



TECHNICKÁ UNIVERZITA V LIBERCI
Ekonomická fakulta



Detekce sezónnosti v časových řadách podnikových dat

Diplomová práce

Studijní program: N6208 – Ekonomika a management
Studijní obor: 6208T085 – Podniková ekonomika
Autor práce: **Bc. Klára Habrová**
Vedoucí práce: Ing. Vladimíra Hovorková Valentová, Ph.D.



Technická univerzita v Liberci
Ekonomická fakulta
Akademický rok: 2016/2017

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

(PROJEKTU, UMĚLECKÉHO DÍLA, UMĚLECKÉHO VÝKONU)

Jméno a příjmení: **Bc. Klára Habrová**
Osobní číslo: **E15000561**
Studijní program: **N6208 Ekonomika a management**
Studijní obor: **Podniková ekonomika**
Název tématu: **Detekce sezónnosti v časových řadách podnikových dat**
Zadávající katedra: **Katedra ekonomické statistiky**

Z á s a d y p r o v y p r a c o v á n í :

1. Formulace cílů práce
2. Zpracování teoretické základny práce
3. Zpracování poskytnutých dat
 - 3.1. Analýza vybraných časových řad podnikových ukazatelů pomocí základních charakteristik časových řad a případné srovnání mezi jednotlivými středisky
 - 3.2. Identifikace časových řad, ve kterých působí sezónní vlivy, a jejich následné očištění od těchto vlivů
4. Interpretace získaných výsledků - význam sezónního očištění pro manažerské rozhodování
5. Závěrečné zhodnocení výsledků práce a jejich význam pro podnik

Rozsah grafických prací:

Rozsah pracovní zprávy: **65 normostran**

Forma zpracování diplomové práce: **tištěná/elektronická**

Seznam odborné literatury:

ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. Ekonomické časové řady. Praha: Professional Publishing, 2009. ISBN 978-80-86946-85-6.
HINDLS, Richard, Ilja NOVÁK a Stanislava HRONOVÁ. Metody statistické analýzy pro ekonomy. 2. vyd. Praha: Management Press, 2000. ISBN 80-7261-013-9.
RUBLÍKOVÁ, Eva. Analýza časových radov. Bratislava: Iura Edition, 2007. ISBN 978-80-8078-139-2.
MONTGOMERY, Douglas C., Cheryl L. JENNINGS a Murat KULAHCI. Introduction to time series analysis and forecasting. Hoboken: Wiley-Interscience, 2008. ISBN 978-0-471-65397-4.
KELLER, Gerald. Statistics for management and economics. Mason: South-Western/Cengage Learning, 2009. ISBN 978-0-324-56949-0.
Elektronická databáze článků ProQuest a EBSCO.

Vedoucí diplomové práce: **Ing. Vladimíra Hovorková Valentová, Ph.D.**

Katedra ekonomické statistiky

Konzultant diplomové práce: **Ing. Kateřina Gurinová, Ph.D.**

Katedra ekonomické statistiky

Datum zadání diplomové práce: **31. října 2016**

Termín odevzdání diplomové práce: **31. května 2018**



prof. Ing. Miroslav Žižka, Ph.D.
děkan



Ing. Vladimíra Hovorková Valentová, Ph.D.
vedoucí katedry

V Liberci dne 31. října 2016

Prohlášení

Byla jsem seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., o právu autorském, zejména § 60 – školní dílo.

Beru na vědomí, že Technická univerzita v Liberci (TUL) nezasahuje do mých autorských práv užitím mé diplomové práce pro vnitřní potřebu TUL.

Užiji-li diplomovou práci nebo poskytnu-li licenci k jejímu využití, jsem si vědoma povinnosti informovat o této skutečnosti TUL; v tom-to případě má TUL právo ode mne požadovat úhradu nákladů, které vynaložila na vytvoření díla, až do jejich skutečné výše.

Diplomovou práci jsem vypracovala samostatně s použitím uvedené literatury a na základě konzultací s vedoucím mé diplomové práce a konzultantem.

Současně čestně prohlašuji, že tištěná verze práce se shoduje s elektronickou verzí, vloženou do IS STAG.

Datum:

Podpis:

Anotace

Tématem diplomové práce je detekce sezónnosti v časových řadách podnikových dat. Podnikem zvoleným pro práci s časovými řadami je podnik sídlící v Královéhradeckém kraji zabývající se mimo jiné kovovýrobou. Práci lze rozdělit na dva celky, teoretickou a praktickou část. První dvě kapitoly zahrnují teoretickou podstatu časových řad, je zde uvedena definice, dělení časových řad, grafická analýza či základní charakteristiky příslušné časovým řadám. Dále jsou zde popsány základní přístupy k modelování časových řad, analýza trendu včetně adaptivních přístupů, následně práce uvádí způsoby identifikace sezónnosti či princip sezónního očišťování. Třetí kapitola nejprve analyzuje odvětví, do kterého sledovaný podnik spadá, poté jsou zde analyzovány celkové tržby podniku a tržby od několika nejvýznamnějších zákazníků. Závěr práce shrnuje výsledky práce získané z analýzy dat tržeb sledovaného podniku.

Klíčová slova

časové řady, sezónnost, podniková data, trend, klouzavé průměry, sezónní očišťování

Annotation

The detection of seasonality in the company data time series. This dissertation is focused on the detection of seasonality in company data time series. The data analysis has been made in a corporation which provides metalworking services. This corporation is situated in Královehradecký region. This thesis consists of two parts – theoretical and practical. First two chapters provide the theory of time series including its definition, division, graphic analysis and other basic characteristics of the time series. The chapters also describe the basic approaches to time series formation and adaptive approaches to trend analysis. Then, this paper states the means of identifying the seasonality and the principle of seasonal smoothing. Finally, the third chapter first provides the analysis on the industry of the corporation and then the overall revenue as well as the revenue received from some of the top customers. The final part of this thesis summarizes the findings retrieved from the revenue data analysis of the corporation.

Key words

time series, seasonality, company data, trend, moving average, seasonal smoothing

Poděkování

Děkuji především vedoucí práce Ing. Vladimíře Hovorkové Valentové, Ph.D., za cenné rady, připomínky a čas mi věnovaný nejen při konzultacích této diplomové práce. Dále bych chtěla poděkovat rodině a příteli za jejich podporu během mého studia.

Obsah

Seznam obrázků.....	10
Seznam tabulek.....	11
Úvod	12
1 Časové řady	13
1.1 Definice, základní dělení časových řad	13
1.1.1 Srovnatelnost údajů v časové řadě.....	15
1.1.2 Využití časových řad v managementu a ekonomice, neobvyklé hodnoty.....	16
1.2 Grafická analýza časových řad	17
1.3 Charakteristiky časových řad.....	20
2 Přístupy k modelování časových řad.....	23
2.1 Analýza trendu	25
2.1.1 Popis vývoje pomocí trendové funkce.....	25
2.1.2 Adaptivní přístupy k modelování trendu časových řad.....	29
2.2 Identifikace sezónnosti v časové řadě.....	32
2.3 Sezónní očišťování.....	33
2.4 Korelace časových řad	35
3 Analýza časových řad podniku	37
3.1 Popis odvětví.....	37
3.2 Analýza celkových tržeb podniku.....	41
3.2.1 Charakteristika dat.....	41
3.2.2 Test sezónnosti	46
3.2.3 Sezónní očištění.....	47
3.2.4 Prognóza dalšího vývoje.....	50
3.3 Analýza nejvýznamnějších zákazníků	54
3.3.1 Zákazník A	56
3.3.2 Zákazník B.....	64
3.3.3 Zákazník C.....	69
3.3.4 Zákazník D	74
3.3.5 Zákazník E.....	78
Závěr.....	86
Seznam použité literatury	90

