

Návrh regulačního aparátu pro monitorování variability finančních ukazatelů

Bc. Eva Kotásková

Diplomová práce
2012



Univerzita Tomáše Bati ve Zlíně
Fakulta managementu a ekonomiky

Univerzita Tomáše Bati ve Zlíně
Fakulta managementu a ekonomiky
Ústav financí a účetnictví
akademický rok: 2011/2012

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE (PROJEKTU, UMĚLECKÉHO DÍLA, UMĚLECKÉHO VÝKONU)

Jméno a příjmení: Bc. Eva KOTÁSKOVÁ
Osobní číslo: M10471
Studijní program: N 6202 Hospodářská politika a správa
Studijní obor: Finance

Téma práce: Návrh regulačního aparátu pro monitorování variability finančních ukazatelů

Zásady pro vypracování:

Úvod

I. Teoretická část

- Na základě kritické literární rešerše popište bonitní, bankrotní modely, finanční ukazatele používané ve finančním řízení podniku, modelování trendu a sezónní složky ekonomických časových řad, dále proveďte modelování časové řady pomocí B-J metodologie.

II. Praktická část

- Navrhněte konstrukci časových řad vývoje finančních ukazatelů u vybraných a.s. pomocí přístupu modelování trendu, sezónní složky a B-J metodologie.
- Aplikujte časové řady modelováním trendu, sezónní složky a B-J metodologie na finanční ukazatele u vybraných a.s.
- Vytvořte projekt návrhu regulačního aparátu pro monitorování variability finančních ukazatelů.

Závěr

Rozsah diplomové práce: cca 70 stran
Rozsah příloh:
Forma zpracování diplomové práce: tištěná/elektronická

Seznam odborné literatury:

KOVÁŘÍK, Martin a Petr KLÍMEK. Využití matematicko-statistických metod v řízení kvality. 1. vyd. Žilina: Georg, 2011. 218 s. ISBN 978-80-89401-54-3.
KOVÁŘÍK, Martin a Petr KLÍMEK. Alternativní využití regulačních diagramů ve finančním řízení podniku. Informační bulletin české statistické společnosti. Ročník 20, 4/2009. ISSN 1210-8022.
MELOUN, Milan a Jiří MILITKÝ. Kompendium statistického zpracování dat: Metody a řešené úlohy. 2. přeprac. a rozš. vyd. Praha: Academia, 2006. 982 s. ISBN 80-200-1396-2.
RŮČKOVÁ, Petra. Finanční analýza: Metody, ukazatele, využití v praxi. 3. rozš. vyd. Praha: Grada, 2010. 139 s. ISBN 978-80-247-3308-1.

Vedoucí diplomové práce: doc. Ing. Petr Klímek, Ph.D.
Ústav statistiky a kvantitativních metod
Datum zadání diplomové práce: 26. března 2012
Termín odevzdání diplomové práce: 2. května 2012

Ve Zlíně dne 26. března 2012

prof. Dr. Ing. Drahomíra Pavelková
děkanka



prof. Dr. Ing. Drahomíra Pavelková
ředitel ústavu

PROHLÁŠENÍ AUTORA DIPLOMOVÉ PRÁCE

Beru na vědomí, že:

- Odevzdáním diplomové práce souhlasím se zveřejněním své práce podle zákona č. 111/1998 Sb. o vysokých školách a o změně a doplnění dalších zákonů (zákon o vysokých školách), ve znění pozdějších právních předpisů, bez ohledu na výsledek obhajoby¹;
- diplomová práce bude uložena v elektronické podobě v univerzitním informačním systému,
- na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. o právu autorském, o právech souvisejících s právem autorským a o změně některých zákonů (autorský zákon) ve znění pozdějších právních předpisů, zejm. § 35 odst. 3²;
- podle § 60³ odst. 1 autorského zákona má UTB ve Zlíně právo na uzavření licenční smlouvy o užití školního díla v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;

¹ zákon č. 111/1998 Sb. o vysokých školách a o změně a doplnění dalších zákonů (zákon o vysokých školách), ve znění pozdějších právních předpisů § 47b Zveřejnění závěrečných prací

(1) Vysoká škola nevytělečně zveřejňuje disertační, diplomové, bakalářské a rigorózní práce, u kterých proběhla obhajoba, včetně posudků oponentů a výsledků obhajoby prostřednictvím databáze kvalifikačních prací, kterou spravuje. Způsob zveřejnění stanoví statut předpis vysoké školy.

(2) Disertační, diplomové, bakalářské a rigorózní práce odevzdané seřazením k obhajobě musí být až nejméně pět pracovních dnů před konáním obhajoby zveřejněny k nahlázení veřejnosti v míst určeném statutem vysoké školy nebo není-li tak určeno, v míst pracovního vysoké školy, kde se má konat obhajoba práce. Každý si může ze zveřejněné práce požičovat na své náklady výpisy, opisy nebo rozmnožování.

(3) Platí se odevzdáním práce autor souhlasí se zveřejněním své práce podle tohoto zákona, bez ohledu na výsledek obhajoby.

² zákon č. 121/2000 Sb. o právu autorském, o právech souvisejících s právem autorským a o změně některých zákonů (autorský zákon) ve znění pozdějších právních předpisů, § 35 odst. 3.

(1) Do práva autorského také nezahrnuje škola nebo školská či vzdělávací zařízení, včetně škol, za účelem přímého nebo nepřímého hospodářského nebo obchodního prospěchu k výuce nebo k vlastní potřebě díla vytvořené školou nebo studentem ke splnění školních nebo studijních povinností vyplývajících z jeho právního vztahu ke škole nebo školské či vzdělávacího zařízení (školní dílo).

³ zákon č. 121/2000 Sb. o právu autorském, o právech souvisejících s právem autorským a o změně některých zákonů (autorský zákon) ve znění pozdějších právních předpisů, § 60 Školní dílo.

(1) Škola nebo školská či vzdělávací zařízení mají za obvyklých podmínek právo na uzavření licenční smlouvy o užití školního díla (č. 35 odst. 1). Odporů-li autor takového díla sdělil svolení bez výčného důvodu, mohou se tyto osoby domáhat nabuzení občanského práva jeho vůle a soudu. Ústavem § 35 odst. 1 zrušeno nedobrovolně.

- podle § 60⁴ odst. 2 a 3 mohou užít své dílo – diplomovou práci - nebo poskytnout licenci k jejímu využití jen s předchozím písemným souhlasem Univerzity Tomáše Bati ve Zlíně, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly Univerzitou Tomáše Bati ve Zlíně na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše);
- pokud bylo k vypracování diplomové práce využito softwaru poskytnutého Univerzitou Tomáše Bati ve Zlíně nebo jinými subjekty pouze ke studijním a výzkumným účelům (tj. k nekomerčnímu využití), nelze výsledky diplomové práce využít ke komerčním účelům.

Prohlašuji, že:

- jsem diplomovou práci zpracovala samostatně a použité informační zdroje jsem citovala;
- odevzdaná verze diplomové práce a verze elektronická nahraná do IS/STAG jsou totožné.

Ve Zlíně 2.5. 2012



⁴ zákon č. 121/2000 Sb. o právu autorském, o právech souvisejících s právem autorským a o změně některých zákonů (autorský zákon) ve znění pozdějších právních předpisů, § 60 Škola dílo

(2) Nemá-li oprávněný jure, může autor školního díla své dílo užít či poskytnout jinému licenci, není-li to v rozporu s oprávněným zájmem školy nebo školního či vzdělávacího zařízení.

(3) Škola nebo školní či vzdělávací zařízení jsou oprávněny požadovat, aby jim autor školního díla z výsledků jiného douzčeného v souvislosti s užitím díla či poskytnutím licence podle odstavce 2 přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které na vytvoření díla vynaložili, a to podle okolností až do jejich skutečné výše; přitom se přihlíží k výši výsledků dosaženého školou nebo školním či vzdělávacím zařízením z užití školního díla podle odstavce 1.

ABSTRAKT

Hlavním cílem mojí diplomové práce bude rozbor finanční situace na základě metod pro analýzu časových řad u zvolených akciových společností a následný návrh regulačního aparátu na monitorování variability finanční situace těchto podniků. V teoretické části popíši bankrotní, bonitní modely, finanční ukazatele, Gauss-Markovovy předpoklady pro rezidua modelu, Johnsonovu transformaci a regulační diagramy. V analytické a projektové části provedu aplikaci metod časových řad na index IN99 a následně provedu návrh regulačního aparátu, který by monitoroval variabilitu finančních ukazatelů u jednotlivých akciových společností. Jako časovou řadu použiji finanční výkazy za stanovený počet let.

Klíčová slova: IN99, Gauss-Markovovy předpoklady, Johnsonova transformace, regulační diagram x individual, regulační diagram EWMA, regulační diagram ARIMA, regulační diagram CUSUM

ABSTRACT

The main aim of my thesis will be to analyze the financial situation of the methods for time series analyzing of selected companies and the subsequent proposal for a regulatory system for monitoring the variability of the financial situation of these enterprises. In the theoretical part I will describe the bankruptcy and value models, financial indicators, the Gauss-Markov assumptions for residuals of the model, Johnson's transformation and control charts. The analytical and project part perform time-series methods application for IN99 index and then I will design a regulatory system for monitoring financial indicators variability of individual corporations. For time series I will use financial statements for a set of years.

Keywords: IN99, Gauss-Markov Assumptions, Johnson Transformation, Control Chart x individual, Control Chart EWMA, Control Chart ARIMA, Control Chart CUSUM

Poděkování

Ráda bych poděkovala mému vedoucímu diplomové práce, panu doc. Ing. Petru Klímkovi, Ph.D., za projevenou důvěru při vedení diplomové práce. Dále bych poděkovala své rodině za podporu během celého studia a hlavně velké poděkování patří mému příteli, který mi poskytl odborné rady při zpracování mé diplomové práce a byl mi velkou oporou.

Prohlašuji, že odevzdané verze diplomové práce a verze elektronická nahraná do IS/STAG jsou totožné.

OBSAH

ÚVOD	10
I TEORETICKÁ ČÁST	11
1 BANKROTNÍ A BONITNÍ MODELY	12
1.1 BANKROTNÍ MODELY	12
1.1.1 Altmanův model Z-Score	12
1.1.2 Tafflerův model.....	14
1.1.3 Indexy důvěryhodnosti manželů Neumaierových.....	14
1.2 BONITNÍ MODELY	17
1.2.1 Kralickův Quick test	17
1.2.2 Grünwaldův bonitní model	18
2 FINANČNÍ UKAZATELE	19
2.1 ABSOLUTNÍ UKAZATELE.....	19
2.2 ROZDÍLOVÉ UKAZATELE.....	19
2.3 POMĚROVÉ UKAZATELE	19
2.4 SOUSTAVY UKAZATELŮ.....	20
3 GAUSS-MARKOVOVY PŘEDPOKLADY V REGULAČNÍCH DIAGRAMECH	21
3.1 NORMALITA ROZDĚLENÍ DAT, SYMETRIE.....	22
3.2 KONSTANTNÍ ROZPTYL (SMĚRODATNÁ ODCHYLKA) DAT – HOMOSKEDASTICITA.....	22
3.3 AUTOKORELACE.....	22
3.3.1 Příčiny autokorelace.....	23
3.3.2 Důsledky autokorelace	24
3.3.3 Autokorelace prvního řádu.....	24
3.3.4 Testování autokorelace.....	25
3.3.4.1 Autokorelace v regulačních diagramech.....	30
3.4 TRANSFORMACE STABILIZUJÍCÍ ROZPTYL	32
3.4.1 Johnsonova transformace	32
3.4.1.1 Lognormální soustava (S_L)	33
3.4.1.2 Neohraničená soustava (S_U).....	33
3.4.1.3 Ohraničená soustava (S_B).....	33
3.5 VYBOČUJÍCÍ HODNOTY	34
4 POUŽÍVANÉ REGULAČNÍ DIAGRAMY PŘI PORUŠENÍ GAUSS-MARKOVOVÝCH PŘEDPOKLADŮ	37
4.1 REGULAČNÍ DIAGRAM	37
4.1.1 Interpretace regulačního diagramu.....	38
4.1.2 Obecný postup sestavení a analýzy regulačního diagramu	38
4.2 DIAGRAMY EWMA	39
4.2.1 Klasický diagram EWMA pro výběrové průměry (\bar{x}).....	40
4.3 REGULAČNÍ DIAGRAM ARIMA	42
II PRAKTICKÁ ČÁST	46
5 KONSTRUKCE ČASOVÝCH ŘAD VÝVOJE FINANČNÍCH	

	UKAZATELŮ U VYBRANÝCH A.S. POMOCÍ PŘÍSTUPU MODELOVÁ TRENDU, SEZÓNŇNÍ SLOŽKY A B-J METODOLOGIE	47
5.1	CHARAKTERISTIKA ZVOLENÝCH AKCIOVÝCH SPOLEČNOSTÍ.....	47
5.1.1	Charakteristika společnosti ČEZ, a.s.	47
5.1.2	Charakteristika společnosti Metalimex, a.s.....	49
5.1.3	Charakteristika společnosti Vodárenská, a.s.	50
5.2	ZHODNOCENÍ ROČNÍHO INDEXU IN99 PRO VYBRANÉ AKCIOVÉ SPOLEČNOSTI	51
5.2.1	IN99 pro společnost ČEZ, a.s.	51
5.2.2	IN99 pro společnost Metalimex, a.s.....	52
5.2.3	IN99 pro společnost Vodárenskou, a.s.....	53
6	APLIKACE METOD PRO ANALÝZU ČASOVÝCH ŘAD NA FINANČNÍ UKAZATELE U VYBRANÝCH A.S.....	54
6.1	APLIKACE METOD ČASOVÝCH ŘAD PRO SPOLEČNOSTI ČEZ, A.S.	54
6.2	APLIKACE METOD ČASOVÝCH ŘAD PRO SPOLEČNOSTI METALIMEX, A.S.....	58
6.3	APLIKACE METOD ČASOVÝCH ŘAD PRO SPOLEČNOSTI VODÁRENSKÁ, A.S.	65
7	NÁVRH REGULAČNÍHO APARÁTU PRO MONITOROVÁNÍ VARIABILITY FINANČNÍCH UKAZATELŮ.....	68
7.1	REGULAČNÍ APARÁT PRO SPOLEČNOST ČEZ, A.S.....	68
7.2	REGULAČNÍ APARÁT PRO SPOLEČNOST METALIMEX, A.S.	70
7.3	REGULAČNÍ APARÁT PRO SPOLEČNOST VODÁRENSKÁ, A.S.....	72
8	STATISTICKÝ SOFTWARE.....	74
8.1	ANALÝZA PRO VÝBĚR VHODNÉHO STATISTICKÉHO SOFTWARE	74
8.2	CHARAKTERISTIKA POUŽITÝCH STATISTICKÝCH SOFTWARE	74
8.3	NÁKLADY A EFEKTIVITA PŘI IMPLEMENTACI SOFTWARE.....	75
	ZÁVĚR	76
	SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY.....	77
	SEZNAM POUŽITÝCH SYMBOLŮ A ZKRATEK.....	79
	SEZNAM OBRÁZKŮ	80
	SEZNAM TABULEK.....	82
	SEZNAM PŘÍLOH.....	83

ÚVOD

Cílem mojí diplomové práce bude rozbor finanční situace u vybraných akciových společností na základě metod pro analýzu časových řad. Zvolenými akciovými společnostmi jsou: ČEZ, a.s., Metalimex, a.s. a Vodárenská, a.s. V první kapitole ve stručnosti objasním bankrotní modely (Altmanovo Z-Score a Indexy manželů Neumaierových), bonitní modely (Kralickův Quick test a Grunwaldův bonitní model) a popíši jednotlivé finanční ukazatele (absolutní, rozdílové, poměrové a soustavy ukazatelů). V kapitole „Gauss-Markovovy předpoklady v regulačních diagramech“ vysvětlím základní předpoklady kladená na rezidua zvoleného modelu, které jsou: normalita rozdělení dat, symetrie, konstantní střední hodnota procesu, konstantní rozptyl dat, nezávislost dat, nekorelovanost dat a nepřítomnost vybočujících hodnot. Následně vysvětlím na základě čeho se G-M předpoklady ověřují a co se stane, když budou tyto předpoklady porušeny. V kapitole „transformace stabilizující rozptyl“ na základě Johnsonovy transformace vysvětlím, kdy se tato transformace používá. V další teoretické kapitole vysvětlím moderní metody k odhalování vícerozměrných odlehlých hodnot tzv. metodu vybočujících hodnot, která je velmi snadná k implementaci a k výpočtu. V kapitolách o regulačních diagramech objasním, co zobrazuje jejich vývoj a co za principy statistických hypotéz využívají. V poslední teoretické kapitole "regulační diagram ARIMA" objasním, v čem spočívá a jaký je základní algoritmus pro hledání tohoto modelu. V praktické části představím vybrané akciové společnosti, popíši jejich hlavní činnost a zhodnotím jejich finanční situaci, z hlediska výročních zpráv za určitá léta a z hlediska ročního indexu IN99. U jednotlivých akciových společností spočítám index IN99 v měsíčních intervalech za určitý počet let a na základě tohoto indexu budu aplikovat metody pro analýzu časové řady na tento bankrotní model IN99. V analytické části provedu návrh regulačního aparátu, který by monitoroval variabilitu finančních ukazatelů u jednotlivých akciových společností a dokázal predikovat finanční situaci. Výsledkem mé práce budou provedené testy, které povedou ke stabilizaci rozptylu, dodržení G-M předpokladů a poté k samotnému návrhu vhodného modelu u jednotlivých akciových společností, který by dokázal posoudit finanční situaci dané společnosti a predikovat jeho vývoj v dalších letech. Některé modely nemohou být použity pro monitorování variability finančních ukazatelů. Právě tuto skutečnost názorně dokážu a to na základě zhodnocených výsledků v analytické a projektové části.

I. TEORETICKÁ ČÁST

1 BANKROTNÍ A BONITNÍ MODELY

1.1 Bankrotní modely

Mezi bankrotní modely patří Altmanův model Z-Score a Tafflerův model a indexy manželů Neumaierových.

1.1.1 Altmanův model Z-Score

Altmanovo Z-Score je založeno na principu diskriminační analýzy. Obecný zápis diskriminační funkce je:

$$Z = a_1 * X_1 + a_2 * X_2 + a_3 * X_3 + a_4 * X_4 + a_5 * X_5 + a_6 * X_6, \quad (1.1)$$

kde

a_i jsou diskriminační koeficienty, které určují oddělující nadrovinu, $i = 1, 2, \dots, 6$

X_i jsou poměrové ukazatele (diskriminační proměnné), $i = 1, 2, \dots, 6$.

(Kislingerová a Hnilica, 2005)

Původní diskriminační tvar, který vznikl, vypadal následovně:

$$Z = 0,012 \times X_1 + 0,014 \times X_2 + 0,033 \times X_3 + 0,006 \times X_4 + 0,999 \times X_5. \quad (1.2)$$

(Kislingerová a Hnilica, 2005)

Poměrové ukazatele:

Ukazatel likvidity: $X_1 = \text{Čistý pracovní kapitál} / \text{Celková aktiva}$

Ukazatel dlouhodobé rentability: $X_2 = \text{EAT} + \text{Nerozdělený zisk m.l.} / \text{Celková aktiva}$

Ukazatel rentability: $X_3 = \text{EBIT} / \text{Celková aktiva}$

Ukazatel zadluženosti: $X_4 = \text{Vlastní jmění} / \text{Cizí zdroje}$

Ukazatel aktivity: $X_5 = \text{Tržby} / \text{Celková aktiva}$

Ukazatel: $X_6 = \text{Závazky po lhůtě splatnosti} / \text{Tržby}$ (Kislingerová a Hnilica, 2005)

Z-Score pro akciové společnosti má tedy tvar:

$$Z = 1,2 \times X_1 + 1,4 \times X_2 + 3,3 \times X_3 + 0,6 \times X_4 + 1,0 \times X_5. \quad (1.3)$$

(Kislingerová a Hnilica, 2005)

Vyhodnocení výsledku:

$Z_1 > 2,99$ \Rightarrow Bezpečná zóna – společnost finančně silná;

$Z \in \langle 1,81; 2,98 \rangle$ \Rightarrow Šedá zóna – společnost má drobné finanční potíže;

$Z_1 < 1,80$ \Rightarrow Krizová zóna – společnost má finanční potíže.

(Kislingerová a Hnilica, 2005)

Z-Score upravené pro ekonomiku ČR má tvar:

$$Z_{1,cz} = 1,2 \times X_1 + 1,4 \times X_2 + 3,3 \times X_3 + 0,6 \times X_4 + 1,0 \times X_5 + 1,0 \times X_6. \quad (1.4)$$

(Kislingerová a Hnilica, 2005)

Zhodnocení výsledku:

$Z_1 > 2,99$ \Rightarrow Bezpečná zóna – společnost finančně silná;

$Z \in \langle 1,81; 2,98 \rangle$ \Rightarrow Šedá zóna – společnost má drobné finanční potíže;

$Z_1 < 1,80$ \Rightarrow Krizová zóna – společnost má finanční potíže.

(Kislingerová a Hnilica, 2005)

Z-Score pro ostatní neakciové společnosti má tvar:

$$Z_1 = 0,717 \times X_1 + 0,847 \times X_2 + 3,107 \times X_3 + 0,420 \times X_4 + 0,998 \times X_5. \quad (1.5)$$

(Kislingerová a Hnilica, 2005)

Zhodnocení výsledku:

$Z_1 > 2,90$ \Rightarrow Bezpečná zóna – společnost finančně silná;

$Z \in \langle 1,33; 2,90 \rangle$ \Rightarrow Šedá zóna – společnost má drobné finanční potíže;

$Z_1 < 1,23$ \Rightarrow Krizová zóna – společnost má finanční potíže.

(Kislingerová a Hnilica, 2005)

Z-Score pro nevýrobní společnosti a rozvíjející se trhy má tvar:

$$Z_3 = 6,56 \times X_1 + 3,26 \times X_2 + 6,72 \times X_3 + 1,05 \times X_5. \quad (1.6)$$

(Kislingerová a Hnilica, 2005)

Vyhodnocení výsledku:

$Z_1 > 2,60$ \Rightarrow Bezpečná zóna – společnost finančně silná;

$Z \in \langle 1,10; 2,60 \rangle$ \Rightarrow Šedá zóna – společnost má drobné finanční potíže;

$Z_1 < 1,10 \Rightarrow$ Krizová zóna – společnost má finanční potíže.

(Kislingerová a Hnilica, 2005)

1.1.2 Tafflerův model

Základní verze modelu:

$$Z_T = 0,53 \times R_1 + 0,13 \times R_2 + 0,18 \times R_3 + 0,16 \times R_4. \quad (1.7)$$

(Sedláček, 2007)

Rozebrání jednotlivých ukazatelů ve vzorci:

$R_1 =$ Zisk před zdaněním EBT/Krátkodobé dluhy

$R_2 =$ Oběžná aktiva/Cizí kapitál

$R_3 =$ Krátkodobé závazky/Celková aktiva

$R_4 =$ (Finanční majetek – Krátkodobé dluhy)/Provozní náklady (Sedláček, 2007)

Upravená verze modelu:

$$Z_T = 0,53 \times R_1 + 0,13 \times R_2 + 0,18 \times R_3 + 0,16 \times R_4. \quad (1.8)$$

(Sedláček, 2007)

Ke změně dochází u poměrového ukazatele R_4 , kdy se vypočítá takto:

$R_4 =$ Tržby/Celková aktiva. (Sedláček, 2007)

Zhodnocení výsledku:

- pokud vyjde koeficient menší než 0,2 je u podniku vysoké riziko bankrotu;
- pokud vyjde koeficient větší než 0,3 je u podniku nízké riziko bankrotu.

(Sedláček, 2007)

1.1.3 Indexy důvěryhodnosti manželů Neumaierových

Hodnocení situace z hlediska vlastníků a věřitelů. Jedná se o indexy: IN95, IN99, IN01 a IN05.

