informační povinnosti platné v České republice.

Z proměnných výkonnosti společností z pohledu výsledků hospodaření byly voleny ukazatele EBIT a EBITDA. Oba tyto ukazatele pracují se nezdaněným ziskem daní z příjmu s přičtením nákladových úroků, přičemž EBITDA navíc v sobě neobsahuje hodnotu odpisu majetku. Na základě těchto proměnných byly vytvořeny vybrané poměrové ukazatele rentability, které obecně vyjadřují schopnost podniku tvořit prostřednictvím vložených prostředků dodatečné zdroje.

Mezi tyto ukazatele se řadí rentabilita aktiv ROA, rentabilita vlastního kapitálu ROE a rentabilita investovaného kapitálu ROCE. ROE ukazuje ziskovost vloženého kapitálu investory, ROA představuje ziskovost majetku společnosti při neexistenci daňového zatížení a ROCE podává informaci o výnosnosti všech dlouhodobých zdrojů v podniku, tedy jak vlastního kapitálu, tak dlouhodobých závazků poskytnutých věřiteli.

Pro pokrytí analýzy podnikových ukazatelů krátkodobé schopnosti společností dostát svým závazkům byly zvoleny ukazatele běžné likvidity CR a čistého pracovního kapitálu CPK, respektive navíc v podobě podílu na celkových aktivech podniku CPK/A. CR vyjadřuje okamžitou platební schopnost podniku pokrýt krátkodobé závazky svým krátkodobým majetkem. Obdobnou interpretaci lze použít také pro ukazatel čistého pracovního kapitálu, který vyjadřuje přebytek oběžných aktiv po splacení krátkodobých dluhů.

Nakonec skupinu ukazatelů vyjadřujících finanční stabilitu podniku reprezentuje ukazatel věřitelského rizika DA, který vyjadřuje podíl zdrojů z cizího financování na celkovém jmění podniku. Nelze stanovit obecně platnou zdravou hodnotu tohoto ukazatele, ale z pohledu investorů jsou vyhledávány spíše minimální hodnoty, nepřehlídíme-li k jevu finanční páky. (Mrkvička a Kolář, 2006)

V modelech jsou dále uvažovány dva klasické ukazatele využívané při obchodování na burzovních trzích, čistý zisk připadající na jednu kmenovou akcii EPS a vlastní kapitál na akcii BVPS. Oba tyto ukazatele lze považovat jako indikátory podhodnocené či

nadhodnocené společnosti na akciovém trhu. (Rejnuš, 2017) Souhrnný přehled všech uvažovaných proměnných při tvorbě modelů je zobrazen v tabulce 1.

Tabulka 1: Přehled vnitropodnikových ukazatelů včetně popisu a způsobu výpočtu

Označení	Slovní popis	Výpočet
EBIT	Zisk před úroky a daněmi	<i>Zisk před zdaněním + nákladové úroky</i>
EBITDA	Zisk před odpisy, úroky a daněmi	<i>EBIT + odpisy</i>
ROA	Rentabilita aktiv	$\frac{EBIT}{\text{Celková aktiva}}$
ROE	Rentabilita vlastního kapitálu	$\frac{\text{Čistý zisk}}{\text{Vlastní kapitál}}$
ROCE	Rentabilita investovaného kapitálu	$\frac{EBIT}{\text{Vlastní kapitál} + \text{Dlouhodobé závazky}}$
CR	Běžná likvidita	$\frac{\text{Oběžná aktiva}}{\text{Krátkodobé závazky}}$
CPK	Čistý pracovní kapitál	<i>Oběžná aktiva - Krátkodobá pasiva</i>
CPK/A	Čistý pracovní kapitál na aktiva	$\frac{CPK}{\text{Celková aktiva}}$
DA	Věřitelské riziko	$\frac{\text{Cizí kapitál}}{\text{Celková Aktiva}}$
EPS	Čistý zisk na akcii	$\frac{\text{Čistý zisk}}{\text{Počet akcií}}$
BVPS	Vlastní kapitál na akcii	$\frac{\text{Vlastní kapitál}}{\text{Počet akcií}}$

Zdroj: Vlastní zpracování dle Mrkvička a Kolář 2006

5 TVORBA MODELŮ A KAUZÁLNÍ ANALÝZA

V rámci této kapitoly je popsána tvorba modelů společně s jejich diagnostikou, na což navazuje analýza kauzálních vztahů. Veškeré postupy diagnostiky a vyhodnocení kauzalit jsou ukázány na příkladu společnosti Erste Group Bank. Úvodní podkapitola prakticky řeší jednotkový kořen, řád zpoždění, kointegraci a stacionaritu procesů.

Druhá část je věnována kauzální diagnostice modelů VAR za pomoci odezvy na impulz a Grangerovy kauzality. Stěžejní část práce spočívá v kauzalitě v Grangerovském slova smyslu testované s pomocí F-testu pro nulová omezení. Kauzální diagnostika je znovu podrobně probírána na příkladu společnosti Erste Group Bank.

Závěrem kapitoly je doplněna problematika tvorby modelů, kdy pro některé z proměnných bylo vhodné kvůli zjištění kointegračního vztahu vytvořit EC modely, a to zejména v případě společností O2 a ČEZ. Z modelů pro tyto společnosti jsou následně diskutovány pouze ty, které vykazují kauzální vztah na vývoj kurzu a zároveň jsou kvalitně diagnostikovány.

5.1 Diagnostika VAR modelů

Úvod páté kapitoly uvádí logický postup při konstrukci vícerozměrných modelů VAR. Jednou z problematik, nad kterou je nutné se zamyslet je stacionarita. Tento jev bývá v ekonomických časových řadách často porušen a data jsou spíše nestacionární. Na příkladu Erste Group Bank je znázorněn postup zajišťování stacionarity, volby řádu zpoždění modelu a kointegrace.

Nastínění modelů a jejich tvorby je v úvodu kapitoly zmiňováno z důvodu objasnění užití metodologie postupu. Pokud by vytvořené modely nebyly kvalitně zkonstruované, nebylo by zcela korektní je využít pro predikce mimo vzorek nebo popsání časové řady samotné.

5.1.1 Nestacionarita

Zdrojová data byla podrobena úpravě z důvodu zejména nestacionární povahy ekonomických ukazatelů. U dat, jejichž povaha dovozovala úpravu ve formě logaritmu, byla nejprve data upravena touto formou. Nutnou podmínkou je však nezápornost upravovaných hodnot. Dále byla veškerá data transformována do podoby prvních diferencí. K diferenciaci bylo přistoupeno kvůli přítomnosti stochastického typu trendu, kterým trpí většina ekonomický dat. Ve zkoumaném vzorku dat nebylo pro odstranění jednotkového kořene nutné překročit řád diferencí 1.

Podoba logaritmické difference pomáhá v modelech nejen ke stabilizaci rozptylu, ale také k možné transformaci z rozdělení logaritmicko-normální, které je asymetrické, na normální

rozdělení pravděpodobnosti. Nicméně z logického uvážení plyne, že pokud některá z úrovnových řad dosahovala záporných hodnot, nelze již úpravu do podoby logaritmu provést. Prosté diference tedy musely být vytvořeny zejména u proměnných, do kterých vstupuje záporný zisk, jako například proměnné ROA nebo ROE či ukazatele čistého pracovního kapitálu u společností O2 a ČEZ.

Jednotlivé časové řady byly testovány na přítomnost jednotkového kořene pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu. Příklad postupu diagnostiky časových řad je demonstrován na čtvrtletním vývoji kurzu společnosti Erste Group. Tabulka 2 obsahuje hodnotu testové statistiky a v závorce p-hodnotu nulové hypotézy testu ADF o přítomnosti jednotkového kořene v časové řadě. Pro netransformovanou veličinu, ve druhém sloupci, na hladině významnosti 5 % nedochází k zamítnutí této hypotézy o nestacionaritě, nicméně po úpravě dat do podoby jak prosté diference (třetí sloupec), tak navíc s využitím logaritmů (čtvrtý sloupec) již přesvědčivě dochází k jejímu zamítnutí.

Tabulka 2: Výsledky ADF testu pro kurz Erste Group

ADF test s konstantou	Úroňová proměnná	První diference	Logaritmická diference
testová statistika (p-hodnota)	-2,769 (0,063**)	-8,423 (2,773e-14)	-6,569 (4,549e-09)

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

5.1.2 Řád zpoždění

Vyhodnocení řádu zpoždění VAR modelů bylo učiněno s využitím informačních kritérií. Nicméně v případě, že se informační kritéria integrovaná v softwaru Gretl na navrženém řádu zpoždění neshodla, byl zpravidla vytvořen model s vyšším zpožděním a následovalo posouzení statistické významnosti nejvyššího zpoždění ve všech rovnicích modelu. Obdobným způsobem byla vyhodnocena nutnost zahrnout do modelu konstantu. Vzhledem k povaze dat nebylo u většiny modelů intercept nutno zahrnovat.

Jako konkrétní příklad tvorby VAR modelu lze znovu uvést kurz společnosti Erste Group a ukazatel ROE. Z důvodu omezeného množství pozorování v datasetu s ohledem na zvolené burzovní prostředí byl omezen maximální řád zpoždění na úroveň 4, což při zohlednění typu vstupních dat, která mají čtvrtletní podobu, je možné považovat za plně dostačující. Na základě výsledků informačních kritérií, která jsou posuzována minimalizačně a jejich výstup je obsahem souhrnné tabulky 3, byl jako nejvhodnější zvolen řád zpoždění 2. Za možný výsledek

by bylo možné uvažovat také pouze první zpoždění, nicméně po konstrukci modelu VAR se druhé zpoždění prokázalo jako statisticky významné na rozdíl od konstanty.

Tabulka 3 v posledním sloupci uvádí také výsledné p-hodnoty testu na autokorelaci, který pracuje s nulovou hypotézou o nekorelovanosti výsledných reziduí modelu. Pro model kurzu skupiny Erste a rentability vlastního kapitálu vyšla p-hodnota testu ve všech čtyřech uvažovaných zpožděních vyšší než hladina významnosti $\alpha = 5\%$, tedy nulová hypotéza nebyla zamítnuta a rezidua modelu VAR lze dále považovat za nekorelovaná.

Tabulka 3: Souhrnný výstup diagnostiky modelu pro Erste kurz a ROE

Zpoždění	AIC	BIC	HQC	Autokorelace (p-hodnota)
1	-5,153	-4,942*	-5,070*	0,8041
2	-5,193*	-4,841	-5,056	0,6914
3	-5,094	-4,601	-4,901	0,7428
4	-5,0519	-4,418	-4,804	0,8386

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

5.1.3 Kointegrace

Zároveň byla u všech modelů prověřována možnost kointegrace mezi oběma časovými řadami vstupujících do modelu prostřednictvím Johansenových testů, viz kapitola 3.1.2. Z konstrukce tohoto testu pro dvě časové řady vyplývá, že pokud jsou zamítnuty či nezamítnuty obě hypotézy o hodnotě matice 0 respektive 1, automaticky lze dojít k závěru, že časové řady obsahují jednotkový kořen. Obdobně pokud nezamítáme hypotézu o hodnotě matice 0 a zamítáme hypotézu o hodnotě 1, závěrem je, že v modelu není přítomna kointegrace. V opačném případě je namísto VAR modelu vhodné konstruovat EC model, který ve své podstatě obsahuje větší množství informací než prostý model VAR.

Výsledek testu kointegrace, konkrétně varianty testu s neomezenou konstantou, pro kurz a ROE Erste Group je shrnut v tabulce 4. Tabulka obsahuje v druhém sloupci hodnotu vlastního čísla, ve třetím a čtvrtém sloupci testovou statistiku společně s p-hodnotou testu. Pro testování byly využity proměnné ve své úrovně podobě a test je definován do zpoždění 3 vzhledem k řádu zpoždění modelu VAR. P-hodnota vybrané varianty testu zamítá nulovou hypotézu na hladině významnosti 5 % jak pro hodnotu matice 0, tak pro hodnotu matice 1.

Závěr testu tedy zní, že časové řady jsou nestacionární, není zde přítomna kointegrace a není třeba konstruovat EC modely. Test potvrdil korektní úpravu dat do stacionární podoby pomocí některé z forem diferencí a lze oprávněně tvořit model VAR.

Tabulka 4: Výsledek Johansenových testů pro Erste kurz a ROE

Hodnost matice	Vlastní číslo	Test stopy matice	P-hodnota
0	0,1988	18,849	0,014
1	0,0837	5,328	0,021

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

5.1.4 Stacionarita modelu

Jako závěrečný krok a stěžejní krok diagnostiky je nutné vizualizovat jednotlivé inverzní kořeny odhadnutého autoregresního polynomu. Tyto kořeny musí ležet uvnitř jednotkového kruhu v komplexní rovině. Pomocí tohoto procesu byla ověřena stacionarita výsledného VAR modelu.

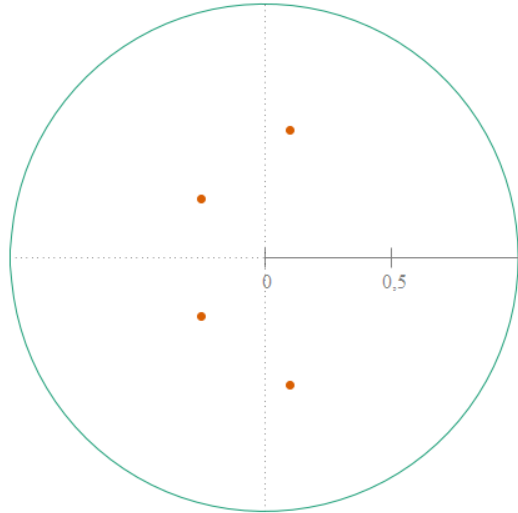
Obdobné vyhodnocení stacionarity VAR(2) modelu pro vybraný příklad skupiny Erste viz obrázek 5. Vzhledem k tomu, že žádný z inverzních kořenů polynomu neleží vně znázorněného jednotkového kruhu, lze výsledný model, který je ve své plné formě výstupu obsažen v tabulce 5 na straně 52, považovat za korektní. Redukovaný tvar VAR(2) modelu rozepsaný do podoby dvou rovnic lze vyjádřit jako:

$$KURZ_t = 0,439KURZ_{t-1} - 0,230KURZ_{t-2} + 1,965ROE_{t-1} - 1,130ROE_{t-2} + \varepsilon_{1t},$$

$$ROE_t = 0,006KURZ_{t-1} - 0,051KURZ_{t-2} - 0,736ROE_{t-1} - 0,384ROE_{t-2} + \varepsilon_{2t},$$

kde KURZ představuje stacionární podobu časové řady čtvrtletního kurzu Erste Group a ROE rentabilitu aktiv opět ve stacionární podobě difference.

Jedním ze základních předpokladů tvorby modelů je dále normální rozdělení pravděpodobnosti reziduí modelu. Nicméně tento předpoklad nebývá v ekonomických datech příliš často splněn a ani data vybraných akciových společností nejsou v tomto případě výjimkou.



Obrázek 5: Inverzní kořeny VAR(2) pro Erste kurz a ROE
Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

5.2 Kauzalita VAR modelů

V následující podkapitole je diskutována kauzální diagnostika v modelech VAR, konkrétně reakce na impuls a Grangerova kauzalita. Obdobně jako v částech kapitoly 3.1 je k podrobnému objasnění metodiky práce využít příklad modelu Erste Group společně s vnitropodnikových ukazatelem rentability ROE.