Citace	90
Bibliografie	92
Seznam příloh	93

Seznam obrázků

Obr. 1: Čtvrtletní údaje o počtu nezaměstnaných osob v ČR.....	17
Obr. 2: Graf časových řad a histogramy chemického procesu měření viskozity	18
Obr. 3: Krabicový graf.....	19
Obr. 4: Graf sezónních hodnot měsíční časové řady	20
Obr. 5: Logistický trend	27
Obr. 6: Nabídka surové oceli Číny, vývoj cen surové oceli	38
Obr. 7: Vývoj cen oceli.....	40
Obr. 8: Vývoj měsíčních tržeb podniku v Kč za období let 2009 až 2016.....	41
Obr. 9: Vývoj tržeb podniku v Kč za období 2015 – 2016	42
Obr. 10: Vývoj ročních tržeb podniku v Kč v letech 2009 až 2016	44
Obr. 11: Průměrné měsíční tržby.....	47
Obr. 12: Klouzavé průměry tržeb v podniku v Kč za období 2009 až 2016.....	48
Obr. 13: Očištěné hodnoty tržeb podniku v Kč za období 2009 až 2016.....	50
Obr. 14: Prognóza vývoje tržeb v Kč na rok 2017	52
Obr. 15: Porovnání skutečných a předpokládaných tržeb v Kč v roce 2017	53
Obr. 16: Podíl zákazníků na tržbách za rok 2016.....	54
Obr. 17: Porovnání tržeb za jednotlivé zákazníky v Kč za období 2009 až 2016.....	55
Obr. 18: Porovnání průměrných měsíčních tržeb za zákazníka v období 2015 až 2016.....	55
Obr. 19: Vývoj tržeb v Kč u zákazníka A	56
Obr. 20: Centrované klouzavé průměry hodnot tržeb u zákazníka A v Kč.....	57
Obr. 21: Očištěné hodnoty tržeb u zákazníka A v Kč	59
Obr. 22: Prognóza vývoje tržeb u zákazníka A v Kč na rok 2017	61
Obr. 23: Porovnání prognózy a skutečných tržeb v Kč od zákazníka A.....	62
Obr. 24: Vývoj tržeb v Kč u zákazníka B.....	64
Obr. 25: Prognóza vývoje měsíčních tržeb od zákazníka B v Kč na rok 2017	66
Obr. 26: Porovnání prognózy a skutečných tržeb v Kč od zákazníka B	68
Obr. 27: Vývoj tržeb v Kč u zákazníka C.....	69

Obr. 28: Prognóza vývoje tržeb u zákazníka C	71
Obr. 29: Porovnání předpokládaných a skutečných tržeb od zákazníka C v roce 2017.....	73
Obr. 30: Vývoj tržeb v Kč u zákazníka D	74
Obr. 31: Prognóza vývoje tržeb u zákazníka D v Kč na rok 2017	76
Obr. 32: Porovnání prognózy a skutečných tržeb od zákazníka D.....	77
Obr. 33: Vývoj tržeb v Kč u zákazníka E.....	78
Obr. 34: Centrované klouzavé průměry tržeb u zákazníka E v Kč	79
Obr. 35: Očištěné hodnoty tržeb u zákazníka E v Kč.....	80
Obr. 36: Prognóza vývoje tržeb u zákazníka E v Kč na rok 2017.....	83
Obr. 37: Porovnání prognózy a skutečných tržeb od zákazníka E	84

Seznam tabulek

Tab. 1: Mocniny α^k pro $\alpha = 0,7$	31
Tab. 2: Produkce a spotřeba oceli ČR	39
Tab. 3: Koeficienty růstu tržeb podniku.....	43
Tab. 4: Roční tržby, koeficienty růstu, bazické indexy	44
Tab. 5: Sezónní rozdíly, rozdílové faktory	49
Tab. 6: Srovnání trendových funkcí	51
Tab. 7: Předpokládaný vývoj v roce 2017.....	52
Tab. 8: Průměrné sezónní rozdíly a faktory tržeb u zákazníka A.....	58
Tab. 9: Porovnání trendových funkcí	59
Tab. 10: Hodnoty tržeb u zákazníka a na rok 2017	61
Tab. 11: Porovnání trendových funkcí pro časovou řadu tržeb od zákazníka B.....	65
Tab. 12: Prognóza vývoje tržeb v Kč od zákazníka B.....	67
Tab. 13: Porovnání trendových funkcí pro popis časové řady tržeb u zákazníka C.....	70
Tab. 14: Prognóza vývoje tržeb v Kč od zákazníka C.....	72
Tab. 15: Porovnání trendových funkcí pro časovou řadu tržeb u zákazníka D.....	75
Tab. 16: Prognóza tržeb u zákazníka D v Kč na rok 2017	76
Tab. 17: Průměrné sezónní rozdíly a faktory tržeb u zákazníka E.....	80
Tab. 18: Porovnání trendových funkcí	81
Tab. 19: Hodnoty tržeb u zákazníka E na rok 2017	83

Úvod

Tématem diplomové práce je detekce sezónnosti v časových řadách podnikových dat. Analýza časových řad je důležitou složkou objektivního plánování podnikových aktivit, kdy je cílem pochopit vývoj vybraného ukazatele, jejich soustavy a souvislosti a dále určit směr dalšího vývoje.

Téma bylo vybráno ve spolupráci s nejmenovaným podnikem sídlícím v Královéhradeckém kraji, jež se zabývá mimo jiné zakázkovou výrobou v oblasti kovovýroby. Podnik projevil zájem o tuto problematiku a po seznámení se základními principy analýzy časových řad uvažuje o pravidelném používání těchto principů v praxi při plánování podnikových aktivit.

Hlavním cílem diplomové práce je identifikace sezónnosti ve vybraných časových řadách, hodnocení vývoje měsíčních tržeb podniku jako celku a několika klíčových zákazníků za období let 2009 až 2016, dále pak nástin budoucího vývoje na následující rok.

První část vysvětluje základní principy a metody používané v analýze časových řad, v druhé části pak budou vybrané metody a principy aplikovány na hodnotách vybraného podniku. V první kapitole je uvedena charakteristika a základní dělení časových řad, principy důležité pro srovnávání údajů v čase, využití časových řad v managementu, dále jsou zde uvedeny základní způsoby grafického znázornění a popsány nejdůležitější charakteristiky časových řad. Druhá kapitola popisuje přístupy k modelování časových řad, zahrnuta je zde analýza trendové a sezónní složky v časové řadě. V analýze trendu práce představuje použití trendové funkce i adaptivní přístupy modelování trendové složky. Následně jsou uvedeny způsoby identifikace sezónnosti, vysvětleno jakým způsobem se provádí sezónní očišťování a objasňuje se zde pojem korelace časových řad.

Třetí kapitola obsahuje praktické využití principů analýzy časových řad. Nejprve je zde popsáno odvětví, do kterého podnik spadá a které vývoj podniku předurčuje. Následně je provedena analýza celkových tržeb podniku, proveden test sezónnosti pro hodnoty měsíčních tržeb podniku, vyjádřeny sezónní faktory a v poslední řadě představena prognóza dalšího vývoje.

Závěr práce shrnuje nejdůležitější body a závěry získané z analýz celkových i dílčích tržeb sledovaného podniku.

1 Časové řady

Nejen ekonomické údaje v podniku, ale i za celé hospodářství, bývají nejčastěji chronologicky uspořádaná v tzv. časových řadách. Ekonomické časové řady mají svá specifika, kterými se liší od časových řad např. meteorologických či technických (Hindls, et al., 2000).

1.1 Definice, základní dělení časových řad

„Časovou řadu budeme rozumět posloupnost věcně a prostorově srovnatelných pozorování, která jsou jednoznačně uspořádána z hlediska času.“ (Hindls, et al., 2000, s. 89).

Cílem statistické analýzy časových řad je porozumět a následně popsat charakteristiky vývoje a změny hodnot, dále sestavit kvalitní matematicko-statistický model časové řady a případně dále odhadnout vývoj budoucích hodnot (Pacáková, 2009).