Index IN95

Je určen tímto vzorcem:

$$IN95 = V_1 \times X_1 + V_2 \times X_2 + V_3 \times X_3 + V_4 \times X_4 + V_5 \times X_5 - V_6 \times X_6. \quad (1.9)$$

(Kubičková a Kotěšovcová, 2006)

Jednotlivé ukazatelé vyjadřují:

V_1 až V_6 – představuje váhu kritéria indexu IN95, která se zjistí podle odvětvové klasifikace ekonomických činností (pro r. 2010: CZ-NACE). Výjimkou však tvoří váhové koeficienty $V_2 = 0,11$ a $V_5 = 0,10$, tyto koeficienty jsou shodné pro všechny odvětví. (Kubičková a Kotěšovcová, 2006)

Ukazatel likvidity: $X_1 = \text{Celková aktiva} / \text{Cizí kapitál}$

Ukazatel úrokového krytí: $X_2 = \text{EBIT} / \text{Nákladové úroky}$

Ukazatel rentability aktiv: $X_3 = \text{EBIT} / \text{Celková aktiva}$

Ukazatel rychlosti obratu aktiv: $X_4 = \text{Celkové výnosy} / \text{Celková aktiva}$

Běžná likvidita: $X_5 = \text{Oběžná aktiva} / \text{Krátkodobé závazky a krátkodobé b. úvěry}$

Doba obratu závazků po lhůtě splatnosti: $X_6 = \text{Závazky po lhůtě splatnosti} / \text{výnosy}$
(Kubičková a Kotěšovcová, 2006)

Zhodnocení výsledku:

$IN95 > 2$ \Rightarrow dobré finanční zdraví podniku, jsou schopni platit své závazky;

$1 < IN95 \leq 2$ \Rightarrow podniky, které budou mít možná problémy, mohou nastat problémy také se splácením závazků;

$IN95 \leq 1$ \Rightarrow podniky, které mají vážnější finanční problémy, nejsou schopni platit své závazky. (Kubičková a Kotěšovcová, 2006)

Index IN99

Je určen tímto vzorcem:

$$IN99 = -0,0017 \times X_1 + 4,573 \times X_2 + 0,481 \times X_3 + 0,015 \times X_4. \quad (1.10)$$

(Kubičková a Kotěšovcová, 2006)

Zhodnocení výsledku:

$IN99 > 2,070$ \Rightarrow kladná hodnota ekonomického zisku s pravděpodobností 84,62%;

$1,420 \leq IN99 \leq 2,070$ \Rightarrow podnik spíše tvoří hodnotu s pravděpodobností 64,97%;

$1,089 \leq IN99 < 1,420 \Rightarrow$ není možné určit, zda tvoří či netvoří hodnotu (tvoří hodnotu s pravděpodobností 34,60%, netvoří hodnotu s pravděpodobností 65,40%);

$0,684 \leq IN99 < 1,089 \Rightarrow$ převažují problémy, spíše netvoří hodnotu s pravděpodobností 89,92%;

$IN99 < 0,684 \Rightarrow$ záporná ekonomická hodnota s pravděpodobností 98,90%.
(Kubičková a Kotěšovcová, 2006)

Index IN01

Vychází z tohoto vzorce:

$$IN01 = 0,13 \times X_1 + 0,04 \times X_2 + 3,92 \times X_3 + 0,21 \times X_4 + 0,09 \times X_5. \quad (1.11)$$

(Kubičková a Kotěšovcová, 2006)

Zhodnocení výsledku:

$IN01 > 1,77 \Rightarrow$ kladná ekonomická hodnota s pravděpodobností 67% tvoří zisk;

$0,75 < IN01 \leq 1,77 \Rightarrow$ „šedá zóna“, podnik netvoří hodnotu, ale není bankrotující;

$IN01 < 0,75 \Rightarrow$ existence podniku je ohrožena s pravděpodobností 86% spěje k bankrotu. (Kubičková a Kotěšovcová, 2006)

Index IN05

Vychází z následující rovnice:

$$IN05 = 0,13 \times X_1 + 0,0 \times X_2 + 3,97 \times X_3 + 0,21 \times X_4 + 0,09 \times X_5. \quad (1.12)$$

(Kubičková a Kotěšovcová, 2006)

Zhodnocení výsledku:

$IN05 > 1,6 \Rightarrow$ uspokojivá finanční situace,

$0,9 < IN05 \leq 1,6 \Rightarrow$ „šedá zóna“,

$IN05 < 0,9 \Rightarrow$ vážné finanční problémy. (Kubičková a Kotěšovcová, 2006)

Výhoda indexu IN05 a indexu IN01 je, že dokáže spojit pohled jak vlastníka, tak i samotného věřitele. (Kubičková a Kotěšovcová, 2006)

1.2 Bonitní modely

Mezi bonitní modely patří Kralickův Quick test a Grünwaldův bonitní model.

1.2.1 Kralickův Quick test

Mezi základní ukazatele patří:

1) Kvóta vlastního kapitálu

Tento poměrový ukazatel určitou finanční stabilitu a vypovídá o samotné kapitálové síle daného podniku. Cílem podniku není pokrýt vše vlastním kapitálem, musíme něco pokrýt i cizím kapitálem, aby byl podnik v tzv. rovnováze a mohl využít daňového štítu. (Kislingerová a Hnilica, 2005)

$$\text{- Výpočet: } \textit{Kvóta vlastního kapitálu} = \left(\frac{\textit{Vlastní jmění}}{\textit{Bilanční součet}} \right) \times 100\%.$$

2) Doba splácení dluhu

Vychází z oboru analýzy likvidity a vyjadřuje nám určité zadlužení podniku. Jak je podnik či společnost schopna splácet své závazky, v jakou dobu. Tento ukazatel můžeme hodnotit jako finanční stabilitu podniku. Pokud bude schopen plnit své závazky v čas a řádně, tak podnik bude skrz finanční stabilitu dosahovat kladných výsledků, díky snížení svých cizích zdrojů. Cash-flow získáme z výročních zpráv v sekci výsledovky. (Kislingerová a Hnilica, 2005)

$$\text{- Výpočet: } \textit{Doba splácení dluhu} = \left(\frac{\textit{Cizí zdroje-krátkodobý finanční majetek}}{\textit{Cash-flow}} \right).$$

3) Rentabilita celkového kapitálu

Rentabilita vlastního kapitálu jak už z názvu může vidět, jde o určitou výnosnost podniku. Ukazuje nám vlastně rentabilitu – ziskovost společnosti. (Kislingerová a Hnilica, 2005)

$$\text{- Výpočet: } \textit{Rentabilita celkového kapitálu} = \left(\frac{\textit{EBIT}}{\textit{Bilanční součet}} \right) \times 100\%.$$

4) Cash-flow v % podnikového výkonu

V poslední řadě Cash-flow v % podnikového výkonu nám vyjadřuje taktéž výnosovou situaci, kde nám ukazuje finanční výkonnost daného podniku. (Kislingerová a Hnilica, 2005)

$$\text{- Výpočet: } \textit{Cash-flow v \% podnikového výkonu} = \left(\frac{\textit{Cash-flow}}{\textit{Tržby}} \right) \times 100\%.$$

1.2.2 Grünwaldův bonitní model

Je určen následujícím vzorcem:

$$\text{skóre finančního zdraví} = \frac{1}{6} \times \left(\frac{ROA}{KPH_{ROA}} + \frac{ROE}{KPH_{ROE}} + \frac{PPL}{KPH_{PPL}} + \frac{KZPK}{KPH_{KZPK}} + \frac{KČD}{KPH_{KČD}} + \frac{UK}{KPH_{UK}} \right). \text{ (Grünwald, 2001)}$$

Vysvětlení krajních přijatelných hodnot:

KPH_{ROA} – Průměrná úroková míra přijatých úvěrů v % = Úroky/Úročené dluhy.

KPH_{ROE} – Průměrná úroková míra přijatých úvěrů v % = Úroky/Úročené dluhy.

KPH_{PPL} – lépe vyšší než 1, doporučená hodnota 1,2.

KPH_{KZPK} – může být nižší než 1, avšak doporučená hodnota 0,5.

$KPH_{KČD}$ – menší než 1, avšak minimální 0,3.

KPH_{UK} – vyšší než 1, avšak minimální 2,5. (Grünwald, 2001)

2 FINANČNÍ UKAZATELE

Finanční ukazatele se dělí na: absolutní, rozdílové, poměrové a soustavy ukazatelů.

2.1 Absolutní ukazatele

Absolutní ukazatele můžeme najít ve finančních výkazech, jsou v hodnotovém vyjádření. Jedná se o data měřící rozměr určitých jevů, přičemž hovoříme, o již zmíněných veličinách tokových nebo stavových. Absolutní ukazatele jsou základem pro rozbor vertikální a horizontální struktury účetních výkazů. (Kislingerová, 2007)

2.2 Rozdílové ukazatele

K nejvýznamnějším rozdílovým ukazatelům patří čistý pracovní kapitál. Vyjadřuje rozdíl mezi oběžným majetkem a krátkodobými cizími zdroji.

2.3 Poměrové ukazatele

Mezi poměrové ukazatele řadíme: ukazatele zadluženosti, likvidity, rentability, aktivity a ukazatele kapitálového trhu.

Ukazatele zadluženosti

$$\text{Celková zadluženost} = \text{Cizí zdroje} / \text{Aktiva celkem}$$
$$\text{Míra zadluženosti} = \text{Cizí zdroje} / \text{Vlastní kapitál}$$
$$\text{Ukazatel úrokového krytí} = \text{EBIT} / \text{Nákladové úroky}$$
$$\text{Krytí dlouhodobého majetku vlastním kapitálem} = \text{VK} / \text{DM}$$

Ukazatele likvidity

Likvidita III. stupně

$$\text{Běžná likvidita} = \text{Oběžná aktiva} / \text{KCZ}$$

Likvidita II. stupně

$$\text{Pohotová likvidita} = (\text{Krátkodobé pohledávky} + \text{finanční majetek}) / \text{KCZ}$$

Likvidita I. stupně

$$\text{Hotovostní likvidita} = \text{Finanční majetek} / \text{KCZ}$$

Podíl pracovního kapitálu na oběžných aktivech

$$\text{Podíl ČPK na OA} = (\text{OA} - \text{KCZ}) / \text{OA}$$

Ukazatele rentability

$$\text{Rentabilita tržeb} = \text{Čistý zisk} / \text{Tržby}$$

$$\text{Rentabilita aktiv} = \text{EBIT} / \text{Aktiva}$$

$$\text{Rentabilita vlastního kapitálu} = \text{Čistý zisk} / \text{VK}$$

$$\text{Rentabilita nákladů} = \text{Čistý zisk} / \text{Celkové náklady}$$

Ukazatele aktivity

$$\text{Obrat celkových aktiv} = \text{Tržby} / \text{Aktiva}$$

$$\text{Obrat zásob} = \text{Tržby} / \text{Průměrný stav zásob}$$

$$\text{Doba obratu zásob} = (\text{Průměrný stav zásob} / \text{Tržby}) \times 360$$

$$\text{Doba obratu pohledávek} = (\text{Průměrný stav pohledávek} / \text{Tržby}) \times 360$$

$$\text{Doba obratu závazků} = (\text{Krátkodobé závazky} / \text{Tržby}) \times 360$$

Ukazatele kapitálového trhu – patří sem ukazatel EVA, Altmanova Z-Score a indexy manželů Neumaierových.

Ekonomická přidaná hodnota (EVA)

$$\text{EVA} = \text{NOPAT} - \text{WACC} \times C$$

$$\text{NOPAT} = \text{EBIT} \times (1 - t)$$

2.4 Soustavy ukazatelůDu Pont rozklad

$$\text{ROE} = (\text{Čistý zisk} / \text{Tržby}) \times (\text{Tržby} / \text{Aktiva}) \times (\text{Aktiva} / \text{Vlastní kapitál})$$

3 GAUSS-MARKOVY PŘEDPOKLADY V REGULAČNÍCH DIAGRAMECH

Základní předpoklady pro statistickou regulaci procesu:

- normalita rozdělení dat, symetrie,
- konstantní střední hodnota procesu,
- konstantní rozptyl (směrodatná odchylka) dat,
- nezávislost, nekorelovanost dat,
- nepřítomnost vybočujících hodnot.

Většina postupů analýzy dat a z ní plynoucí závěry jsou závislé na splnění základních předpokladů, za nichž byly tyto postupy odvozeny. Nejsou-li základní předpoklady splněny, jsou veškeré další klasické postupy jako výpočet průměru, intervalů spolehlivosti, kvantilů, většiny testů, klasických Shewhartových regulačních diagramů, indexů způsobilosti, přejímek, atd. zpochybnitelné a napadnutelné. Poskytují obvykle nesprávné výsledky a závěry. Je proto třeba věnovat těmto předpokladům o našich datech zvláštní pozornost. (Kovářík a Klímek, 2011)

Typická porušení předpokladů pro aplikaci regulace Shewhartovými diagramy v různých technologiích je uvedeno v tabulce. (viz příloha P I)

Zmíněné předpoklady je nutné ověřit pomocí statistických testů. Například u fyzikálních veličin, jako jsou pevnost nebo viskozita, se setkáváme s asymetrickým rozdělením dat, charakterizující znak jakosti. U spojitých procesů v chemii, farmacii, potravinářství a metalurgii obvykle data vykazují silnou závislost, tedy dané pozorování závisí na jednom nebo několika předchozích pozorování. Jakost vstupní suroviny výrobního procesu může mít za následek kolísání nebo nekonstantnost střední hodnoty. V ekologických procesech například při sledování emisí a stopových koncentrací nečistot mají data silně asymetrické rozdělení, většinou lognormální. Předchozí tabulka charakterizuje typická porušení předpokladů pro aplikaci regulace Shewhartovými diagramy v různých technologiích. (Kovářík a Klímek, 2011)

3.1 Normalita rozdělení dat, symetrie

Normalita je hlavním předpokladem o datech v drtivé většině analýz a testů. Statisticky řečeno, jde o předpoklad, že data pocházejí z normálního rozdělení. Ověření normality je proto nezbytný krok před každou zodpovědnou analýzou jednorozměrných dat. Používají se dva hlavní nástroje ověření normality, které nejsou zaměnitelné a navzájem se doplňují. První je založen na grafickém znázornění a vizuálním posouzení. Přitom je třeba, aby měl uživatel alespoň minimální zkušenosti a znalosti o konstrukci, používání a interpretaci diagnostických exploratorních grafů. Nejčastěji se používá Q-Q graf, kvantilový graf, krabicový graf, graf polosum, jádrové odhady hustoty. Druhý nástroj je založen na různých statistických testech hypotéz, které vyvrátí nebo nevyvrátí hypotézu, že data pocházejí z normálního rozdělení. Ověřování normality dat bude demonstrováno na praktickém příkladu 2.1 a 2.2. (Kupka, 2001)

3.2 Konstantní rozptyl (směrodatná odchylka) dat – homoskedasticita

Opakem homoskedasticity je heteroskedasticity, která znamená porušení konstantnosti rozptylu náhodných složek, tj. nekonstantnost rozptylu náhodných složek (je porušen jeden z požadavků klasického lineárního modelu). Tento stav způsobuje chybnou specifikaci modelu, často se vyskytuje v případě, kdy byla vynechána podstatná proměnná modelu. Na testování heteroskedasticity se nejčastěji používají:

- Spearmanův koeficient pořadové korelace,
- Goldfieldův-Quandtův test,
- Glejserův test. (Kovářík a Klímek, 2011)

3.3 Autokorelace

K tomu abychom pro odhad klasického lineárního regresního modelu mohli užít metodu nejmenších čtverců, musíme být splněny Gaussovy-Markovovy předpoklady. Svou pozornost zaměříme na předpoklad sériové nezávislosti náhodných složek. Tento předpoklad je definován vztahem:

$$E(uu^T) = \sigma^2 I_n, \quad (3.1)$$

kde u je sloupcový vektor obsahující n hodnot nepozorovatelné náhodné složky modelu a u^T je řádkový vektor těchto hodnot. (Krkošková, Ráčková a Zouhar, 2010)

Kovarianční matice náhodných složek $E(uu^T)$ je ve tvaru

$$E(uu^T) = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \sigma^2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \sigma^2 \end{bmatrix} = \sigma^2 I_n. \quad (3.2)$$

Dle tohoto předpokladu mají být nediagonální prvky kovarianční matice náhodných složek nulové, a to znamená, že náhodné složky jsou po dvojicích nezávislé. Je-li předpoklad porušen, nejsou nediagonální prvky nulové, náhodné složky u_t nejsou sériově nezávislé a v takovém případě hovoříme o autokorelaci (resp. sériové korelaci náhodných složek). Autokorelace tedy není závislost mezi dvěma či více proměnnými, ale je to závislost mezi různými hodnotami jedné proměnné. Zjednodušeně si ji můžeme představit tak, že náhodnou složku v jednu období lze modelovat (vyjádřit) pomocí jedné či více náhodných složek v předchozím, resp. předchozích obdobích. Průřezová data se často sbírají náhodným výběrem mezi domácnostmi či firmami. A priori neočekáváme, že náhodná složka jedné domácnosti by měla mít něco společné (tj. být korelována) s náhodnou složkou jiné domácnosti. V některých případech se s autokorelací při použití průřezových dat setkat můžeme. V takovém případě hovoříme o tzv. prostorové autokorelaci. Mnohem častěji ale s autokorelací přicházíme do styku při analýzách na časových řadách, zejména pokud užíváme měsíční či čtvrtletní údaje (často souvisí s tím, že časové řady – zejména ty makroekonomické, vykazují stejné trendové chování). Obecně platí, že čím delší je časová řada, tím je méně pravděpodobné, že se problém s autokorelací vyskytne. (Krkošková, Ráčková a Zouhar, 2010)

3.3.1 Příčiny autokorelace

Autokorelace se v modelu vyskytuje z následujících důvodů.

- **Setrvačnost ekonomických veličin** – většina ekonomických časových řad vykazuje ve svém vývoji značnou setrvačnost a hodnoty v určitém období bývají ovlivněny hodnotami v předchozím období (resp. předchozích obdobích) – např. HDP, export, import, nezaměstnanost.

- **Chybná specifikace modelu** – např. sestavení modelu v lineární podobě v případě, kdy by nelineární tvar byl vhodnější. V takovém případě se tato specifikační chyba stane součástí náhodné složky.
- **Chyby měření** – nepřesnosti v napozorovaných hodnotách se promítnou do náhodné složky.
- **Zpožděné vysvětlující proměnné** – pokud do modelu jako vysvětlující proměnné zahrneme zpožděné endogenní, příp. také zpožděné exogenní proměnné.
- **Data zprůměrovaná, vyrovnaná, extrapolovaná atd.** – pokud k odhadu modelu použijeme různě upravená data, pak se tyto úpravy zpravidla promítnou do náhodné složky, a tak ovlivní jejich vzájemnou nezávislost. (Gujarati, 2003)

3.3.2 Důsledky autokorelace

Pokud v případě výskytu autokorelace odhadneme parametry klasického lineárního regresního modelu metodou nejmenších čtverců, získáme odhady, které

- jsou nestranné a konzistentní,
- nejsou vydatné ani asymptoticky vydatné – a tedy nemají minimální rozptyl.

Odhadnutý rozptyl modelu (tj. σ^2) a odhadnuté standardní chyby bodových odhadů (s_{b_j}) jsou vychýlené, a tudíž se na ně nelze spolehnout při vytváření intervalů spolehlivosti, standardních statistických testech atp. Statistické testy v takovém případě ztrácejí svou vypovídající schopnost (sílu). (Gujarati, 2003)

3.3.3 Autokorelace prvního řádu

Abychom mohli z modelu autokorelaci odstranit, musíme nejdříve znát její konkrétní formu, resp. podobu. Zajímá nás tzv. řád autokorelace. Ukážeme si náhodnou složku v čase t , která je závislá pouze na náhodné složce v předchozím období (tj. v čase $t-1$). Náhodné složky lze popsat vztahem

$$u_t - \rho u_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.3)$$

kde ρ je koeficient autokorelace prvního řádu a ε_t je normálně rozdělená náhodná složka. Koeficient autokorelace ρ nabývá hodnot v rozmezí $\langle -1; 1 \rangle$. Při vyhodnocování autokorelace se zajímáme, jestli tento vztah mezi náhodnými složkami (resp. mezi rezidui) existuje a jakých hodnot nabývá koeficient autokorelace ρ . Je-li

- $\rho > 0$, pak se v modelu vyskytuje kladná autokorelace,
- $\rho < 0$, pak se v modelu vyskytuje záporná autokorelace,
- $\rho = 0$, hovoříme o sériové nezávislosti náhodných složek.

Autokorelace může být pozitivní nebo negativní. Většina ekonomických časových řad vykazuje pozitivní autokorelaci, protože většina z nich vykazuje v čase buď rostoucí anebo klesající trend. Pokud časová řada střídavě mění znaménka, jedná se autokorelaci negativní. (Gujarati, 2003)

3.3.4 Testování autokorelace

Vzhledem k tomu, že hodnoty náhodných složek nejsou známy, vychází se při testování autokorelace z jejich odhadů. Za vhodné odhady náhodných složek považujeme rezidua. Rezidua získáme tak, že model nejdříve odhadneme metodou nejmenších čtverců. Poté testujeme, jestli mezi rezidui platí vztah

$$e_t - re_{t-1} + v_t, \quad (3.4)$$

kde e_t je reziduum v čase t (resp. odhad náhodné složky v období t) a r je odhadem koeficientu autokorelace ρ . Jde opět o regresní vztah, který odhadneme metodou nejmenších čtverců. Zajímá nás odhad koeficientu r , zda se pohybuje v okolí nuly nebo nikoliv. (Gujarati, 2003)

A také nás zajímá statistická významnost tohoto koeficientu. Uvedli jsme si postup k vyhodnocování autokorelace, který je sice názorný, ale není zcela korektní, protože nepracujeme s „přírodními“ daty, ale s daty která již byla upravena regresí. Autokorelaci můžeme vyhodnotit lépe pomocí jiných testovacích statistik. Nejznámějším z testů na autokorelaci 1. řádu je tzv. Durbin-Watsonova statistika (v softwarových výstupech často označeno jako DW). Tuto statistiku lze užít pouze tehdy, pokud je do modelu zahrnuta úroňová konstanta a v modelu se nevyskytuje zpožděná hodnota endogenní (tj. vysvětlované) proměnné v roli regresoru. Mezi odhadem koeficientu autokorelace ρ a Durbin-Watsonovou statistikou d platí vztah

$$\text{odhad } \rho = r \approx 1 - \left(\frac{d}{2}\right), \quad (3.5)$$

$$\text{resp. } d \approx 2 \cdot (1 - r). \quad (3.6)$$

Tento vztah je pouze přibližný, tj. platí pro velké výběry, kdy je takto získaný odhad koeficientu autokorelace dostatečně přesný. Durbin-Watsonova statistika d je definována vztahem

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2}, \quad (3.7)$$

kde v čitateli zlomku je součet čtverců rozdílů mezi dvěma po sobě následujícími rezidui a ve jmenovateli je reziduální součet čtverců (*residual sum of square*, RSS). Hodnoty DW statistiky nabývají hodnot od nuly do čtyř. DW statistika má symetrické rozdělení v intervalu $\langle 0, 4 \rangle$ se střední hodnotou 2. K vyhodnocení DW statistiky a tedy tomu, zda rezidua vykazují nebo nevykazují kladnou či zápornou autokorelaci, je třeba znát dolní a horní meze statistiky DW, které vymezují pásma kladné (resp. záporné) a nulové autokorelace. Tyto meze nalezneme v tabulkách DW statistiky pro daný počet stupňů volnosti – určující faktory pro dolní a horní meze jsou počet pozorování (tj. n) a počet vysvětlujících proměnných (tj. k). Nyní si jen zopakujeme, že v modelu pracujeme s k vysvětlujícími proměnnými a $k+1$ odhadovanými parametry. To znamená, že pokud odhadujeme model

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + u_t, \quad (3.8)$$

pak odhadujeme celkem 4 parametry, tedy $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ a β_3 . Počet vysvětlujících proměnných je $k=3$ a v tabulkách DW statistiky bychom dolní a horní mez hledali ve sloupcích pod $k=3$. (Gujarati, 2003)

Nulová a alternativní hypotéza jsou definovány takto:

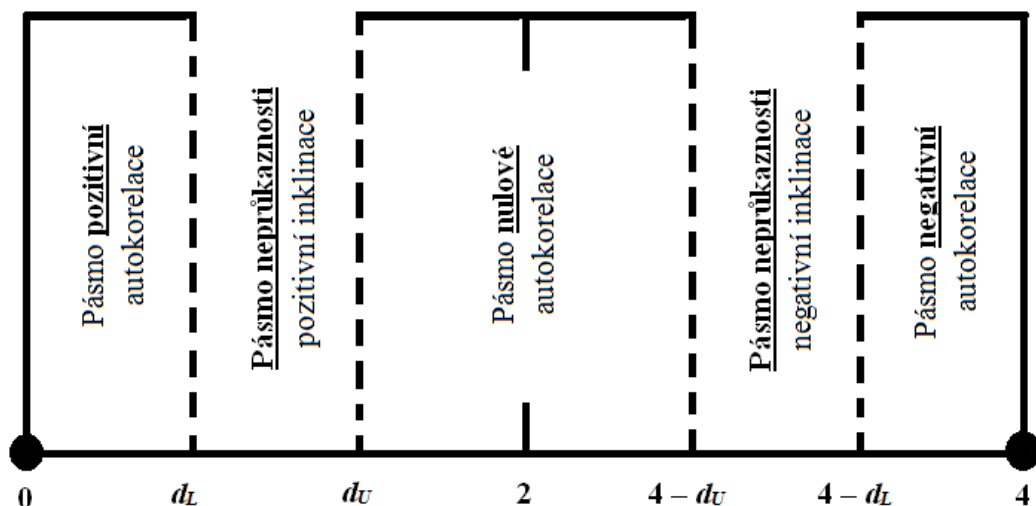
H_0 : Neexistence autokorelace.

H_1 : Existence autokorelace.

- Nachází-li se vypočtená hodnota DW statistiky d v intervalu $\langle 0; d_L \rangle$, zamítneme nulovou hypotézu o sériové nezávislosti náhodných složek a přijmeme alternativní hypotézu týkající se významné kladné (pozitivní) autokorelace prvního řádu.