První část kapitoly přibližuje impulzní odezvu jedné z řad na šok zejména v druhé časové řadě, na základě které lze ověřit i stacionaritu celého procesu. Ve změně kurzu společnosti Erste dochází při rozkolísání ROE k mohutné reakci, nicméně proces se po přibližně roce opět dostává na svou střední hodnotu.

V rámci druhé části kapitoly je již diskutována Grangerova kauzalita vždy mezi dvěma proměnnými v rámci zkonstruovaného VAR modelu. S využitím F-testů pro nulová omezení, na nichž lze konstatovat přítomnost kauzálních vztahů, lze tvrdit, že mezi kurzem společnost Erste a většinou vybraných skupin vnitropodnikových ukazatelů existuje určitý typ kauzality.

5.2.1 Funkce impulzní odezvy

Jakožto vedlejší krok při vyhodnocení kauzalit v modelu byly ověřeny mimo Grangerovské kauzality také reakce na impuls v modelech. Funkce impulzní odezvy byla mimo prokázání jednotlivých kauzalit tvořena také pro utvrzení stacionarity jednotlivých VAR modelů. Funkce impulzní odezvy funguje na principu rozkolísání jedné z časových řad vstupujících do modelu prostřednictvím šoku jedné směrodatné odchylky ve druhé řadě. Svoji roli při konstrukci

impulzních odezev hraje tzv. Choleského uspořádání časových řad, které musí vycházet zejména z ekonomické teorie.

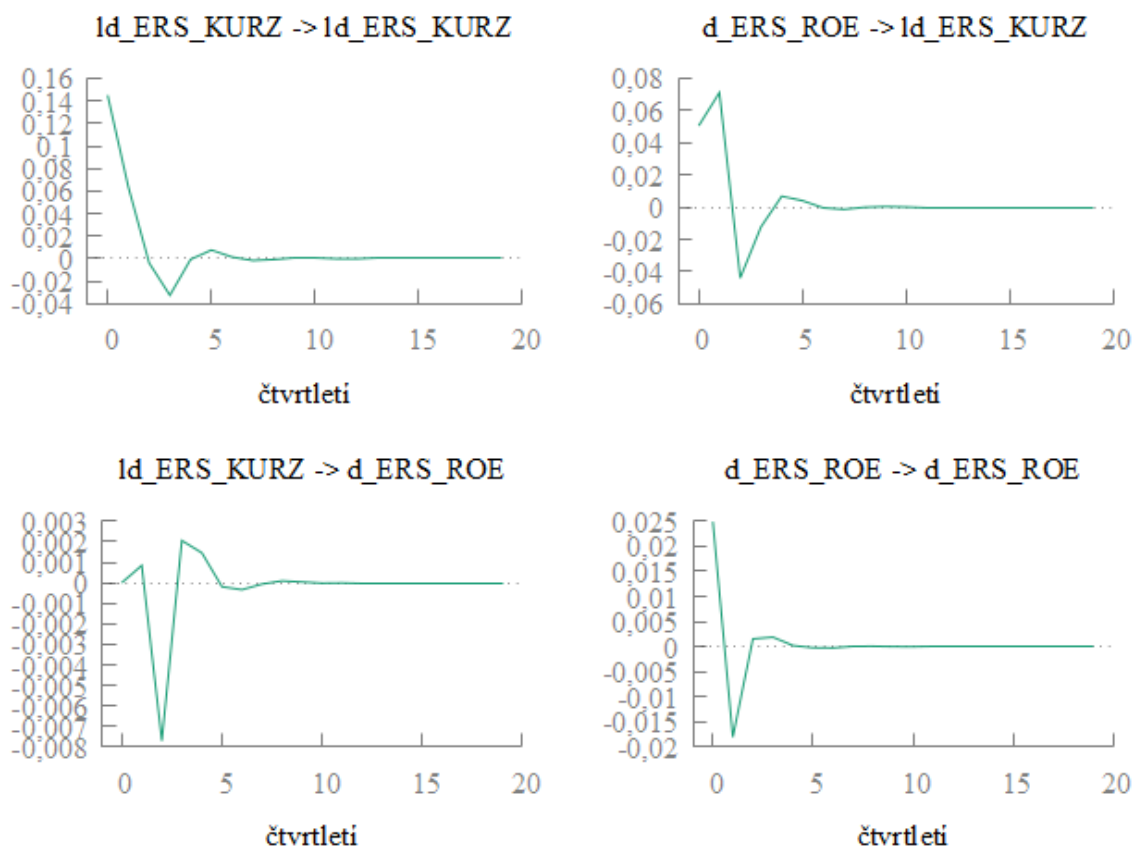
Na ukázkou procesu odezvy na impuls a tím ověření stacionarity byl opět vybrán model kurzu Erste Group a rentability vlastního kapitálu ROE. Přičemž v Choleského uspořádání byl vybrán ukazatel ROE jako první a až poté vstupuje čtvrtletní kurz, vzhledem k předpokladu, že při růstu ziskovosti vlastního kapitálu by měla nastat reakce ceny akcií společnosti z důvodu změny poptávky po akcích.

Obrázek 6 vykresluje kombinovanou formu reakce na impuls, kterou poskytuje software Gretl. Grafy vlevo nahoře a vpravo dole znázorňují jakým způsobem odeznívá reakce rozkolísání kurzu, respektive ROE, při šoku v té samé časové řadě. Z této části obrázku lze vyvodit pouze to, že ustálení v časových řadách nastává dříve pro rentabilitu vlastního kapitálu než pro kurz společnosti Erste.

Zajímavé pro vyhodnocení kauzalit a stability procesu VAR(2) jsou křížové členy, tedy grafy vpravo nahoře a vlevo dole. Zaměříme-li se na graf vpravo nahoře, který popisuje reakci kurzu na šok v rentabilitě vlastního kapitálu, lze vyzorovat, že kurz se ustálí až po 6 čtvrtletích. Naopak šok v kurzu společnosti má také velmi razantní vliv na vývoj rentability, nicméně ustálení lze pozorovat již okolo 5 čtvrtletí. V obou grafem však dochází k ustálení procesů na úroveň své střední hodnoty a lze tímto tvrdit, že VAR model je stabilní proces.

Velikost efektu rozkolísání vnitropodnikového ukazatele lze s určitou rezervou určit právě z funkce impulzní odezvy. Při růstu ukazatele ROE (ve stacionární podobě difference) o jednu směrodatnou odchylku, která dosahuje hodnoty přibližně 0,03, mezičtvrtletní změna kurzu společnosti nejprve roste v prvním zpoždění, tedy dochází k potvrzení trendu, poté však dojde k prudkému poklesu a změně v trendu, která trvá podstatně delší časový úsek.

Je nutné si však uvědomit, že pracujeme-li s podobou diferencí úrovněových proměnných, vliv růstu diferencí může reálně znamenat jak pokračování růstu, tak prohloubení propadu časové řady. Proto spíše hovoříme o potvrzení minulého trendu či změně předchozího směru vývoje.



Obrázek 6: Kombinovaná reakce na impuls pro kurz Erste a ROE

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

5.2.2 Grangerova kauzalita

Pro exaktnější porovnání jednotlivých kauzálních vztahů vyplývajících z vytvořených modelů lze využít princip Grangerovské kauzality. Ve VAR modelech je možné tuto formu kauzality pozorovat jak samozřejmě prostřednictvím významnosti jednotlivých parametrů v rovnicích, tak ale zejména prostřednictvím F-testu pro nulová omezení, jež pracuje se sdruženou nulovou hypotézou o nevýznamnosti všech zpožděných parametrů proměnné v rovnici.

Využijeme-li opět modelu společnosti Erste a kompletního výstupu modelu z tabulky 5, z první rovnice modelu, kde jako vysvětlovaná proměnná vystupuje čtvrtletní akciový kurz, je zřejmá Grangerovská kauzalita ve smyslu reakce kurzu na změnu v rentabilitě. Lze tak usoudit z velmi nízké p-hodnoty F-testu nepřesahující hladinu významnosti 5 %. V tomto případě kauzalitu bude způsobovat zejména první zpoždění vnitropodnikové proměnné.

V druhé rovnici téhož modelu vystupuje jako vysvětlovaná proměnná naopak ROE a zde se zejména díky významnému koeficientu kurzu ve druhém zpoždění také prokazuje Grangerovská kauzalita ve směru vlivu kurzu na rentabilitu. Výsledkem kauzální diagnostiky

modelu je proto zpětná vazba mezi těmito proměnnými. Samotné konstatování kauzality však neodpovídá na otázku směru vlivu jedné z časových řad na druhou.

Tabulka 5: Výstup modelu VAR pro kurz Erste a ROE

VAR systém, řád zpoždění 2

OLS odhady, pozorování 2006:3-2021:3 (T = 61)

AIC = -5,3122

BIC = -5,0354

HQC = -5,2037

Rovnice 1: ld_ERS_KURZ

	Koeficient	Směr.	chyba	t-podíl	p-hodnota	
ld_ERS_KURZ_1	0,439029	0,138985	3,159	0,0025	***	
ld_ERS_KURZ_2	-0,230063	0,123272	-1,866	0,0671	*	
d_ERS_ROE_1	1,96527	0,819388	2,398	0,0198	**	
d_ERS_ROE_2	-1,13005	0,917322	-1,232	0,2230		
Střední hodnota závisle proměnné	-0,006958	Sm. odchylka závisle proměnné		0,190902		
Součet čtverců reziduí	1,436394	Sm. chyba regrese		0,158745		
Koeficient determinace	0,343982	Adjustovaný koeficient determinace		0,309455		
F(4, 57)	7,471958	P-hodnota(F)		0,000065		

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_KURZ F(2, 57) = 5,1562 [0,0087]

Všechny zpožděné proměnné d_ERS_ROE F(2, 57) = 8,488 [0,0006]

Všechny proměnné, zpoždění 2 F(2, 57) = 1,921 [0,1558]

Rovnice 2: d_ERS_ROE

	Koeficient	Směr.	chyba	t-podíl	p-hodnota	
ld_ERS_KURZ_1	0,00582080	0,0225363	0,2583	0,7971		
ld_ERS_KURZ_2	-0,0514279	0,0199884	-2,573	0,0127	**	
d_ERS_ROE_1	-0,736177	0,132863	-5,541	<0,0001	***	
d_ERS_ROE_2	-0,384150	0,148743	-2,583	0,0124	**	
Střední hodnota závisle proměnné	0,000097	Sm. odchylka závisle proměnné		0,032116		
Součet čtverců reziduí	0,037766	Sm. chyba regrese		0,025740		
Koeficient determinace	0,389744	Adjustovaný koeficient determinace		0,357625		
F(4, 57)	9,100846	P-hodnota(F)		9,34e-06		

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_KURZ F(2, 57) = 3,7361 [0,0299]

Všechny zpožděné proměnné d_ERS_ROE F(2, 57) = 15,794 [0,0000]

Všechny proměnné, zpoždění 2 F(2, 57) = 4,8836 [0,0110]

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Pro společnost Erste Group byly s obdobnou logikou tvořeny modely pro všechny vnitropodnikové ukazatele diskutovaných v kapitole 4.3. Tabulka 6 obsahuje zjednodušené výsledky pouze F-testů konstruovaných modelů. V prvním sloupci jsou zmíněny obě časové řady, které vstupují do modelu, zde tedy uvažujeme rozměr modelů VAR $m = 2$.

Druhý sloupec tabulky obsahuje p-hodnoty F-testu ukazující na kauzalitu ve směru působení účetní proměnné na kurz společnosti Erste, tedy výsledek kauzality v první rovnici. Třetí sloupec zobrazuje totéž pouze z pohledu kauzality změny kurzu na účetní proměnnou neboli výsledek druhé rovnice. Poslední sloupec tabulky informuje o řádu zpoždění vytvořeného modelu VAR. Rozšířená verze této tabulky pro všechny akciové společnosti pracující s obdobnou logikou je součástí následující kapitoly 6 na straně 58.

Tabulka 6: Grangerova kauzalita společnosti Erste Group

Vnitropodnikový ukazatel	ÚČETNÍ → KURZ	KURZ → ÚČETNÍ	Řád zpoždění
ERSTE			
Kurz ERSTE & EBIT	0,008***	0,471	2
Kurz ERSTE & EBITDA	0,008***	0,457	2
Kurz ERSTE & ROA	0,005***	0,358	2
Kurz ERSTE & ROE	0,001***	0,030**	2
Kurz ERSTE & ROCE	0,004***	0,368	2
Kurz ERSTE & CR	0,063*	0,964	2
Kurz ERSTE & CPK/A	0,009***	0,761	3
Kurz ERSTE & EPS	0,001***	0,025**	2
Kurz ERSTE & BVPS	0,060*	0,002***	4

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Podíváme-li se podrobně na jednotlivé kauzality pro případ společnosti Erste Group, v rámci ziskových ukazatelů EBIT a EBITDA není překvapivé, že kauzalita vychází ve stejném směru, a to vliv změny zisku na kurz Erste. V obou modelech hraje největší roli zisk v prvním zpoždění. Oba modely byly diagnostikovány jako VAR(2) a mají obecně velmi podobné charakteristiky, což je vzhledem k vysoké korelovanosti logické.

Porovnáme-li ukazatele rentability ROA a ROCE, vykazují obdobný směr kauzality na vývoj kurzu a tento směr je podpořen zejména díky prvním zpožděním vnitropodnikových ukazatelů v první z rovnic. Pro model ukazatele ROE bylo určeno jako statisticky významné také druhé zpoždění čtvrtletního kurzu na změnu vývoje v rentabilitě vlastního kapitálu, a tedy lze konstatovat zpětnou vazbu mezi oběma proměnnými. Model s proměnou ROE lze také v rámci diagnostiky považovat za vysoce kvalitní.

Pro skupinu proměnných ze sekce ukazatelů likvidity byla v případě ukazatele běžné likvidity CR detekována kauzalita ve směru na kurz, nicméně pouze pokud by byla uvažována zvýšená hladina významnosti 10 %. V modelu implementující čistý pracovní kapitál na hodnotu celkových aktiv CPK/A byly detekována také statisticky významné koeficienty v první z rovnic, konkrétně ve druhém a třetím zpoždění, a Grangerovskou kauzalitu lze přesvědčivě uvažovat ve směru na kurz akcie pro zvažovanou hladinu významnosti 5 %. Navíc vykazují oba tyto modely velmi kvalitní diagnostické vlastnosti.

Dokonce i pro poslední skupinu uvažovaných burzovních ukazatelů lze vykázat statisticky významný kauzální vztah v obousměrné formě, přestože v případě ukazatele zisku na akcii EPS je kauzalita změny EPS na kurz významnější než naopak. Opačný závěr o vyšším důrazu na kauzalitu kurzu akcie na ukazatel účetní hodnoty na akcii platí v případě VAR(4) modelu s vlastním kapitálem na akcii BVPS.

5.3 EC modely

Jak již bylo nastíněno v kapitole 5.1.3 modely VAR byly po jejich konstrukci testovány také pomocí Johansenových testů na přítomnost kointegrace. Existence kointegračních vztahů byla s pomocí testování Johansenovými testy prokázána pro některé z modelů společností ČEZ a O2. V tabulce 7 jsou obsaženy zásadní výsledky první varianty testu na kointegraci u proměnných, ve kterých došlo k zamítnutí nulové hypotézy, že hodnota matice je nulová, a zároveň nedošlo k zamítnutí hypotézy o jednotkové hodnotě matice, tedy byla prokázána přítomnost kointegrace.