Časové řady nejčastěji členíme podle následujících hledisek do kategorií:

- a. Dle časového hlediska rozlišujeme časové řady intervalové a okamžikové.
- b. Dle periodicity časové řady dělíme na roční a krátkodobé.
- c. Dle způsobu vyjádření rozlišujeme řady naturálních a peněžních ukazatelů (Hindls, et al., 2000).

ad a) **Okamžikové časové řady** zaznamenávají údaje daného ukazatele, které se vztahují k určitému časovému období. Hodnoty tedy nejsou závislé na intervalech zjišťování. Mohou to být například hodnoty teplot ovzduší sledované hydrometeorologickou stanicí, nebo škodliviny naměřené v odpadních vodách (Popelka a Synek, 2009). Z ekonomického hlediska se může jednat o stav zásob či zaměstnanců k určitému datu. Prostý součet hodnot nedává smysl, proto se k charakterizování hodnot okamžikového ukazatele používá chronologický průměr. Prostý chronologický průměr se spočítá dle vztahu (1), kde y_1, y_2, \dots, y_k značí hodnoty okamžikového ukazatele pro k období. v tomto případě musí být délka časového intervalu zjišťování stejná. Při výpočtu se nejdříve vypočítá aritmetický průměr hodnot dvou po sobě jdoucích období, poté se z těchto hodnot určí průměr za celou řadu.

$$\bar{y} = \frac{\frac{y_1+y_2}{2} + \frac{y_2+y_3}{2} + \dots + \frac{y_{k-1}+y_k}{2}}{k-1} = \frac{\frac{1}{2}y_1 + y_2 + \dots + y_{k-1} + \frac{1}{2}y_k}{k-1} \quad (1)$$

Pokud není délka intervalu zjišťování hodnot stejná, pro zpřesnění je nutné stanovit při výpočtu váhy s délkami intervalů, jež se značí d_i . Vzorec (2) zobrazuje výpočet váženého chronologického průměru (Hindls, et al., 2007).

$$\bar{y} = \frac{\frac{y_1+y_2}{2}d_1 + \frac{y_2+y_3}{2}d_2 + \dots + \frac{y_{k-1}+y_k}{2}d_{k-1}}{d_1+d_2+\dots+d_{k-1}} \quad (2)$$

Intervalové časové řady zaznamenávají hodnotu ukazatele za dané sledované období. Tyto hodnoty lze sčítat. Problém nastává u krátkodobých časových řad, kdy měsíce nemají stejný počet pracovních dnů. Pro zajištění srovnatelnosti se používá metoda očištění časových řad od důsledků kalendářních variací, kdy se období přepočítají na jednotkový časový interval. Očištěné údaje získáme pomocí vzorce (3), kde hodnota očišťovaného ukazatele se značí y_t , počet kalendářních dní je k_t a průměrný počet kalendářních dní v období je \bar{k}_t (Hindls, et al., 2007).

$$y_t^{(0)} = y_t \frac{\bar{k}_t}{k_t} \quad (3)$$

ad b) Pokud je periodicitu, neboli kolísání v časových řadách delší než 1 rok, pak mluvíme o **dlouhodobých** (ročních) časových řadách. Je-li kolísání kratší než rok, jedná se o **krátkodobé** časové řady. v ekonomických analýzách se nejčastěji se zkoumají měsíční výkyvy, dále se pracuje s hodnotami týdenními či čtvrtletními (Hindls, et al., 2007).

ad c) Používání **naturálních ukazatelů** není tolik rozšířené, a to především proto, že je lze omezeně seskupovat a obvykle mají i menší vypovídací schopnost. Mnohem častěji se tedy užívají ukazatele vyjádřené v **peněžních** formách. Důležitá je především srovnatelnost údajů, neboť velmi často dochází ke změnám cenové hladiny (Hindls, et al., 2007).

Kromě zmíněných dále Hindls (2007) uvádí dělení podle druhu na primární ukazatele a sekundární charakteristiky. **Primární ukazatele** se zjišťují přímo, lze určit, o jaký se jedná typ charakteristiky, statistické jednotky či znaku. Primárním ukazatelem může být odpracovaná doba, stav zásob či počet pracovníků k danému dni. **Sekundární**, neboli odvozené, charakteristiky vznikají jako funkce primárních ukazatelů nebo jsou funkcí více ukazatelů primárních. Sekundárními časovými řadami jsou řady poměrných čísel, nebo součtové časové řady.

1.1.1 Srovnatelnost údajů v časové řadě

Před provedením analýz je důležité se přesvědčit, zda jsou data srovnatelná z hlediska času, prostoru a věčnosti.

Věcná srovnatelnost znamená, že ukazatele se stejným názvem musí mít stejně vymezený obsah. Pokud se během času mění, data jsou nesrovnatelná a tedy bezcenná. Dále je potřeba zachovat stejný způsob zjišťování údajů a stejnou cenovou hladinu.

Prostorová srovnatelnost znamená práci s daty, která se vztahují k totožným geografickým oblastem. Může se jednat i o jiný ekonomický prostor nejen z hlediska geografie, ale také o jiný ekonomický prostor např. z hlediska organizační struktury podniku.

Časovou srovnatelnost se rozumí délka sledovaného intervalu. Problém může nastat především u intervalových ukazatelů, a to z důvodu kalendářních variací.

Cenová srovnatelnost je další oblastí kontroly dat. Pro delší časové řady je nutné použít aktuální ceny a dále jimi vyjádřit jednotlivé nominální hodnoty ukazatele, nebo použít princip stálých cen a pracovat s reálnými hodnotami ukazatele (Hindls, et al., 2007).

Aby byla data časově srovnatelná, musí se údaje v okamžikových řadách vztahovat ke stejnému okamžiku v rámci dané sledované periodicity. V případě intervalových ukazatelů musí být data zjištěná za stejně dlouhá období. Problémem však jsou nestejně dlouhé měsíce, čtvrtletí i roky, které se liší počtem dní. Délka intervalu se nemusí počítat jen podle počtu kalendářních dní, ale i třeba dle pracovních či obchodních dnů v daném období. Pro zajištění srovnatelnosti se údaje časové řady přepočítávají na stejný časový interval, kterým může být průměrný měsíc, čtvrtletí či rok. Tento mechanismus se nazývá oprava neekvidistantní časové řady. Přepočet se provádí dvěma způsoby: převodem všech ukazatelů na denní průměr, nebo pro zachování charakteru intervalového ukazatele se každá z hodnot vynásobí poměrem průměrného a skutečného počtu dnů v období (Cyhelský a Souček, 2009).

1.1.2 Využití časových řad v managementu a ekonomice, neobvyklé hodnoty

Data uspořádaná v časových řadách mají v praxi několik využití:

1. Vláda potřebuje znát budoucí vývoj úrokových měr, úrovně nezaměstnanosti či procentní nárůst životních nákladů.
2. Na trhu s bydlením se musí předvídat růst hypotéčních úrokových měr, poptávka po bydlení či náklady na stavební materiál.
3. Firmy se snaží předvídat poptávku po produktech a podíl firmy na trhu.
4. Univerzity často předvídají počty studentu, kteří budou podávat přihlášky na pomaturitní vzdělávání (Keller, 2009).

V časových řadách se mohou objevit neobvyklé hodnoty, například takové, kdy nízký prodej v určitém týdnu byl způsoben požárem na jednom z produkčních zařízení. Netypické hodnoty mohou vzniknout také během chyb při měření či sběru dat (Montgomery, et al., 2008).