- Nachází-li se vypočtená hodnota DW statistiky d v intervalu $\langle 4-d_L; 4 \rangle$, zamítneme nulovou hypotézu o sériové nezávislosti náhodných složek a přijmeme alternativní hypotézu týkající se významné záporné (negativní) autokorelace prvního řádu.
- Nachází-li se vypočtená hodnota DW statistiky d v intervalu $\langle d_U; 4-d_U \rangle$, nulovou hypotézu o sériové nezávislosti náhodných složek nezamítáme. Zbylé dva intervaly $\langle d_L; d_U \rangle$ a $\langle 4-d_U; 4-d_L \rangle$ představují pásma neprůkaznosti. Pokud vypočtená hodnota DW statistiky d náleží do těchto dvou intervalů, nelze na základě DW testu jednoznačně určit, zda se v modelu významná autokorelace vyskytuje či nikoliv. Náleží-li vypočtená hodnota d do intervalu $\langle d_L; d_U \rangle$, nemůžeme na základě DW testu potvrdit či vyvrátit nulovou hypotézu o neexistenci autokorelace, můžeme jen říci, že se v modelu projevuje inklinace k pozitivní autokorelaci.
- Analogické je vyhodnocení, náleží-li vypočtená hodnota DW statistiky do intervalu $\langle 4-d_U; 4-d_L \rangle$. V takovém případě hovoříme o inklinaci k negativní autokorelaci. (Gujarati, 2003)

Jednotlivé intervaly můžeme zanést do přehledného grafu, který nám pomůže s vyhodnocením autokorelace.



Obr. 3.1 Intervaly DW statistiky (Zdroj: Krkošková, Ráčková a Zouhar, 2010)

DW statistiku nemůžeme použít vždy! V případě, kdy máme v modelu málo pozorování nebo příliš mnoho vysvětlujících proměnných, tak se nám s pomocí DW statistiky autokorelaci vyhodnotit nepodaří. Z obr. 1 je patrné, že potřebujeme, aby dolní a horní mez DW statistiky byla menší než 2, jinak se nám intervaly pro vyhodnocení nepodaří sestavit.

V tabulce 1 jsou uvedeny některé z dolní a horní mezí DW statistiky pro oddaný počet pozorování a počet vysvětlujících proměnných. Vidíme, že některé hodnoty nejsou vyčísleny. U jiných případů přesahuje horní mez hodnotu 2. Oba tyto případy napovídají, že v modelu máme pro daný počet vysvětlujících proměnných příliš málo pozorování. Řešením je buď snížit počet odhadovaných parametrů (resp. snížit počet vysvětlujících proměnných v modelu, ale musíme si dát pozor na specifikační chybu), nebo zvýšit počet pozorování tak, aby horní mez DW statistiky byla menší než 2. (Krkošková, Ráčková a Zouhar, 2010)

Tab. 3.1 Tabulky pro DW statistiky Zdroj: (Krkošková, Ráčková a Zouhar, 2010)

Durbin-Watsonova d statistika: d_L a d_U : $\alpha = 0,05$										
(k - počet vysvětlujících proměnných)										
	$k = 1$		$k = 2$		$k = 3$		$k = 4$		$k = 5$	
N	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U
6	0,61	1,4	-	-	-	-	-	-	-	-
7	0,7	1,36	0,47	1,9	-	-	-	-	-	-
8	0,76	1,33	0,56	1,78	0,37	2,29	-	-	-	-
9	0,72	1,32	0,63	1,7	0,46	2,13	0,3	2,6	-	-
10	0,88	1,32	0,7	1,64	0,53	2,02	0,38	2,41	0,24	2,82
11	0,93	1,32	0,66	1,6	0,6	1,93	0,44	2,83	0,32	2,65
12	0,97	1,33	0,81	1,58	0,66	1,84	0,51	2,18	0,38	2,51
13	1,01	1,34	0,86	1,56	0,72	1,82	0,57	1,09	0,45	2,39

DW statistika není vhodná pro testování sériové nezávislosti, pokud je do modelu jako vysvětlující proměnná zařazena zpožděná proměnná (tj. Y_{t-1}). V takovém případě se k testování autokorelace prvního řádu používá např. asymptotický test založený na staticce h (tzv. Durbinovo h)

$$h = r \cdot \sqrt{\frac{T}{1 - T \cdot s_{b_j}^2}}, \quad (3.9)$$

kde r je odhad koeficientu autokorelace prvního řádu ρ , T je počet pozorování, $s_{b_j}^2$ je odhad rozptylu bodového odhadu u zpožděné endogenní proměnné. Statistika h má přibližně normální rozdělení s nulovým průměrem a jednotkovým rozptylem (tj.

$h \sim N(0;1)$). To znamená, že při dostatečně velkém počtu pozorování n lze k vyhodnocení autokorelace na základně statistiky h užít kvantilů normálního rozdělení. (Gujarati, 2003)

Tab. 3.2 Hodnoty normálního rozdělení pro oboustranný test

(Zdroj: Vlastní zpracování)

Hladina významnosti	Kvantil normálního rozdělení
10%	1,64
15%	1,96
1%	2,57

Testujeme nulovou hypotézu, která se týká neexistence autokorelace, proti alternativní hypotéze, podle které autokorelace v modelu existuje.

H_0 : Neexistence autokorelace.

H_1 : Autokorelace.

Spočítanou statistiku porovnááme s tabulkovou hodnotou normálního rozdělení pro danou hladinu významnosti (tj. s h^*).

- Pokud platí $|h| > h^*$, pak zamítáme nulovou hypotézu o neexistenci autokorelace.
 - Je-li $h < h^*$, pak je v modelu záporná autokorelace.
 - Je-li $h > h^*$, pak je v modelu kladná autokorelace.
- Pokud platí $|h| \leq h^*$, pak se nám nepodařilo zamítnout nulovou hypotézu o neexistenci autokorelace. (Gujarati, 2003)

Dalším z testů na autokorelaci je asymptoticky Breusch-Godfreyův test (dále BG test, známý také jako LM test, tj. test založený na Lagrangeových multiplikatorech). Tento test je možné použít i v případě, kdy je to modelu zahrnuta zpožděná endogenní proměnná, stejně tak, pokud mezi vysvětlujícími proměnnými modelu jsou pouze nestochastické proměnné (tj. proměnné exogenní). BG test se používá také pro testování autokorelace vyšších řádů a je průkaznější než Durbinovo h . (Krkošková, Ráčková a Zouhar, 2010)

Při dostatečném počtu pozorování (tj. asymptoticky) platí

$$(n-p)R_e^2 \sim \chi_p^2, \quad (3.10)$$

tedy statistika $(n-p)R_e^2$ má přibližně chí kvadrát rozdělení s p stupni volnosti, kde koeficient p označuje počet řádů autokorelace, my tedy budeme potřebovat pouze $p = 1$. Jestliže vypočtená hodnota statistiky je větší než kritická hodnota chí-kvadrát statistiky pro danou hladinu významnosti a p stupňů volnosti, pak zamítáme nulovou hypotézu o neexistenci autokorelace ve prospěch alternativní hypotézy, že v modelu se autokorelace vyskytuje. V tomto testu jsou nulová a alternativní hypotéza definována následovně. (Krkošková, Ráčková a Zouhar, 2010)

H_0 : Neexistence autokorelace.

H_1 : Autokorelace.

Spočítanou statistiku porovnááme s tabulkovou chí kvadrát statistikou pro danou hladinu významnosti a p stupňů volnosti χ^2^* . Pokud platí

- $\chi^2 \geq \chi^2^*$, pak zamítáme nulovou hypotézu o neexistenci autokorelace,
- $\chi^2 < \chi^2^*$, pak se nám nepodařilo zamítnout nulovou hypotézu o neexistenci autokorelace. (Gujarati, 2003)

3.3.4.1 *Autokorelace v regulačních diagramech*

Hlavním předpokladem efektivní aplikace klasických Shewhartových regulačních diagramů je vzájemná nezávislost hodnot sledovaného znaku jakosti. I velmi nízký stupeň vzájemné závislosti hodnot sledovaného znaku jakosti (autokorelace) vyvolává selhání klasických Shewhartových regulačních diagramů. Selhání má podobu vysokého počtu zbytečných signálů. Tento jev není vůbec výjimečnou záležitostí v případě spojitých procesů, kde je autokorelace vyvolána velkou setrvačností procesu v čase. Stále častějším fenoménem se však vzájemná závislost dat stává i v podmínkách diskrétních procesů. (Arlt a Artlová, 2003)

Důvody lze spatřovat v automatizaci výrobních, zkušebních a kontrolních postupů, což umožňuje získat data z každého produktu (a je-li to potřebné, nejen jednoho znaku jakosti), tedy nejen z výběru n produktů odebraných z procesu po uplynutí určité doby T_v (kontrolního intervalu) od předchozího výběru, jak je obvyklé při realizaci sběru a záznamu dat při aplikaci klasických Shewhartových diagramů a jejich modifikací. Existuje několik postupů, které vedou k odstranění autokorelace dat a umožňují využití

SPC i v podmínkách vzájemné závislosti hodnot sledovaného znaku jakosti. Čtyři možnosti řešení uvedeného problému jsou diskutovány v (Dixon 1950).

Jedná se o tyto metody:

1. metoda prodloužení kontrolního intervalu;
2. postup s využitím aparátu modelování časových řad pomocí ARIMA modelování;
3. aproximační postup založený na využití statistiky EWMA;
4. dynamický EWMA diagram. (Kovářík a Klímek, 2011)

Jak již bylo poznamenáno výše, vzájemná nezávislost dat ve výběrovém souboru by měla být zaručena již způsobem a rozsahem výběru. Není-li známo, zda výběr byl proveden korektně, je vhodné provést test nezávislosti. Takových testů je celá řada, jednoduché jsou například znaménkové testy. Jednou z možností také je výpočet autokorelace. (Kovářík a Klímek, 2011)

Můžeme například použít následující testové kritérium (Hušek, 2007)

$$|TK| = \frac{r[i]}{s(r_i)} \quad (3.11)$$

a je-li $|TK| > 1.96$, je autokorelační koeficient významný. Dále je z předchozího vztahu zřejmé, že pro významnou závislost je potřeba, aby přibližně platilo:

$$|r[i]| > 2 \cdot s(r_i). \quad (3.12)$$

Vysvětlivky:

- autokorelační koeficienty $r[1]$ pro data s posuvem 1 (sousední): x_i a x_{i+1} , $r[2]$ s posuvem 2 (=ob jedno): x_i a x_{i+2} , atd., až $r[7]$ s posuvem 7
- směrodatné odchyly autokorelačních koeficientů $s(r_i)$
- kritická hodnota $t = 1.96$ pro hladinu významnosti 0.05

Pro data z článku platí následující tabulka.

Tab. 3.3 Autokorelační koeficienty a směrodatné odchyly autokorelačních koeficientů pro různý posuv (Zdroj: Krkošková, Ráčková a Zouhar, 2010)

K	1	2	3	4	5
r_k	0.74	0.54	0.34	0.24	0.13
$S(r_k)$	0.14	0.20	0.23	0.24	0.25

Takže významná autokorelace je pro posuv 1 a 2, kde je $|r[i]| > 2 \cdot s(r_i)$.

Data s autokorelací lze modelovat pomocí modelu časové řady AR (p)

$$Y_t = f_1 \cdot Y_{t-1} + \dots + f_p \cdot Y_{t-p} + a_t. \quad (3.13)$$

Dále se pro autokorelovaná data počítá rozptyl

$$s_Y^2 = \frac{s_a^2}{1 - f_1 r_1 - \dots - f_p r_p} \quad (3.14)$$

a je-li $r_1 = \dots = r_p = 0$, pak

$$s_Y^2 = s_a^2, \quad (3.15)$$

$$s_a^2 = \frac{1}{n} \sum a_t^2, \quad (3.16)$$

kde hodnoty a_t jsou rozdílem empirických a teoretických hodnot. Pokud se ignorují hodnoty $r_i \neq 1$ ve vzorci (3.13), vychází menší s_Y^2 , což vede k nadhodnocení indexu způsobilosti.

3.4 Transformace stabilizující rozptyl

3.4.1 Johnsonova transformace

Pokud hodnoty sledovaného znaku kvality nejsou normálně rozdělené, je možno použít Johnsonovu transformaci tak, že nová transformovaná data jsou potom rozdělena normálně $N(0,1)$. Obecná forma transformace je dána vztahem

$$z = \gamma + \eta \tau(x; \varepsilon, \lambda), \quad \eta > 0, \quad -\infty < \gamma < \infty, \quad \lambda > 0, \quad -\infty < \varepsilon < \infty, \quad (3.17)$$

kde z je standardizovaná normální náhodná veličina a x je proměnná nafitována pomocí Johnsonova rozdělení. Čtyři parametry γ , η , ε a λ , které mají být odhadovány a τ je libovolná funkce, která může mít jen jednu z následujících tří forem. Johnsonova transformace tedy vybere jeden ze tří typů rovnic v závislosti na tom, zda náhodná veličina je „ohraničená“, „lognormální“ nebo „neohraničená“. (Hill, Hill a Holder, 1976, s. 180-189; Johnson, Kotz a Pearn, 1992, s. 23-31; Kane, 1986, s. 41-52)

3.4.1.1 *Lognormální soustava (S_L)*

$$\tau_1(x; \varepsilon, \lambda) = \log\left(\frac{x - \varepsilon}{\lambda}\right), \quad x \geq \varepsilon \quad (3.18)$$

Toto je Johnsonovo S_L rozdělení, které se vztahuje k lognormální soustavě. Požadované odhady parametrů jsou

$$\hat{\eta} = 1.645 \left[\log\left(\frac{x_{0.95} - x_{0.5}}{x_{0.5} - x_{0.05}}\right) \right]^{-1}, \quad (3.19)$$

$$\hat{\gamma}^* = \hat{\eta} \log\left(\frac{1 - \exp(-1.645/\hat{\eta})}{x_{0.5} - x_{0.05}}\right), \quad (3.20)$$

$$\hat{\varepsilon} = x_{0.5} = \exp(-\hat{\gamma}^*/\hat{\eta}), \quad (3.21)$$

kde $100\alpha\%$ percentil je získán jako $\alpha(n+1)$ -tá hodnota z n pozorování. Pokud je to nutné, může být lineární interpolace mezi dvěma sousedními hodnotami použita k určení požadovaného percentilu. (Kotz a Pearn, 1992, s. 23-31; Kane, 1986, s. 41-52)

3.4.1.2 *Neohraničená soustava (S_U)*

$$\tau_2(x; \varepsilon, \lambda) = \sinh^{-1}\left(\frac{x - \varepsilon}{\lambda}\right), \quad -\infty < x < \infty. \quad (3.22)$$

Křivky v S_U soustavě jsou neomezené. Tato soustava zahrnuje mimo jiné t a normální rozdělení. Pro fitování tohoto rozdělení, Hahn a Shapiro poskytli tabulku pro stanovení $\hat{\gamma}$ a $\hat{\eta}$ na základě daných hodnot šikmosti a špičatosti. (Kovářík a Klímek, 2011)

3.4.1.3 *Ohraničená soustava (S_B)*

$$\tau_3(x; \varepsilon, \lambda) = \log\left(\frac{x - \varepsilon}{\lambda + \varepsilon - x}\right), \quad \varepsilon \leq x \leq \varepsilon + \lambda. \quad (3.23)$$

S_B soustava zahrnuje ohraničená rozdělení, která obsahují gamma a beta rozdělení. Vzhledem k tomu, že rozdělení může být ohraničeno buď u dolního konce ε , horního $(\varepsilon + \lambda)$ nebo obou, vede to k následujícím situacím. (Kovářík a Klímek, 2011)

- I. případ. *Rozsah kolísání je znám.* Pro případ, kdy jsou známy hodnoty obou koncových bodů, jsou parametry získané jako

$$\hat{\eta} = \frac{z_{1-\alpha'} - z_{\alpha}}{\log\left(\frac{(x_{1-\alpha'} - \varepsilon)(\varepsilon + \lambda - x_{\alpha})}{(x_{\alpha} - \varepsilon)(\varepsilon + \lambda - x_{1-\alpha'})}\right)}, \quad (3.24)$$

$$\hat{\gamma} = z_{1-\alpha'} - \hat{\eta} \log\left(\frac{x_{1-\alpha'} - \varepsilon}{\varepsilon + \lambda - x_{1-\alpha'}}\right). \quad (3.25)$$

- II. případ. *Jeden známý koncový bod.* V tomto případě je dodatečná rovnice získána odpovídajícími mediány dat potřebnými k doplnění rovnice ($\hat{\eta}$) a ($\hat{\gamma}$). Tato rovnice je dána vztahem

$$\begin{aligned} \hat{\lambda} = (x_{0.5} - \varepsilon) \{ & (x_{0.5} - \varepsilon)(x_{\alpha} - \varepsilon) + (x_{0.5} - \varepsilon)(x_{1-\alpha} - \varepsilon) - 2(x_{\alpha} - \varepsilon)(x_{1-\alpha} - \varepsilon) \} \times \\ & \times \{ (x_{0.5} - \varepsilon)^2 - (x_{\alpha} - \varepsilon)(x_{1-\alpha} - \varepsilon) \}^{-1}. \end{aligned} \quad (3.26)$$

- III. případ. *Žádný známý koncový bod.* V případě, kdy není znám ani jeden koncový bod, čtyři datové percentily musí být srovnány s odpovídajícími percentily normovaného normálního rozdělení. Výsledná rovnice pro $i = 1, 2, 3, 4$,

$$z_i = \hat{\gamma} + \hat{\eta} \log\left(\frac{x_i - \hat{\varepsilon}}{\hat{\varepsilon} + \hat{\lambda} - x_i}\right), \quad (3.27)$$

je nelineární a musí být řešena pomocí numerických metod. (Kovářík a Klímek, 2011)

3.5 Vybočující hodnoty

V následujícím textu představím novou moderní metodu k odhalení vícerozměrných odlehlých hodnot. Namátková hodnota pro zjištění odlehlosti je definovaná mírou odchylky empirické distribuční funkce pevné Mahalanobisovy vzdálenosti od teoretické distribuční funkce. Metoda je snadná k implementaci a rychlá na výpočet. Nyní však představím tradiční metody identifikace odlehlých pozorování v jednorozměrných a vícerozměrných statistických souborech. (Kovářík, 2009, s. 22)

Identifikace odlehlých pozorování v jednorozměrných statistických souborech

Má-li analyzovaný statistický soubor alespoň 10 pozorování, může být vybočující extrémní hodnota orientačně zjištěna pomocí jednoduchého *pravidla čtyř sigma*, jež se opírá o *Bienaymé – Čebyševovu* respektive *Gaussovou nerovnost*. Z těchto fundamentálních

nerovností teorie pravděpodobnosti vyplývá, že v intervalu $(\bar{x} - 4s, \bar{x} + 4s)$, kde \bar{x} respektive s jsou výběrový aritmetický průměr respektive výběrová směrodatná odchylka, leží 99,99 % hodnot pro výběry z normálního rozdělení, 97 % hodnot pro výběry ze symetrického unimodálního rozdělení a 94 % hodnot u výběrů ze zcela libovolného pravděpodobnostního rozdělení. Jestliže tedy některá výběrová hodnota bude ležet mimo výše zmíněný interval, lze s dostatečně vysokou pravděpodobností zamítnout hypotézu, že odlehle pozorování patří do téže populace jako zbývající výběrové hodnoty. Pravidlo čtyř sigma má pouze orientační charakter. Exaktně lze detekci extrémních hodnot u malých výběrů ($n \leq 25$) z normálního rozdělení uskutečnit pomocí *Dixonova testu*. Označíme-li potenciální extrémní hodnotu jako $x_{(1)}$ (u vzestupně uspořádaného výběru $x_{(1)} < x_{(2)} < \dots < x_{(n-1)} < x_{(n)}$ se jedná o jeho minimum, u sestupně uspořádaného výběru $x_{(1)} > x_{(2)} > \dots > x_{(n-1)} > x_{(n)}$ o maximum), je test její odlehlosti založen na testovém kritériu (Mason, 2002; Dixon, 1950)

$$Q = \frac{x_{(1)} - x_{(2)}}{x_{(n)} - x_{(n-1)}}. \quad (3.28)$$

Pro větší výběry ($n > 25$) z normálního rozdělení může být odlehlost hodnoty $x_{(1)}$ posuzována pomocí *Grubbsova testu*, založeného na testové statistice

$$T = \frac{x_{(1)} - \bar{x}}{s}. \quad (3.29)$$

Bude-li platit relace $|Q| \geq Q_\alpha$ respektive $|T| \geq T_\alpha$, kde Q_α respektive T_α je odpovídající kritická hodnota pro *Dixonův* respektive *Grubbsův* test (viz (Hušek, 2007)), lze na hladině významnosti α konstatovat, že testovaná hodnota $x_{(1)}$ je odlehlá, tzn., že nepochází z téhož základního souboru jako ostatní výběrové hodnoty. Velmi užitečným analytickým prostředkem, umožňujícím vizualizaci statistických dat a rychlé a komplexní posouzení jejich zvláštností, včetně identifikace odlehlých pozorování, je speciální diagram, zvaný *Box-and-Whisker Plot* (stručněji *boxplot*). (V české terminologii, která není ustálená, se někdy používá termínu „krabicový diagram“.) Boxplot zobrazuje analyzovaná data ve tvaru obdélníkové krabice a dvou úseček (*whiskers*), které z ní vybíhají nalevo a napravo. (Kovářík a Klímek, 2011)

Levá respektive pravá strana obdélníka odpovídá dolnímu respektive hornímu kvartilu daného datového souboru. Obdélník je předělen svislou příčkou v místě mediánu \tilde{x} . Úsečky, které vybíhají z krabice, spojují body, jež vyhovují relaci

$$0,5IQR \leq |x - \tilde{x}| \leq 1,5IQR, \quad (3.30)$$

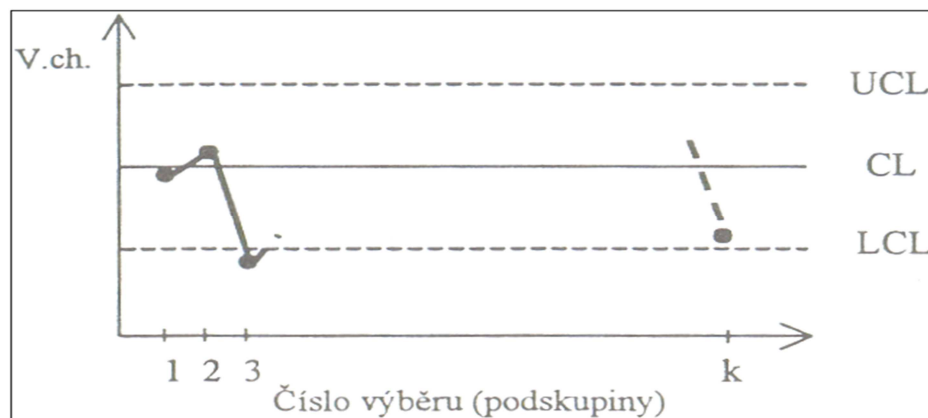
kde IQR je kvartilové rozpětí (rozdíl mezi horním a dolním kvartilem). Hodnoty, které leží mimo interval vymezený vztahem (5.23) - tzn., že jsou vzdáleny od dolního nebo horního kvartilu o více než $1,5 IQR$, jsou považovány za odlehlé (*outliers*), pokud se od některého z kvartilů vzdálí o více než trojnásobek kvartilového rozpětí, interpretují se jako extrémní (*extremes*). Odlehlá respektive extrémní pozorování se v boxplotu zobrazují jako izolované body. (Dohnal, 1999; Kába, 1998, s. 439-441)

4 POUŽÍVANÉ REGULAČNÍ DIAGRAMY PŘI PORUŠENÍ GAUSS-MARKOVOVÝCH PŘEDPOKLADŮ

4.1 Regulační diagram

Základním nástrojem SPC je regulační diagram (obr. 4.1). Je to grafický prostředek zobrazení vývoje variability procesu v čase využívající principů testování statistických hypotéz. Rozhodnutí o statistické zvládnutosti procesu umožňují 3 základní čáry: *CL* – střední přímka; odpovídá tzv. referenční (požadované) hodnotě použité znázorňované charakteristiky. Z hlediska účinnosti regulačního diagramu a základního rozhodnutí o statistické zvládnutosti procesu je rozhodující stanovení horní a dolní regulační meze:

- UCL je horní regulační mez (Upper Control Limit),
- LCL je dolní regulační mez (Lower Control Limit).



V. ch. = výběrová charakteristika použitá jako testové kritérium v daném regulačním diagramu (např. \bar{x} , R , s , ...)