V tabulce 7 je obsažen souhrnný výstup pro celkem 8 testovaných modelů společností ČEZ a O2, u kterých byla přítomnost kointegrace Johansenovým testem prokázána. Označení testovaných proměnných je vždy nad tabulkou s výsledky a v prvním sloupci je uvedena společnost, pro kterou je kointegrace testována. Zásadní informace z této tabulky je p-hodnota Johansenova testu v posledním sloupci.

Na základě tohoto testu bylo vytvořeno celkem šest EC modelů pro skupinu ČEZ a dva modely pro společnost O2. Řád zpoždění EC modelů byl určen na základě informačních kritérií obdobně jako pro model VAR zvýšený o jednotku a do EC modelů vstupují proměnné ve své úrovně podobě. Varianta EC testu, viz kapitola 3.1.2 na straně 28, byla opět volena na základě nejmenší hodnoty informačních kritérií a v případě rozporu mezi výsledky bylo přihlíženo k modelu s lepší diagnostikou.

Tabulka 7: Výsledky Johansenova testu pro vybrané proměnné O2 a ČEZ

Společnost	Proměnné vstupující do modelu			
O2	Kurz O2 & CR			
	Hodnost matice	Vlastní číslo	Test stopy matice	p-hodnota
	0	0,212	17,581	0,022
	1	0,035	2,308	0,129
	Kurz O2 & EBITDA			
	Hodnost matice	Vlastní číslo	Test stopy matice	p-hodnota
	0	0,222	16,980	0,028
	1	0,014	0,898	0,343
	Hodnost matice	Vlastní číslo	Test stopy matice	p-hodnota
	ČEZ	Kurz ČEZ & DA		
Hodnost matice		Vlastní číslo	Test stopy matice	p-hodnota
0		0,192	14,870	0,061
1		0,005	0,336	0,562
Kurz ČEZ & EPS				
Hodnost matice		Vlastní číslo	Test stopy matice	p-hodnota
0		0,178	14,894	0,060
1		0,033	2,166	0,141
Kurz ČEZ & ROE				
Hodnost matice		Vlastní číslo	Test stopy matice	p-hodnota
0		0,248	19,982	0,009
1		0,022	1,415	0,234
Kurz ČEZ & ROA				
Hodnost matice		Vlastní číslo	Test stopy matice	p-hodnota
0		0,236	17,543	0,023
1		0,001	0,044	0,833
Kurz ČEZ & ROCE				
Hodnost matice		Vlastní číslo	Test stopy matice	p-hodnota
0		0,287	22,105	0,003
1		0,001	0,051	0,821
Kurz ČEZ & EBIT				
Hodnost matice	Vlastní číslo	Test stopy matice	p-hodnota	
0	0,200	15,114	0,056	
1	0,010	0,647	0,421	

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Výstup EC modelu v softwaru Gretl bohužel neposkytuje obdobnou Grangerovskou analýzu jako v případě modelů VAR, tedy výstup v podobě F-testu pro nulová omezení. Proto budou možné kauzální vztahy vyhodnocovány pouze na základě statistické významnosti jednotlivých zpožděných proměnných v modelu. Při vyhodnocení kauzálních vztahů bylo nalezeno 5 modelů, v rámci nichž lze určitý stupeň kauzality uvažovat. Výsledky prvních rovnic těchto EC modelů jsou obsahem tabulky 8.

Z EC modelů vyplývá, že pro společnost ČEZ lze jako předstihový indikátor kurzu označit zejména ukazatel věřitelského rizika, vzhledem ke statisticky významnému koeficientu v modelu, konkrétně v prvním zpoždění. Plný výstup modelu je k nahlédnutí v příloze A. Ve zbylých EC modelech s ukazateli rentability ROA a ROCE pro skupinu ČEZ se již objevuje více zpoždění, nicméně statisticky významné je v obou modelech pouze první zpoždění na hladině významnosti 10 %.

Společnost O2 v rámci EC modelů vykazuje možnou kauzalitu pro ukazatele běžné likvidity CR a ziskové proměnné EBITDA, plný výstup viz přílohy B a C. Při porovnání těchto dvou modelů se jako kvalitnější jeví model v kombinaci s ukazatelem CR, protože významné koeficienty v první rovnici se vyskytují ve všech třech uvažovaných zpožděných. Kdežto pro EBITDA se významný koeficient vyskytuje pouze v prvním zpoždění s hladinou významnosti 5 %. Navíc se oba modely také z hlediska diagnostiky jeví jako kvalitně specifikované.

Tabulka 8: Souhrn první rovnice EC modelů z hlediska kauzality

ČEZ DA					
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	255,986	66,0807	3,874	0,0003	***
d_CEZ_KURZ_1	0,163162	0,109434	1,491	0,1409	
d_CEZ_DA_1	707,003	298,097	2,372	0,0207	**
EC1	-0,116718	0,0300924	-3,879	0,0003	***
ČEZ ROA					
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	119,531	35,4014	3,376	0,0013	***
d_CEZ_KURZ_1	0,335874	0,125951	2,667	0,0100	***
d_CEZ_KURZ_2	0,0773236	0,128366	0,6024	0,5493	
d_CEZ_KURZ_3	0,183054	0,121868	1,502	0,1386	
d_CEZ_ROA_1	-2308,70	1297,36	-1,780	0,0805	*
d_CEZ_ROA_2	-1289,94	1122,37	-1,149	0,2552	
d_CEZ_ROA_3	-1468,87	1047,96	-1,402	0,1664	
EC1	-0,307676	0,0895399	-3,436	0,0011	***
ČEZ ROCE					
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	124,194	38,0545	3,264	0,0019	***
d_CEZ_KURZ_1	0,357122	0,128756	2,774	0,0075	***
d_CEZ_KURZ_2	0,130857	0,133547	0,9799	0,3313	
d_CEZ_KURZ_3	0,206189	0,125439	1,644	0,1057	
d_CEZ_ROCE_1	-1669,55	993,355	-1,681	0,0983	*
d_CEZ_ROCE_2	-1063,90	851,510	-1,249	0,2166	
d_CEZ_ROCE_3	-1345,93	808,827	-1,664	0,1016	
EC1	-0,315827	0,0953484	-3,312	0,0016	***
O2 CR					
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	154,532	34,4853	4,481	<0,0001	***
d_O2_KURZ_1	0,292446	0,115775	2,526	0,0144	**
d_O2_KURZ_2	-0,0684164	0,122458	-0,5587	0,5786	
d_O2_KURZ_3	-0,126267	0,115563	-1,093	0,2793	
d_O2_CR_1	-53,9069	16,0079	-3,368	0,0014	***
d_O2_CR_2	-29,8902	15,0280	-1,989	0,0517	*
d_O2_CR_3	-21,7668	11,3022	-1,926	0,0593	*
EC1	-0,312633	0,0682421	-4,581	<0,0001	***
O2 EBITDA					
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	5,68996	4,88555	1,165	0,2491	
d_O2_KURZ_1	0,324744	0,127611	2,545	0,0137	**
d_O2_KURZ_2	0,0235545	0,132554	0,1777	0,8596	
d_O2_KURZ_3	-0,103995	0,125414	-0,8292	0,4105	
d_O2_EBITDA_1	-0,0120570	0,00500438	-2,409	0,0193	**
d_O2_EBITDA_2	-0,00540317	0,00427549	-1,264	0,2116	
d_O2_EBITDA_3	0,000135011	0,00324939	0,04155	0,9670	
EC1	-0,205060	0,0876815	-2,339	0,0229	**

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

6 ZHODNOCENÍ DOSAŽENÝCH VÝSLEDKŮ PRÁCE

Závěrečná kapitola práce poskytuje diskuzi nad získanými kauzálními vztahy a identifikuje zásadní vnitropodnikové ukazatele, které ovlivňují kurz vybraných akciových společností. Úvodem kapitoly jsou zmíněny veškeré modely VAR ukazující na určitý směr kauzality a následně jsou diskutovány odděleně jednotlivé akciové společnosti.

Pro lepší orientaci v kauzalitách byla vytvořena zjednodušená tabulka 9 obsahující statisticky významné výsledky Grangerovských kauzalit pro modely jednotlivých akciových společností. Vzhledem k tomu, že v rámci bankovních společností lze prokázat podstatně více kauzálně významných modelů než pro O2 či ČEZ, bylo navíc možné zkonstruovat několik komplexních modelů se třemi časovými řadami, které jsou obsahem tabulek 11 (strana 60) a 13 (strana 64).

Tabulka je rozdělena do čtyř bloků dle jednotlivých společností, které budou blíže diskutovány v následujících kapitolách. V tabulce jsou obsaženy p-hodnoty F-testů pro nulová omezení a informace o řádu zpoždění modelu VAR. Jedná se o rozšířenou verzi tabulky 5 na straně 53.

Tabulka 9: Grangerova kauzalita modelů VAR

Vnitropodnikový ukazatel	ÚČETNÍ → KURZ	KURZ → ÚČETNÍ	Řád zpoždění
ERSTE			
Kurz ERSTE & EBIT	0,008***	0,471	2
Kurz ERSTE & EBITDA	0,008***	0,457	2
Kurz ERSTE & ROA	0,005***	0,358	2
Kurz ERSTE & ROE	0,001***	0,030**	2
Kurz ERSTE & ROCE	0,004***	0,368	2
Kurz ERSTE & CR	0,063*	0,964	2
Kurz ERSTE & CPK/A	0,009***	0,761	3
Kurz ERSTE & EPS	0,001***	0,025**	2
Kurz ERSTE & BVPS	0,060*	0,002***	4
KB			
Kurz KB & EBIT	0,359	0,073*	3
Kurz KB & EBITDA	0,021**	0,143	4
Kurz KB & ROA	0,027**	0,207	4
Kurz KB & CR	0,019**	0,004***	3
Kurz KB & CPK	0,011**	0,856	4
Kurz KB & CPK/A	0,083*	0,307	1
O2			
Kurz O2 & BVPS	0,085*	0,05**	4
ČEZ			
Kurz ČEZ & BVPS	0,921	0,048**	4

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

6.1 Kauzalita Erste Group Bank

Ve skupině uvažovaných společností, které se primárně zabývají bankovní činností, se podařilo vytvořit z hlediska kauzality, jimiž se tato práce zejména zabývá, podstatně větší množství významných modelů než pro společnosti podnikající v jiných oborech. Jednoznačný důvod není plně znám, nicméně jako jednu z možností lze uvažovat, že obě bankovní společnosti poskytují svým klientům a investorům detailní statistiky finančního zdraví společnosti a široké investorské publikum má tímto prostor sledovat vývoj v rámci celého odvětví.

Zejména bankovní skupina Erste vykazuje kauzálně zajímavé výsledky, protože lze uvažovat celkem devět modelů VAR, viz tabulka 9 na straně 58 či kapitola 5.2.2. Omezíme-li uvažovanou hladinu významnosti potřebnou pro zamítnutí nulové hypotézy o statistické nevýznamnosti proměnných na 5 %, výběr je zredukován na modely s ukazateli EBIT, respektive EBITDA, ROA, ROE, ROCE, CPK/A a EPS. Z těchto modelů však jako nejlépe specifikované vychází modely s rentabilitou vlastního kapitálu ROE a poměru čistého pracovního kapitálu na aktivech CPK/A.

Tabulka 10: Výstup první rovnice VAR modelů Erste ROE a CPK/A

Rovnice 1: ERS_KURZ & ERS_CPK/A

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
ld_ERS_KURZ_1	0,256971	0,126908	2,025	0,0478	**
ld_ERS_KURZ_2	-0,204788	0,127770	-1,603	0,1148	
ld_ERS_KURZ_3	-0,0784607	0,125143	-0,6270	0,5333	
ld_ERS_CPK_A_1	-0,495348	1,00781	-0,4915	0,6251	
ld_ERS_CPK_A_2	-2,44755	1,01870	-2,403	0,0197	**
ld_ERS_CPK_A_3	-2,99729	1,01869	-2,942	0,0048	***

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_CPK_A $F(3, 54) = 4,2302 [0,0093]$

Rovnice 1: ERS_KURZ & ERS_ROE

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
ld_ERS_KURZ_1	0,439029	0,138985	3,159	0,0025	***
ld_ERS_KURZ_2	-0,230063	0,123272	-1,866	0,0671	*
d_ERS_ROE_1	1,96527	0,819388	2,398	0,0198	**
d_ERS_ROE_2	-1,13005	0,917322	-1,232	0,2230	

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné d_ERS_ROE $F(2, 57) = 8,488 [0,0006]$

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Tyto dva vybrané modely, respektive jejich první rovnice znázorňující kýženou kauzalitu, jsou obsahem tabulky 10. Kompletní výstupy modelů jsou uvedeny z přílohách D a E. Na vývoj kurzu Erste má nejvyšší vliv o půl roku a o 3 čtvrtletí zpožděná hodnota pracovního kapitálu

a hodnota rentability vlastního kapitálu z minulého čtvrtletí. Pro omezení výkyvů v kurzovém vývoji by se společnost Erste měla zaměřit zejména na tyto vnitropodnikové ukazatele.

Nicméně vzhledem k vysokému množství modelů, které projevují potenciální možnost pro kvalitní kauzální diagnostiku bylo přistoupeno také k hledání jednoho komplexního VAR modelu, který by zahrnoval dokonce tři vnitropodnikové ukazatele. Popařilo se zkonstruovat dva diagnosticky kvalitní modely, které by mohly být použity pro bližší popsání vývoje kurzu bankovní skupiny Erste. Tabulka 11 obsahuje první rovnice komplexních VAR modelů, tedy modelů s $m = 3$ časovými řadami.

Tabulka 11: Výstup první rovnice VAR modelů Erste ROE & CPK/A, EBIT & CPK/A

Rovnice 1: ERS_KURZ & ERS_ROE & ERS_CPK_A

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
ld_ERS_KURZ_1	0,447347	0,129266	3,461	0,0010	***
ld_ERS_KURZ_2	-0,189045	0,115871	-1,632	0,1085	
d_ERS_ROE_1	2,41673	0,775214	3,118	0,0029	***
d_ERS_ROE_2	-1,30685	0,857831	-1,523	0,1334	
ld_ERS_CPK_A_1	0,284149	0,906110	0,3136	0,7550	
ld_ERS_CPK_A_2	-2,92005	0,895447	-3,261	0,0019	***

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné d_ERS_ROE $F(2, 55) = 12,919 [0,0000]$

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_CPK_A $F(2, 55) = 5,516 [0,0066]$

Rovnice 1: ERS_KURZ & ERS_EBIT & ERS_ROE

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
ld_ERS_KURZ_1	0,452140	0,138004	3,276	0,0018	***
ld_ERS_KURZ_2	-0,273338	0,123845	-2,207	0,0315	**
d_ERS_EBIT_1	0,000275277	0,000144252	1,908	0,0616	*
d_ERS_EBIT_2	0,000212998	0,000142924	1,490	0,1419	
d_ERS_ROE_1	0,579090	1,08991	0,5313	0,5973	
d_ERS_ROE_2	-2,28874	1,11858	-2,046	0,0455	**

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné d_ERS_EBIT $F(2, 55) = 1,9877 [0,1467]$

Všechny zpožděné proměnné d_ERS_ROE $F(2, 55) = 4,8261 [0,0117]$

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Z hlediska kauzalit vychází v porovnání obou komplexních modelů lépe model s rentabilitou vlastního kapitálu ROE a čistého pracovního kapitálu CPK/A. Nicméně v obou modelech jsou všechny tři proměnné v určitém zpoždění statisticky významné. Vzhledem k tomu, že pro kurz společnosti Erste ve čtvrtletní periodě nelze identifikovat žádný kvalitní model ARIMA, tedy jednorozměrný proces modelující pouze kurz prostřednictvím svých zpožděných hodnot,

mohou výše zmíněné modely sloužit ke zkvalitnění popisu této časové řady.⁴ Oba komplexní modely jsou v plné verzi uvedeny v přílohách F a G.