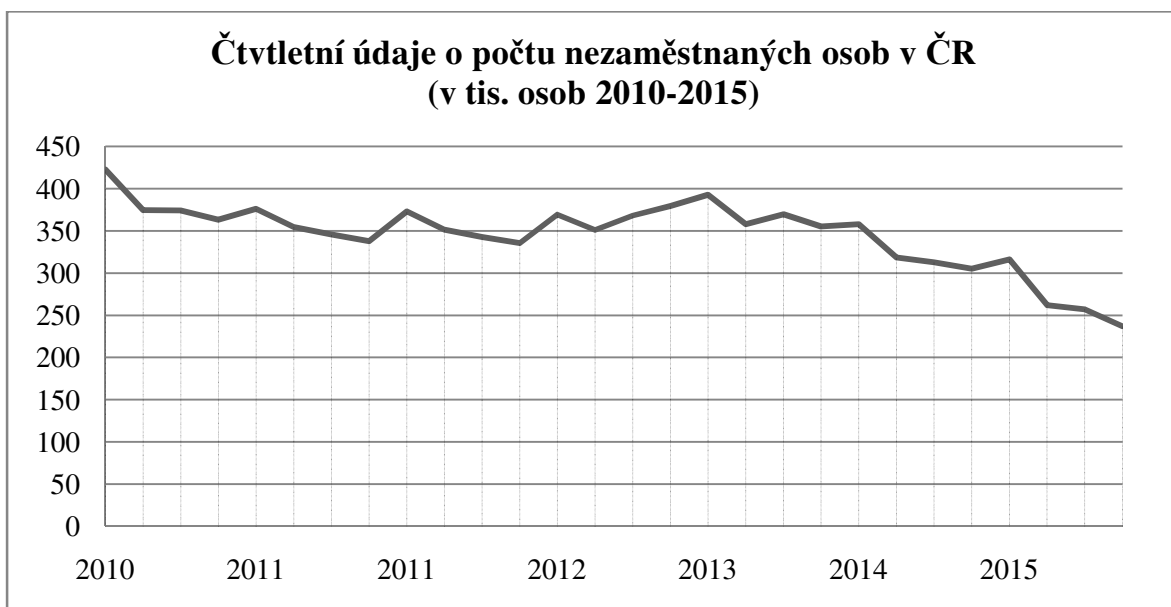
1.2 Grafická analýza časových řad

Při analýze ukazatelů za delší období je grafická analýza nezastupitelná. Pomocí grafu můžeme rozeznat charakter pohybu, zda hodnoty rostou, klesají, kolísají okolo určité hodnoty pravidelně každým rokem nebo jsou zcela náhodné. Mimo jiné je důležité analyzovat, zda se nevyskytují extrémní hodnoty. Různé grafy mají odlišnou vypovídající schopnost o vlastnostech ukazatelů v čase (Rublíková, 2007).

Většina hlavních rysů časových řad lze identifikovat vizuálně, nicméně analytické nástroje jsou velmi důležité (Montgomery, et al., 2008).

a) Spojnicový graf (polygon) zobrazuje vývoj ukazatele v průběhu času. v krátkodobých řadách, např. čtvrtletních či měsíčních údajích, lze často pozorovat periodické výkyvy, které souvisejí s jednotlivými částmi roku. Výkyvy okolo trendu, které se pravidelně v průběhu roku opakují, se nazývají sezónností (Rublíková, 2007).

Na obrázku č. 1 je uveden příklad spojnicového grafu – vývoj nezaměstnaných osob v průběhu let 2010 až 2015 v ČR v čtvrtletních údajích, kde je patrné, že počet nezaměstnaných v prvním čtvrtletí je ve většině případů vyšší než v dalších částech roku.

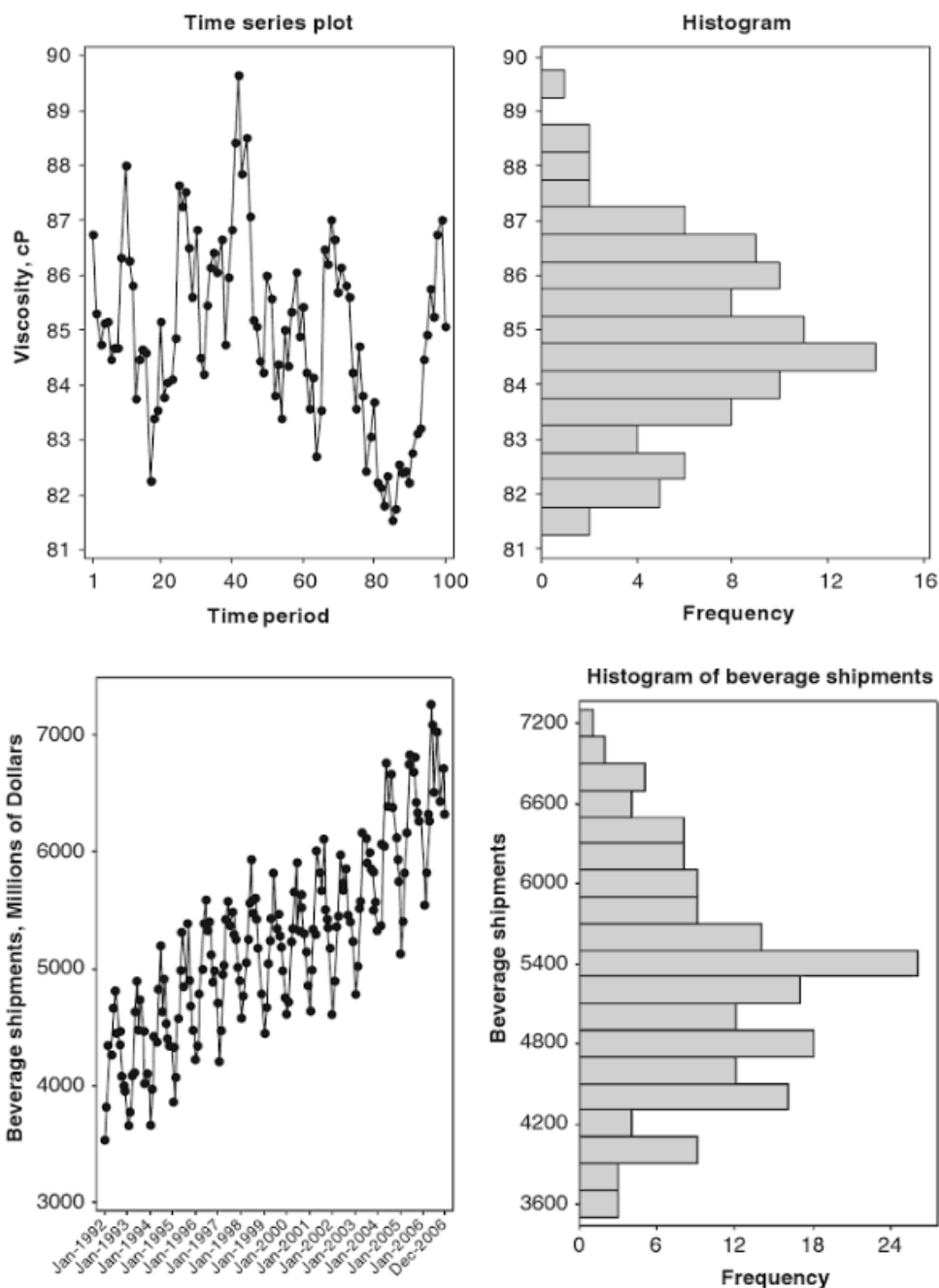


Obr. 1: Čtvrtletní údaje o počtu nezaměstnaných osob v ČR

Zdroj: vlastní zpracování dle údajů ČSÚ, dostupné také z:

<https://www.czso.cz/csu/czso/302q-nezamestnanost-dle-oblasti-a-kraju-4hhqjelhqy>

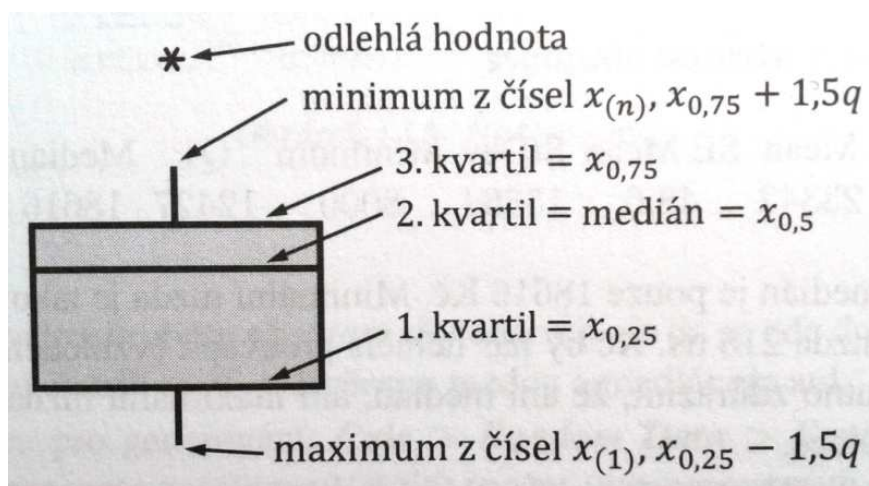
b) **Sloupkový diagram (histogram)** není příliš vhodný pro časové řady proto, že nebere ohled na čas. Z obrázku č. 2 je zřejmé, že časové řady nalevo mají odlišné charakteristiky, naopak histogram obou sledovaných veličin vypadá podobně. Histogram shrnuje data napříč časem, z čehož vyplývá ztráta časově důležitých informací (Montgomery, et al., 2008).