Obr. 4.1 Základní struktura regulačního diagramu

(Zdroj: Tošenovský a Noskievičová, 2000)

Těmto regulačním mezím se také říká akční meze. Vymezují pásmo působení pouze náhodných příčin variability a jsou základním rozhodovacím kritériem, zda učinit regulační zásah do procesu či nikoliv. V některých aplikacích se zakreslují do regulačního diagramu další meze nazývané výstražné meze: UWL (Upper Warning Limit – horní výstražná mez) a LWL (Lower Warning Limit – dolní výstražná mez). Pásmo, které vymezují tyto meze, je vždy užší než pásmo mezi akčními mezemi, nejčastěji $\pm 2\sigma$ od CL. (Tošenovský a Noskievičová, 2000)

4.1.1 Interpretace regulačního diagramu

Pro interpretaci regulačního diagramu platí obecně základní pravidla:

- b) Leží-li všechny body uvnitř UCL a LCL, je proces pokládán za statisticky zvládnutý a není vyžadován žádný zásah do procesu.
- c) Leží-li některý bod mimo regulační mez UCL nebo LCL, je proces pokládán za statisticky nezvládnutý, je vyžadována identifikace vymezipitelné příčiny této odchylky a přijetí opatření s cílem úplné či alespoň částečné eliminace vymezipitelného vlivu. (Kovářík a Klímek, 2011)

Použijí-li se i meze výstražné, mohou nastat kromě uvedené základní situace ještě další dvě situace:

- 1) Některý bod leží uvnitř výstražných mezí – lze předpokládat, že proces je ve statisticky zvládnutém stavu a není třeba žádného zásahu.
- 2) Některý bod leží mezi UWL a UCL, resp. mezi LWL a LCL. V této situaci se doporučuje postupovat následovně: Ihned bez ohledu na kontrolní interval se provede další výběr. Jestliže nový bod, odpovídající tomuto bezprostřednímu výběru, leží mezi výstražnými mezemi, není třeba do procesu zasahovat. Jestliže však i tento nový bod leží mimo výstražné meze, je to signál, že na proces s velkou pravděpodobností působí vymezipitelná příčina a je nutné provést regulační zásah. Nejčastěji používané testy nenáhodných seskupení jsou uvedeny v příloze P I.

(Tošenovský a Noskievičová, 2000)

4.1.2 Obecný postup sestavení a analýzy regulačního diagramu

Dosavadní poznatky o regulačních diagramech můžeme stručně shrnout do devíti základních kroků, které je nutné provádět bez ohledu na použítou metodu SPC. Jsou to tyto kroky:

1. Volba regulované veličiny,
2. Sběr a záznam dat,
3. Ověření předpokladů o datech,
4. Volba rozsahu výběru,
5. Volba vhodného regulačního diagramu,

6. Výpočet hodnot zvoleného testového kritéria (výběrové charakteristiky) pro jednotlivé výběry,
7. Ověření a zajištění statistické zvládnutosti procesu,
8. Ověření a zabezpečení způsobilosti procesu,
9. Vlastní regulace procesu. (Kovářík a Klímek, 2011)

4.2 Diagramy EWMA

Diagram EWMA se hodí pro situace, kdy v procesu dochází k náhlým malým, ale přetrvávajícím změnám procesu a hodnoty sledovaného znaku jakosti nejsou závislé. Na rozdíl od klasických diagramů závisí regulační meze na okamžiku výběru. Autorem je Roberts (1959). Diagram EWMA pracuje s testovým kritériem Y_k , jehož hodnota po k tém výběru je definována následovně:

$$y_k = (1 - \lambda)^k \cdot Y_0 + \lambda \cdot \sum_{j=1}^k (1 - \lambda)^{k-j} \cdot f(x_j) \quad \text{pro } j = 1, 2, \dots, k \text{ a pro } 0 < \lambda < 1, \quad (4.1)$$

$f(x_j)$ je hodnota zvolené výběrové charakteristiky v j tém výběru,

k je pořadí výběru,

Y_0 je požadovaná úroveň parametru rozdělení regulované veličiny.

(Kovářík a Klímek, 2011)

Jestliže platí $Y_0 = \mu_0$ (μ_0 je požadovaná úroveň střední hodnoty regulované veličiny) a funkce $f(x_j)$ je výběrový průměr \bar{x}_j , pak jde o diagram EWMA pro výběrové průměry.

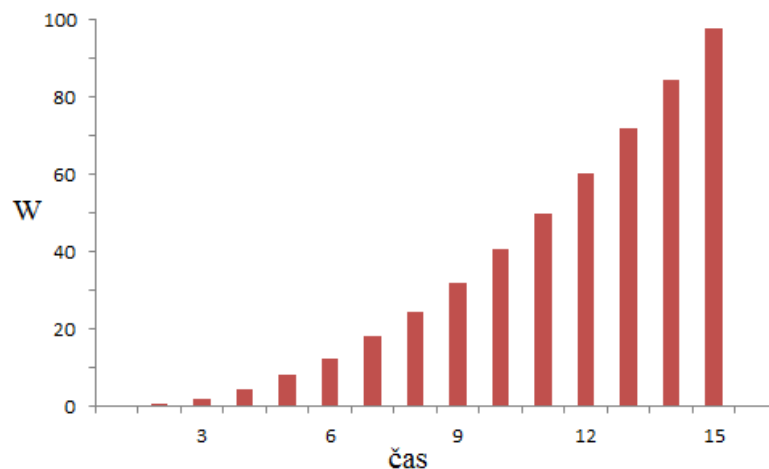
V případě, že rozsah výběru $n = 1$, pak jde o diagram EWMA pro individuální hodnoty. Obdobně jako u většiny ostatních metod statistické regulace procesu rozlišujeme diagramy EWMA pro jednostrannou a oboustrannou regulaci. (Kovářík a Klímek, 2011)

Vztah lze upravit na zjednodušený tvar:

$$y_k = (1 - \lambda) \cdot y_{k-1} + \lambda \cdot f(x_k) \quad \text{pro } 0 < \lambda < 1, y_0 = Y_0. \quad (4.2)$$

Diagramy EWMA patří k diagramům s neomezenou nerovnoměrnou pamětí. Vlastnosti paměti určuje parametr λ ($0 < \lambda < 1$). Je-li $\lambda = 1$, pak je testované kritérium EWMA identické s testovaným kritériem v klasickém Shewhartověm diagramu. To znamená, že váha je dána pouze poslední „nejčerstvější“ hodnotě použité výběrové charakteristiky (obr. 4.2). Naopak, čím více se λ blíží k nule, tím více se blíží vlastnosti paměti diagramu

EWMA vlastnostem paměti diagramů CUSUM. Zobrazení vlastnosti diagramů EWMA je na následujícím obrázku. (Kovářík a Klímek, 2011)



Obr. 4.2 *Vlastnosti paměti diagram EWMA zobrazené pomocí průběhu váhových koeficientů w (%)*
(Zdroj: Tošenovský a Noskievičová, 2000)

Podrobnější analýza diagramů EWMA bude dále provedena na diagramu EWMA pro výběrové průměry (\bar{x}) při oboustranné regulaci. (Tošenovský a Noskievičová, 2000)

4.2.1 Klasický diagram EWMA pro výběrové průměry (\bar{x})

Klasický diagram EWMA se obdobně jako diagram CUSUM hodí pro situaci, kdy v procesu dochází k náhlým malým, ale přetrvávajícím změnám procesu a hodnoty sledovaného znaku jakosti nejsou závislé. Klasický diagram EWMA je definován rozsahem výběru a parametru λ a k . Stejně jako v případě diagramu CUSUM zohledňuje diagram EWMA jak riziko zbytečného signálu α , tak riziko chybějícího signálu β . (Kovářík a Klímek, 2011)

V klasickém digramu EWMA pro výběrové průměry (\bar{x}) se hodnota Y_0 rovná požadované úrovni střední hodnoty regulované veličiny μ_0 . Předpokládá se normální rozdělení regulované veličiny s konstantním rozptylem. Hodnota testovaného kritéria po k tém výběru pak stanovíme následovně:

$$EWMA_k = (1-\lambda)^k \cdot \mu_0 + \lambda \cdot \sum_{j=1}^k (1-\lambda)^{k-j} \cdot \bar{x}_j \quad \text{pro } 0 < \lambda < 1, j = 1, 2, \dots, k, \quad (4.3)$$

resp.

$$EWMA_k = (1 - \lambda) EWMA_{k-1} + \lambda \cdot \bar{x}_k, EWMA_0 = \mu_0 \text{ pro } 0 < \lambda < 1. \quad (4.4)$$

Volbou parametru λ je ovlivňována míra zapomínání. Čím λ zvolíme větší, tím menší je vliv starších výběrových průměrů. Čím více se blíží hodnota parametru λ k 1, tím více se diagram EWMA blíží klasickému Shewhartovu regulačnímu diagramu, který nemá žádnou paměť. Čím více se blíží λ k nule (nikdy se nerovná nule), tím více se váhové faktory EWMA diagramu blíží váhovým faktorům v diagramu CUSUM. (Kovářík a Klímek, 2011)

Střední příčka CL se v EWMA diagramu pro výběrové průměry se stanoví ze vztahu:

$$CL = \mu_0 \quad (4.5)$$

Regulační meze se určí následovně:

$$UCL = CL + K \cdot \sigma_{EWMA} = \mu_0 + K \cdot \sigma_{EWMA} \quad (4.6)$$

$$LCL = CL - K \cdot \sigma_{EWMA} = \mu_0 - K \cdot \sigma_{EWMA} \quad (4.7)$$

Směrodatná odchylka σ_{EWMA} se stanoví dle vztahu:

$$\sigma_{EWMA} = \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{\lambda}{2 - \lambda} \cdot [1 - (1 - \lambda)^{2k}]}, \quad (4.8)$$

kde σ_0 je požadovaná úroveň směrodatné odchylky regulované veličiny,

K je konstanta pro stanovení regulačních mezí vyhovujících zvolenému riziku α , resp. zvolené hodnotě ARL(0). (Kovářík a Klímek, 2011)

Na rozdíl od klasických Shewhartových regulačních diagramů regulační meze v diagramu EWMA závisí na časovém okamžiku výběru, avšak relativně rychle přecházejí do asymptotického tvaru:

$$UCL_a = CL + K \cdot \sigma_a = \mu_0 + K \cdot \sigma_a \quad (4.9)$$

$$LCL_a = CL - K \cdot \sigma_a = \mu_0 - K \cdot \sigma_a. \quad (4.10)$$

Směrodatná odchylka σ_a se stanoví ve vztahu:

$$\sigma_a = \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{\lambda}{2 - \lambda}}. \quad (4.11)$$

4.3 Regulační diagram ARIMA

Klasická Shewhartova koncepce SPC předpokládá, že naměřená data nejsou autokorelovaná. I velmi nízký stupeň autokorelace dat způsobuje selhání klasických Shewhartových regulačních diagramů. Selhání má podobu velkého počtu bodů mimo regulační meze v regulačním diagramu. Tento jev není výjimečný v případě spojitých procesů, kde je autokorelace dat dána velkou setrvačností procesů v čase (chemické procesy, klimatologické procesy apod.). Jednou z možností, jak řešit otázku autokorelovaných dat, je stochastická koncepce modelování časových řad při použití autoregresních integrovaných modelů klouzavých průměrů, tzv. modelů ARIMA. V rámci stochastické koncepce tvorby lineárních autoregresních modelů (*autoregressive*, tzv. modely AR), modelů klouzavých průměrů (*mean average*, modely MA), smíšených modelů (modely ARMA) a modelů ARIMA, vycházející z Boxovy-Jenkinsovy metodiky, je časová řada chápána jako realizace stochastického procesu. Boxova-Jenkinsova metodika tak představuje moderní koncepci analýzy stacionárních a nestacionárních časových řad, založenou na teorii pravděpodobnosti. (Noskiewičová, ©2008)

Regulační diagram ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*) je tedy založen na principu nalezení vhodného modelu časové řady a použití regulačního diagramu na rezidua modelu (odchyly skutečně naměřené hodnoty od hodnoty vypočtené s použitím modelu).

Obecný tvar modelu ARIMA (p, d, q) je takovýto

$$\Phi_p(B) \cdot \nabla^d \cdot x_t = \Theta_q(B) \varepsilon_t \quad (4.20)$$

kde

$\Phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 \dots - \phi_p B^p)$ je autoregresní polynom p -tého řádu,

$\Theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 \dots - \theta_q B^q)$ je polynom klouzavých průměrů q tého řádu,

∇ operátor zpětné difference (tento prvek se zavádí v případě, že modelový proces vykazuje nestacionaritu),

d řád difference,

t čas,

B operátor zpětného posunu $B \cdot x_t = (x_{t-1})$,

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ parametry autoregresního modelu,

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ parametry modelu klouzavých průměrů,

ε_t proměnná zvaná bílý šum, která představuje nepredikovatelnou fluktuaci v datech; má normální rozdělení se střední hodnotou rovnou nule a konstantním rozptylem a její hodnoty jsou nekorelované.

Je-li \hat{x}_t odhad empirické hodnoty x_t získaný při použití vhodně zvoleného modelu ARIMA, rezidua toho tohoto modelu $e_t = x_t - \hat{x}_t$ se budou chovat jako nezávislé náhodné proměnné pocházející z normálního rozdělení.

Nejčastěji se v praxi používají následující ARIMA modely. Uvažujeme model

$$x_t = \xi + \phi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.21)$$

kde ξ a ϕ ($-1 < \phi < 1$) jsou neznámé konstanty a ε_t je normálně rozdělená a nezávislá veličina se střední hodnotou rovnou nule a směrodatnou odchylkou σ . Tento model se nazývá autoregresní model 1. Řádu a označuje se AR(1). Hodnoty sledovaného znaku jakosti, které jsou navzájem posunuté o k časových period (x_t a x_{t-k}), mají korelační koeficient ϕ^k . To znamená, že autokorelační funkce ACF by měla exponenciálně klesat. Rozšíříme-li předchozí rovnici do tvaru

$$x_t = \xi + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \varepsilon_t, \quad (4.22)$$

Dostáváme rovnici autoregresního modelu druhého řádu AR(2). Obecně je v autoregresních modelech AR(p) proměnná x_t přímo závislá na přechozích hodnotách x_{t-1} , x_{t-2} , atd. Jestliže modelujeme závislost dat pomocí náhodné složky ε_t , pak dostáváme modely klouzavých průměrů MA(q). Model klouzavých průměrů 1. řádu má rovnici:

$$x_t = \mu + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}. \quad (4.23)$$

V tomto modelu je nenulová korelace pouze mezi dvěma po sobě jdoucími hodnotami x_t a x_{t-1} a lze ji vyjádřit následovně: $\rho_1 = -\theta / (1 + \theta^2)$. Tomu odpovídá tvar autokorelační funkce ACF (Arlt a Artlová, 2003)

Pro modelování praktických úloh se často hodí složený model obsahující jak autoregresní složku, tak složku klouzavých průměrů. Tento model se obecně označuje ARMA(p, q). Model ARMA 1. řádu, tj. ARMA (1, 1) má rovnici:

$$x_t = \xi + \phi x_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}. \quad (4.24)$$

Tento model je často vhodný pro chemické a jiné spojité procesy, kde modelem AR(1) lze velmi dobře modelovat mnohé znaky jakosti. Náhodnou složkou modelu jsou pak popsány chyby měření, o kterých předpokládáme, že jsou náhodné a nekorelované. V ARMA modelech se předpokládá stacionarita procesu, tzn., že hodnoty sledovaného znaku jakosti se pohybují kolem stabilní střední hodnoty. Avšak často se v praxi objevují procesy (např. v chemickém průmyslu, kde sledovaný znak jakosti x_t je výstupní veličinou, který není žádnou regulací udržován na cílové hodnotě), kde hodnoty sledované veličiny „utíkají“. Pak je vhodné modelovat procesy pomocí vhodného modelu s operátorem zpětné diference ∇ , např. modelem ARIMA (0, 1, 1), jehož rovnice je:

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}. \quad (4.25)$$

Modely ARIMA vyhlížejí odlišně od Shewhartova modelu ($x_t = \mu + \varepsilon_t$ pro $t = 1, 2, \dots$). Jestliže však do rovnice $x_t = \xi + \phi x_{t-1} + \varepsilon_t$ dosadíme za $\phi = 0$ nebo v rovnici $x_t = \mu + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$ za $\theta = 0$, dostaneme Shewhartův model procesu. Dalším důležitým krokem při využití ARIMA modelů pro SPC je volba vhodného regulačního diagramu.

Je-li testováním reziduí prokázáno, že nejsou autokorelovaná a pocházejí z normálního rozdělení je možné pomocí nich ověřit, zda proces je či není statisticky stabilní. Protože rozsah výběru $n=1$ (původní empirické hodnoty x_t byly zjištěny u každé vyráběné jednotky), nabízí se na prvním místě dvojice regulačních diagramů pro individuální hodnoty a klouzavé rozpětí. Poloha střední hodnoty CL a hodnoty horní a dolní regulační meze (UCL, LCL) se u diagramu ARIMA pro individuální hodnoty stanoví ze vztahu

$$CL = \bar{e} (\cong 0) \quad (4.26)$$

$$UCL = \bar{e} + \frac{3}{1,128} \bar{R}_{kl} \quad (4.27)$$

$$LCL = \bar{e} - \frac{3}{1,128} \bar{R}_{kl} \quad (4.28)$$

kde

\bar{e} je průměrná hodnota reziduí,

\bar{R}_{kl} je průměrné klouzavé rozpětí.

Hodnoty CL , UCL a LCL v diagramu pro klouzavé rozpětí se určí takto

$$CL = \bar{R}_{kl} \quad (4.29)$$

$$UCL = 3,267 \cdot \bar{R}_{kl} \quad (4.30)$$

$$LCL = 0 \quad (4.31)$$

Pro zvýšení citlivosti regulačních diagramů ARIMA na menší odchylky se doporučuje použít oboustranný regulační diagram CUSUM s rozhodovacím intervalem $\pm H$ nebo klasický diagram EWMA, oba aplikované na rezidua daného modelu. (Noskievičová, ©2008)

Hledání modelu ARIMA

Základní algoritmus hledání modelu ARIMA lze definovat takto:

1. Posouzení stacionarity časové řady z hlediska rozptylu a případná stabilizace časové řady z hlediska rozptylu prostřednictvím vhodné linearizující transformace.
2. Posouzení stacionarity z hlediska střední hodnoty procesu.
3. Stanovení a ověření řádu diferencování (tj. stacionarizace řady z hlediska střední hodnoty).
4. Volba modelu, popř. modelů AR, MA nebo ARMA pro stacionarizovanou časovou řadu, a to na základě hledání podobnosti ve tvaru výběrové ACFa PACF a teoretických ACF a PACF pro známé modely (tento krok zahrnuje stanovení řádu modelů p a q).
5. Odhad parametrů zvoleného modelu, popř. zvolených modelů.
6. Ověření vlastností zvoleného modelu (popř. zvolených model) testováním jeho (jejich) reziduí. Model je považován za vyhovující, pokud jeho rezidua vykazují konstantní rozptyl (jsou homoskedastická), nejsou autokorelovaná a mají normální rozdělení.
7. Volba nejlepšího modelu (v případě, že vyhovujících modelů je několik, je nutné použít některé z kritérií pro volbu nejlepšího modelu, např. Akaikeho kritérium AIC, Schwartzovo kritérium SC (nejvhodnější je model pro který dané kritérium nabývá minima). (Noskievičová, ©2008)

II. PRAKTICKÁ ČÁST

5 KONSTRUKCE ČASOVÝCH ŘAD VÝVOJE FINANČNÍCH UKAZATELŮ U VYBRANÝCH A.S. POMOCÍ PŘÍSTUPU MODELOVÁ TRENDU, SEZÓNÍ SLOŽKY A B-J METODOLOGIE

5.1 Charakteristika zvolených akciových společností

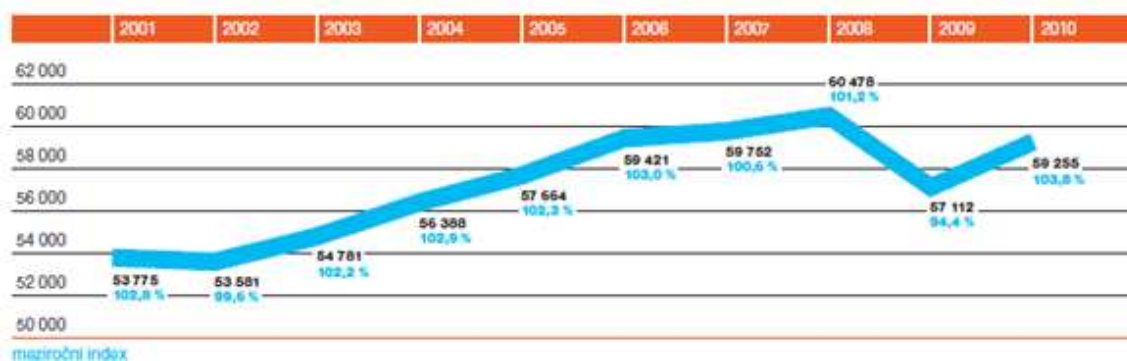


Obr. 5.1 Loga akciových společností
(Zdroj: Vlastní zpracování)

5.1.1 Charakteristika společnosti ČEZ, a.s.

Akciová společnost ČEZ byla založena v roce 1992 Fondem národního majetku ČR. Hlavním akcionářem je Česká republika, pro kterou vykonává správu jejího akciového podílu Ministerstvo financí České republiky. Hlavním předmětem činnosti ČEZ, a. s., je výroba a prodej elektřiny a s tím související podpora elektrizační soustavy. Zároveň se zabývá výrobou, rozvodem a prodejem tepla. V roce 2003 vznikla spojením ČEZ, a. s., s distribučními společnostmi (Severočeská energetika, Severomoravská energetika, Středočeská energetická, Východočeská energetika a Západočeská energetika). Skupina ČEZ, která se tak stala nejvýznamnějším energetickým uskupením regionu střední a východní Evropy. Patří do evropské desítky největších energetických koncernů a je nejsilnějším subjektem na domácím trhu s elektřinou. (Čez, ©2005)

Nyní se můžeme podívat na obr. 5.2, který nám znázorňuje vývoj poptávky po elektřině v České republice od roku 2001 do roku 2010. Na obr. 5.3 můžeme vidět srovnání vývoje HDP a poptávky po elektřině v České republice od roku 2001 do roku 2010.



Obr. 5.2 Vývoj poptávky po elektřině v ČR – GWh (Zdroj: Čez, ©2005)



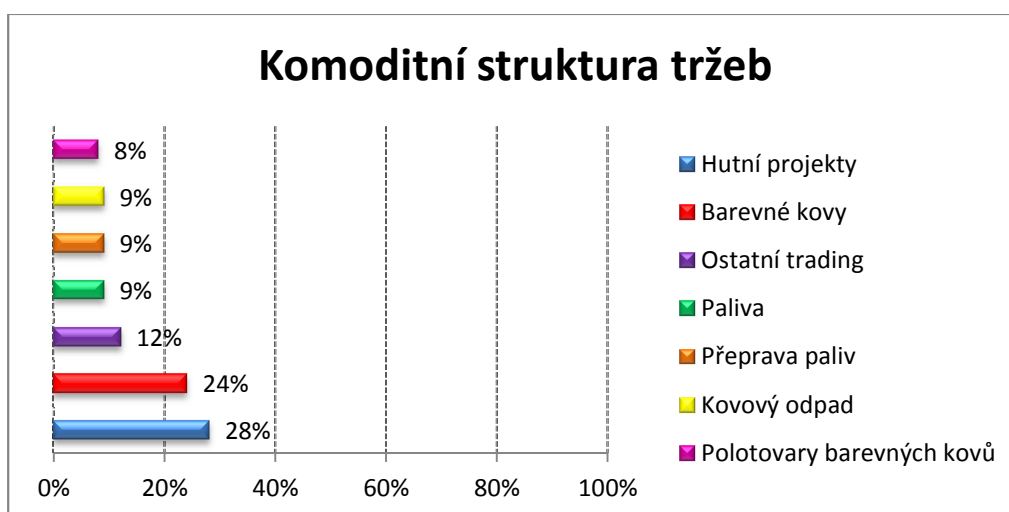
Obr. 5.3 Porovnání vývoje HDP a poptávky po elektřině v ČR
– index 100 % = rok 2001 (Zdroj: Čez, ©2005)

Finanční stránka společnosti ČEZ, a.s.

Ve stručnosti popíší finanční situaci společnosti ČEZ, a.s. podle poslední zveřejněné výroční zprávy za rok 2010. Hospodářský výsledek po zdanění meziročně poklesl o 8,9 mld. Kč. Úrokové náklady se zvýšily o 0,2 mld. Kč oproti výnosovým úrokům, které poklesly o 0,5 mld. Kč. Ostatní finanční náklady a výnosy se zvýšily o 0,7 mld. Kč, díky mimořádnému výnosu, který souvisel s vyplacenou dividendou od společnosti Pražská teplárenská. Dále proběhly investice do ekologizace, která prodloužila životnost elektrárny. Hlavním cílem společnosti ČEZ, a.s. je investování do obnovy a rozvoje energetické soustavy, což vede ke zvyšování a zlepšování kvality, spolehlivosti a bezpečnosti distribuční soustavy společně s automatickým řízením provozu sítí.