6.2 Kauzalita Skupiny KB

Pro bankovní skupinu KB bylo identifikováno celkem pět modelů ukazující kauzalitu na vývoj čtvrtletního kurzu akcií. Vyjdeme-li opět z tabulky 9 na straně 58, proti ziskovým proměnným u společnosti Erste u tých ukazatelů pro Skupinu KB dochází ke konfliktu směrů kauzalit. Zatímco pro EBIT na hladině významnosti 10 % dochází k určení kauzality ve směru změny kurzu na zisk, změna ukazatele EBITDA má kauzální vliv na vývoj kurzu. Nicméně model s EBITDA vykazuje kauzalitu již pro 5% hladinu významnosti. Oba modely však vykazují jisté problémy z pohledu diagnostiky.

Ze skupiny ukazatelů rentability vyplývá kauzální vztah na vývoj kurzu pouze pro ukazatel ROA, nicméně statisticky významné koeficienty vykazuje VAR(4) model s konstantou pro všechny zpoždění v první rovnici. Ze skupiny ukazatelů likvidity vyšla statisticky významná kauzální vazba pro všechny uvažované ukazatele, tedy proměnné běžné likvidity CR, čistého pracovního kapitálu CPK a jeho podoby v podílu na aktivech CPK/A. Všechny tyto modely ukazují na kauzální vztah směrem na vývoj kurzu. Navíc CR vykazuje směr kauzality také v opačném směru a tento vztah lze označit za zpětnou vazbu.

Nicméně omezíme-li obdobně jako pro předcházející případ statistickou významnost na 5 %, a navíc budeme uvažovat pouze kvalitně diagnostikované modely, za předstihové ukazatele čtvrtletního kurzu lze považovat pouze rentabilitu aktiv ROA, běžnou likviditu CR a čistý pracovní kapitál CPK. Tabulka 12 obsahuje opět první rovnice modelů VAR konstruované s těmito proměnnými a kompletní výstup je součástí příloh H, I a J.

Z těchto modelů vychází nejlépe z hlediska statistické významnosti jednotlivých koeficientů model s rentabilitou aktiv ROA, z něhož vyplývá, že na vývoj kurzu KB mají vliv jednotlivé zpožděné hodnoty ROA až s ročním zpožděním. Pro zbylé dva uvažované ukazatele nedochází k tak rozsáhlému působení a největší roli hraje pouze zpoždění o jedno čtvrtletí, což by logickým zvážením měl být pravděpodobnější scénář než působení ukazatele až o rok zpět.

⁴ Respektive jediný konstruovatelný jednorozměrný model je model náhodné procházky.

Tabulka 12: Výstup první rovnice VAR modelů KB ROA, CR a CPK

Rovnice 1: KB_KURZ & KB_ROA

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,0149271	0,0128987	1,157	0,2531	
ld_KB_KURZ_1	0,196395	0,142369	1,379	0,1744	
ld_KB_KURZ_2	-0,0927778	0,139448	-0,6653	0,5092	
ld_KB_KURZ_3	-0,288848	0,143819	-2,008	0,0505	*
ld_KB_KURZ_4	-0,0841141	0,148207	-0,5675	0,5731	
ld_KB_ROA_1	0,237942	0,0935333	2,544	0,0144	**
ld_KB_ROA_2	0,312709	0,100478	3,112	0,0032	***
ld_KB_ROA_3	0,326421	0,0956059	3,414	0,0013	***
ld_KB_ROA_4	0,184427	0,0725742	2,541	0,0145	**

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_ROA $F(4, 46) = 3,028 [0,0268]$

Rovnice 1: KB_KURZ & KB_CR

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
ld_KB_KURZ_1	0,435528	0,139487	3,122	0,0030	***
ld_KB_KURZ_2	-0,141799	0,150253	-0,9437	0,3498	
ld_KB_KURZ_3	-0,231275	0,133760	-1,729	0,0900	*
ld_KB_CR_1	-0,142075	0,0536653	-2,647	0,0108	**
ld_KB_CR_2	0,0525562	0,0546977	0,9608	0,3413	
ld_KB_CR_3	-0,0460736	0,0554667	-0,8307	0,4101	

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_CR $F(3, 50) = 3,6161 [0,0193]$

Rovnice 1: KB_KURZ & KB_CPK

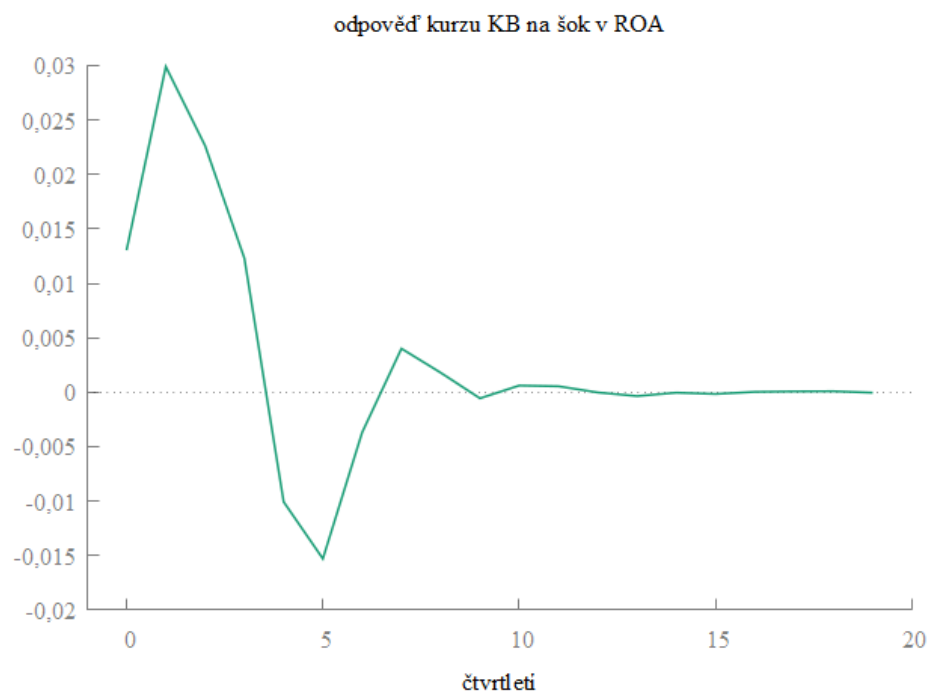
	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,00940044	0,0203543	0,4618	0,6464	
ld_KB_KURZ_1	0,473480	0,151131	3,133	0,0030	***
ld_KB_KURZ_2	-0,182585	0,162465	-1,124	0,2669	
ld_KB_KURZ_3	-0,175946	0,162231	-1,085	0,2838	
ld_KB_KURZ_4	0,0107734	0,147666	0,07296	0,9422	
ld_KB_CPK_1	-0,639387	0,351977	-1,817	0,0758	*
ld_KB_CPK_2	0,272687	0,399583	0,6824	0,4984	
ld_KB_CPK_3	-0,306034	0,399204	-0,7666	0,4472	
ld_KB_CPK_4	-0,0954135	0,389493	-0,2450	0,8076	

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_CPK $F(4, 46) = 2,6003 [0,0482]$

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

V každém případě by společnost KB měla klást zvlášť vysoký důraz na ukazatel rentability pro udržení stabilního kurzu svých akcií. Obrázek 7 vyobrazuje reakci čtvrtletního vývoje kurzu KB při šoku jedné směrodatné odchylky v rentabilitě aktiv. Z reakce lze tvrdit, že ke stabilizaci kurzu dochází až po devíti čtvrtletích, tedy více jak dvou letech. Také funkce reakce na impulz potvrdila nutnost udržení stabilizované hodnoty rentability aktiv pro omezení volatility kurzu.



*Obrázek 7: Reakce na impuls v ROA na kurz společnosti KB
Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl*

Vzhledem k většímu množství proměnných, které lze označit za předstihové indikátory kurzového vývoje byly také pro Komerční banku vytvořeny komplexní modely o třech proměnných, $m = 3$. Z porovnání několika možných modelů byl vybrán VAR(4) model zohledňující ukazatele zisku EBITDA a čistý pracovní kapitál CPK. Výsledek první rovnice je zobrazen v tabulce 13.

Zisk je v modelu významný zejména ve druhém a třetím čtvrtletí a ukazatel čistého pracovního kapitálu zase v prvním a třetím zpoždění. Kauzalitu na kurz akcií společnosti KB lze pro tento model prokázat na hladině významnosti 5 % pro oba zmíněné ukazatele. Model vykazuje dostačující výsledky z hlediska diagnostiky a minimálně za účely popisu dat vysvětluje tento model více z variability než jednorozměrný AR(2) model pracující pouze se zpožděnými hodnotami vývoje kurzu. Kompletní výstup modelu je uveden v příloze K.

Tabulka 13: Výstup první rovnice VAR modelů KB EBITDA & CPK

Rovnice 1: KB_KURZ & KB_EBITDA & ERS_CPK

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,0104410	0,0124672	0,8375	0,4071	
ld_KB_KURZ_1	0,472965	0,161878	2,922	0,0056	***
ld_KB_KURZ_2	-0,307690	0,148149	-2,077	0,0440	**
ld_KB_KURZ_3	-0,0616364	0,150411	-0,4098	0,6840	
ld_KB_KURZ_4	-0,235840	0,137744	-1,712	0,0942	*
ld_KB_EBITDA_1	0,0909800	0,0947779	0,9599	0,3426	
ld_KB_EBITDA_2	0,247234	0,0980926	2,520	0,0156	**
ld_KB_EBITDA_3	0,267730	0,105942	2,527	0,0154	**
ld_KB_EBITDA_4	0,106014	0,0766559	1,383	0,1740	
ld_ERS_CPK_1	-1,06134	0,387680	-2,738	0,0090	***
ld_ERS_CPK_2	0,339801	0,388043	0,8757	0,3862	
ld_ERS_CPK_3	-1,11069	0,417205	-2,662	0,0110	**
ld_ERS_CPK_4	0,507164	0,413399	1,227	0,2267	

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_EBITDA $F(4, 42) = 2,7973 [0,0380]$

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_CPK $F(4, 42) = 4,3994 [0,0046]$

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

6.3 Kauzalita O2 Czech Republic

Jak již bylo zmíněno výše, oproti bankovním společnostem se pro společnosti O2 či ČEZ nepodařilo v rámci modelů VAR zkonstruovat tolik modelů se statisticky významnou kauzalitou vnitropodnikových proměnných na vývoj čtvrtletního kurzu. Nicméně s využitím modelů EC u společnosti O2 bylo možné rozšířit závěry kauzalit.

Pro společnost O2 se podařilo zkonstruovat v rámci kauzalit smysluplné VAR modely pouze společně s ukazatelem vlastního kapitálu na akcii BVPS. Tedy kombinace s ostatními ze selekce vnitropodnikových proměnných, jež byly popsány v kapitole 4.3, nebyla pro O2 vyhodnocena jako statisticky významná.

Kauzální vztah v tomto modelu existuje dle VAR(4) s konstantou obousměrný, přičemž kauzalita působící na kurzový vývoj společnosti byla naměřena zejména díky ukazateli BVPS v prvním a velmi významně v druhém zpoždění. Model se navíc z hlediska diagnostiky jeví jako správně specifikovaný.

Výstup první rovnice je obsahem tabulky 14. Přestože v kauzalitě hraje významnou roli zpoždění v prvních dvou čtvrtletích, pro vyslovení závěru o kauzalitě je nutné zvýšit hladinu významnosti na 10 %. Společnost O2 by však jistě měla klást zvýšený důraz na poměr účetní hodnoty k množství emitovaných akcií, pokud chce udržet stabilní vývoj kurzu. Plný výstup modelu viz příloha L.

Tabulka 14: Výstup první rovnice VAR modelu O2 BVPS

Rovnice 1: O2_KURZ & O2_BVPS

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0,0211283	0,0111142	-1,901	0,0626	*
ld_O2_KURZ_1	0,357930	0,138611	2,582	0,0126	**
ld_O2_KURZ_2	-0,156737	0,148577	-1,055	0,2962	
ld_O2_KURZ_3	-0,139039	0,142689	-0,9744	0,3342	
ld_O2_KURZ_4	0,205778	0,134921	1,525	0,1331	
ld_O2_BVPS_1	-0,107702	0,0613513	-1,756	0,0848	*
ld_O2_BVPS_2	-0,176590	0,0639569	-2,761	0,0079	***
ld_O2_BVPS_3	-0,0652928	0,0652698	-1,000	0,3216	
ld_O2_BVPS_4	-0,0680249	0,0649357	-1,048	0,2995	

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_O2_BVPS $F(4, 54) = 2,1697 [0,0847]$

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

Kvalitně diagnostikované modely EC, a to zejména v předpokladech definovaných v kapitole 5.1, byly pro telekomunikační společnost vytvořeny s pomocí běžné likvidity CR a zisku před odpisy, úroky a zdaněním EBITDA. Již samotná nutnost konstrukce modelů EC naznačuje vztah ukazatelů a kurzu. Do modelů vstupují zjevně nestacionární časové řady, které se za určitý časový úsek společným působením stacionarizují. Vzhledem k výsledkům EC modelu lze čekat, že právě o čtvrtletí zpožděný zisk má kauzální vliv na další vývoj kurzu.

6.4 Kauzalita Skupiny ČEZ

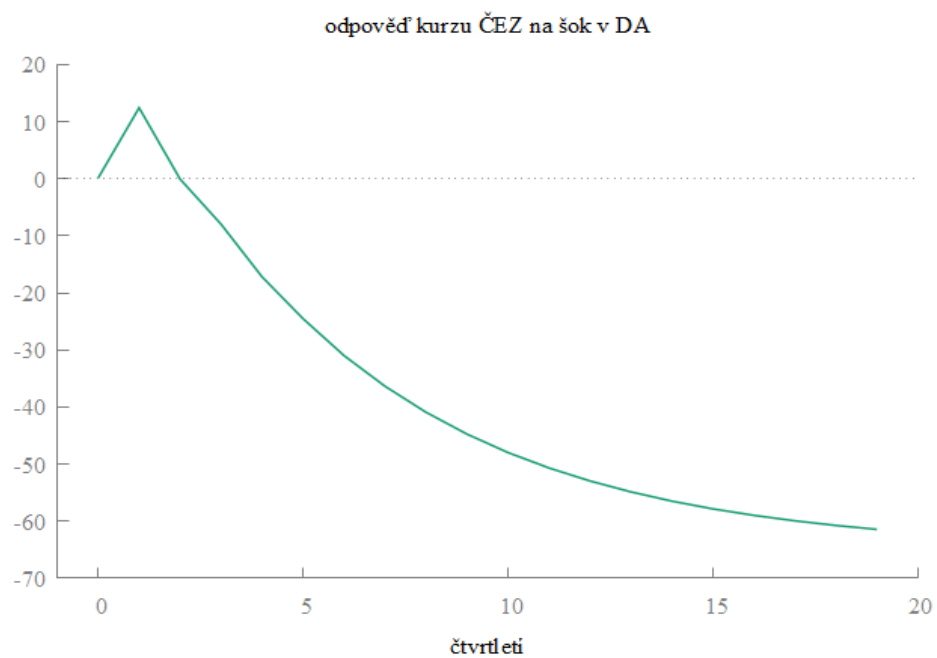
Obdobně jako u společnosti O2, také pro ČEZ bylo možné kauzalitu v modelech VAR vyzporovat pro ukazatel vlastního kapitálu na akcii BVPS. Konstruován byl opět VAR(4) model, tentokrát bez konstanty, v rámci něhož lze konstatovat kauzální vztah kurzu na ukazatel BVPS, nicméně pouze v prvním zpoždění kurzové proměnné, tedy opačný vliv než je primárně hledán.