Obr. 2: Graf časových řad a histogramy chemického procesu měření viskozity

Zdroj: Montgomery, et al., 2008, s. 20

c) Pomocí **krabicového grafu (box-whisker plot)** můžeme posoudit rozložení dat dle velikosti, a to za pomoci kvartilů. Je možné posoudit symetrii či asymetrii pozorování. Graf také znázorňuje odlehlé hodnoty. Při srovnávání více krabicových grafů lze posuzovat i variabilitu hodnot. Obrázek č. 3 zobrazuje krabicový graf. Odlehlé hodnoty se většinou značí hvězdičkou, přičemž odlehlou hodnotou se rozumí hodnota větší než $(x_{0,75} + 1,5q)$ nebo menší než $(x_{0,25} - 1,5q)$, kde q je kvartilovou odchylkou, $(q = x_{0,75} - x_{0,25})$. Kromě odlehlých hodnot existují i extrémní hodnoty, které jsou nejčastěji definovány jako hodnoty větší než $(x_{0,25} - 3q)$ nebo větší než $(x_{0,75} + 3q)$. Dále graf zobrazuje medián, kvartily a minimální a maximální hodnoty souboru (Budíková, et al., 2010).



Obr. 3: Krabicový graf

Zdroj: Budíková, Králová, Maroš, 2010, s. 148

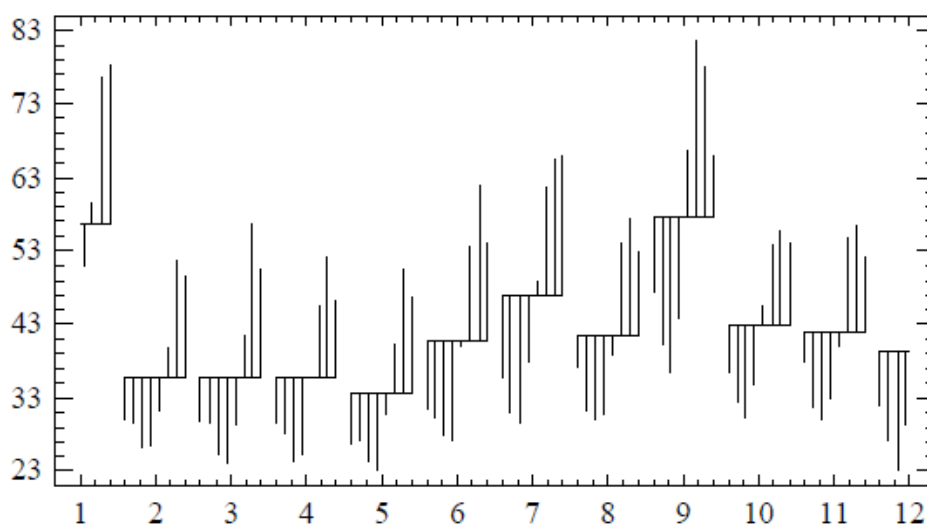
d) **Graf sezónních hodnot** – obrázek č. 4 zobrazuje graf sezónních hodnot, který zachycuje na ose x jednotlivé sezóny roku (např. čtvrtletí, měsíce či týdny) na ose y hodnoty časové řady uspořádané podle roků v jednotlivých sezónách. Hodnoty proměnné Y se značí jako y_{ij} , kde jednotlivé roky jsou představovány $i = 1, 2, \dots, n$ a sezóny $j = 1, 2, \dots, s$ (kdy $s = 4$ v případě čtvrtletních hodnot, nebo $s = 12$ pokud se jedná o měsíční hodnoty). Horizontální čáry zobrazují průměrné hodnoty jednotlivých sezón napříč všemi roky, výpočet zobrazuje vzorec (4).

$$\bar{y}_{*,j} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_{ij} \quad \text{pro } j = 1, 2, \dots, s \quad (4)$$

Vertikální čáry představují konkrétní hodnoty proměnné Y v dané sezóně $j = 1, 2, \dots, s$ za všechny sledované roky pro $i = 1, 2, \dots, n$. Například průměrnou hodnotu ukazatele pro leden za n období určíme dle následujícího vztahu (5).

$$\bar{y}_{*,1} = \frac{y_{1,1} + y_{2,1} + y_{3,1} + \dots + y_{n,1}}{n} \quad (5)$$

Sezónnost se v časové řadě vyskytuje, pokud se sezónní průměry v jednotlivých sezónách liší. Pokud jsou sezónní průměry přibližně podobné, v řadě sezónnost není (Rublíková, 2007).



Obr. 4: Graf sezónních hodnot měsíční časové řady počtu nově registrovaných uchazečů o zaměstnání v ČR v období 1/1993 – 12/2000 (v tis. osob)

Zdroj: Artl, et al., 2002, dostupné také z: <http://nb.vse.cz/~arltova/vyuka/crsbir02.pdf>

1.3 Charakteristiky časových řad

Analýza časových řad obvykle nejprve vyžaduje získání rychlé a orientační představy o povaze dat. Základní metodou zde je již zmíněná grafická analýza, dále pak určení základních statistických charakteristik (Hindls, et al., 2007).

1) Popisné charakteristiky časových řad

Mezi popisné charakteristiky patří prostý chronologický průměr okamžikové časové řady, vážený chronologický průměr okamžikové časové řady a aritmetický průměr intervalové časové řady. Tyto průměry byly již popsány v kapitole 1.1.

2) Dynamické charakteristiky časových řad

Popisování vývoje časových řad je velice oblíbeným nástrojem, jenž slouží k pochopení a interpretaci událostí. Absolutní přírůstek vyjadřuje změny ukazatele v daných jednotkách, koeficient růstu pak relativní změnu hodnoty oproti předchozímu období. Rozlišujeme několik ukazatelů založených na těchto dvou charakteristikách.

- a) **Absolutní přírůstek (1. diference)** – vyjadřuje rozdíly po sobě jdoucích pozorováních a vypočítá se dle vztahu (6), u časové řady o n členech je možné určit $n-1$ absolutních přírůstků.

$$\Delta_{t,t-1} = y_t - y_{t-1}, \text{ pro } t = 2, 3, \dots, n \quad (6)$$

Jsou-li přírůstky konstantní, řada má lineární trend, kolísají-li kolem nuly – řada neroste ani neklesá. Jestliže se přírůstky v řadě zvětšují či zmenšují, je smysl sledovat další diference, které mohou odhalit trend časové řady. Druhé diference se počítají rozdílem 1. diferencí – vzorec (7).

$$\Delta_{t,t-2}^2 = \Delta_{t,t-1} - \Delta_{t-1,t-2}, \text{ pro } t = 3, 4, \dots, n \quad (7)$$

- b) **Průměrný absolutní přírůstek** – je průměrem 1. diferencí a popisuje vývoj celé časové řady, viz vzorec (8).

$$\bar{\Delta} = \frac{\sum_{t=2}^n \Delta_{t,t-1}}{n-1} = \frac{(y_2 - y_1) + (y_3 - y_2) + \dots + (y_n - y_{n-1})}{n-1} = \frac{y_n - y_1}{n-1} \quad (8)$$

- c) **Koeficient růstu** – je podíl po sobě jdoucích pozorování, viz vzorec (9).

$$k_{t,t-1} = \frac{y_t}{y_{t-1}} \text{ pro } t = 2, 3, \dots, n \quad (9)$$

- d) **Průměrný koeficient růstu** – je geometrickým průměrem koeficientů růstu, který je možné krácením zjednodušit – vzorec (10).

$$\bar{k} = \sqrt[n-1]{k_{2,1} * k_{3,2} * \dots * k_{n,n-1}} = \sqrt[n-1]{\frac{y_n}{y_1}} \quad (10)$$

Jsou-li koeficienty konstantní, pak hodnoty časové řady exponenciálně rostou – je zde exponenciální trend (Popelka a Synek, 2009).