5.1.2 Charakteristika společnosti Metalimex, a.s.

METALIMEX a. s. patří mezi nejvýznamnější obchodní společnosti v České republice a dlouhodobě si udržuje své pevné postavení na českém i světovém trhu. Rozhodující obchodní činností společnosti je obchod s barevnými kovy a polotovary z barevných kovů, obchod s ocelovými výrobky v celé struktuře hutní výroby, neúhelnými surovinami a volný trading v ostatních komoditách. Současné postavení společnosti v ekonomice České republiky dokládá kromě jiných i umístění v hodnocení TOP 100, kde opakovaně zaujímá přední místa mezi nejvýznamnějšími společnostmi v České republice. V roce 2010 společnost zobchodovala více jak 55.000 tun barevných primárních kovů, což je o 10% více jak v předcházejícím roce. (Metalimex, ©2008)



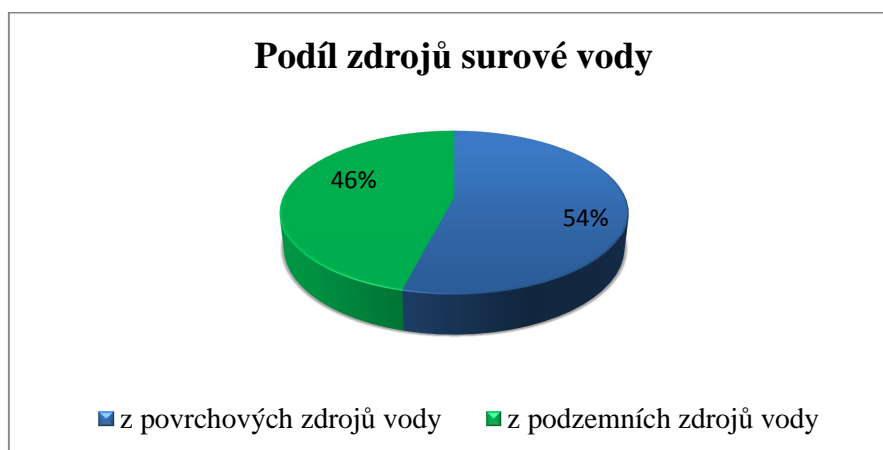
Obr. 5.4 Komoditní struktura tržeb (Zdroj: Vlastní zpracování)

Finanční stránka společnosti Metalimex, a.s.

Ve stručnosti popíše finanční situaci společnosti Metalimex, a.s. podle poslední zveřejněné výroční zprávy za rok 2010. Finanční situace v roce 2010 byla příznivá a stabilizovaná. Značná část aktiv a pasiv vzniká v cizí měně, z tohoto důvodu jsou finanční výsledky ovlivněny vývojem kurzů. Z hlediska včasného plnění svých smluvených závazků je na tom společnost velmi dobře a nevykazuje žádné závazky po lhůtě splatnosti. Ve finanční oblasti společnost důsledně dbá na zajišťování všech svých devizových finančních toků proti kurzovým ztrátám. Do budoucna budou investice směřovány do zhodnocení dlouhodobého hmotného a nehmotného majetku společnosti.

5.1.3 Charakteristika společnosti Vodárenská, a.s.

Vodárenská akciová společnost, a.s. vznikla na konci roku 1993 a je významnou regionální provozní vodárenskou společností. Základními smluvními partnery jsou reprezentanti obecní samosprávy, kteří jsou vlastníky technické infrastruktury. Mimo provozování jejich vodovodů a kanalizací pro veřejnou potřebu je také vodárenská akciová společnost podporuje při plnění jejich úkolů v oblasti rozvoje i obnovy infrastruktury. Municipální charakter společnosti a orientace na zákazníka tvoří základní principy, kterými se řídí při poskytování služeb. Základním posláním je ochrana zdraví člověka a péče o životní prostředí, což také vyjadřuje motto jejich společnosti: "VODA A LIDÉ - PARTNEŘI PRO ŽIVOT". Společnost zahrnuje divizi technickou a 6 divizí provozních. Patří mezi šest největších provozovatelů vodovodů a kanalizací pro veřejnou potřebu v ČR. (QCM, ©2009)



Obr. 5.5 Podíl zdrojů surové vody pro výrobu pitné vody ve vlastních zařízeních (Zdroj: Vlastní zpracování)

Finanční stránka společnosti Vodárenská, a.s.

Ve stručnosti bych popsala finanční stránku společnosti Vodárenská, a.s. podle poslední zveřejněné výroční zprávy za rok 2010. Jelikož se hospodářský výsledek a tržby vyvíjeli v roce 2010 příznivě, mohl být použit vlastní kapitál k financování dlouhodobého majetku. Na kladném HV se podílely téměř všechny provozní divize kromě divize v Třebíči a technické divizi, což bylo zapříčiněno poklesem výroby a reorganizace laboratoře. Kromě příznivé situace z hlediska hospodářského výsledku, který činil 21 441 tis. Kč, byla také společnost v celém roce solventní. Dalším pozitivem byl také růst produktivity práce. V roce 2010 byl stabilizován podíl tržeb z vodného a stočného k celkovým výnosům. Dále vzrostl podíl nákladů spojených s infrastrukturou a náklady stanovené právními předpisy.

5.2 Zhodnocení ročního indexu IN99 pro vybrané akciové společnosti

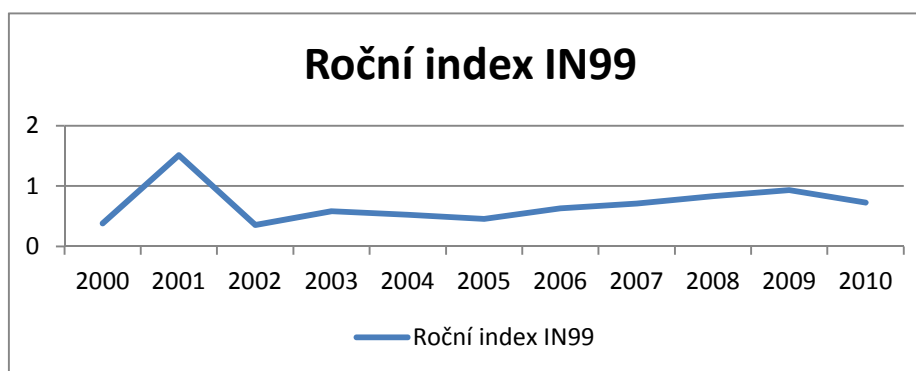
5.2.1 IN99 pro společnost ČEZ, a.s.

Výsledné hodnoty můžeme vidět znázorněné v tab. 5.1, kdy můžeme konstatovat, že podnik v roce 2000, 2002 – 2006 nevytváří žádný ekonomický zisk a samotnou ekonomickou hodnotu ničí, jelikož spadá do intervalu $IN < 0,684$. Výsledné hodnoty jsou ovlivněny zejména vysokou zadlužeností použitého cizího kapitálu. Velmi zanedbatelná byla hodnota ukazatele rentability, který byl v těchto letech nízký, z důvodu nízkého podílu výsledku hospodaření před zdaněním a úroky připadající na jednotku aktiv. V letech 2007 – 2010 podnik netvořil hodnotu. V roce 2001 byla výsledná hodnota indexu IN99 1,51, tato hodnota spadá do intervalu $IN < 1,42; 2,07 >$, kdy podnik tvořil hodnotu. V tomto roce byla vysoká hodnota ukazatele aktivity, z důvodu vysokých tržeb, které se pohyby okolo 528 miliard Kč, oproti aktivům, které byly 202 miliard Kč. Vývoj ročního indexu IN99 můžeme vidět znázorněný na obr. 5.6, kdy zpočátku rostl, pak rapidně klesl a následně měl víceméně konstantní vývoj.

Tab. 5.1 Roční index IN99 pro společnost ČEZ, a.s. v letech 2000 – 2010

(Zdroj: Vlastní zpracování)

ČEZ, a.s.	Rok										
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
A	2,48	2,65	2,85	2,79	2,88	2,74	2,58	1,92	1,65	1,33	1,35
C	0,06	0,06	0,05	0,10	0,08	0,08	0,11	0,12	0,15	0,17	0,13
D	0,29	2,61	0,30	0,37	0,36	0,25	0,33	0,34	0,32	0,36	0,31
E	0,62	0,72	1,11	0,62	1,64	0,76	0,97	0,53	0,79	0,86	0,98
IN99	0,38	1,51	0,36	0,58	0,52	0,45	0,63	0,71	0,83	0,93	0,72



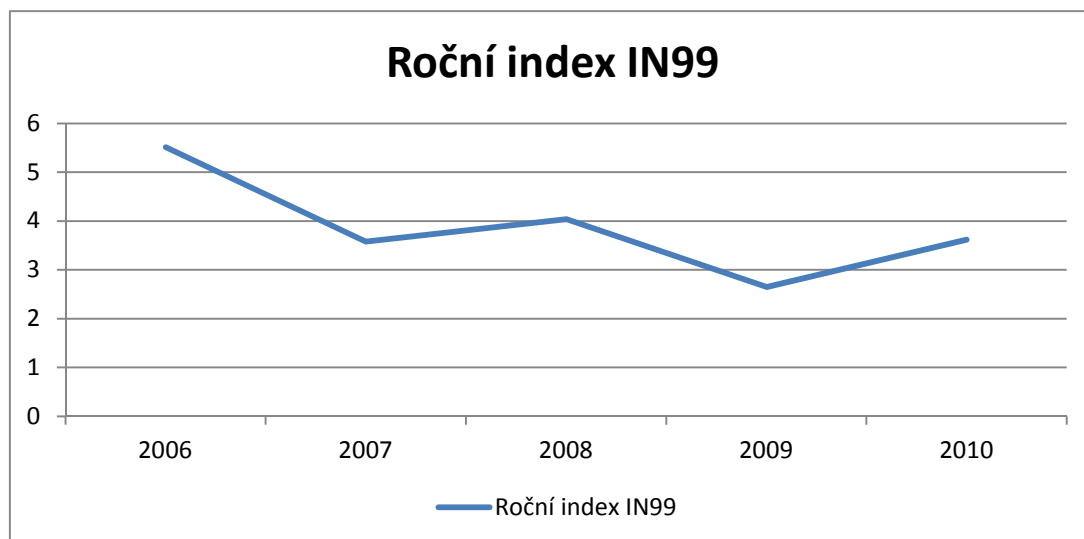
Obr. 5.6 Vývoj ročního indexu IN99 pro společnost ČEZ, a.s. v letech 2000 – 2010 (Zdroj: Vlastní zpracování)

5.2.2 IN99 pro společnost Metalimex, a.s.

Výsledné hodnoty můžeme vidět znázorněné v tab. 5.2, kdy můžeme konstatovat, že podnik v letech 2006 – 2010 tvořil kladnou hodnotu ekonomického zisku, jelikož hodnoty IN99 spadají do intervalu $IN > 2,07$. Největší podíl na výsledného hodnotě ukazatele IN99 měla aktivita a likvidita. Ve všech letech dosahoval podnik vysokých tržeb a měl vysoký podíl oběžných aktiv. Nejvyšší hodnota IN99 byla v roce 2006, činila 5,51, což bylo ovlivněno zejména vysokých výsledkem hospodaření před zdaněním a úroky, který činil 501 405 tis. Kč. Vývoj ročního indexu IN99 je znázorněn na obr. 5.7.

Tab. 5.2 Roční index IN99 pro společnost Metalimex, a.s.
v letech 2006 – 2010 (Zdroj: Vlastní zpracování)

Metalimex, a.s.	Rok				
	2006	2007	2008	2009	2010
A	1,42	1,36	1,55	1,47	1,49
C	0,17	0,08	0,15	0,07	0,09
D	9,82	6,70	7,01	4,87	6,68
E	1,38	1,27	1,42	1,28	1,35
IN99	5,51	3,58	4,03	2,64	3,61



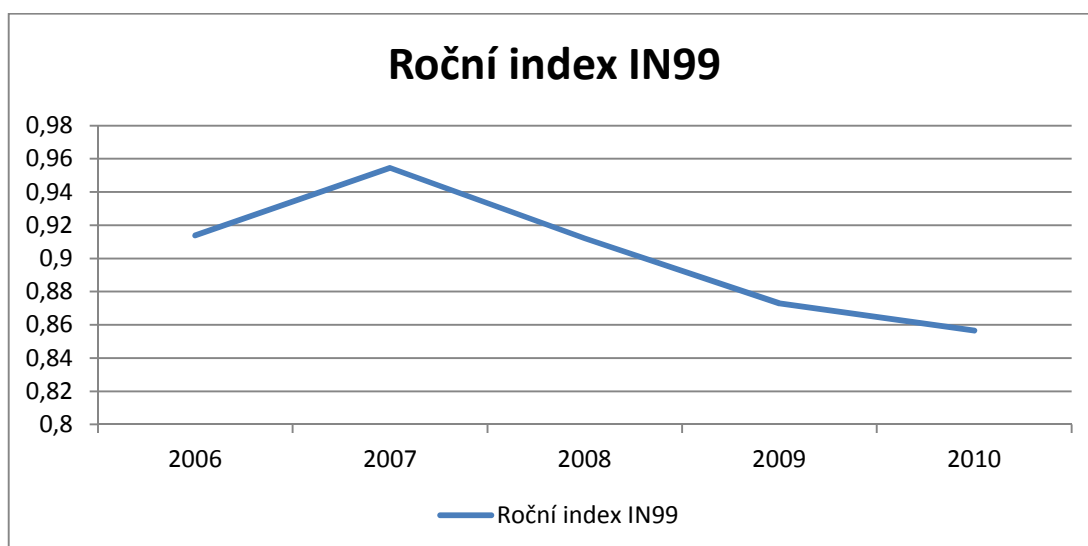
Obr. 5.7 Vývoj ročního indexu IN99 pro společnost Metalimex, a.s.
v letech 2006 – 2010 (Zdroj: Vlastní zpracování)

5.2.3 IN99 pro společnost Vodárenskou, a.s.

Výsledné hodnoty můžeme vidět znázorněné v tab. 5.3, kdy můžeme konstatovat, že podnik v letech 2006 – 2010 dosahuje hodnot spadajících do intervalu IN (1,089;0,684>, tudíž můžeme říci, že podnik netvoří hodnotu ekonomického zisk, i když ve všech letech dosahuje kladného výsledku hospodaření před zdaněním a úroky. Výsledek hospodaření se pohyboval okolo 28 mil. Kč v roce 2006, oproti cizímu kapitálu, který činil 280 mil. Kč. V posledním roce 2010 činil výsledek hospodaření před zdaněním a úroky 27 mil. Kč a cizí kapitál dosahoval už hodnoty 411 mil. Kč. Podnik má vysokou zadluženost, z důvodu krátkodobých cizích zdrojů a bankovních úvěrů, které mají největší podíl na použitém cizím kapitálu. Vývoj ročního indexu IN99 můžeme vidět znázorněný na obr. 5.8, kdy zpočátku rostl a od roku 2007 postupně klesá.

Tab. 5.3 Roční index IN99 pro společnost Vodárenská, a.s.
v letech 2006 – 2010 (Zdroj: Vlastní zpracování)

	Rok				
Vodárenská, a.s.	2006	2007	2008	2009	2010
A	2,66	2,50	2,38	2,30	2,32
C	0,04	0,04	0,04	0,03	0,03
D	1,58	1,59	1,55	1,55	1,53
E	1,78	1,69	1,58	1,55	1,57
IN99	0,91	0,95	0,91	0,87	0,86



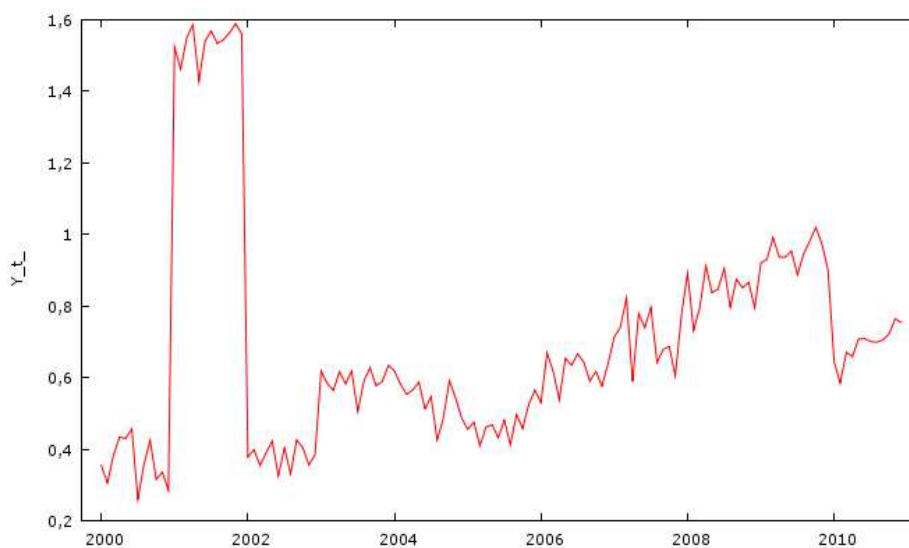
Obr. 5.8 Vývoj ročního indexu IN99 pro společnost Vodárenská, a.s.
v letech 2006 – 2010 (Zdroj: Vlastní zpracování)

6 APLIKACE METOD PRO ANALÝZU ČASOVÝCH ŘAD NA FINANČNÍ UKAZATELE U VYBRANÝCH A.S.

V této části bude následovat analýza časových řad indexů IN99 u vybraných podniků. Na tato data budou aplikovány statistické metody pro analýzu časových řad pro popis jejich vývoje, který bude důležitý pro výběr vhodného regulačního diagramu. Tyto regulační diagramy budou následně v projektové části aplikovány na automatizovanou regulaci finančního procesu, což je hlavním cílem této diplomové práce.

6.1 Aplikace metod časových řad pro společnosti ČEZ, a.s.

Obrázek 6.1 ukazuje měsíční vývoj časové řady u společnosti ČEZ, a.s. Následně bude pomocí statistických metod vybrán nejvhodnější model pro popis této časové řady, který bude rozhodujícím kritériem pro konstrukci regulačního diagramu, jakožto nástroje pro monitorování variability finanční situace daného podniku.



Obr. 6.1 Vývoj časové řady měsíčního indexu IN99 u společnosti ČEZ, a.s. (Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl)

Následovat bude konstrukce regresního modelu a následná validace G-M předpokladů na rezidua tohoto modelu. Jak ukazuje následující tabulka, vhodným modelem se jeví konstantní střední hodnota. Poukazuje na to p hodnota, která u parametru směrnice poukazuje na jeho statistickou nevýznamnost.

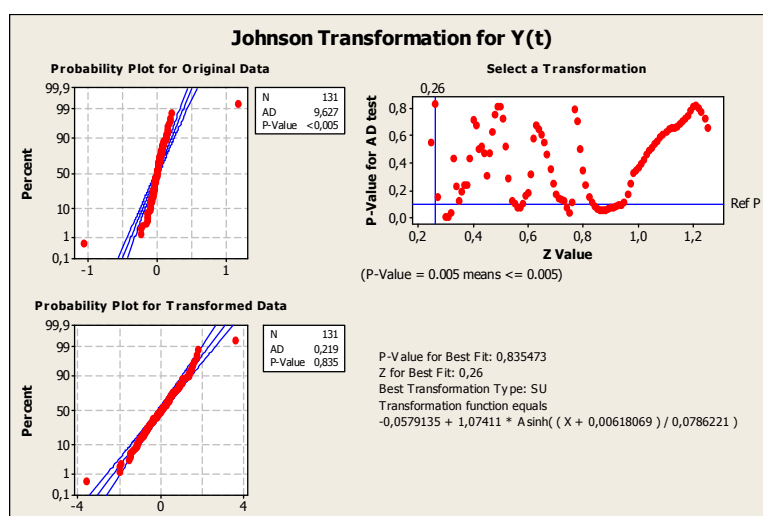
	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
Const	0,648805	0,0560359	11,5784	<0,00001	***
T	0,000759296	0,000731128	1,0385	0,30095	

Sřední hodnota závisle proměnné	0,699299	Směr. odchylka závisle proměnné	0,320171
Součet čtverců reziduí	13,31821	Směr. chyba regrese	0,320075
Koeficient determinace	0,008228	Adjustovaný koeficient determinace	0,000599
F (1, 130)	1,078537	P-hodnota(F)	0,300953
Logaritmus věrohodnosti	-35,91769	Akaikovo kritérium	75,83537
Schwarzovo kritérium	81,60098	Hannan-Quinnovo kritérium	78,17825
rho (koeficient autokorelace)	0,858373	Durbin-Watsonova statistika	0,276739

Test normality reziduí
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 153,094
s p-hodnotou = 5,70107e-034
Whiteův test heteroskedasticity
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 36,8647
s p-hodnotou = P(Chi-Square(2) > 36,8647) = 9,88393e-009

Durbin-Watsonova statistika = 0,276739
p-hodnota = 3,73697e-016

Jak ukazuje předchozí výstup z programu Gretl, všechny G-M předpoklady jsou porušeny. Model se musí stacionarizovat a jak napovídá regresní diagnostika, bude nejspíše stačit model konstanty. Díky výkyvu indexu IN99 v roce 01' tato variabilita znehodnotila model přímky. Pro dodržení G-M předpokladů se musí nejprve provést stabilizace rozptylu, která bude mít za následek normalitu a homoskedasticitu dat.

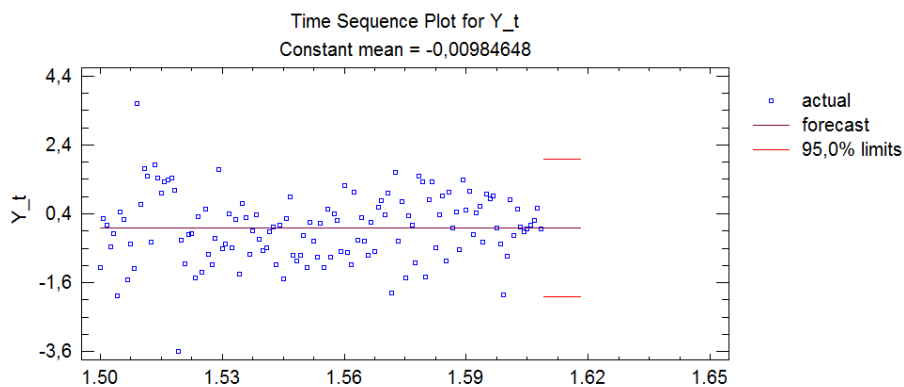


Obr. 6.2 Opravený model o heteroskedasticitu a nenormalitu pomocí Johnsonovy transformace pro společnost ČEZ, a.s.
 (Zdroj: Vlastní zpracování v programu Minitab 16)

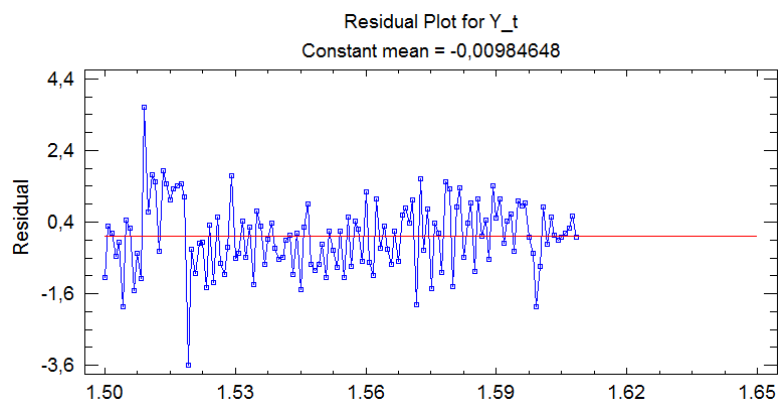
V tomto případě byla pro stabilizaci rozptylu použita Johnsonova transformace typu SU (neohraničená soustava). Jak je vidět z předchozího obrázku, p hodnota pro A-D test se po použití transformace zvýšila, tudíž po transformaci nezamítáme hypotézu o normalitě dat. Tato transformovaná data můžeme dále použít pro nalezení vhodného modelu.

Jako nejvhodnější model se jeví model na základě konstanty (-0,00984648). Svědčí o tom nejnižší hodnoty interpolačních a extrapolačních kritérií pro výběr vhodného modelu. Následovat bude výstup z programu Statgraphics Centurion pro odhad parametrů optimálního modelu.

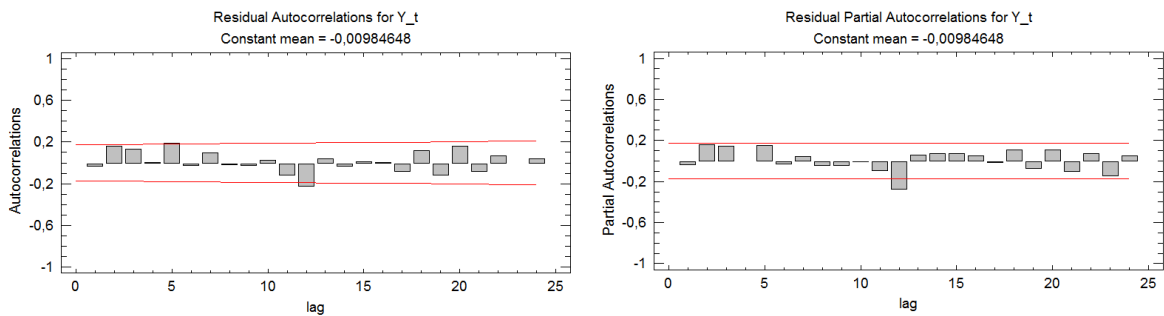
Model	RMSE	MAE	ME	AIC
Konstantní střední hodnota	0,997287	0,793541	-5,4299E-17	-0,005432



Obr. 6.3 Graf hodnot pro měsíční vývoj indexu IN99 dle nejvhodnějšího modelu konstantní střední hodnoty pro společnost ČEZ, a.s. (Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)



Obr. 6.4 Graf reziduí pro měsíční index IN99 dle nejvhodnějšího modelu konstantní střední hodnoty pro společnost ČEZ, a.s. (Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)



Obr. 6.5 Autokorelace reziduí transformovaných hodnot (vlevo) a parciální autokorelační funkce reziduí transformovaných hodnot (vpravo) pro měsíční index IN99 pro společnost ČEZ, a.s. (Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)

Nyní zbývá ještě otestovat neautokorelovanost reziduí na základě numerického Box-Piercova testu. Následující výstup byl realizován v programu Statgraphics.