Na vysokém řádu zpoždění 4 se shodla všechna informační kritéria zejména kvůli statisticky významné hodnotě čtvrtého zpoždění v druhé rovnici. Při tomto zpoždění však vzniká z hlediska autokorelace nekorektní model. Pokud přistoupíme k nižšímu řádu zpoždění, kauzalita zcela zaniká.

V rámci kvalitně diagnostikovaných modelů VAR se tedy nepodařilo nalézt kauzální vztah mezi žádným z vybraných ukazatelů. Lepších výsledků bylo dosaženo při konstrukci modelů EC. U celkem šesti proměnných bylo nutné s ohledem na přítomnost kointegrace vytvořit namísto VAR modely EC.

Jako kvalitně diagnostikovaný a zároveň model ukazující na kauzalitu působí EC model s využitím proměnné věřitelského rizika DA. Z modelu vychází závěr, že o čtvrtletí zpožděný ukazatel DA lze označit jako předstihový ukazatel vývoje kurzu. Chce-li ČEZ ponechat stabilní vývoj kurzu, je tedy vhodné pozorovat poměr cizího kapitálu na celkovém objemu aktiv.

Pokud bychom chtěli předvídat možnou reakci kurzu na šok právě v ukazateli věřitelského rizika, z reakce na impulz, která je viditelná z obrázku 8, dochází v tempu růstu proměnné DA po půl roce při šoku jedné směrodatné odchylky, k velmi razantní změně trendu kurzu skupiny ČEZ. K ustálení procesu přitom dochází až po několikaleté prodlevě.



Obrázek 8: Reakce na impulz v DA na kurz společnosti ČEZ
Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl

ZÁVĚR

Tato diplomová práce se zabývá vyhodnocením vztahů mezi vývojem tržní hodnoty akciových společností a vybranými vnitropodnikovými ukazateli. Přičemž stěžejním cílem práce bylo nalezení finančních ukazatelů, které mají kauzální vliv na vývoj kurzu a lze v souvislosti s nimi hovořit o předstihových indikátorech kurzových změn.

Mezi vybrané podniky byly zařazeny společnosti obchodované na Prime marketu Burzy cenných papírů Praha z oblasti bankovníctví (Erste Group Bank a Komerční banka) i sektorů nebankovního charakteru (Skupina ČEZ a O2 Czech Republic). Porovnáme-li mezi sebou skupiny společností podnikající v oboru bankovníctví a společností mimobankovních, výrazně vyšší počet kvalitně specifikovaných modelů VAR bylo možné sestrojít právě pro bankovní společnosti Komerční banku a Erste.

Při odhlédnutí od kvalitně diagnostikovaných modelů bylo možné pro Erste zkonstruovat celkem devět kauzálně významných modelů, mezi nimiž byly zástupci všech skupin vybraných ukazatelů. Po omezení na správnou specifikaci modelů dochází k vyčlenění zejména dvou předstihových indikátorů, čistého pracovního kapitálu na akcii a rentability vlastního kapitálu. Obdobným způsobem byla zdůrazněna kauzalita u tří ukazatelů kauzálně působících na kurz Komerční banky, a to rentability aktiv, běžné likvidity a čistého pracovního kapitálu.

Vzhledem k výhodě většího množství modelů se statisticky významnou kauzalitou bylo možné u bankovních společností vytvořit souhrnné modely zlepšující popis časových řad a ukazující na kauzalitu v obou vnitropodnikových ukazatelích, přičemž kurz společnosti Erste byl modelován s pomocí rentability vlastního kapitálu a čistého pracovního kapitálu na aktiva, a společnosti KB na základě zisku EBITDA a čistého pracovního kapitálu.

Dosud publikované výzkumy jako Chhipa (2016) a Gharaibeh (2021) uvádějí v souvislosti s bankovními společnostmi pro kauzalitu významné ukazatele zisk na akcii a poměr ceny akcie k zisku. Žádná z těchto proměnných však nevyšla v této práci z pohledu kauzalit jako statisticky významná. Se závěry Gharaibeh (2021) se však shoduje výsledek kauzality u společnosti KB pro rentabilitu aktiv ROA.

Na rozdíl od bankovních společností bylo možné pro firmy ČEZ a O2 konstruovat mimo modelů VAR také EC modely, což samo o sobě naznačuje provázanost ukazatelů zejména v dlouhém období. Zaměříme-li se na skupinu ČEZ, prostřednictvím EC modelů lze jako předstihový indikátor kurzu označit věřitelské riziko, a rentability aktiv a investovaného

kapitálu. Oba ukazatelé rentability se však jako významné jeví pouze na uvažované hladině významnosti 10 %. Samotné VAR modely neprokázali žádnou kauzalitu směrem na kurz společnosti.

Pro skupinu O2 bylo zkonstruováno více modelů ukazujících na kauzalitu. Jedná se o VAR model v kombinaci s ukazatelem vlastního kapitálu na akcii, či EC modely běžné likvidity a zisku v podobě EBITDA. Zejména EC model s oběžnou likviditou vykazuje významnou schopnost popisu vývoje kurzu této společnosti.

Porovnáme-li výsledky s pracemi Mohamed (2021), Fama (1992) a Sharif (2015), obdobně jako u skupiny bankovních společností zde nedochází k prokázání kauzality proměnných zisku na akcii nebo tzv. P/E ratio. Investoři se tedy při investičním rozhodování s velkou pravděpodobností řídí jinými než burzovními ukazateli a o to více je třeba zdůraznit nutnost poskytování kvalitních účetních dat investorskému publiku.

Na druhou stranu lze s výše zmíněnými výzkumy spatřit podobnost v kauzalitě ukazatelů účetní hodnoty podniku připadající na akcii. V přímém rozporu je naopak kauzalita ukazatele ROA na kurz skupiny ČEZ s prací Mohamed (2021), ve které byla právě rentabilita aktiv označena za nejhorší možný prediktor budoucího vývoje kurzu.

Jako limitaci práce lze spatřovat nemožnost zkonstruovat kvalitní predikční modely. Přestože bylo nalezeno poměrně značné množství proměnných kauzálně působících na kurzy akcií, ani pomocí modelů VAR se třemi proměnnými nebylo možné vytvořit předpovědi, které by měly jakoukoliv vypovídající hodnotu.

Tímto lze vyvodit záměr o potvrzení teorie efektivního trhu, přestože v rámci kauzalit se podařilo odhalit některé možné předstihové indikátory budoucího vývoje. Problém by bylo možné vyřešit využitím dat s vyšší frekvencí, například v podobě měsíčních přírůstků nebo denních záznamů. To by však bylo nutně podmíněno získáním podnikových dat přímo od akciových společností, a nikoliv z účetních závěrek, které mají zpravidla pouze kvartální charakter.

Nicméně pro každou z vybraných společností se podařilo nalézt alespoň jeden ukazatel, který může pomoci k určení budoucí směru vývoje kurzu a zejména pro bankovní společnosti bylo možné nalézt některé souhrnné modely, které velmi kvalitně popisují časovou řadu kurzu Skupin Erste a KB, tedy lépe než pouhé jednorozměrné modely. Kdy například pro společnost Erste lze konstruovat pouze jednorozměrný model náhodné procházky.

POUŽITÁ LITERATURA

- [1] About us. *Erste Group Bank AG* [online]. ©2022a [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.erstegroup.com/en/about-us>
- [2] About us. *Prague Stock Exchange* [online]. ©2022a [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.pse.cz/en/about-us>
- [3] Akcie – Vztahy s investory. *O2 Czech Republic* [online]. ©2022a [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.o2.cz/spolecnost/akcie/>
- [4] ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing, 2009. ISBN 9788086946856.
- [5] CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 2008. ISBN 9788086929439.
- [6] COTTRELL, Allin a Riccardo LUCCHETTI *Gretl User's Guide: Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library* [online]. 2020 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <http://gretl.sourceforge.net/gretl-help/gretl-guide.pdf>
- [7] Česká spořitelna, a.s. *Česká spořitelna významně digitalizuje pojistné produkty a potvrzuje pozici lídra v bankopojištění: Tisková zpráva* [online]. 04.11.2021a [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.csas.cz/cs/o-nas/pro-media/tiskove-zpravy/2021/11/04/ceska-sporitelna-vyznamne-digitalizuje-pojistne-produkty-a-potvrzuje-pozici-lidra-v-bankopojistenih>
- [8] Česká spořitelna, a.s. *Všeobecná prezentace o Finanční správě ČS* [online]. 2021b [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: https://www.csas.cz/static_internet/cs/Obecne_informace/FSCS/CSPrilohy/vseobecna-prezentace.pdf
- [9] Česká spořitelna, a.s. *Zotavení obchodní výkonnosti a solidní kvalita aktiv přetrvávají: Tisková zpráva* [online]. 2022 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: https://www.csas.cz/static_internet/cs/Redakce/Ostatni/Ostatni_IE/Prilohy/press-release-q1-3-2021-final.pdf
- [10] ČEZ, a. s. *Investorská prezentace, listopad 2021: Čistá energie zítřka* [online]. 2021 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.cez.cz/webpublic/file/edee/ospol/fileexport/investors/investment-stories/2021-11-investment-story-published-cz.pdf>
- [11] ČEZ, a. s. *Výroční zpráva 2015* [online]. 2015 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.cez.cz/cs/pro-investory/hospodarske-vysledky/vyrocnih-zpravy>

- [12] Dceřiné společnosti ČEZ v zahraničí. *ČEZ, a. s.* [online]. ©2022a [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.cez.cz/cs/o-cez/cez>
- [13] Dividendy – Vztahy s investory. *O2 Czech Republic* [online]. ©2022b [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.o2.cz/spolecnost/dividendy/>
- [14] ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. 3rd ed. Hoboken: Wiley, 2010. xiv, 516. ISBN 9780470505397
- [15] Erste Group Bank AG. *Erste Bank stock split effective on 8 July 2004: Investor information* [online]. 01.07.2004 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: https://cdn0.erstegroup.com/content/dam/at/eh/www_erstegroup_com/en/Investor_Relations/2004/News_en/IR_News_040701en.pdf?forceDownload=1
- [16] Fakta a výsledky, základní informace. *Komerční banka* [online]. ©2022a [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.kb.cz/cs/o-bance/vse-o-kb/fakta-a-vysledky#financniskupinakb>
- [17] FAMA, Eugene F. a Kenneth R. FRENCH. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance* [online]. 1992, **47**, 427-465 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x>
- [18] GAZDÍK, Roman. ČEZ, a.s. *Spotřeba elektřiny v Česku v loňském roce stoupla o víc než 5 procent. Je už výše, než byl před-covidový rok 2019: Tisková zpráva* [online]. 1. 2. 2022 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.cez.cz/cs/pro-media/tiskove-zpravy/spotreba-elektriny-v-cesku-v-lonskem-roce-stoupla-o-vic-nez-5-procent.-je-uz-vyse-nez-byl-pred-covidovy-rok-2019-154901>
- [19] GHARAIBEH, Omar K. a Mahmoud A. JARADAT. Determinants of Stock Prices in Jordanian Banks: An Empirical Study of 2006-2018. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business* [online]. 2021, **8**, 349-356 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://doi.org/10.13106/jafeb.2021.vol8.no7.0349>
- [20] HAUGEN, Robert A. a Lemma W. SENBET. The Insignificance of Bankruptcy Costs to the Theory of Optimal Capital Structure. *The Journal of Finance* [online]. 1978, **32**(2), 383–393 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://doi.org/10.2307/2326557>
- [21] HORÁKOVÁ, Alice. ČEZ, a. s. *Z 10 000 na pět desítek: ČEZ už dohledal 99,5 % odběratelů, kterým se nedařilo doručit informaci o tom, že jsou v režimu DPI: Tisková zpráva* [online]. 1. 2. 2022 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.cez.cz/cs/pro-media/tiskove-zpravy/z-10-000-na-pet-desitek-cez-uz-dohledal-995-odberatelu-kterym-se-nedarilo-dorucit-informaci-o-tom-ze-jsou-v-rezimu-dpi-154792>

- [22] CHHIPA, Muhammad A. a Agha A. NABI. Factors Affecting Share Prices of Banking sector of Pakistan. *Journal of Economic Info* [online]. 2016, 3(1), 1-5 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://doi.org/10.31580/jei.v3i1.82>
- [23] Komerční banka. *Hospodářské výsledky ke dni 31. 12. 2021: Regulační informace* [online]. 10. 2. 2022b [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.kb.cz/cs/o-bance/pro-investory/novinky/hospodarske-vysledky-ke-dni-31-12-2021>
- [24] MODIGLIANI, Franco a Merton H. MILLER. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review* [online]. 1958, 48(3), 261–297 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/1809766>
- [25] MOHAMED, Elfadil A., Ibrahim E. AHMED, Riyadh MEHDI a Hanan HUSSAIN. Impact of corporate performance on stock price predictions in the UAE markets: Neuro-fuzzy model. *Intelligent Systems in Accounting, Finance and Management* [online]. 2021, 28(1), 52-71 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1002/isaf.1484>
- [26] MRKVIČKA, Josef a Pavel KOLÁŘ. *Finanční analýza*. 2. přeprac. a rozš. vyd. Praha: ASPI, 2006. Vzdělávání účetních v ČR. Učebnice, 14. ISBN 80-7357-219-2.
- [27] MUSÍLEK, Petr. *Finanční trhy a investiční bankovníctví*. Praha: ETC Publishing, 1999. 520 s. Manager - podnikatel. ISBN 80-86006-78-6.
- [28] NEVYHOŠTĚNÝ, Jan. Komerční banka. *Banka Erste se řítí do velké ztráty. Kvůli dluhopisům a Mad'arům*. [online]. 10.10.2011 17:29 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: https://www.lidovky.cz/byznys/banka-erste-se-riti-do-velke-ztraty-kvuli-dluhopisum-a-madarum.A111010_094121_firmy-trhy_nev
- [29] O Společnosti: ČEZ, a. s. *ČEZ, a. s.* [online]. ©2022b [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.cez.cz/cs/o-cez/cez>
- [30] O2 Czech Republic a.s. *Tisková zpráva O2 za tři čtvrtletí: Zpomalující růst výnosů a očekávané výdaje do výstavby sítě 5G* [online]. 2021a [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.o2.cz/spolecnost/informacni-povinnost/>
- [31] O2 Czech Republic a.s. *Zpráva o udržitelném rozvoji 2020*. [online]. 2021b [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: https://www.o2.cz/file_conver/681553/O2_Nefinancni_report_2020_CZ_FINAL.pdf
- [32] Patria Online, a.s. *Akcie Komerční banky se již tento čtvrtek rozdělí v poměru 5:1* [online]. 09.05.2016 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.patria.cz/zpravodajstvi/3203038/akcie-komercni-banky-se-jiz-tento-ctvrtek-rozdeli-v-pomeru-51.html>