- e) **Meziroční koeficient růstu se čtvrtletním krokem** – vypočítá se dle vztahu (11) a zobrazuje změnu pro každé čtvrtletí jednoho roku vůči předchozímu roku:

$$k_{i(4)} = \frac{y_i}{y_{i-4}}, i = 5 \quad (11)$$

- f) **Meziroční koeficient růstu s měsíčním krokem** (12) – změny v každém měsíci v roce vůči minulému roku (Budíková, et al., 2010):

$$k_{i(12)} = \frac{y_i}{y_{i-12}}, i = 13 \quad (12)$$

Pro předpovědi zmíněných charakteristik časových řad platí následující pravidla:

- Průměrný absolutní přírůstek lze pro prognózy použít jen u řad s dlouhodobě stabilními přírůsky, kdy grafickým znázorněním je přímka.
- Průměrný koeficient růstu se používá pro prognózy u řad, které vykazují v minulosti stálost koeficientů růstu, zde je grafickým znázorněním časové řady exponenciála (Souček, 2008).

2 Přístupy k modelování časových řad

Nejužívanější koncepcí při modelování časových řad reálných hodnot y_t je používán jednorozměrný model. Ten mívá tvar některé z elementárních funkcí času, viz vzorec (13), kde Y_t je teoretická hodnota ukazatele v čase, která bude mít co nejméně náhodných poruch oproti skutečnému vývoji a bude zobrazovat i ostatní faktory na ukazatel působící (Hindls, et al., 2000).

$$Y_t = f(t), t = 1, 2, \dots, n \quad (13)$$

Existují tři základní způsoby přístupu k modelu:

1. klasický neboli formální model;
2. Boxova-Jenkinsova metodologie;
3. Spektrální analýza.

1. Klasický model

Tento model popisuje jen formu pohybu, ne věcnou příčinu dynamiky a vychází z dekompozice časové řady. Rozlišujeme zde složku trendovou, sezónní, cyklickou a nepravidelnou. Tvar rozkladu má dvě možné podoby a to aditivní (14) nebo multiplikativní (15). Y_t představuje teoretickou složku, která obsahuje součet složek trendové, sezónní a cyklické (Hindls, et al., 2000).

$$y_t = T_t + S_t + C_t + \varepsilon_t = Y_t + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, n \quad (14)$$

$$y_t = T_t S_t C_t \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, n \quad (15)$$

Trendová složka T_t určuje hlavní tendenci vývoje časové řady. Je-li trend nulový, řada neroste ani neklesá a hodnoty oscilují kolem dané hodnoty, jedná se o stacionární řadu. Kromě rostoucího či klesajícího trendu, můžeme identifikovat řady se skokovým charakterem či různými fluktuacemi.

Sezónní složka S_t udává pravidelné nenáhodné výkyvy okolo trendu. Složka má danou délku periody a výchylky. Tato složka popisuje výkyvy krátkodobého charakteru, tedy menší než jeden rok.

Cyklická složka C_t vyjadřuje dlouhodobé výkyvy od trendu. v případě malého počtu pozorování je hůře rozeznatelná.

Náhodná složka ε_t zachycuje náhodné kolísání ukazatele, jež nelze popsat jinými složkami. Vznikají z různých příčin náhodně a vyskytují se ve všech časových řadách. Analýza náhodné složky je důležitá při volbě vhodného modelu (Popelka a Synek, 2009).

Náhodná složka v časových řadách musí mít pravděpodobnostní rozdělení nazývané „Bílý šum“, který má následující vlastnosti:

- nulová střední hodnota,
- konstantní rozptyl,
- vzájemná nezávislost sousedních hodnot,
- normální rozdělení náhodné proměnné (Pacáková, 2009).

2. Boxova-Jenkinsova metodologie

Při konstrukci modelu pomocí této metodologie je náhodná složka považována za základní prvek, který může být tvořen korelovanými náhodnými veličinami. Postup je založen na korelační analýze závislých pozorování, jež jsou uspořádány do časové řady. Pro aplikaci se předpokládá velký počet pozorování. Modelovými schémata jsou zde procesy autoregresní, procesy klouzavých součtů nebo jejich kombinace (Hindls, et al., 2000).

3. Spektrální analýza

Spektrální analýza pracuje s řadami o různých amplitudách a frekvencích, popisuje periodicitu časových řad ne z časového, ale z jejich věcného hlediska (Hindls, et al., 2007).

Mimo jednorozměrných modelů existují i modely, které uvažují ovlivňování hodnot nejen faktorem času, ale i jiných faktorových (příčinných) ukazatelů. Vzorec (16) zobrazuje vícerozměrný model, kde x_1, x_2, \dots, x_p jsou ukazatele, jež sledovaný ukazatel y_t ovlivňují (Hindls, et al., 2000).

$$Y_t = f(t; x_1, x_2, \dots, x_p) \quad (16)$$

2.1 Analýza trendu

Vývoj trendu lze popsat pomocí základních dynamických charakteristik časové řady, jež byly popsány v kapitole 1.3. Další možností je využití principu regresní analýzy, kdy se ukazatel popisuje, jako spojitá funkce v čase t . Kromě těchto způsobů jsou často používány i adaptivní metody popisující trend časové řady, mezi které řadíme metodu klouzavých průměrů a exponenciální vyrovnávání.

2.1.1 Popis vývoje pomocí trendové funkce

Cílem této metody je nalézt takové parametry trendové funkce, aby co nejlépe vystihovala vývoj dané časové řady. Pro odhad parametrů trendové funkce lineární v parametrech se používá **metoda nejmenších čtverců**, která vyžaduje, aby trendová funkce splnila následující podmínku (17).

$$\sum (y_t - T_t)^2 = \min. \quad (17)$$

Tvar funkce se dosadí za T_t a pomocí soustavy normálních rovnic se vypočítají parametry funkce. U exponenciální funkce, jež není lineární v parametrech, se provádí zlogaritmování a dále je možné pracovat stejným způsobem. V případě modifikované exponenciální funkce, logistické a Gompertzovy křivky nelze pomocí transformace odhadnout počáteční parametry, užívá se metoda vybraných bodů nebo metoda dílčích součtů (Cyhelský a Souček, 2009).

Metoda vybraných bodů spočívá v tom, že každá křivka je určena tolika body, kolik má funkční předpis parametrů. Pak tedy dvěma body je určena přímka a exponenciála. Pokud v časové řadě existují náhodné vlivy, mohou ovlivnit vybrané body a zkreslit tím celý model. Parametry získáme ze soustavy rovnic, které vyplývají z výběru počtu bodů dle funkčního předpisu.

Metoda dílčích součtů je založena na předpokladu, že součet vyrovnaných hodnot je roven součtu původních hodnot v časové řadě i jejich částech, kterých je tolik, kolik je ve funkci parametrů. Tyto součty tvoří soustavu rovnic, pomocí kterých se vypočítají odhady parametrů (Cyhelský a Souček, 2009).

V textu následuje krátký popis základních funkcí – lineární, parabolické, exponenciální a logistické funkce.