Box-Pierce Test
Test based on first 24 autocorrelations
Large sample test statistic = 31,3092
P-value = 0,145065

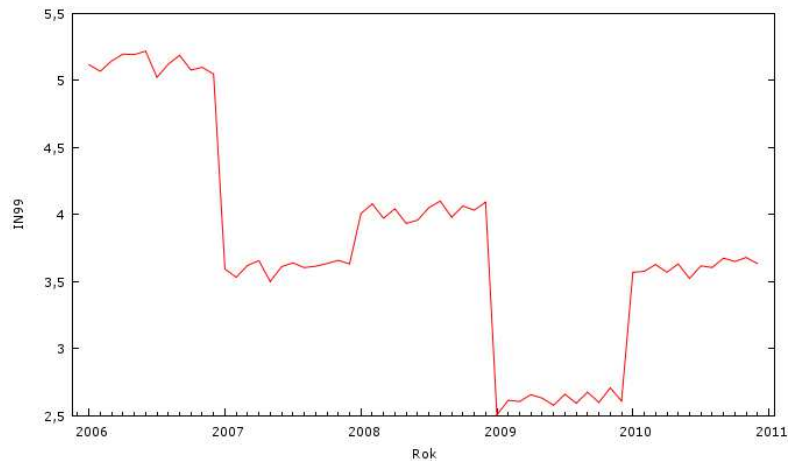
Exploratorní diagnostika na základě autokorelační a parciální autokorelační funkce potvrdili závěry B-P testu o neautokorelovanosti reziduí modelu konstanty. Nejdůležitější G-M předpoklady pro konstrukci modelu byly otestovány, nyní se však podíváme na nulovost střední hodnoty reziduí. Následující výstup byl realizován v programu Minitab 16.

Test of mu = 0 vs not = 0							
Variable	N	Mean	StDev	SE Mean	95% CI	T	P
Transf_johnson	131	-0,0035	0,9833	0,0859	(-0,1735; 0,1664)	-0,04	0,967

Na základě p hodnoty jednoduchého t testu o nulové střední hodnotě tuto hypotézu nezamítáme, tudíž náhodná složka odpovídá Gaussovskému bílému šumu. Teď už jsou všechny G-M předpoklady dodrženy a můžeme zahájit statistickou regulaci procesu pomocí jednoduchého Shewhartova regulačního diagramu x individual, který bude zkonstruován v projektové části. Tento diagram bude použit pro automatizovanou statistickou regulaci finančního procesu této společnosti.

6.2 Aplikace metod časových řad pro společnosti Metalimex, a.s.

Následující obrázek ukazuje měsíční vývoj časové řady u společnosti Metalimex, a.s. Pomocí statistických metod bude vybrán nejvhodnější model pro popis této časové řady, který bude rozhodujícím kritériem pro konstrukci regulačního diagramu, jakožto nástroje pro monitorování variability finanční situace daného podniku.



Obr. 6.6 Vývoj časové řady měsíčního indexu IN99 pro společnost Metalimex, a.s.

(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)

Po použití Cochrane-Orcutt procedury se podařilo odstranit autokorelaci a heteroskedasticitu v datech.

```

Model 3: OLS, za použití pozorování 2006:02-2010:12 (T = 59)
Závisle proměnná: rez
-----
                koeficient   směr. chyba   t-podíl   p-hodnota
-----
const           0,000000     0,0842524    0,0000    1,0000
Datum           0,000000     0,00238206  0,0000    1,0000

Střední hodnota závisle proměnné      0,000000
Sm. odchylka závisle proměnné         0,308889
Součet čtverců reziduí                  5,533905
Sm. chyba regrese                       0,311586
Koeficient determinace                   0,000000
Adjustovaný koeficient determinace      -0,017544
F(1, 57)                                 0,000000
P-hodnota (F)                           1,000000
Logaritmus věrohodnosti                  -13,90138
Akaikovo kritérium                       31,80276
Schwarzovo kritérium                     35,95784
Hannan-Quinnovo kritérium                33,42473
rho (koeficient autokorelace)           -0,003336
Durbin-Watsonova statistika              2,005295
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

```

Obr. 6.7 Použití Cochrane-Orcutt procedury pro společnost Metalimex, a.s.

(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)

Následně budou otestovány G-M předpoklady na rezidua modelu.

Whiteův test heteroskedasticity:

Testovací statistika: $TR^2 = 0,430679$, s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(2) > 0,430679) = 0,806268 \Rightarrow$ tudíž nezamítáme hypotézu o homoskedasticitě

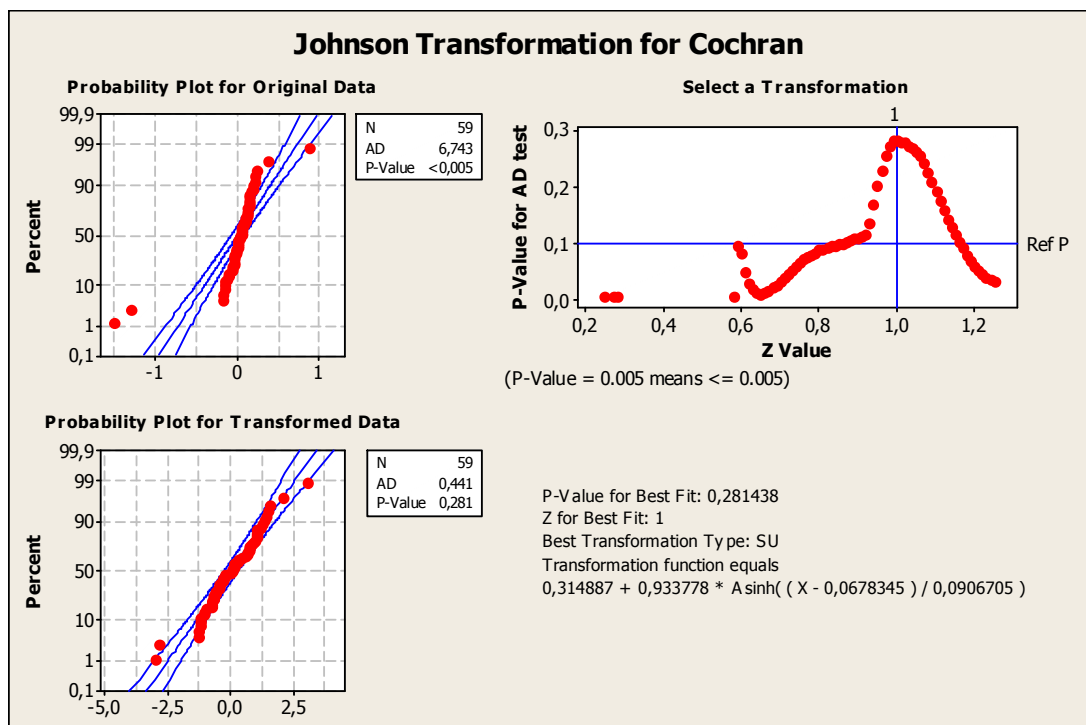
Durbin-Watsonova statistika = 2,0053

p-hodnota = 0,453721 \Rightarrow nezamítáme hypotézu o neautokorelovanosti reziduí

Test normality reziduí

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: $\text{Chí-kvadrát}(2) = 50,0401$ s p-hodnotou = $1,36125e-011 \Rightarrow$ zamítáme hypotézu o normalitě reziduí a navíc parametry modelu po Cochran-Orcutt proceduře jsou statisticky nevýznamné. Tudíž bude následovat vhodná transformace, která by měla stabilizovat rozptyl.

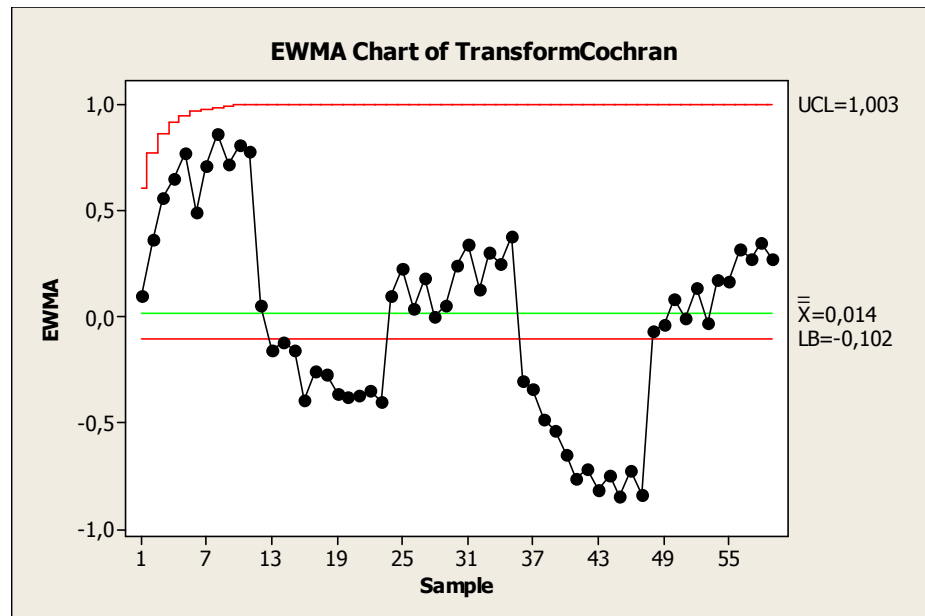


Obr. 6.8 Johnsonova transformace pro společnost Metalimex, a.s.

(Zdroj: Vlastní zpracování)

Pomocí Johnsonovy transformace se podařilo stabilizovat rozptyl a z předchozího obrázku je patrné, že transformovaná rezidua Cochran-Orcutt procedury vykazují normální rozdělení dle A-D testu a jeho p hodnoty.

Konstrukce regulačního diagramu EWMA bude pak vypadat následovně:

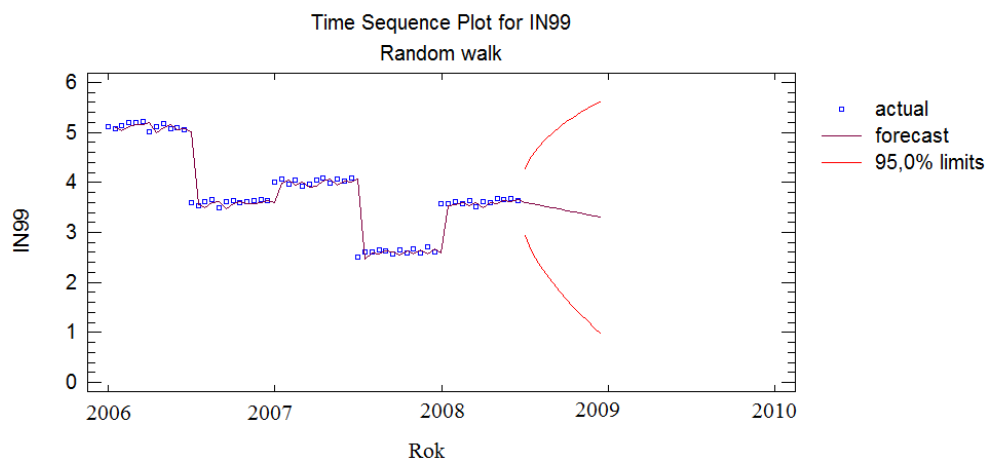


Obr. 6.9 Regulační diagram EWMA pro společnost Metalimex, a.s.

(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Minitab 16)

Tento diagram naznačuje užití špatné procedury, jelikož již po Cochran-Orcutt proceduře, model vykazuje statisticky nevýznamné parametry, navíc regulační diagram EWMA nelze použít pro statistickou regulaci IN99, jelikož kritická mez po zpětné transformaci naznačuje špatnou finanční situaci podniku, což určitě nereflektuje skutečnost.

Pokusíme se tedy nalézt vhodnější model pro popis původní časové řady.



Obr. 6.10 Graf původních dat dle nejvhodnějšího modelu náhodné procházky pro společnost Metalimex, a.s.

(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)

Níže jsou uvedeny interpolační a extrapolační kritéria modelu náhodné procházky.

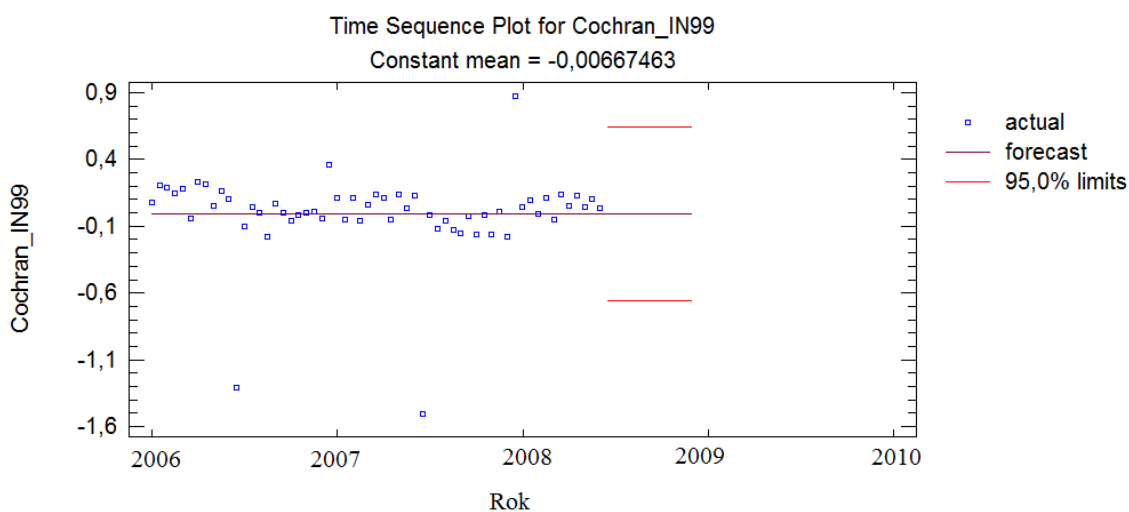
Model	RMSE	MAE	MAPE	ME	MPE	AIC
Náhodná procházka	0,331878	0,147996	4,4177	1,89149E-16	-0,368289	-2,25371

Na základě AIC kritéria byl vybrán model náhodné procházky. Nyní se podíváme na model po Cochran-Orcutt proceduře na model konstantní střední hodnoty.

Model	RMSE	MAE	ME	AIC
Model konstantní střední hodnoty	0,319093	0,16126	-2,05597E-18	-2,28454

Dle charakteristiky AIC byl vybrán model konstantní střední hodnoty, jelikož tato charakteristika je u tohoto modelu nižší.

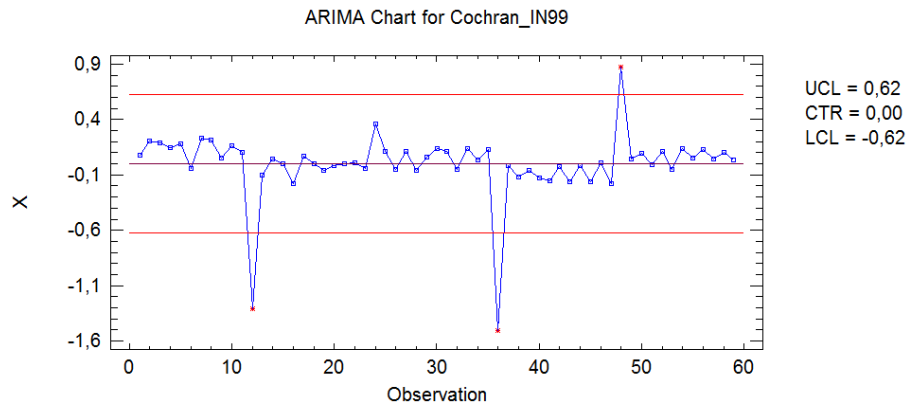
Box-Pierce Test
Test based on first 19 autocorrelations
Large sample test statistic = 14,0045
P-value = 0,78343



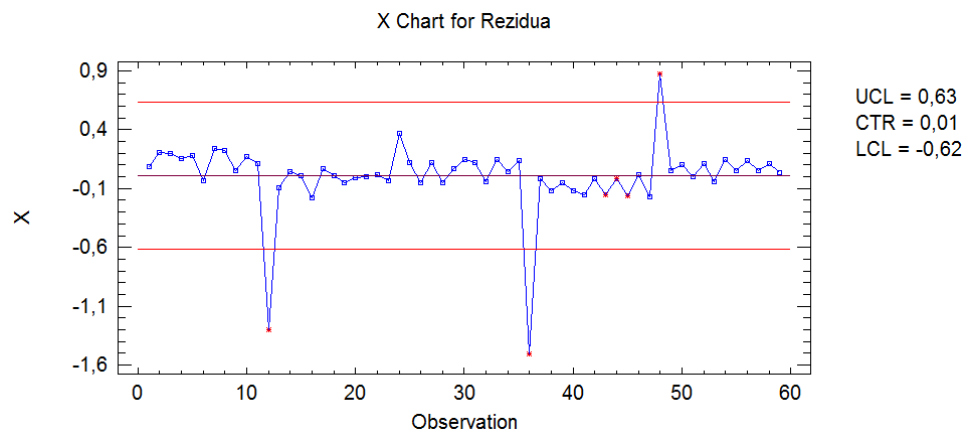
Obr. 6.11 Graf hodnot po Cochran-Orcutt proceduře dle nejvhodnějšího modelu konstantní střední hodnoty pro společnost Metalimex, a.s.
(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)

Box-Piercův test poukazuje na neautokorelovanost reziduí tohoto modelu, což by také potvrdila autokorelační a parciální autokorelační funkce.

Na následujícím obrázku je znázorněn regulační diagram pro index IN99 aplikovaný na rezidua nejvhodněji nalezeného modelu pro popis původní časové řady.



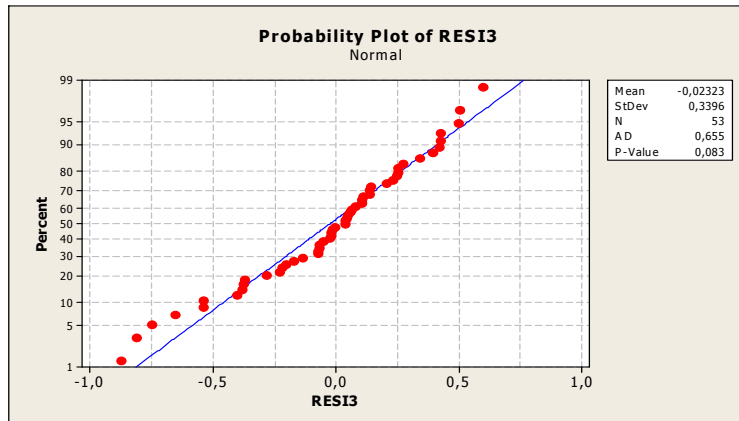
Obr. 6.12 Regulační diagram ARIMA na základě reziduí modelu konstantní střední hodnoty pro společnost Metalimex, a.s.
(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)



Obr. 6.13 Regulační diagram x individual na základě reziduí modelu konstantní střední hodnoty pro společnost Metalimex, a.s.
(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)

Jak se ukázalo, tak konstruovat regulační diagramy po Cochran-Orcutt proceduře je z hlediska posouzení finanční situace podniku nevhodné, jelikož diagramy naznačují statistickou nezvládnutost procesu v podobě překročení regulačních mezí. Je zapotřebí konstruovat regulační diagram, v tomto případě, v původním měřítku měřených indexů IN99 (viz kapitola 7). Z původního grafu časové řady vyvstává otázka, zda je možné modelovat proces na základě dekompozice časové řady pomocí aditivního nebo multiplikativního modelu časové řady. Avšak interpolační a extrapolací kritéria vyšla u obou přístupů téměř stejná (MAPE = 15,8164; MAD = 0,5474; MSD = 0,3355).

Po vyhlazení časové řady klouzavým průměrem jsme dostali rezidua modelu, která splňují G-M předpoklady.



Obr. 6.14 Normalita reziduí vyhlazeného modelu pro společnost Metalimex, a.s. (Zdroj: Vlastní zpracování v programu Minitab 16)

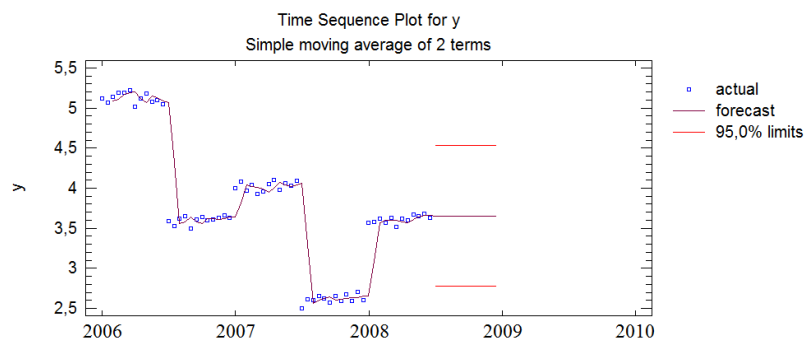
Předchozí obrázek pravděpodobnostního grafu tento fakt jen potvrzuje.

Model	RMSE	MAE	MAPE	ME	MPE
Klouzavý průměr 2. řádu	0,363865	0,167895	5,09279	-0,0424058	-1,70392

Následující testy potvrzují, že stochastická složka nalezeného modelu má podobu Gaussovského bílého šumu. Níže je uveden oboustranný t test pro nulovost střední hodnoty a B-P test neautokorelovanosti reziduí nalezeného modelu.

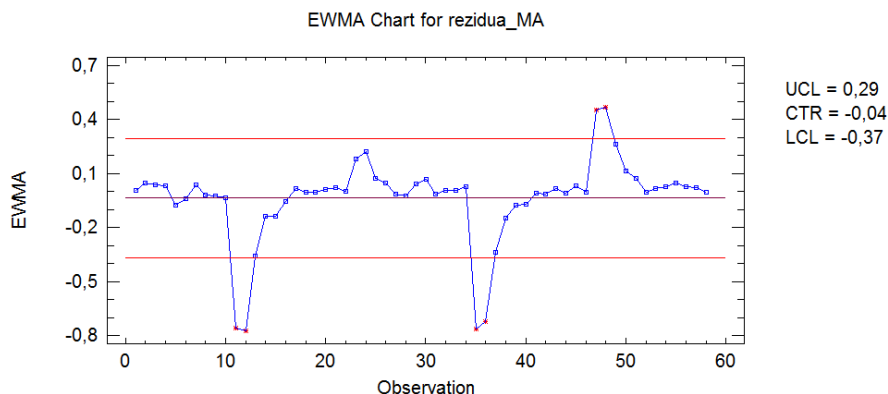
Test of $\mu = 0$ vs not = 0							
Variable	N	Mean	StDev	SE Mean	95% CI	T	P
RESI3	53	-0,0232	0,3396	0,0467	(-0,1168; 0,0704)	-0,50	0,621

Box-Pierce Test
Test based on first 19 autocorrelations
Large sample test statistic = 24,7574
P-value = 0,210869

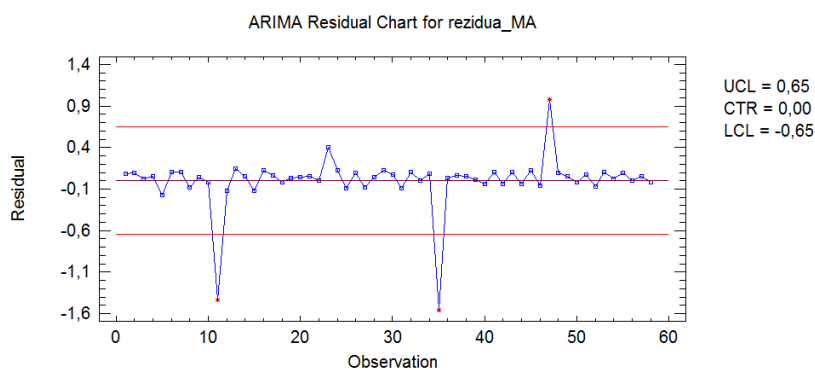


Obr. 6.15 Vyhlazení časové řady klouzavým průměrem 2.řádu pro společnost Metalimex, a.s. (Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)

Následovat budou SPC grafy pro monitorování variability finanční situace vybraného podniku. Oba dva grafy poukazují na fakt, že pro monitorování variability bude možné použít regulační diagram EWMA i ARIMA.



Obr. 6.16 Regulační diagram EWMA pro rezidua pro společnost Metalimex, a.s. (Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)



Obr. 6.17 Regulační diagram ARIMA pro rezidua pro společnost Metalimex, a.s.

(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)

Parametry uvedeného regulačního diagramu ARIMA jsou uvedeny v tabulce níže. Jak ukazuje následující výstup odhadu parametrů pro tento model v programu Statgraphics, statisticky významná je pouze klouzavá část. Tento fakt naznačuje, že bude stačit konstruovat regulační diagram ARIMA pro původní hodnoty indexu IN99.