- [33] POŠTA, Vít. Estimates of structural unemployment rates at a regional level: example of the Czech economy. *Business and Economic Horizons* [online]. 2018, **14**(5), 970-987 [cit. 2022-03-05]. ISSN 18045006. Dostupné z: doi:10.15208/beh.2018.66
- [34] Prime Market. *Prague Stock Exchange* [online]. ©2022b [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.pse.cz/obchodovani/trhy/prime-market>
- [35] Profil ČEZ. *ČEZ, a. s.* [online]. ©2022c [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.cez.cz/cs/o-cez/profil-cez>
- [36] REJNUŠ, Oldřich. Finanční trhy. 4., aktual. a rozšířené. Praha: Grada Publishing, dotisk 2017. 768 s. Profesionál, 3593. ISBN 978-80-247-3671-6.
- [37] RENDLEMAN, Richard J., Charles P. JONES a Henry A. LATANÉ. Empirical anomalies based on unexpected earnings and the importance of risk adjustments. *Journal of Financial Economics* [online]. 1982, **10**(3), 269-287 [cit. 2022-03-05]. ISSN 0304405X. Dostupné z: doi:10.1016/0304-405X(82)90003-4
- [38] SHARIF, Taimur, Harsh PUROHIT a Rekha PILLAI. Analysis of Factors Affecting Share Prices: The Case of Bahrain Stock Exchange. *International Journal of Economics and Finance* [online]. 2015, **7**(3) [cit. 2022-03-05]. ISSN 1916-9728. Dostupné z: doi:10.5539/ijef.v7n3p207
- [39] SLOAN, Cory. Determinants of American Stock Prices on a Firm-Specific Level. *The Park Place Economist*: 2012, **20**, 17 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://digitalcommons.iwu.edu/parkplace/vol20/iss1/17>
- [40] TESAŘ, Martin. Patria Online, a.s. *ČEZ splnil snížené cíle pro rok 2012, letos čeká další pokles. Dohoda o uhlí ale může pomoci.* [online]. 28.02.2013 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://www.patria.cz/zpravodajstvi/2277160/cez-splnil-snizene-cile-pro-rok-2012-letos-ceka-dalsi-pokles.html>
- [41] TINL, Karel. Hospodářské noviny. *Panika na akciích O2: V reakci na štěpení společnosti spadly k historickému dnu* [online]. 2. 3. 2015 [cit. 2022-03-05]. Dostupné z: <https://byznys.hn.cz/c1-63618960-panika-na-akciich-o2-v-reakci-na-stepeni-spolecnosti-spadly-k-historickemu-dnu>
- [42] VESELÁ, Jitka. Investování na kapitálových trzích. 3. vydání. Praha: Wolters Kluwer, 2019. 950 s. ISBN 9788075982124.
- [43] WATTS, Ross L., Harsh PUROHIT a Rekha PILLAI. Systematic 'abnormal' returns after quarterly earnings announcements: The Case of Bahrain Stock Exchange. *Journal of Financial Economics* [online]. 1978, **6**(2-3), 127-150 [cit. 2022-03-05]. ISSN 0304405X. Dostupné z: doi:10.1016/0304-405X(78)90027-2

PŘÍLOHY

Příloha A – EC model kurzu ČEZ a věřitelského rizika

Příloha B – EC model kurzu O2 a běžné likvidity

Příloha C – EC model kurzu O2 a EBITDA

Příloha D – VAR(3) model kurzu Erste a čistého kapitálu na aktiva

Příloha E – VAR(2) model kurzu Erste a rentability vlastního kapitálu

Příloha F – Komplexní VAR(2) model kurzu Erste, rentability vlastního kapitálu a čistého kapitálu na aktiva

Příloha G – Komplexní VAR(2) model kurzu Erste, EBIT a rentability vlastního kapitálu

Příloha H – VAR(4) model kurzu KB a rentability aktiv

Příloha I – VAR(3) model kurzu KB a běžné likvidity

Příloha J – VAR(4) model kurzu KB a čistého pracovního kapitálu

Příloha K – Komplexní VAR(4) model kurzu KB, EBITDA a čistého pracovního kapitálu

Příloha L – VAR(4) model kurzu O2 a vlastní kapitálu na akcii

Příloha A – EC model kurzu ČEZ a věřitelského rizika

VECM systém, řád zpoždění 2

Maximální věrohodnost odhady, pozorování 2004:4-2021:3 (T = 68)

Pořadí kointegrace = 1

Případ 3: Neomezená konstanta

beta (kointegrační vektory, směrodatné chyby v závorkách)

CEZ_KURZ 1,0000
(0,00000)

CEZ_DA 2687,0
(999,00)

alpha (adjustační vektory)

CEZ_KURZ -0,00000

CEZ_DA 5,0000

Logaritmus věrohodnosti = -248,97812

Determinant kovarianční matice = 5,192067

AIC = 7,5582

BIC = 7,8193

HQC = 7,6616

Rovnice 1: d_CEZ_KURZ

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	255,986	66,0807	3,874	0,0003	***
d_CEZ_KURZ_1	0,163162	0,109434	1,491	0,1409	
d_CEZ_DA_1	707,003	298,097	2,372	0,0207	**
EC1	-0,116718	0,0300924	-3,879	0,0003	***

Střední hodnota závisle proměnné	6,429820	Sm. odchylka závisle proměnné	84,95653
Součet čtverců reziduí	359873,8	Sm. chyba regrese	74,98686
Koeficient determinace	0,255813	Adjustovaný koeficient determinace	0,220929
rho (koeficient autokorelace)	0,031248	Durbin-Watsonova statistika	1,936252

Rovnice 2: d_CEZ_DA

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-0,00405624	0,0284514	-0,1426	0,8871	
d_CEZ_KURZ_1	6,12434e-05	4,71176e-05	1,300	0,1983	
d_CEZ_DA_1	-0,277343	0,128348	-2,161	0,0345	**
EC1	5,82747e-06	1,29564e-05	0,4498	0,6544	

Střední hodnota závisle proměnné	0,007445	Sm. odchylka závisle proměnné	0,033114
Součet čtverců reziduí	0,066713	Sm. chyba regrese	0,032286
Koeficient determinace	0,091957	Adjustovaný koeficient determinace	0,049392
rho (koeficient autokorelace)	0,009711	Durbin-Watsonova statistika	1,758564

Kovarianční matice křížových rovnic:

	CEZ_KURZ	CEZ_DA
CEZ_KURZ	5292,3	0,0030157
CEZ_DA	0,0030157	0,00098107
determinant =	5,19207	

Příloha B – EC model kurzu O2 a běžné likvidity

VECM systém, řád zpoždění 4

Maximální věrohodnost odhady, pozorování 2005:4-2021:3 (T = 64)

Pořadí kointegrace = 1

Případ 4: Omezený trend, neomezená konstanta

beta (kointegrační vektory, směrodatné chyby v závorkách)

O2_KURZ 1,0000
(0,00000)

O2_CR -183,25
(53,680)

trend 5,8325
(0,51022)

alpha (adjustační vektory)

O2_KURZ -0,31263

O2_CR -0,0014293

Logaritmus věrohodnosti = -290,14221

Determinant kovarianční matice = 29,701276

AIC = 9,6294

BIC = 10,2366

HQC = 9,8686

Rovnice 1: d_O2_KURZ

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	154,532	34,4853	4,481	<0,0001	***
d_O2_KURZ_1	0,292446	0,115775	2,526	0,0144	**
d_O2_KURZ_2	-0,0684164	0,122458	-0,5587	0,5786	
d_O2_KURZ_3	-0,126267	0,115563	-1,093	0,2793	
d_O2_CR_1	-53,9069	16,0079	-3,368	0,0014	***
d_O2_CR_2	-29,8902	15,0280	-1,989	0,0517	*
d_O2_CR_3	-21,7668	11,3022	-1,926	0,0593	*
EC1	-0,312633	0,0682421	-4,581	<0,0001	***

Střední hodnota závisle proměnné -3,089583 Sm. odchylka závisle proměnné 28,07924

Součet čtverců reziduí 31244,32 Sm. chyba regrese 23,83440

Koeficient determinace 0,370987 Adjustovaný koeficient determinace 0,279494

rho (koeficient autokorelace) -0,008261 Durbin-Watsonova statistika 1,962784

Rovnice 2: d_O2_CR

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	0,721771	0,386076	1,870	0,0669	*
d_O2_KURZ_1	-0,00250460	0,00129614	-1,932	0,0585	*
d_O2_KURZ_2	0,00181584	0,00137097	1,324	0,1908	
d_O2_KURZ_3	-5,69991e-05	0,00129377	-0,04406	0,9650	
d_O2_CR_1	-0,907666	0,179215	-5,065	<0,0001	***
d_O2_CR_2	-0,633979	0,168245	-3,768	0,0004	***
d_O2_CR_3	-0,484693	0,126532	-3,831	0,0003	***
EC1	-0,00142931	0,000763997	-1,871	0,0667	*

Střední hodnota závisle proměnné	0,003228	Sm. odchylka závisle proměnné	0,358437
Součet čtverců reziduí	3,916063	Sm. chyba regrese	0,266835
Koeficient determinace	0,516181	Adjustovaný koeficient determinace	0,445807
rho (koeficient autokorelace)	0,062176	Durbin-Watsonova statistika	1,858026

Kovarianční matice křížových rovnic:

	O2_KURZ	O2_CR
O2_KURZ	488,19	0,41289
O2_CR	0,41289	0,061188

determinant = 29,7013

Příloha C – EC model kurzu O2 a EBITDA

VECM systém, řád zpoždění 4

Maximální věrohodnost odhady, pozorování 2005:4-2021:3 (T = 64)

Pořadí kointegrace = 1

Případ 3: Neomezená konstanta

beta (kointegrační vektory, směrodatné chyby v závorkách)

O2_KURZ 1,0000
(0,00000)

O2_EBITDA -0,00000
(0,00000)

alpha (adjustační vektory)

O2_KURZ -0,00000

O2_EBITDA 9,0000

Logaritmus věrohodnosti = -828,46285

Determinant kovarianční matice = 6,0076238e+008

AIC = 26,3895

BIC = 26,9292

HQC = 26,6021

Rovnice 1: d_O2_KURZ

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	5,68996	4,88555	1,165	0,2491	
d_O2_KURZ_1	0,324744	0,127611	2,545	0,0137	**
d_O2_KURZ_2	0,0235545	0,132554	0,1777	0,8596	
d_O2_KURZ_3	-0,103995	0,125414	-0,8292	0,4105	
d_O2_EBITDA_1	-0,0120570	0,00500438	-2,409	0,0193	**
d_O2_EBITDA_2	-0,00540317	0,00427549	-1,264	0,2116	
d_O2_EBITDA_3	0,000135011	0,00324939	0,04155	0,9670	
EC1	-0,205060	0,0876815	-2,339	0,0229	**

Střední hodnota závisle proměnné	-3,089583	Sm. odchylka závisle proměnné	28,07924
Součet čtverců reziduí	37869,69	Sm. chyba regrese	26,00470
Koeficient determinace	0,237604	Adjustovaný koeficient determinace	0,142304
rho (koeficient autokorelace)	0,033067	Durbin-Watsonova statistika	1,879279

Rovnice 2: d_O2_EBITDA

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-546,556	207,665	-2,632	0,0109	**
d_O2_KURZ_1	-6,83369	5,42423	-1,260	0,2130	
d_O2_KURZ_2	-1,63846	5,63431	-0,2908	0,7723	
d_O2_KURZ_3	-2,93537	5,33085	-0,5506	0,5841	
d_O2_EBITDA_1	-0,235343	0,212716	-1,106	0,2733	
d_O2_EBITDA_2	-0,227358	0,181734	-1,251	0,2161	
d_O2_EBITDA_3	-0,157656	0,138118	-1,141	0,2585	
EC1	9,82920	3,72698	2,637	0,0108	**

Střední hodnota závisle proměnné	-58,00000	Sm. odchylka závisle proměnné	1398,538
Součet čtverců reziduí	68421109	Sm. chyba regrese	1105,353
Koeficient determinace	0,444734	Adjustovaný koeficient determinace	0,375326
rho (koeficient autokorelace)	0,003035	Durbin-Watsonova statistika	1,988720

Kovarianční matice křížových rovnic:

	O2_KURZ	O2_EBITDA
O2_KURZ	591,71	5641,6
O2_EBITDA	5641,6	1,0691e+006

determinant = 6,00762e+008

Příloha D – VAR(3) model kurzu Erste a čistého kapitálu na aktiva

VAR systém, řád zpoždění 3
 OLS odhady, pozorování 2006:4-2021:3 (T = 60)
 Logaritmus věrohodnosti = 171,62415
 Determinant kovarianční matice = 1,1234074e-005
 AIC = -5,3208
 BIC = -4,9019
 HQC = -5,1570
 Portmanteův test: LB(15) = 56,2711, df = 48 [0,1929]

Rovnice 1: ld_ERS_KURZ

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
ld_ERS_KURZ_1	0,256971	0,126908	2,025	0,0478	**
ld_ERS_KURZ_2	-0,204788	0,127770	-1,603	0,1148	
ld_ERS_KURZ_3	-0,0784607	0,125143	-0,6270	0,5333	
ld_ERS_CPK_A_1	-0,495348	1,00781	-0,4915	0,6251	
ld_ERS_CPK_A_2	-2,44755	1,01870	-2,403	0,0197	**
ld_ERS_CPK_A_3	-2,99729	1,01869	-2,942	0,0048	***

Střední hodnota závisle proměnné	-0,006859	Sm. odchylka závisle proměnné	0,192511
Součet čtverců reziduí	1,507505	Sm. chyba regrese	0,167083
Koeficient determinace	0,311452	Adjustovaný koeficient determinace	0,247698
F(6, 54)	4,070990	P-hodnota(F)	0,001940
rho (koeficient autokorelace)	0,057024	Durbin-Watsonova statistika	1,872209

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_KURZ F(3, 54) = 2,4329 [0,0749]

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_CPK_A F(3, 54) = 4,2302 [0,0093]

Všechny proměnné, zpoždění 3 F(2, 54) = 4,4855 [0,0158]

Rovnice 2: ld_ERS_CPK_A

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>
ld_ERS_KURZ_1	-0,0143447	0,0169441	-0,8466	0,4010
ld_ERS_KURZ_2	-0,00518512	0,0170591	-0,3040	0,7623
ld_ERS_KURZ_3	-0,00270253	0,0167084	-0,1617	0,8721
ld_ERS_CPK_A_1	-0,138890	0,134557	-1,032	0,3066
ld_ERS_CPK_A_2	-0,00448317	0,136011	-0,03296	0,9738
ld_ERS_CPK_A_3	-0,188236	0,136010	-1,384	0,1721

Střední hodnota závisle proměnné	0,000847	Sm. odchylka závisle proměnné	0,022104
Součet čtverců reziduí	0,026873	Sm. chyba regrese	0,022308
Koeficient determinace	0,069128	Adjustovaný koeficient determinace	-0,017064
F(6, 54)	0,668355	P-hodnota(F)	0,675469
rho (koeficient autokorelace)	-0,003099	Durbin-Watsonova statistika	1,715156

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_KURZ F(3, 54) = 0,38915 [0,7613]

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_CPK_A F(3, 54) = 1,0839 [0,3638]

Všechny proměnné, zpoždění 3 F(2, 54) = 0,96621 [0,3870]

Příloha E – VAR(2) model kurzu Erste a rentability vlastního kapitálu

VAR systém, řád zpoždění 2

OLS odhady, pozorování 2006:3-2021:3 (T = 61)

Logaritmus věrohodnosti = 170,02211

Determinant kovarianční matice = 1,3004052e-005

AIC = -5,3122

BIC = -5,0354

HQC = -5,2037

Portmanteův test: LB(15) = 73,1217, df = 52 [0,0283]