Lineární trend používáme tehdy, pokud je třeba stanovit základní směr vývoje. Díky své jednoduchosti patří mezi nejužívanější modely. Formu zápisu vyjadřuje vztah (18), kde a_0 , a_1 jsou neznámými parametry přímky a t je proměnná času. a_0 vyjadřuje hodnotu v čase $t=0$, a a_1 je směrnici přímky, znázorňuje tedy změnu hodnoty trendu při změně t o jednotku (Hindls, et al., 1999).

$$T_t = a_0 + a_1 t \quad (18)$$

Jelikož je funkce z hlediska parametrů lineární, používá se k odhadu a_0 a a_1 metodu nejmenších čtverců. Výpočet odhadů a_0 a a_1 zobrazují rovnice (19) a (20).

$$\widehat{a}_0 = \bar{y} - \widehat{a}_1 * \bar{t} \quad (19)$$

$$\widehat{a}_1 = \frac{\sum t * y_t - \bar{t} * \sum y_t}{\sum t^2 - n * \bar{t}^2} \quad (20)$$

Parabolický trend zobrazuje vzorec (21). Funkce je lineární v parametrech, proto lze parametry také odhadnout metodou nejmenších čtverců.

$$T_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 \quad (21)$$

Exponenciální trend vyjadřuje rovnice (22), častěji se v počítačových programech setkáváme s funkcí ve tvaru (23), který znázorňuje to samé, neboť platí: $a_0 = e^{b_0}$, případně $a_1 = e^{b_1}$ (Hindls, et al., 2000).

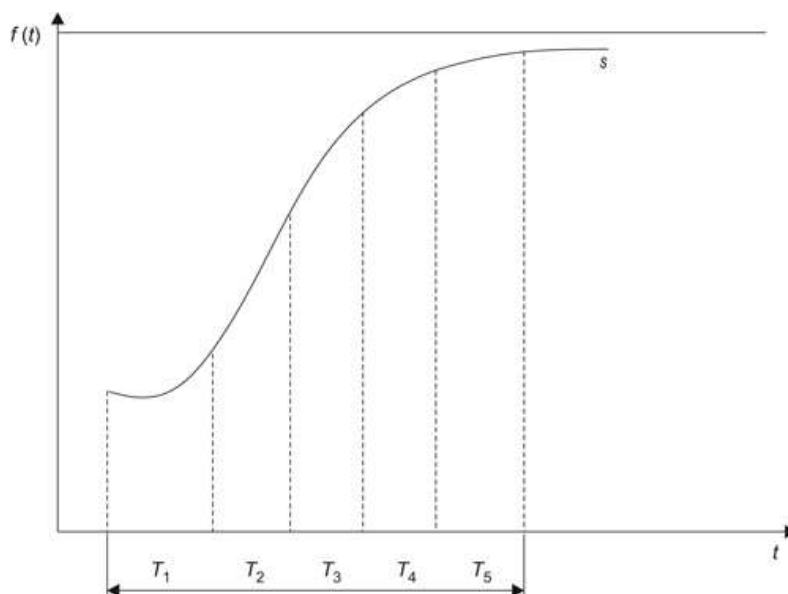
$$T_t = a_0 a_1^t, \quad \text{kde } a_1 > 0, t = 1, 2, \dots, n \quad (22)$$

$$T_t = e^{b_0 + b_1 t} \quad (23)$$

Logistický trend se používá u modelování poptávky po zboží dlouhodobé spotřeby nebo také při tvorbě modelu prodeje nových výrobků. Funkce je symetrická, ve tvaru písmene S a mění se z konvexního na tvar konkávní. Horní asymptotou je zde parametr k . Tvar funkce, včetně podmínek, znázorňuje rovnice (24) (Cyhelský a Souček, 2009).

$$T = \frac{k}{1 + a * b^t}, \text{ kde } k, a, b > 0 \quad (24)$$

Obrázek č. 5 zobrazuje graficky tvar logistického trendu.



Obr. 5: Logistický trend

Zdroj: Smejkal a Rais, 2009, dostupné také z:

<http://www.businessinfo.cz/cs/clanky/prognozovani-52949.html#!&chapter=3>

Důležitým úkolem je rozhodnout, jaký má daný ukazatel trend. Základem by měla být tzv. věcně ekonomická kritéria, kdy je nutné věcně analyzovat daný ekonomický jev. Rozhoduje se, zda je tendence rostoucí či klesající, jestli se vyskytuje nějaký inflexní bod, zda hodnoty nekonečně rostou nebo se přibližují k nějaké limitě. Tato rozhodování odhalí jen hrubou základní tendenci, která může pomoci k zúžení následného výběru funkce. Další možností pro volbu vývoje je analýza grafu časové řady, je zde však velké riziko subjektivity, kdy každý může určit jiný vhodný model. Lepším způsobem proto je zjistit trend časové řady pomocí podrobnějšího rozboru empirických údajů, například pomocí metod, jež se užívají v regresní analýze (Hindls, et al., 1999).

Ověřit vhodnost trendové funkce můžeme pomocí grafické analýzy nebo pomocí metod založených na matematicko-statistických kritériích:

1) grafická analýza časové řady

- a) Pokud řada prvních diferencí ($y_t - y_{t-1}$) kolísá kolem nuly – je vhodné zvolit konstantní trend.
- b) Kolísají-li první diference kolem nenulové konstanty, je vhodný lineární trend.
- c) Mají-li první diference lineární trend a druhé konstantní trend doporučuje se volit kvadratický trend (parabola).

- d) Osciluje-li řada koeficientů růstu nebo prvních diferencí $(\ln y_t - \ln y_{t-1})$ kolem nenulové konstanty volí se exponenciální trend.
- e) Má-li řada $\ln y_t$ hyperbolický průběh používá se logistický trend (S-křivka).
- f) Kolísají-li podíly sousedních diferencí $(y_t - y_{t-1})/(y_{t-1} - y_{t-2})$ okolo dané konstanty, užívá se modifikovaný exponenciální trend.
- g) Kolísají-li podíly sousedních diferencí $(\ln y_t - \ln y_{t-1})/(\ln y_{t-1} - \ln y_{t-2})$ okolo nenulové konstanty, užívá se Gompertzova křivka (Artl, et al., 2002).

2) *interpolační kritéria*

Následným postupem po odhadu parametrů časové řady metodou nejmenších čtverců je zhodnocení přesnosti, se kterou daný odhadnutý model vystihuje skutečný vývoj ukazatele. Tedy jaký je rozdíl mezi skutečnými hodnotami y_t a vyrovnanými hodnotami ukazatele \hat{y}_t . Rozdíly $y_t - \hat{y}_t = y_t - \hat{T}_t = \hat{a}_t$ jsou rezidua, odhady nesystematické složky a_t v čase. Přesnosti měření se určují pomocí reziduálních charakteristik, vzorce (25) až (29). Čím nižší jsou hodnoty, tím lépe model vystihuje trend časové řady (Artl, et al., 2002).

$$\text{Průměrná chyba} \quad ME = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{a}_t \quad (25)$$

$$\text{Průměrná čtvercová chyba – rozptyl} \quad MSE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2 \quad (26)$$

$$\text{Průměrná absolutní chyba} \quad MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |y_t - \hat{y}_t| = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |\hat{a}_t| \quad (27)$$

$$\text{Průměrná absolutní procentní chyba} \quad MAPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|y_t - \hat{y}_t|}{y_t} * 100 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|\hat{a}_t|}{y_t} * 100 \quad (28)$$

$$\text{Průměrná procentní chyba} \quad MPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{(y_t - \hat{y}_t)}{y_t} * 100 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\hat{a}_t}{y_t} * 100 \quad (29)$$

Index determinace R^2 je definován vztahem (30). Čím více se hodnota R^2 blíží k 100 %, tím vhodnější je model k popisu časové řady. Jeho nedostatkem je však závislost na počtu parametrů funkce, ten řeší jeho modifikovaná forma – vzorec (31), kde k značí počet parametrů funkce (Artl, et al., 2002).