Parameter	Estimate	Stnd. Error	T	P-value
MA(1)	-0,437616	0,123462	-3,54453	0,0008
Mean	-0,0369845	0,0602606	-0,613742	0,5419
Constant	-0,0369845			

Backforecasting: yes

Estimated white noise variance = 0,105847 with 56 degrees of freedom

Estimated white noise standard deviation = 0,325341

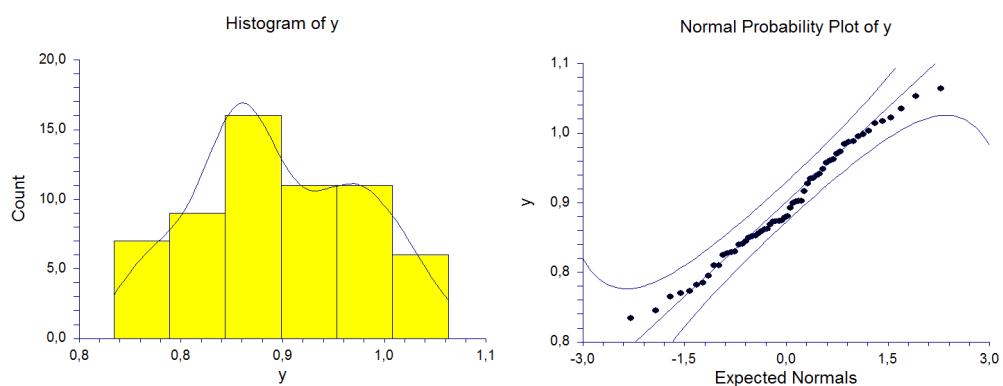
6.3 Aplikace metod časových řad pro společnosti Vodárenská, a.s.

Následující obrázek ukazuje měsíční vývoj časové řady u společnosti Vodárenská, a.s. Pomocí statistických metod bude vybrán nejvhodnější model pro popis této časové řady, který bude rozhodujícím kritériem pro konstrukci regulačního diagramu, jakožto nástroje pro monitorování variability finanční situace daného podniku.

Tab. 6.1 Numerické testy normality dat pro společnost Vodárenská, a.s.

(Zdroj: Vlastní zpracování v programu NCSS)

NORMALITY TEST SECTION OF Y					
Test Name	Test Value	Prob Level	10% Critical Value	5% Critical Value	Decision (5%)
Shapiro-Wilk W	0,9795561	0,41005			Can't reject normality
Anderson-Darling	0,3792682	0,40507			Can't reject normality
Martinez-Iglewicz	0,9411041		1,08016	1,1236	Can't reject normality
Kolmogorov-Smirnov	9,108348E-02		0,104	0,114	Can't reject normality
D'Agostino Skewness	0,3682754	0,71267	1.645	1.960	Can't reject normality
D'Agostino Omnibus	3,2247	0,19942	4.605	5.991	Can't reject normality



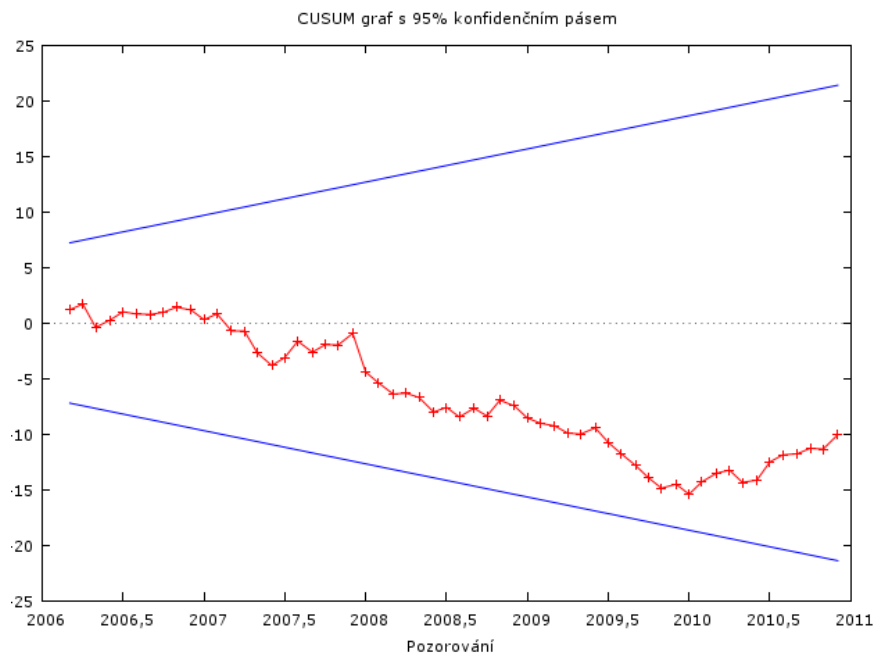
Obr. 6.18 Grafy normality dat, histogram (vlevo) a normální pravděpodobnostní graf (vpravo) pro společnost Vodárenská, a.s. (Zdroj: Vlastní zpracování v programu NCSS)

Nyní budou následovat testy G-M předpokladů na rezidua lineárního modelu. Vzhledem k tomu, že jsou rezidua normálně rozložena, pro testování heteroskedasticity použijeme Whiteův test.

Testovací statistika: $TR^2 = 1,529540$, s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(2) > 1,529540) = 0,465441$. P hodnota je $> \alpha (0,05)$, tudíž nezamítáme hypotézu o homoskedasticitě reziduí.

Nyní bude následovat testy hypotézy o neautokorelovanosti reziduí, pomocí D-W statistiky. Durbin-Watsonova statistika = 2,00021, p-hodnota = 0,446452 $> \alpha (0,05) \Rightarrow$ nezamítáme hypotézu o neautokorelovanosti reziduí daného modelu.

Harvey-Collierův test(57) linearity parametrů = -1,32154 s p-hodnotou 0,1916 a CUSUM test stability parametrů potvrzují,



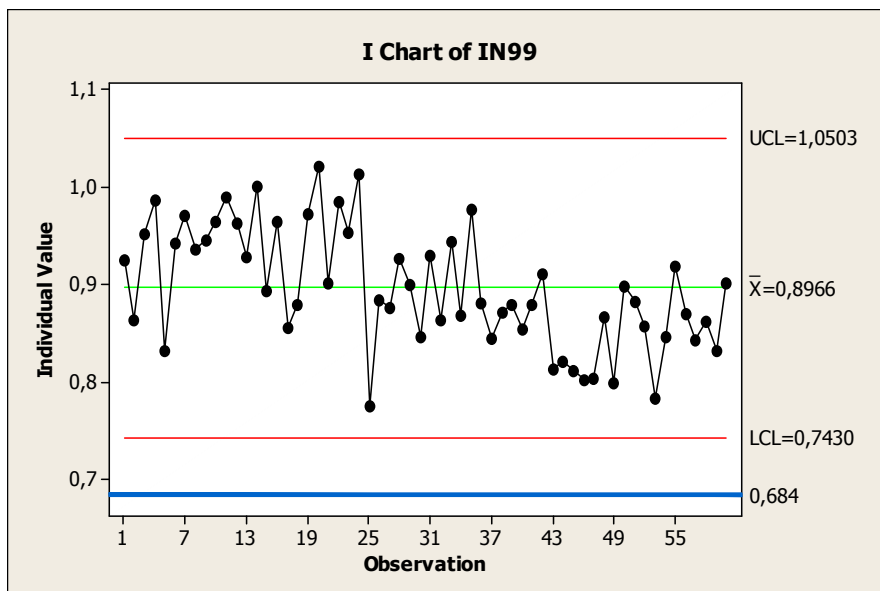
Obr. 6.19 CUSUM test stability parametrů pro společnost

Vodárenská, a.s. (Zdroj: Vlastní zpracování v programu Gretl)

že zvolený lineární model je vhodný k otestování G-M předpokladů na rezidua. Posledním testovaným předpokladem je nulovost střední hodnoty pomocí parametrického jednovýběrového oboustranného t testu. Výstup byl realizován v programu Minitab 16.

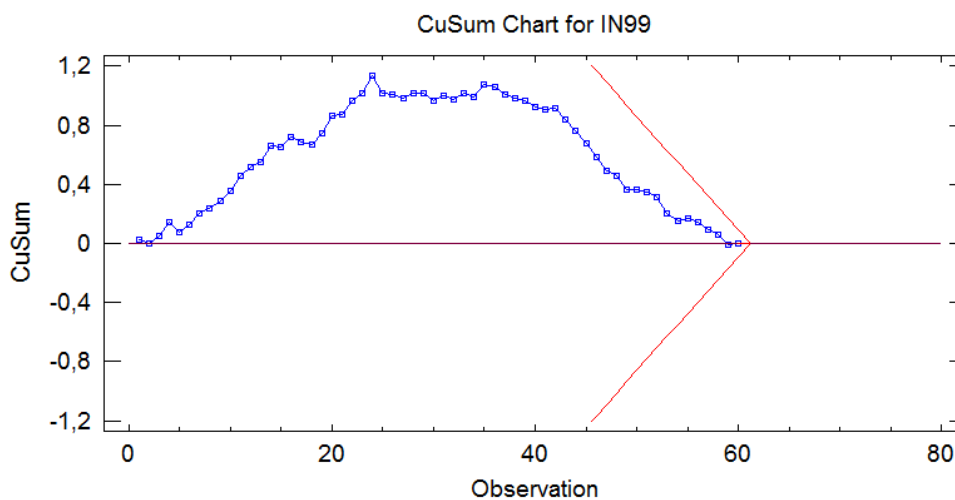
Test of $\mu = 0$ vs not = 0							
Variable	N	Mean	StDev	SE Mean	95% CI	T	P
rez	60	0,00000	0,05077	0,00655	(-0,01311; 0,01311)	0,00	1,000

P hodnota vyšla rovna jedné, tudíž nezamítáme hypotézu o nulovosti střední hodnoty reziduí. Z výše uvedeného plyne, že pro regulaci indexu IN99 můžeme použít libovolný typ jednorozměrných Shewhartových regulačních diagramů.



Obr. 6.20 Regulační diagram *x* individual pro hodnoty indexu IN99
pro společnost Vodárenská, a.s.

(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Minitab 16)



Obr. 6.21 Regulační diagram CUSUM pro hodnoty indexu IN99
pro společnost Vodárenská, a.s.

(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)

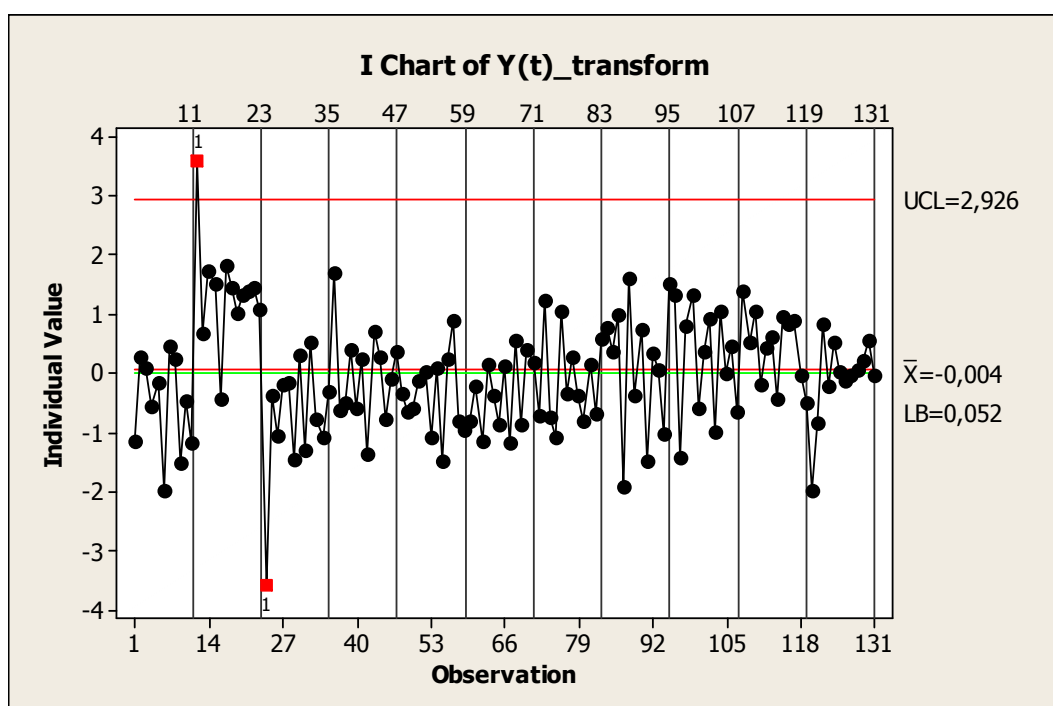
Regulační diagram CUSUM pro hodnoty indexu IN99 byl použit pro zjištění posunu střední hodnoty ve 3σ dle Shewhartovské koncepce. Jak naznačuje tento diagram společně s diagramem *x* individual, proces se nachází ve statisticky zvládnutém stavu.

7 NÁVRH REGULAČNÍHO APARÁTU PRO MONITOROVÁNÍ VARIABILITY FINANČNÍCH UKAZATELŮ

V této části mojí práce budou navrženy regulační diagramy pro automatickou regulaci variability finančního procesu u zvolených akciových společností. Tyto regulační diagramy budou zkonstruovány na základě poznatků z předchozí analytické části.

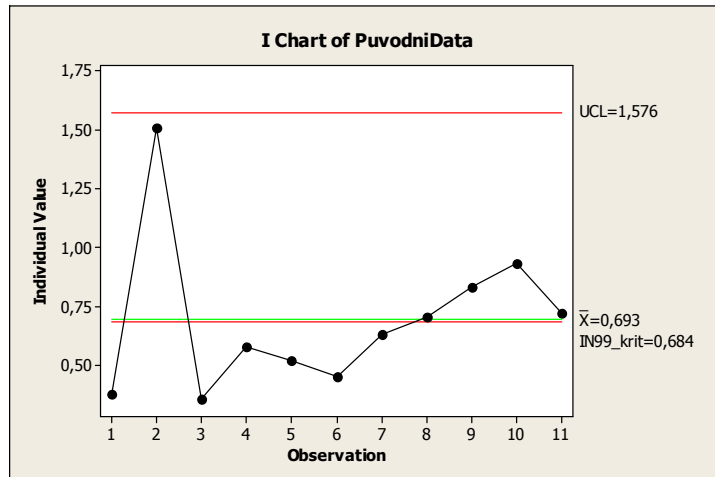
7.1 Regulační aparát pro společnost ČEZ, a.s.

Následná regulace procesu (IN99) pro společnost ČEZ, a.s.



Obr. 7.1 Regulační diagram x individual pro měsíční hodnoty IN99 pro společnost ČEZ, a.s. (Zdroj: Vlastní zpracování v programu Minitab 16)

LB je retransformovaná kritická hodnota indexu IN99 z 0,684 na 0,052, která byla nalezena přes inverzní Johnsonovu transformační funkci. Následný graf ukazuje regulační diagram x individual pro roční hodnoty IN99 s referenční přímkou v hodnotě $IN99_{krit}$.



Obr. 7.2 Regulační diagram *x* individual pro měsíční hodnoty IN99 pro společnost ČEZ, a.s.
(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Minitab 16)

Jak je z grafů patrné, podnik začal tvořit alespoň částečnou hodnotu až od roku 2007. Hodnotě 1 odpovídá rok 2000 a hodnotě 11 odpovídá rok 2010.

Regresní diagnostika pro roční hodnoty IN99 – potvrzení vhodnosti regresního modelu:

<i>Regresní statistika</i>	
Násobné R	1
Hodnota spolehlivosti R	1
Nastavená hodnota spolehlivosti R	0,85714286
Chyba stř. hodnoty	4,983E-17
Pozorování	11

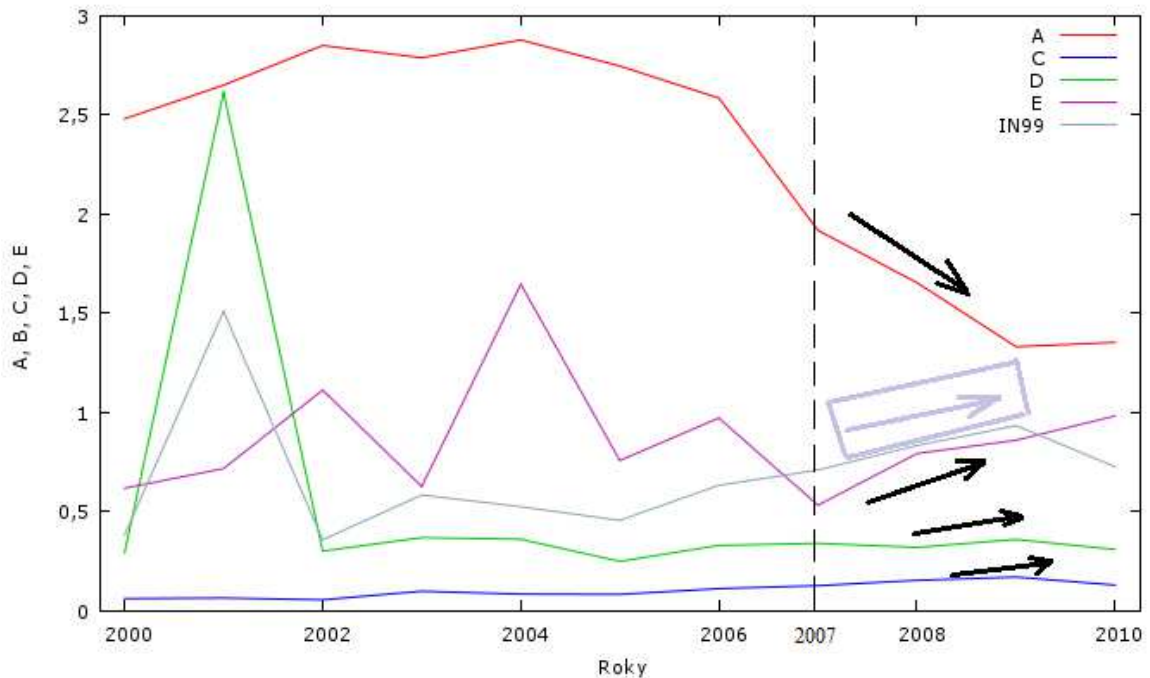
ANOVA

	<i>Rozdíl</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Významnost F</i>
Regrese	4	6,3455021	1,58637553	6,3888E+32	5,1771E-98
Rezidua	7	1,7382E-32	2,4831E-33		
Celkem	11	6,3455021			

	<i>Koeficienty</i>	<i>Chyba stř. hodnoty</i>	<i>t Stat</i>	<i>Hodnota P</i>	<i>Dolní 95%</i>	<i>Horní 95%</i>
A	-0,017	2,0026E-17	-8,489E+14	8,315E-103	-0,017	-0,017
C	4,573	2,9179E-16	1,5672E+16	1,137E-111	4,573	4,573
D	0,481	2,3568E-17	2,0409E+16	1,791E-112	0,481	0,481
E	0,015	5,3061E-17	2,827E+14	1,83E-99	0,015	0,015

$$IN99 = -0,017 * A + 4,573 * C + 0,481 * D + 0,015 * E$$

Teoretický návrh modelu IN99 svědčí o uplatnitelnosti na empirická data z finančních výkazů ČEZu, tudíž tento model vykazuje přesnou shodu s lineárním modelem.



Obr. 7.3 Model IN99 na základě vypočtených parametrů pro společnost ČEZ, a.s.

(Zdroj: Vlastní zpracování)

Na obr. 7.3 jsou naznačeny ovlivňování modelu IN99 na základě vypočtených parametrů z finančních výkazů (rozhaha a výkaz zisků a ztrát) ČEZu.

7.2 Regulační aparát pro společnost Metalimex, a.s.

Jako nejvhodnější pro statistickou regulaci indexu IN99 u firmy Metalimex, a.s. byl vybrán regulační diagram ARIMA. Testy významnosti parametrů tohoto modelu jsou uvedeny v tabulce níže.

Parameter	Estimate	Stnd. Error	t	P-value
AR(1)	0,923236	0,0451186	20,4624	0,0000
Mean	3,66221	0,475973	7,69415	0,0000
Constant	0,281124			

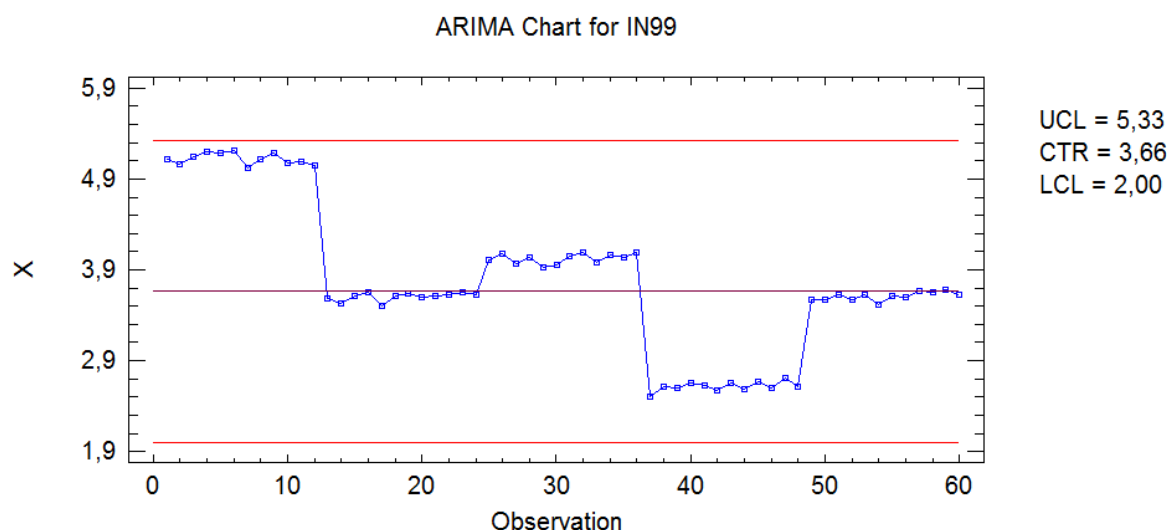
Backforecasting: yes

Estimated white noise variance = 0,0982657 with 58 degrees of freedom

Estimated white noise standard deviation = 0,313474

Box-Pierce Test
Test based on first 20 autocorrelations
Large sample test statistic = 16,184
P-value = 0,644966

Jak je vidět z předchozí tabulky, parametry tohoto modelu jsou statisticky významné a Box-Piercův test potvrdil neautokorelovanost reziduí. Nyní můžeme zkonstruovat regulační diagram ARIMA. Tento diagram, stejně jako diagram EWMA je určen pro autokorelované procesy, a je robustní i vůči nenormalitě. Tudíž regulační diagram EWMA by vypadal v tomto případě velmi podobně.

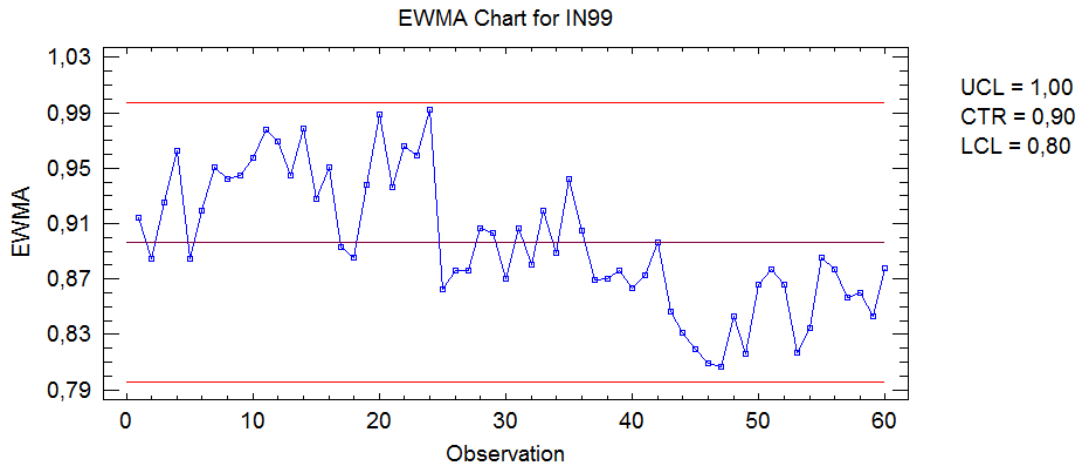


Obr. 7.4 ARIMA regulační diagram s rozšířenými regulačními mezemi pro původní data pro společnost Metalimex, a.s. (Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)

Jak je vidět, tento regulační diagram lze použít pro statistickou regulaci indexu IN99 u firmy Metalimex, a.s. Žádná z hodnot nepřekročila regulační meze, z čehož plyne, že proces je statisticky zvládnutelný a dále je vidět, že podnik dosahuje kladné hodnoty ekonomického zisku.