Rovnice 1: ld_ERS_KURZ

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
ld_ERS_KURZ_1	0,439029	0,138985	3,159	0,0025	***
ld_ERS_KURZ_2	-0,230063	0,123272	-1,866	0,0671	*
d_ERS_ROE_1	1,96527	0,819388	2,398	0,0198	**
d_ERS_ROE_2	-1,13005	0,917322	-1,232	0,2230	

Střední hodnota závisle proměnné	-0,006958	Sm. odchylka závisle proměnné	0,190902
Součet čtverců reziduí	1,436394	Sm. chyba regrese	0,158745
Koeficient determinace	0,343982	Adjustovaný koeficient determinace	0,309455
F(4, 57)	7,471958	P-hodnota(F)	0,000065
rho (koeficient autokorelace)	0,015261	Durbin-Watsonova statistika	1,968594

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_KURZ F(2, 57) = 5,1562 [0,0087]

Všechny zpožděné proměnné d_ERS_ROE F(2, 57) = 8,488 [0,0006]

Všechny proměnné, zpoždění 2 F(2, 57) = 1,921 [0,1558]

Rovnice 2: d_ERS_ROE

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
ld_ERS_KURZ_1	0,00582080	0,0225363	0,2583	0,7971	
ld_ERS_KURZ_2	-0,0514279	0,0199884	-2,573	0,0127	**
d_ERS_ROE_1	-0,736177	0,132863	-5,541	<0,0001	***
d_ERS_ROE_2	-0,384150	0,148743	-2,583	0,0124	**

Střední hodnota závisle proměnné	0,000097	Sm. odchylka závisle proměnné	0,032116
Součet čtverců reziduí	0,037766	Sm. chyba regrese	0,025740
Koeficient determinace	0,389744	Adjustovaný koeficient determinace	0,357625
F(4, 57)	9,100846	P-hodnota(F)	9,34e-06
rho (koeficient autokorelace)	0,011157	Durbin-Watsonova statistika	1,966120

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_KURZ F(2, 57) = 3,7361 [0,0299]

Všechny zpožděné proměnné d_ERS_ROE F(2, 57) = 15,794 [0,0000]

Všechny proměnné, zpoždění 2 F(2, 57) = 4,8836 [0,0110]

Příloha F – Komplexní VAR(2) model kurzu Erste, rentability vlastního kapitálu a čistého kapitálu na aktiva

VAR systém, řád zpoždění 2
 OLS odhady, pozorování 2006:3-2021:3 (T = 61)
 Logaritmus věrohodnosti = 327,10647
 Determinant kovarianční matice = 4,414225e-009
 AIC = -10,1346
 BIC = -9,5118
 HQC = -9,8905
 Portmanteův test: LB(15) = 145,156, df = 117 [0,0398]

Rovnice 1: ld_ERS_KURZ

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
ld_ERS_KURZ_1	0,447347	0,129266	3,461	0,0010	***
ld_ERS_KURZ_2	-0,189045	0,115871	-1,632	0,1085	
d_ERS_ROE_1	2,41673	0,775214	3,118	0,0029	***
d_ERS_ROE_2	-1,30685	0,857831	-1,523	0,1334	
ld_ERS_CPK_A_1	0,284149	0,906110	0,3136	0,7550	
ld_ERS_CPK_A_2	-2,92005	0,895447	-3,261	0,0019	***

Střední hodnota závisle proměnné	-0,006958	Sm. odchylka závisle proměnné	0,190902
Součet čtverců reziduí	1,196416	Sm. chyba regrese	0,147489
Koeficient determinace	0,453582	Adjustovaný koeficient determinace	0,403908
F(6, 55)	7,609272	P-hodnota(F)	5,70e-06
rho (koeficient autokorelace)	-0,056880	Durbin-Watsonova statistika	2,110218

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_KURZ F(2, 55) = 6,0058 [0,0044]

Všechny zpožděné proměnné d_ERS_ROE F(2, 55) = 12,919 [0,0000]

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_CPK_A F(2, 55) = 5,516 [0,0066]

Všechny proměnné, zpoždění 2 F(3, 55) = 4,9654 [0,0040]

Rovnice 2: d_ERS_ROE

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
ld_ERS_KURZ_1	0,00569134	0,0216878	0,2624	0,7940	
ld_ERS_KURZ_2	-0,0441602	0,0194405	-2,272	0,0270	**
d_ERS_ROE_1	-0,673142	0,130063	-5,176	<0,0001	***
d_ERS_ROE_2	-0,421101	0,143924	-2,926	0,0050	***
ld_ERS_CPK_A_1	0,215815	0,152024	1,420	0,1614	
ld_ERS_CPK_A_2	-0,302297	0,150235	-2,012	0,0491	**

Střední hodnota závisle proměnné	0,000097	Sm. odchylka závisle proměnné	0,032116
Součet čtverců reziduí	0,033678	Sm. chyba regrese	0,024745
Koeficient determinace	0,455804	Adjustovaný koeficient determinace	0,406331
F(6, 55)	7,677750	P-hodnota(F)	5,14e-06
rho (koeficient autokorelace)	0,006503	Durbin-Watsonova statistika	1,970517

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_KURZ $F(2, 55) = 2,8754 [0,0649]$

Všechny zpožděné proměnné d_ERS_ROE $F(2, 55) = 13,393 [0,0000]$

Všechny zpožděné proměnné $ld_ERS_CPK_A$ $F(2, 55) = 3,3382 [0,0428]$

Všechny proměnné, zpoždění 2 $F(3, 55) = 4,8653 [0,0045]$

Rovnice 3: $ld_ERS_CPK_A$

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>
$ld_ERS_KURZ_1$	-0,00984281	0,0193027	-0,5099	0,6121
$ld_ERS_KURZ_2$	-0,00170632	0,0173025	-0,09862	0,9218
$d_ERS_ROE_1$	0,147364	0,115759	1,273	0,2084
$d_ERS_ROE_2$	0,000855969	0,128096	0,006682	0,9947
$ld_ERS_CPK_A_1$	-0,111076	0,135305	-0,8209	0,4152
$ld_ERS_CPK_A_2$	-0,0195245	0,133713	-0,1460	0,8844
Střední hodnota závisle proměnné	0,000815	Sm. odchylka závisle proměnné		0,021920
Součet čtverců reziduí	0,026678	Sm. chyba regrese		0,022024
Koeficient determinace	0,075927	Adjustovaný koeficient determinace		-0,008080
$F(6, 55)$	0,753184	P-hodnota(F)		0,609597
rho (koeficient autokorelace)	-0,002497	Durbin-Watsonova statistika		2,004417

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_KURZ $F(2, 55) = 0,18998 [0,8275]$

Všechny zpožděné proměnné d_ERS_ROE $F(2, 55) = 1,1925 [0,3112]$

Všechny zpožděné proměnné $ld_ERS_CPK_A$ $F(2, 55) = 0,33922 [0,7138]$

Všechny proměnné, zpoždění 2 $F(3, 55) = 0,012221 [0,9981]$

Příloha G – Komplexní VAR(2) model kurzu Erste, EBIT a rentability

vlastního kapitálu

VAR systém, řád zpoždění 2
 OLS odhady, pozorování 2006:3-2021:3 (T = 61)
 Logaritmus věrohodnosti = -212,11074
 Determinant kovarianční matice = 0,21030828
 AIC = 7,5446
 BIC = 8,1675
 HQC = 7,7887
 Portmanteův test: LB(15) = 142,325, df = 117 [0,0557]

Rovnice 1: ld_ERS_KURZ

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
ld_ERS_KURZ_1	0,452140	0,138004	3,276	0,0018	***
ld_ERS_KURZ_2	-0,273338	0,123845	-2,207	0,0315	**
d_ERS_EBIT_1	0,000275277	0,000144252	1,908	0,0616	*
d_ERS_EBIT_2	0,000212998	0,000142924	1,490	0,1419	
d_ERS_ROE_1	0,579090	1,08991	0,5313	0,5973	
d_ERS_ROE_2	-2,28874	1,11858	-2,046	0,0455	**

Střední hodnota závisle proměnné	-0,006958	Sm. odchylka závisle proměnné	0,190902
Součet čtverců reziduí	1,339571	Sm. chyba regrese	0,156064
Koeficient determinace	0,388202	Adjustovaný koeficient determinace	0,332584
F(6, 55)	5,816497	P-hodnota(F)	0,000096
rho (koeficient autokorelace)	-0,013608	Durbin-Watsonova statistika	2,023397

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_KURZ F(2, 55) = 5,7452 [0,0054]

Všechny zpožděné proměnné d_ERS_EBIT F(2, 55) = 1,9877 [0,1467]

Všechny zpožděné proměnné d_ERS_ROE F(2, 55) = 4,8261 [0,0117]

Všechny proměnné, zpoždění 2 F(3, 55) = 2,4039 [0,0773]

Rovnice 2: d_ERS_EBIT

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
ld_ERS_KURZ_1	95,6741	173,451	0,5516	0,5835	
ld_ERS_KURZ_2	-147,360	155,655	-0,9467	0,3479	
d_ERS_EBIT_1	-0,606817	0,181303	-3,347	0,0015	***
d_ERS_EBIT_2	-0,277583	0,179634	-1,545	0,1280	
d_ERS_ROE_1	304,738	1369,86	0,2225	0,8248	
d_ERS_ROE_2	257,221	1405,89	0,1830	0,8555	

Střední hodnota závisle proměnné	7,873241	Sm. odchylka závisle proměnné	218,5521
Součet čtverců reziduí	2116089	Sm. chyba regrese	196,1488
Koeficient determinace	0,262605	Adjustovaný koeficient determinace	0,195569
F(6, 55)	3,264482	P-hodnota(F)	0,008107
rho (koeficient autokorelace)	-0,014229	Durbin-Watsonova statistika	1,993584

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné $ld_ERS_KURZF(2, 55) = 0,46024 [0,6335]$

Všechny zpožděné proměnné $d_ERS_EBITF(2, 55) = 5,63 [0,0060]$

Všechny zpožděné proměnné $d_ERS_ROEF(2, 55) = 0,026279 [0,9741]$

Všechny proměnné, zpoždění 2 $F(3, 55) = 1,2424 [0,3032]$

Rovnice 3: d_ERS_ROE

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
$ld_ERS_KURZ_1$	0,00873965	0,0230004	0,3800	0,7054	
$ld_ERS_KURZ_2$	-0,0546365	0,0206406	-2,647	0,0106	**
$d_ERS_EBIT_1$	1,44401e-05	2,40417e-05	0,6006	0,5506	
$d_ERS_EBIT_2$	-6,32038e-06	2,38204e-05	-0,2653	0,7917	
$d_ERS_ROE_1$	-0,812388	0,181650	-4,472	<0,0001	***
$d_ERS_ROE_2$	-0,377248	0,186428	-2,024	0,0479	**

Střední hodnota závisle proměnné	0,000097	Sm. odchylka závisle proměnné	0,032116
Součet čtverců reziduí	0,037210	Sm. chyba regrese	0,026010
Koeficient determinace	0,398739	Adjustovaný koeficient determinace	0,344079
$F(6, 55)$	6,079064	P-hodnota(F)	0,000062
rho (koeficient autokorelace)	0,016530	Durbin-Watsonova statistika	1,955463

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné $ld_ERS_KURZ F(2, 55) = 3,8693 [0,0268]$

Všechny zpožděné proměnné $d_ERS_EBIT F(2, 55) = 0,41141 [0,6647]$

Všechny zpožděné proměnné $d_ERS_ROE F(2, 55) = 10,515 [0,0001]$

Všechny proměnné, zpoždění 2 $F(3, 55) = 3,4526 [0,0226]$

Příloha H – VAR(4) model kurzu KB a rentability aktiv

VAR systém, řád zpoždění 4

OLS odhady, pozorování 2008:1-2021:3 (T = 55)

Logaritmus věrohodnosti = 102,44106

Determinant kovarianční matice = 8,2651014e-005

AIC = -3,0706

BIC = -2,4136

HQC = -2,8165

Portmanteův test: LB(13) = 44,18, df = 36 [0,1644]

Rovnice 1: ld_KB_KURZ

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	0,0149271	0,0128987	1,157	0,2531	
ld_KB_KURZ_1	0,196395	0,142369	1,379	0,1744	
ld_KB_KURZ_2	-0,0927778	0,139448	-0,6653	0,5092	
ld_KB_KURZ_3	-0,288848	0,143819	-2,008	0,0505	*
ld_KB_KURZ_4	-0,0841141	0,148207	-0,5675	0,5731	
ld_KB_ROA_1	0,237942	0,0935333	2,544	0,0144	**
ld_KB_ROA_2	0,312709	0,100478	3,112	0,0032	***
ld_KB_ROA_3	0,326421	0,0956059	3,414	0,0013	***
ld_KB_ROA_4	0,184427	0,0725742	2,541	0,0145	**

Střední hodnota závisle proměnné -0,000669 Sm. odchylka závisle proměnné 0,100783

Součet čtverců reziduí 0,353888 Sm. chyba regrese 0,087711

Koeficient determinace 0,354798 Adjustovaný koeficient determinace 0,242589

F(8, 46) 3,161942 P-hodnota(F) 0,006155

rho (koeficient autokorelace) 0,168258 Durbin-Watsonova statistika 1,608459

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_KURZ F(4, 46) = 2,8846 [0,0326]

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_ROA F(4, 46) = 3,028 [0,0268]

Všechny proměnné, zpoždění 4 F(2, 46) = 3,2981 [0,0459]

Rovnice 2: ld_KB_ROA

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-0,0410361	0,0184706	-2,222	0,0313	**
ld_KB_KURZ_1	0,162126	0,203868	0,7952	0,4306	
ld_KB_KURZ_2	-0,173682	0,199685	-0,8698	0,3889	
ld_KB_KURZ_3	0,417475	0,205944	2,027	0,0485	**
ld_KB_KURZ_4	-0,327617	0,212227	-1,544	0,1295	
ld_KB_ROA_1	-0,675252	0,133937	-5,042	<0,0001	***
ld_KB_ROA_2	-0,448075	0,143882	-3,114	0,0032	***
ld_KB_ROA_3	-0,238019	0,136905	-1,739	0,0888	*
ld_KB_ROA_4	0,117217	0,103924	1,128	0,2652	

Střední hodnota závisle proměnné -0,028979 Sm. odchylka závisle proměnné 0,203275

Součet čtverců reziduí 0,725659 Sm. chyba regrese 0,125599

Koeficient determinace 0,674785 Adjustovaný koeficient determinace 0,618226

F(8, 46) 11,93062 P-hodnota(F) 5,11e-09

rho (koeficient autokorelace) 0,206306 Durbin-Watsonova statistika 1,486970

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné $ld_KB_KURZF(4, 46) = 1,5393 [0,2066]$

Všechny zpožděné proměnné $ld_KB_ROAF(4, 46) = 22,02 [0,0000]$

Všechny proměnné, zpoždění 4 $F(2, 46) = 1,3797 [0,2619]$

Příloha I – VAR(3) model kurzu KB a běžné likvidity

VAR systém, řád zpoždění 3
 OLS odhady, pozorování 2007:4-2021:3 (T = 56)
 Logaritmus věrohodnosti = 89,724023
 Determinant kovarianční matice = 0,00013911863
 AIC = -2,7759
 BIC = -2,3419
 HQC = -2,6076
 Portmanteův test: LB(14) = 40,7018, df = 44 [0,6138]