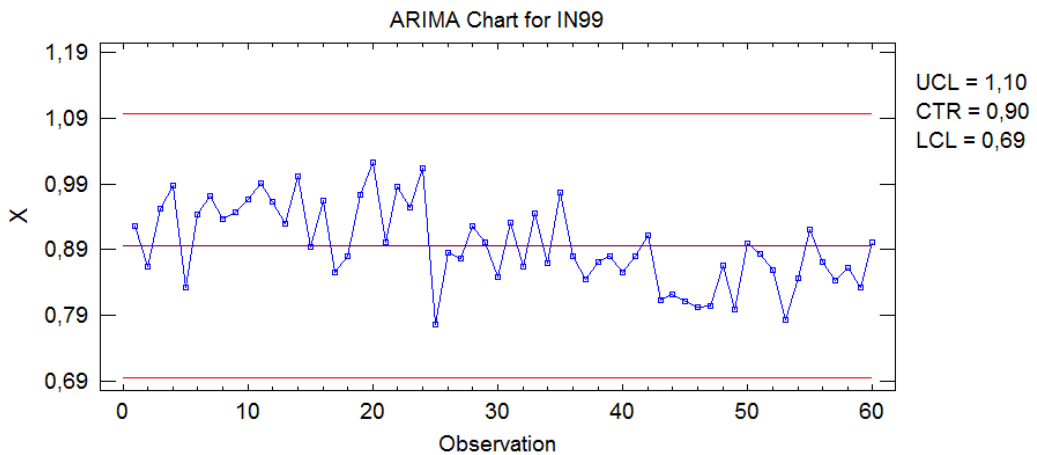
7.3 Regulační aparát pro společnost Vodárenská, a.s.

Jako regulační aparát byl pro společnost Vodárenská, a.s. zvolen regulační diagram EWMA s parametrem $\lambda = 0,6$ a regulační diagram ARIMA.



Obr. 7.5 EWMA diagram se zvoleným parametrem $\lambda = 0,6$ pro společnost Vodárenská, a.s.

(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)



Obr. 7.6 Regulační diagram ARIMA pro společnost Vodárenská, a.s.

(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statgraphics)

Parameter	Estimate	Std. Error	T	P-value
AR(1)	0,97891	0,0836812	11,6981	0,0000
MA(1)	0,835978	0,164356	5,08637	0,0000
Mean	0,895512	0,0246435	36,3387	0,0000
Constant	0,0188859			

Backforecasting: yes

Estimated white noise variance = 0,00295658 with 57 degrees of freedom

Estimated white noise standard deviation = 0,0543744

Všechny parametry tohoto modelu ARIMA jsou statisticky významné, tudíž tento regulační diagram je vhodný pro sledování variability hodnot indexu IN99.

Tyto dva regulační diagramy byly vybrány pro statistickou regulaci hodnot indexu IN99 u této akciové společnosti z toho důvodu, jelikož jsou více rezistentní vůči porušení normality a autokorelace dat. Použití klasických Shewhartových regulačních diagramů by při asymetrickém rozložení dat nebo při silné autokorelaci nebylo vhodné.

8 STATISTICKÝ SOFTWARE

8.1 Analýza pro výběr vhodného statistického softwaru

Při výběru vhodného software musíme sledovat následující parametry kvality:

1. Technické požadavky zahrnují minimální kapacitu operační paměti, velikost pevného disku, nutnost matematického koprocesoru, typ grafického zobrazení a typ tiskáren a ploterů.
2. Úroveň obsluhy se týká způsobu manipulace s daty, ovládání systémů obvykle cestou hierarchických nabídek (menu) nebo ikon, interaktivní nebo dávkové zpracování dat a manipulace s výsledky.
3. Úroveň metod a algoritmů jsem posuzoval dle numerického a statistického hlediska. Je třeba si uvědomit, že každá statistická metoda platí za jistých a často dosti striktních předpokladů, a pokud nejsou tyto předpoklady splněny, jsou výsledky buď velmi přibližné, nebo zcela zavádějící a chybné.
4. Ověřování předpokladů statistických metod je proto nezbytnou součástí kvalitních programů. Navíc je často důležité volit i alternativní postupy, které jsou užitečné při nesplnění některých předpokladů, resp. pracují adaptivně, přizpůsobují se chování dat.

8.2 Charakteristika použitých statistických softwarů

Statistický software Minitab 16

Statistický software Minitab (Quality Companion) poskytuje nástroje, které potřebujeme k analýze dat a pro následné rozhodování při zdokonalování našeho podniku. Logické rozhraní aplikace Minitab usnadňuje její použití. Vynikající podpůrné funkce umožňují snadno získat výsledky. V MINTABu můžeme provádět správu dat, popisnou statistiku, regresní analýzy, analýza rozptylu, nástroje řízení kvality, statistické řízení procesů, analýza systému měření, plánované experimenty, analýza spolehlivosti, síla testu, multivarianční analýza, časové řady, neparametrická statistika a další.

Statistický software Gretl

Gretl je volně dostupný softwarový produkt se zaměřením na statistické metody podporující ekonometrické analýzy. Samotný název je akronym pro *GNU Regression, Econometric and Time-series Library*. Jeho vznik je výsledkem společného úsilí

a vědecké činnosti několika univerzit v USA. Gretl je možné rozšířit o množství vzorových datových zdrojů a databází makroekonomických časových řad.

Statistický software NCSS 2007

NCSS je počítačový program pro statistické analýzy. NCSS (BMDP / SPSS, USA) obsahuje výkonný tabulkový procesor podobný Excelu s kapacitou 16384 řádků a 256 sloupců, v němž lze snadno upravovat a transformovat data. Dobře je řešen import a export dat a export grafiky. V NCSS můžeme najít např. analýzu rozptylu, kontrolu kvality, regresní analýzy, analýzy časových řad, T-testy, navrhování experimentů, předpovídání, analýzu spolehlivosti a další.

Statistický software Statgraphics

Statgraphics (STSC Inc., USA) se vyznačuje jednoduchostí ovládání systémem nabídek a panelů. Umožňuje kreslit a zobrazovat i velmi náročné grafy. V Statgraphics můžeme provádět analýzu časových řad, analýzu kategoriálních dat, testování hypotéz, určování velikosti výběrového souboru, popisné statistické metody, analýzu rozptylu, regresní analýzu, srovnávání dvou vzorků, regulační diagramy, Weibullovu analýzu a další. Dále zahrnuje kreslení grafů př. bodové grafy, grafy průzkumové analýzy dat, pravděpodobnostní grafy.

8.3 Náklady a efektivita při implementaci softwaru

Tab. 8.1 *Ceny statistických softwarů (Zdroj: Vlastní zpracování)*

Druh Softwaru	Cena
Minitab	900 - 7 500 USD
Gretl	zdarma
NCSS	1 499,95 USD
Statgraphics	208 274,- Kč

Efektivita při zavedení softwaru do podniku:

- rozsah nabízených analytických funkcí;
- rozšířená nabídka modulů;
- zahrnutí do finančního systému;
- monitorování finanční situace online;
- zlepšování kvality;
- úspora nákladů v případě monitorování finanční situace a udržování v regulačních mezích.

ZÁVĚR

Cílem mojí diplomové práce byl rozbor finanční situace u vybraných akciových společností na základě metod pro analýzu časových řad. Zvolenými akciovými společnostmi byly: ČEZ, a.s., Metalimex, a.s. a Vodárenská, a.s. V teoretické části jsem objasnila bankrotní modely, bonitní modely, finanční ukazatele, Gauss-Markovovy předpoklady na rezidua v regulačních diagramech, transformaci stabilizující rozptyl a Shewhartovy a regulační diagramy ARIMA. Důležitost v praktické části zastávaly Gauss-Markovovy předpoklady na rezidua modelu, které bylo nutné dodržovat pro další pokračování v testech časových řad a pro následný návrh regulačního aparátu.

V praktické části jsem představila vybrané akciové společnosti, popsala jsem jejich hlavní činnost a zhodnotila jejich finanční situaci, jak z hlediska výročních zpráv, tak z hlediska ročního indexu IN99. Následně jsem vypočítala pro každou společnost index IN99 v měsíčních intervalech a poté jsem na tento bankrotní model IN99 aplikovala metody pro analýzu časových řad. V analytické části jsem provedla návrh regulačního aparátu u jednotlivých akciových společností, na jehož základě bude možné monitorovat a predikovat finanční situaci podniku. Po provedení všech testů u akciové společnosti ČEZ, a.s. byly všechny G-M předpoklady dodrženy a tudíž jsem mohla zahájit statistickou regulaci procesu pomocí jednoduchého Shewhartova regulačního diagramu \bar{x} individual pro měsíční i roční hodnoty indexu IN99. Tento diagram byl použit z důvodu automatizované statistické regulace finančního procesu. U akciové společnosti Metalimex, a.s. jsem provedla všechny testy a po vyhlazení časové řady klouzavým průměrem jsem dostala rezidua modelu, které splňovaly G-M předpoklady, tudíž pro statistickou regulaci indexu IN99 bylo možné použití regulačního diagramu EWMA i ARIMA. Proces byl statisticky zvládnutelný a podnik dosahoval kladné hodnoty ekonomického zisku. Po provedení všech testů u poslední hodnocené akciové společnosti Vodárenská, a.s. byl zvolen pro monitorování variability finančních ukazatelů regulační diagram EWMA s parametrem $\lambda = 0,6$ a regulační diagram ARIMA. Oba diagramy byly vybrány pro statistickou regulaci indexu IN99 z toho důvodu, jelikož byly více rezistentní vůči porušení normality a autokorelace dat. Použití klasických Shewhartových regulačních diagramů by při asymetrickém rozložení dat nebo při silné autokorelaci nebylo vhodné. Výsledkem mojí práce byl návrh vhodného modelu u jednotlivých společností, na základě kterého bylo možné posoudit finanční situaci daných společností a predikovat jejich další vývoj v budoucích letech.

SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY

- [1] ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ, 2003. *Finanční časové řady*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing. 220 s. ISBN 80-247-0330-0
- [2] DIXON, Will Jim, 1950. *Analysis of Extreme Values*, Ann. Mathematics Statistics 21
- [3] DOHNAL, Luděk, 1999. *Chybějící a odlehlé hodnoty, robustní statistiky, neparametrické postupy*, FONS No. 3, 42-49
- [4] GRÜNWARD, Rolf, 2001. *Analýza finanční důvěryhodnosti podniku: Testujeme finanční důvěryhodnost svého obchodního partnera či klienta podle jeho účetních výkazů*. 1. vyd. Praha: Ekopress. 76 s. ISBN 80-86119-47-5
- [5] GUJARATI, Daniel Neal, 2003. *Basic econometrics*, 4th ed. Boston: McGraw-Hill. 1002 p. ISBN 0072335424
- [6] HILL, Ian Dean, Rod HILL a Robert Louis HOLDER, 1976. *Fitting Johnson curves by moments algorithm AS99*. Applied Statistics, 25
- [7] HUŠEK, Roman, 2007. *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Vysoká škola ekonomická v Praze, Praha: Oeconomica. 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3
- [8] JOHNSON, Nick Lucas, Samuel KOTZ a William Leon PEARN, 1992. *Flexible process capability indices*. Pakistan Journal of Statistics, 10
- [9] KÁBA Bohumil, 1998. *Identifikace odlehlých pozorování ve statistických datech*. Sborník konference – Agrární perspektivy VI. PEF ČZU Praha. ISBN 80-213-0368-9
- [10] KANE, Victor Edwin, 1986. *Process capability indices*. Journal of Quality Technology, 18
- [11] KISLINGEROVÁ, Eva a Jan HNILICA, 2005. *Finanční analýza krok za krokem*. 1. vyd. Praha: C. H. Beck. 137 s. ISBN 80-7179 -321-3
- [12] KISLINGEROVÁ, Eva a kol, 2007. *Manažerské finance*. 2. přeprac. dopl. vyd. Praha: C.H. Beck. 745 s., 1 CD-ROM. ISBN 978-80-7179-903-0
- [13] KUBIČKOVÁ, Dana a Jana KOTĚŠOVCOVÁ, 2006. *Finanční analýza*. 1. vyd. Praha: VŠFS EUPRESS. 125 s. ISBN 80-86754-57-X
- [14] KOVÁŘÍK, Martin, 2009 *Odehlá pozorování a chybějící hodnoty jako problém ve statistickém zpracování dat*. Recenzovaný sborník příspěvků. 3. ročník mezinárodní statisticko-ekonomické dny na VŠE v Praze. ISBN 978-80-86175-65-2
- [15] KOVÁŘÍK, Martin a Petr KLÍMEK. *Alternativní využití regulačních diagramů ve finančním řízení podniku*
- [16] KOVÁŘÍK, Martin a Petr KLÍMEK, 2011. *Využití matematicko-statistických metod v řízení kvality*. 1. vyd. Žilina: Georg. 218 s. ISBN 978-80-89401-54-3

- [17] KRKOŠKOVÁ, Šárka, RÁČKOVÁ, Šárka a Jan ZOUHAR, 2010. *Základy ekonometrie v příkladech*. Praha: Oeconomica. 276 s. ISBN 978-80-245-1708-7
- [18] KUBIČKOVÁ, Dana a Jana KOTĚŠOVCOVÁ, 2006. *Finanční analýza*. 1. vyd. Praha: VŠFS EUPRESS. 125 s. ISBN 80-86754-57-X
- [19] KUPKA, Karel, 2001. *Statistické řízení jakosti*. 1. vyd. Pardubice: TriloByte. 191 s. ISBN 80-238-1818-X
- [20] MASON, Robert Louis. YOUNG, John C, 2002. *Multivariate Statistical Process Control with Industrial Applications*. 1. vydání. Philadelphia: The American Statistical Association and the Society for Industrial and Applied Mathematics. 263 s. ISBN 0-89871-496-6
- [21] MELOUN, Milan a Jiří MILITKÝ, 2006. *Kompendium statistického zpracování dat*. 2. vyd. Praha: Academia, nakladatelství Akademie věd České republiky. 982 s. ISBN 80-200-1396-2
- [22] MELOUN, Milan a Jiří MILITKÝ, 2004. *Statistická analýza experimentálních dat*. 2. vyd. Praha: Academia, nakladatelství Akademie věd České republiky. 953 s. ISBN 80-200-1254-0
- [23] RŮČKOVÁ, Petra, 2010. *Finanční analýza: Metody, ukazatele, využití v praxi*. 3. rozš. vyd. Praha: Grada. 139 s. ISBN 978-80-247-3308-1
- [24] SEDLÁČEK, Jaroslav, 2007. *Finanční analýza podniku*. 1. vyd. Brno: Computer Press. 154 s. ISBN 978-80-251-1830-6
- [25] TOŠENOVSKÝ, Josef a Darja NOSKIEVIČOVÁ, 2000. *Statistické metody pro zlepšování jakosti*. 1. vydání. Ostrava: Montanex, a.s. 362 pp. ISBN 80-7225-040-X

Použité internetové zdroje

- [26] ČEZ [online]. Praha: FG Forrest, 2005, 2010 [cit. 2010-05-04]. Dostupné z WWW: <<http://www.cez.cz/>>
- [27] NOSKIEVIČOVÁ, Darja, 2008. *Vybrané metody statistické regulace procesu pro autokorelovaná data*. AUTOMA. č. 10. s. 40–43, [online]. [cit. 2010-9-17]. Dostupný na WWW: <<http://www.odbornecasopisy.cz>>
- [28] METALIMEX [online]. Praha: EPublisher, 2008 [cit. 2010-05-04]. Dostupné z WWW: <<http://www.metalimex.cz>>
- [29] QCM, s.r.o. *VODÁRENSKÁ AKCIOVÁ SPOLEČNOST, a.s.* [online]. 2009. vyd. Brno [cit. 2012-03-30]. Dostupné z: <<http://www.vodarenska.cz/>>

SEZNAM POUŽITÝCH SYMBOLŮ A ZKRATEK

BG	Breusch-Godfreyův test.
BJ	Boxova-Jenkinsova metodologie.
C	Cizí kapitál.
CZ	Cizí zdroje.
ČPK	Čistý pracovní kapitál.
DM	Dlouhodobý majetek.
DW	Durbin-Watsonova statistika.
EAT	Výsledek hospodaření po zdanění.
EBIT	Výsledek hospodaření před zdaněním a úroky.
EVA	Ekonomická přidaná hodnota.
G-M	Gauss-Markovovy předpoklady.
IN	Index důvěryhodnosti manželů Neumaierových.
KCZ	Krátkodobé cizí zdroje.
LCL	Dolní regulační mez.
LM	Langrangeový multiplikátorový test.
NOPAT	Čistý provozní zisk po zdanění.
OA	Oběžná aktiva.
ROE	Rentabilita vlastního kapitálu.
t	Sazba daně z příjmu.
UCL	Horní regulační mez.
VK	Vlastní kapitál.

SEZNAM OBRÁZKŮ

Obr. 3.1 Intervaly DW statistiky.....	27
Obr. 4.1 Základní struktura regulačního diagramu.....	37
Obr. 4.2 Vlastnosti paměti diagram EWMA zobrazené pomocí průběhu váhových koeficientů w (%).....	40
Obr. 5.1 Loga akciových společností.....	47
Obr. 5.2 Vývoj poptávky po elektřině v ČR – GWh	48
Obr. 5.3 Porovnání vývoje HDP a poptávky po elektřině v ČR – index 100 % = rok 2001.....	48
Obr. 5.4 Komoditní struktura tržeb.....	49
Obr. 5.5 Podíl zdrojů surové vody pro výrobu pitné vody ve vlastních zařízeních.....	50
Obr. 5.6 Vývoj ročního indexu IN99 pro společnost ČEZ, a.s. v letech 2000 – 2010.....	51
Obr. 5.7 Vývoj ročního indexu IN99 pro společnost Metalimex, a.s. v letech 2006 – 2010.....	52
Obr. 5.8 Vývoj ročního indexu IN99 pro společnost Vodárenská, a.s. v letech 2006 – 2010.....	53
Obr. 6.1 Vývoj časové řady měsíčního indexu IN99 u společnosti ČEZ, a.s.....	54
Obr. 6.2 Opravený model o heteroskedasticitu a nenormalitu pomocí Johnsonovy transformace pro společnost ČEZ, a.s.	55
Obr. 6.3 Graf hodnot pro měsíční vývoj indexu IN99 dle nejvhodnějšího modelu konstantní střední hodnoty pro společnost ČEZ, a.s.....	56
Obr. 6.4 Graf reziduí pro měsíční index IN99 dle nejvhodnějšího modelu konstantní střední hodnoty pro společnost ČEZ, a.s.....	56
Obr. 6.5 Autokorelace reziduí transformovaných hodnot (vlevo) a parciální autokorelační funkce reziduí transformovaných hodnot (vpravo) pro měsíční index IN99 pro společnost ČEZ, a.s.	57
Obr. 6.6 Vývoj časové řady měsíčního indexu IN99 pro společnost Metalimex, a.s.....	58
Obr. 6.7 Použití Cochrane-Orcutt procedury pro společnost Metalimex, a.s.	58
Obr. 6.8 Johnsonova transformace pro společnost Metalimex, a.s.....	59
Obr. 6.9 Regulační diagram EWMA pro společnost Metalimex, a.s.	60
Obr. 6.10 Graf původních dat dle nejvhodnějšího modelu náhodné procházky pro společnost Metalimex, a.s.....	60

Obr. 6.11 Graf hodnot po Cochran-Orcutt proceduře dle nejvhodnějšího modelu konstantní střední hodnoty pro společnost Metalimex, a.s.	61
Obr. 6.12 Regulační diagram ARIMA na základě reziduí modelu konstantní střední hodnoty pro společnost Metalimex, a.s.	62
Obr. 6.13 Regulační diagram x individual na základě reziduí modelu konstantní střední hodnoty pro společnost Metalimex, a.s.	62
Obr. 6.14 Normalita reziduí vyhlazeného modelu pro společnost Metalimex, a.s.	63
Obr. 6.15 Vyhlazení časové řady klouzavým průměrem 2.řádu pro společnost Metalimex, a.s.	63
Obr. 6.16 Regulační diagram EWMA pro rezidua pro společnost Metalimex, a.s.	64
Obr. 6.17 Regulační diagram ARIMA pro rezidua pro společnost Metalimex, a.s.	64
Obr. 6.18 Grafy normality dat, histogram (vlevo) a normální pravděpodobnostní graf (vpravo) pro společnost Vodárenská, a.s.	65
Obr. 6.19 CUSUM test stability parametrů pro společnost Vodárenská, a.s.	66
Obr. 6.20 Regulační diagram x individual pro hodnoty indexu IN99 pro společnost Vodárenská, a.s.	67
Obr. 6.21 Regulační diagram CUSUM pro hodnoty indexu IN99 pro společnost Vodárenská, a.s.	67
Obr. 7.1 Regulační diagram x individual pro měsíční hodnoty IN99 pro společnost ČEZ, a.s.	68
Obr. 7.2 Regulační diagram x individual pro měsíční hodnoty IN99 pro společnost ČEZ, a.s.	69
Obr. 7.3 Model IN99 na základě vypočtených parametrů pro společnost ČEZ, a.s.	70
Obr. 7.4 ARIMA regulační diagram s rozšířenými regulačními mezemi pro původní pro společnost Metalimex, a.s.	71
Obr. 7.5 EWMA diagram se zvoleným parametrem $\lambda = 0,6$ pro společnost Vodárenská, a.s.	72
Obr. 7.6 Regulační diagram ARIMA pro společnost Vodárenská, a.s.	72

SEZNAM TABULEK

Tab. 3.1 Tabulky pro DW statistiky.....	28
Tab. 3.2 Hodnoty normálního rozdělení pro oboustranný test.....	29
Tab. 3.3 Autokorelační koeficienty a směrodatné odchylky autokorelačních koeficientů pro různý posuv	31
Tab. 5.1 Roční index IN99 pro společnost ČEZ, a.s. v letech 2000 – 2010	51
Tab. 5.2 Roční index IN99 pro společnost Metalimex, a.s. v letech 2006 – 2010	52
Tab. 5.3 Roční index IN99 pro společnost Vodárenská, a.s. v letech 2006 – 2010.....	53
Tab. 6.1 Numerické testy normality dat pro společnost Vodárenská, a.s.	65
Tab. 8.1 Ceny statistických softwarů	75

SEZNAM PŘÍLOH

- Příloha P I: Typická porušení předpokladů pro aplikaci regulace Shewhartovými diagramy v různých technologiích
- Příloha P II: Výpočty indexu IN99 u zvolených akciových společností
- Příloha P III: Na přiloženém CD se nachází výroční zprávy použité jako zdroj dat pro výpočet indexu IN99

**PŘÍLOHA P I: TYPICKÁ PORUŠENÍ PŘEDPOKLADŮ PRO
APLIKACI REGULACE SHEWHARTOVÝMI DIAGRAMY
V RŮZNÝCH TECHNOLOGIÍCH**

Předpoklady pro aplikaci regulace Shewhartovými diagramy v různých technologiích				
Odvětví, technologie (veličina)	Normalita	Nezávislost	Konstantní střední hodnota	Homogenita
Strojírenství (rozměry)	Ano	ano	Ano	Ano
Mechanické zkušebny (pevnost, pružnost)	Ne	ano	Ano	Ne
Chemie, metalurgie, hutnictví (koncentrace, obsahy)	Ano	ne	Ne	Ne
Životní prostředí (koncentrace), Energetika	Ne	ne	Ne	Ne
Elektrické veličiny, součástky	Ano	ano	Ano	Ne
Biochemie, farmacie, potravinářství	Ne	ne	Ano	Ano
Vnitropodnikové ekonomické a finanční ukazatele	Ne	ne	Ne	Ano
Sociologie, lidské zdroje	Ne	ne	Ne	Ne

(Zdroj: Meloun a Militký, 2006)

PŘÍLOHA P II: VÝPOČTY INDEXU IN99 U ZVOLENÝCH AKCIOVÝCH SPOLEČNOSTÍ

ČEZ, a.s.	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
A	2,47781659	2,647278537	2,8474943	2,7858183	2,8751327	2,74394588	2,5828626	1,9157016	1,6518686	1,3287257	1,3510457
C	0,0596663	0,06269041	0,0534655	0,0969056	0,0819489	0,08092397	0,1098572	0,1245946	0,1518901	0,1681818	0,127844
D	0,28995712	2,610795549	0,2989587	0,3670967	0,3588219	0,24739249	0,3276639	0,3381054	0,3177056	0,3578879	0,3074572
E	0,61579014	0,715026965	1,1105186	0,6240485	1,6439773	0,75551453	0,9699102	0,5302006	0,7907746	0,8575968	0,9804364
IN99	0,37943734	1,508197571	0,3565474	0,5817246	0,5231282	0,45374674	0,6306232	0,7077859	0,8311898	0,9315151	0,7242565

(Zdroj: Vlastní zpracování)

Metalimex, a.s.	2006	2007	2008	2009	2010
A	1,41686204	1,35992	1,5544009	1,473542	1,490706
C	0,17386569	0,07861	0,1461703	0,067235	0,089088
D	9,81525446	6,70327	7,0069814	4,869703	6,678762
E	1,37880493	1,26643	1,4177253	1,276409	1,348328
IN99	5,51282061	3,57962	4,033636	2,643888	3,614765

(Zdroj: Vlastní zpracování)

Vodárenská, a.s.	2006	2007	2008	2009	2010
A	2,659531134	2,500224001	2,3768344	2,298940217	2,315347258
C	0,037517873	0,044830825	0,0404748	0,031406248	0,029312447
D	1,581400517	1,593698871	1,5461087	1,549259572	1,534986824
E	1,781065806	1,693232911	1,576852	1,546690209	1,566302323
IN99	0,913726841	0,954475204	0,9120162	0,872932997	0,856508115

(Zdroj: Vlastní zpracování)