Rovnice 1: ld_KB_KURZ

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
ld_KB_KURZ_1	0,435528	0,139487	3,122	0,0030	***
ld_KB_KURZ_2	-0,141799	0,150253	-0,9437	0,3498	
ld_KB_KURZ_3	-0,231275	0,133760	-1,729	0,0900	*
ld_KB_CR_1	-0,142075	0,0536653	-2,647	0,0108	**
ld_KB_CR_2	0,0525562	0,0546977	0,9608	0,3413	
ld_KB_CR_3	-0,0460736	0,0554667	-0,8307	0,4101	

Střední hodnota závisle proměnné	-0,000223	Sm. odchylka závisle proměnné	0,099919
Součet čtverců reziduí	0,370764	Sm. chyba regrese	0,086112
Koeficient determinace	0,324789	Adjustovaný koeficient determinace	0,257268
F(6, 50)	4,008487	P-hodnota(F)	0,002363
rho (koeficient autokorelace)	-0,000042	Durbin-Watsonova statistika	1,950485

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_KURZF(3, 50) = 5,57 [0,0022]

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_CRF(3, 50) = 3,6161 [0,0193]

Všechny proměnné, zpoždění 3 F(2, 50) = 2,2087 [0,1205]

Rovnice 2: ld_KB_CR

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
ld_KB_KURZ_1	-0,211448	0,251773	-0,8398	0,4050	
ld_KB_KURZ_2	-0,0879852	0,271205	-0,3244	0,7470	
ld_KB_KURZ_3	-0,797321	0,241435	-3,302	0,0018	***
ld_KB_CR_1	-0,626954	0,0968654	-6,472	<0,0001	***
ld_KB_CR_2	-0,656153	0,0987289	-6,646	<0,0001	***
ld_KB_CR_3	-0,609387	0,100117	-6,087	<0,0001	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,007405	Sm. odchylka závisle proměnné	0,248559
Součet čtverců reziduí	1,207949	Sm. chyba regrese	0,155432
Koeficient determinace	0,644832	Adjustovaný koeficient determinace	0,609315
F(6, 50)	15,12976	P-hodnota(F)	8,78e-10
rho (koeficient autokorelace)	0,096673	Durbin-Watsonova statistika	1,748493

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_KURZF(3, 50) = 5,0448 [0,0039]

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_CRF(3, 50) = 24,362 [0,0000]

Všechny proměnné, zpoždění 3 F(2, 50) = 29,069 [0,0000]

Příloha J – VAR(4) model kurzu KB a čistého pracovního kapitálu

VAR systém, řád zpoždění 4
 OLS odhady, pozorování 2008:1-2021:3 (T = 55)
 Logaritmus věrohodnosti = 173,72239
 Determinant kovarianční matice = 6,1877937e-006
 AIC = -5,6626
 BIC = -5,0057
 HQC = -5,4086
 Portmanteův test: LB(13) = 27,207, df = 36 [0,8542]

Rovnice 1: ld_KB_KURZ

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	0,00940044	0,0203543	0,4618	0,6464	
ld_KB_KURZ_1	0,473480	0,151131	3,133	0,0030	***
ld_KB_KURZ_2	-0,182585	0,162465	-1,124	0,2669	
ld_KB_KURZ_3	-0,175946	0,162231	-1,085	0,2838	
ld_KB_KURZ_4	0,0107734	0,147666	0,07296	0,9422	
ld_KB_CPK_1	-0,639387	0,351977	-1,817	0,0758	*
ld_KB_CPK_2	0,272687	0,399583	0,6824	0,4984	
ld_KB_CPK_3	-0,306034	0,399204	-0,7666	0,4472	
ld_KB_CPK_4	-0,0954135	0,389493	-0,2450	0,8076	

Střední hodnota závisle proměnné	-0,000669	Sm. odchylka závisle proměnné	0,100783
Součet čtverců reziduí	0,364624	Sm. chyba regrese	0,089032
Koeficient determinace	0,335224	Adjustovaný koeficient determinace	0,219611
F(8, 46)	2,899533	P-hodnota(F)	0,010548
rho (koeficient autokorelace)	0,007563	Durbin-Watsonova statistika	1,951477

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_KURZF(4, 46) = 3,6993 [0,0108]

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_CPKF(4, 46) = 2,6003 [0,0482]

Všechny proměnné, zpoždění 4 F(2, 46) = 0,030262 [0,9702]

Rovnice 2: ld_KB_CPK

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	0,0208491	0,00767505	2,716	0,0093	***
ld_KB_KURZ_1	0,0477322	0,0569874	0,8376	0,4066	
ld_KB_KURZ_2	0,0182726	0,0612612	0,2983	0,7668	
ld_KB_KURZ_3	-0,00353652	0,0611732	-0,05781	0,9541	
ld_KB_KURZ_4	0,0287399	0,0556809	0,5162	0,6082	
ld_KB_CPK_1	-0,426894	0,132721	-3,216	0,0024	***
ld_KB_CPK_2	-0,309958	0,150672	-2,057	0,0454	**
ld_KB_CPK_3	-0,314408	0,150529	-2,089	0,0423	**
ld_KB_CPK_4	0,475605	0,146867	3,238	0,0022	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,013626	Sm. odchylka závisle proměnné	0,049982
Součet čtverců reziduí	0,051844	Sm. chyba regrese	0,033571
Koeficient determinace	0,615698	Adjustovaný koeficient determinace	0,548863
F(8, 46)	9,212203	P-hodnota(F)	1,84e-07
rho (koeficient autokorelace)	-0,012589	Durbin-Watsonova statistika	1,995495

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné $ld_KB_KURZF(4, 46) = 0,33014 [0,8563]$

Všechny zpožděné proměnné $ld_KB_CPKF(4, 46) = 13,665 [0,0000]$

Všechny proměnné, zpoždění 4 $F(2, 46) = 5,9797 [0,0049]$

Příloha K – Komplexní VAR(4) model kurzu KB, EBITDA a čistého pracovního kapitálu

VAR systém, řád zpoždění 4
 OLS odhady, pozorování 2008:1-2021:3 (T = 55)
 Logaritmus věrohodnosti = 247,85716
 Determinant kovarianční matice = 2,4450412e-008
 AIC = -7,5948
 BIC = -6,1714
 HQC = -7,0444
 Portmanteův test: LB(13) = 91,5565, df = 81 [0,1983]

Rovnice 1: ld_KB_KURZ

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	0,0104410	0,0124672	0,8375	0,4071	
ld_KB_KURZ_1	0,472965	0,161878	2,922	0,0056	***
ld_KB_KURZ_2	-0,307690	0,148149	-2,077	0,0440	**
ld_KB_KURZ_3	-0,0616364	0,150411	-0,4098	0,6840	
ld_KB_KURZ_4	-0,235840	0,137744	-1,712	0,0942	*
ld_KB_EBITDA_1	0,0909800	0,0947779	0,9599	0,3426	
ld_KB_EBITDA_2	0,247234	0,0980926	2,520	0,0156	**
ld_KB_EBITDA_3	0,267730	0,105942	2,527	0,0154	**
ld_KB_EBITDA_4	0,106014	0,0766559	1,383	0,1740	
ld_ERS_CPK_1	-1,06134	0,387680	-2,738	0,0090	***
ld_ERS_CPK_2	0,339801	0,388043	0,8757	0,3862	
ld_ERS_CPK_3	-1,11069	0,417205	-2,662	0,0110	**
ld_ERS_CPK_4	0,507164	0,413399	1,227	0,2267	

Střední hodnota závisle proměnné	-0,000669	Sm. odchylka závisle proměnné	0,100783
Součet čtverců reziduí	0,247224	Sm. chyba regrese	0,076722
Koeficient determinace	0,549265	Adjustovaný koeficient determinace	0,420484
F(12, 42)	4,265101	P-hodnota(F)	0,000216
rho (koeficient autokorelace)	0,045940	Durbin-Watsonova statistika	1,810946

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_KURZ F(4, 42) = 5,0699 [0,0020]

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_EBITDA F(4, 42) = 2,7973 [0,0380]

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_CPK F(4, 42) = 4,3994 [0,0046]

Všechny proměnné, zpoždění 4 F(3, 42) = 1,5553 [0,2144]

Rovnice 2: ld_KB_EBITDA

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	0,0113956	0,0181899	0,6265	0,5344	
ld_KB_KURZ_1	-0,0241745	0,236183	-0,1024	0,9190	
ld_KB_KURZ_2	0,176684	0,216152	0,8174	0,4183	
ld_KB_KURZ_3	0,197414	0,219452	0,8996	0,3735	
ld_KB_KURZ_4	-0,270318	0,200971	-1,345	0,1858	
ld_KB_EBITDA_1	-0,587280	0,138283	-4,247	0,0001	***
ld_KB_EBITDA_2	-0,431378	0,143119	-3,014	0,0044	***
ld_KB_EBITDA_3	-0,103768	0,154572	-0,6713	0,5057	
ld_KB_EBITDA_4	0,197550	0,111842	1,766	0,0846	*
ld_ERS_CPK_1	-0,346612	0,565632	-0,6128	0,5433	
ld_ERS_CPK_2	-1,23803	0,566162	-2,187	0,0344	**
ld_ERS_CPK_3	0,448447	0,608710	0,7367	0,4654	
ld_ERS_CPK_4	-0,494046	0,603156	-0,8191	0,4174	

Střední hodnota závisle proměnné	-0,013028	Sm. odchylka závisle proměnné	0,184041
Součet čtverců reziduí	0,526275	Sm. chyba regrese	0,111939
Koeficient determinace	0,712266	Adjustovaný koeficient determinace	0,630057
F(12, 42)	8,664026	P-hodnota(F)	5,77e-08
rho (koeficient autokorelace)	0,258814	Durbin-Watsonova statistika	1,374016

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_KURZ $F(4, 42) = 1,1404 [0,3508]$

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_EBITDA $F(4, 42) = 20,483 [0,0000]$

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_CPK $F(4, 42) = 1,5321 [0,2104]$

Všechny proměnné, zpoždění 4 $F(3, 42) = 1,6143 [0,2004]$

Rovnice 3: ld_ERS_CPK

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	0,00530736	0,00468646	1,132	0,2639	
ld_KB_KURZ_1	0,0112210	0,0608503	0,1844	0,8546	
ld_KB_KURZ_2	-0,0505401	0,0556895	-0,9075	0,3693	
ld_KB_KURZ_3	-0,0442638	0,0565396	-0,7829	0,4381	
ld_KB_KURZ_4	-0,0588641	0,0517782	-1,137	0,2620	
ld_KB_EBITDA_1	0,0489250	0,0356272	1,373	0,1770	
ld_KB_EBITDA_2	0,148678	0,0368732	4,032	0,0002	***
ld_KB_EBITDA_3	0,109193	0,0398239	2,742	0,0089	***
ld_KB_EBITDA_4	0,0355566	0,0288151	1,234	0,2241	
ld_ERS_CPK_1	-0,139346	0,145730	-0,9562	0,3444	
ld_ERS_CPK_2	0,230414	0,145866	1,580	0,1217	
ld_ERS_CPK_3	0,00131647	0,156828	0,008394	0,9933	
ld_ERS_CPK_4	0,321757	0,155397	2,071	0,0446	**

Střední hodnota závisle proměnné	0,010287	Sm. odchylka závisle proměnné	0,034822
Součet čtverců reziduí	0,034933	Sm. chyba regrese	0,028840
Koeficient determinace	0,466488	Adjustovaný koeficient determinace	0,314056
F(12, 42)	3,060298	P-hodnota(F)	0,003571
rho (koeficient autokorelace)	-0,003245	Durbin-Watsonova statistika	1,981422

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_KURZ $F(4, 42) = 1,2793$ [0,2934]

Všechny zpožděné proměnné ld_KB_EBITDA $F(4, 42) = 6,724$ [0,0003]

Všechny zpožděné proměnné ld_ERS_CPK $F(4, 42) = 1,703$ [0,1674]

Všechny proměnné, zpoždění 4 $F(3, 42) = 1,9668$ [0,1336]

Příloha L – VAR(4) model kurzu O2 a vlastní kapitálu na akcii

VAR systém, řád zpoždění 4

OLS odhady, pozorování 2006:1-2021:3 (T = 63)

Logaritmus věrohodnosti = 108,43689

Determinant kovarianční matice = 0,0001096524

AIC = -2,8710

BIC = -2,2587

HQC = -2,6302

Portmanteův test: LB(15) = 43,7095, df = 44 [0,4840]

Rovnice 1: ld_O2_KURZ

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-0,0211283	0,0111142	-1,901	0,0626	*
ld_O2_KURZ_1	0,357930	0,138611	2,582	0,0126	**
ld_O2_KURZ_2	-0,156737	0,148577	-1,055	0,2962	
ld_O2_KURZ_3	-0,139039	0,142689	-0,9744	0,3342	
ld_O2_KURZ_4	0,205778	0,134921	1,525	0,1331	
ld_O2_BVPS_1	-0,107702	0,0613513	-1,756	0,0848	*
ld_O2_BVPS_2	-0,176590	0,0639569	-2,761	0,0079	***
ld_O2_BVPS_3	-0,0652928	0,0652698	-1,000	0,3216	
ld_O2_BVPS_4	-0,0680249	0,0649357	-1,048	0,2995	

Střední hodnota závisle proměnné -0,010335 Sm. odchylka závisle proměnné 0,089074

Součet čtverců reziduí 0,336018 Sm. chyba regrese 0,078883

Koeficient determinace 0,316921 Adjustovaný koeficient determinace 0,215724

F(8, 54) 3,131722 P-hodnota(F) 0,005561

rho (koeficient autokorelace) -0,033555 Durbin-Watsonova statistika 2,063966

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné ld_O2_KURZ F(4, 54) = 2,7194 [0,0390]

Všechny zpožděné proměnné ld_O2_BVPS F(4, 54) = 2,1697 [0,0847]

Všechny proměnné, zpoždění 4 F(2, 54) = 1,3029 [0,2801]

Rovnice 2: ld_O2_BVPS

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-0,0336856	0,0241107	-1,397	0,1681	
ld_O2_KURZ_1	0,161025	0,300697	0,5355	0,5945	
ld_O2_KURZ_2	0,741887	0,322318	2,302	0,0252	**
ld_O2_KURZ_3	0,234647	0,309545	0,7580	0,4517	
ld_O2_KURZ_4	0,133960	0,292693	0,4577	0,6490	
ld_O2_BVPS_1	-0,297327	0,133093	-2,234	0,0296	**
ld_O2_BVPS_2	-0,348556	0,138746	-2,512	0,0150	**
ld_O2_BVPS_3	-0,218027	0,141594	-1,540	0,1294	
ld_O2_BVPS_4	0,398288	0,140869	2,827	0,0066	***

Střední hodnota závisle proměnné -0,031181 Sm. odchylka závisle proměnné 0,198890

Součet čtverců reziduí 1,581345 Sm. chyba regrese 0,171126

Koeficient determinace 0,355225 Adjustovaný koeficient determinace 0,259703

F(8, 54) 3,718767 P-hodnota(F) 0,001587

rho (koeficient autokorelace) -0,009678 Durbin-Watsonova statistika 2,019344

F-test pro nulová omezení:

Všechny zpožděné proměnné $ld_O2_KURZF(4, 54) = 2,5328 [0,0507]$

Všechny zpožděné proměnné $ld_O2_BVPSF(4, 54) = 6,9832 [0,0001]$

Všechny proměnné, zpoždění 4 $F(2, 54) = 5,2704 [0,0081]$