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \in \langle 0, 1 \rangle \quad (30)$$

$$R_M^2 = R^2 - \frac{(1-R^2)(k-1)}{(T-k)} \quad (31)$$

3) *extrapolační kritéria*

Princip spočívá v rozdělení časové řady na dvě části $T = T_1 + T_2$. První část se nazývá testovací řada T_1 , pomocí které se vybere model, odhadnou parametry a ověří vhodnost pomocí výše zmíněných interpolačních kritérií. Druhá část řady T_2 se užívá pro tvorbu předpovědí skutečností, které známe, a ověřujeme jejich přesnost pomocí průměrné chyby, průměrné čtvercové chyby, průměrné absolutní procentuální chyby a průměrné procentní chyby.

Průměrná chyba vzorec (32) značí míru vychýlení. Je-li ME kladné, skutečnost je modelem systematicky podhodnocená, je-li ME záporné, skutečnost je systematicky nadhodnocená. Pokud se u předpovědí prokážou systematická zkreslení, je třeba u zkreslení dále zkoumat jeho významnost (Artl, et al., 2002).

$$ME = \frac{1}{T_2} \sum_{t=T_1+1}^{T=T_1+T_2} \hat{a}_t(T_1) \quad (32)$$

2.1.2 **Adaptivní přístupy k modelování trendu časových řad**

Vyrovňávání časové řady je metoda, pomocí které lze vystihnout trend. Modelování trendu pomocí jedné funkce je málo stabilní. Neboť dlouhodobě se v řadách vyskytují určité zlomy a daná funkce pak v určitých úsecích nemusí odpovídat empirickým hodnotám, což je podstatný problém například při hodnocení sezónních výkyvů. Pokud nelze trend popsat jedinou funkcí, používají se modely trendu s měnícími parametry pro určité úseky časové řady. Tyto metody se nazývají adaptivní přístupy, kde mezi nejznámější koncepce můžeme zařadit metodu klouzavých průměrů a exponenciální vyrovňávání časové řady (Cyhelský a Souček, 2009).

1. metoda klouzavých průměrů

Podstatou metody je postupný posuvný výpočet aritmetických průměrů v časové řadě. Posun probíhá tak, že se vyloučí první hodnota a do výpočtu průměru se zahrne hodnota následující. Počítá se vždy s konstantním počtem hodnot. Délka klouzavé části (konstanty) vychází z účelu metody nebo z vlastností konkrétní časové řady.

Klouzavé průměry se používají k vyrovňání náhodného i pravidelného kolísání okolo trendu, eliminují se tak kolísání, jež nepřesahují délku klouzavé části. U metod klouzavých průměrů rozlišujeme účel a techniku pro tři různé situace:

- a. stacionární časové řady bez pravidelných výkyvů (s konstantním trendem a náhodnou složkou),
- b. dlouhodobé časové řady nebo krátkodobé bez sezónní složky – pro eliminaci náhodné složky,
- c. krátkodobé časové řady se sezónní složkou s cílem:
 - vyloučit sezónnost a náhodnou složku,
 - definovat sezónní složku,
 - očistit časovou řadu od sezónního vlivu (Pacáková, 2009).

Rozlišujeme tři základní podoby klouzavých průměrů: prosté, vážené a centrované klouzavé průměry. **Prostý klouzavý průměr** je počítán dle vztahu (33), kde m značí délku klouzavé části a $m = 2p + 1$ a pracuje s předpokladem, že hodnoty v daném úseku lze vyrovnat pomocí lineárního trendu (Hindls, et al., 2000).

$$\widehat{a}_{0t} = \bar{y}_t = \frac{1}{m} \sum_{i=-p}^p y_{t,i} = \frac{y_{t-p} + y_{t-p+1} + \dots + y_{t+p}}{m} \quad (33)$$

Pokud jsou v řadě výrazné nepravidelné zvraty, používají se **vážené klouzavé průměry** s předpokladem parabolického trendu v dané klouzavé části. Délka klouzavého průměru musí být rovna periodě sezónních výkyvů. Tedy například u měsíčních hodnot se používá délka klouzavé části 12 a u čtvrtletních řad 4. Při použití sudé délky klouzavé části nastává problém, že prostřední bod klouzavé části není celočíselný. V těchto případech se používají **centrované klouzavé průměry**, jež jsou průměrem sousedních klouzavých průměrů (Cyhelský a Souček, 2009).

S klouzavými průměry jsou spojeny dvě nevýhody. První nevýhodou je zde nemožnost stanovit klouzavý průměr pro několik prvních a posledních hodnot časové řady. Pokud má řada malý počet pozorování, chybějící hodnoty mohou znamenat značnou ztrátu podstatných informací. Druhou nevýhodou je, že klouzavé průměry nepracují se všemi původními hodnotami, ale vždy jen s částí časové řady. Oba tyto problémy řeší exponenciální vyrovnávání časových řad (Keller, 2009).

2. exponenciální vyrovnávání

Základní myšlenkou exponenciálního vyrovnávání je nesterilita významu starších a novějších hodnot. Pro odhadování vývoje trendu jsou nejpodstatnější aktuální hodnoty. Všem hodnotám časové řady jsou přiřazeny váhy, které se stáří hodnot exponenciálně klesají. Poslední hodnota řady má stáří nula. Označení $k = 0, 1, 2, \dots, n-1$ vyjadřuje stáří hodnoty, jež se počítá od nejnovějšího údaje. S rostoucím k roste stáří pozorování y_k , w_k jsou váhy pozorování, které s růstem k exponenciálně klesají (34), α je vyrovnávací konstantou, která přisuzuje jednotlivým pozorováním velikost ztráty vlivu (Cyhelský a Souček, 2009).

$$w_k = \alpha^k \quad 0 < \alpha < 1, \quad k = 0, 1, \dots, n-1 \quad (34)$$

Následující tabulka č. 1 zobrazuje hodnoty α^k pro $\alpha = 0,7$ pro $k = 0, 1, \dots, 6$.

Tab. 1: Mocniny α^k pro $\alpha = 0,7$

k	$w_k = \alpha^k$	Číselná hodnota w_k
0	w_0	1
1	w_1	0,7
2	w_2	0,49
3	w_3	0,343
4	w_4	0,2401
5	w_5	0,16807
6	w_6	0,117649

Zdroj: vlastní zpracování dle Hindls, et al., 2000, s. 128

Metody mají různé modifikace, a to především s ohledem na existenci trendové a sezónní složky časové řady. Používá se například Holtovo či Wintersovo exponenciální vyrovnávání časových řad (Cyhelský a Souček, 2009).

2.2 Identifikace sezónnosti v časové řadě

Sezónnost chápeme jako pravidelné systematické kolísání v časové řadě. Výkyvy probíhají v průběhu jednoho roku a opakují se ve stejné či modifikované podobě. Tyto pravidelné změny jsou způsobeny střídáním ročních období nebo lidskými zvyky (Artl a Artlová, 2009).

Artl, et al. (2002) uvádí, že existenci sezónnosti je možné ověřit pomocí periodogramu nebo autokorelační funkce. Hindls, et al. (2007) představuje hypotézu o existenci sezónnosti následovně:

Nejprve formulujeme nulovou hypotézu H_0 , jež značí, že v časové řadě není sezónní složka, alternativní hypotéza tvrdí opak, tedy, že v časové řadě sezónní složka je.

$$H_0: \beta_j = 0, j = 1, 2, \dots, r \quad (35)$$

$$H_1: \beta_j \neq 0 \quad (36)$$

Alternativní hypotéza H_1 vyjadřuje existenci sezóny, $j=1, 2, \dots, r-1$.

Testovým kritériem je statistika F se stupni volnosti $(r-1)$ a $(r-1)(m-1)$:

$$F = \frac{m \sum_{j=1}^r (\bar{y}_j - \bar{y})^2}{(r-1)\sigma^2} \quad (37)$$

$$\text{kde: } \sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^r (y_{ij} - \bar{y})^2 - r \sum_{i=1}^m (\bar{y}_i - \bar{y})^2 - m \sum_{j=1}^r (\bar{y}_j - \bar{y})^2}{(r-1)(m-1)} \quad (38)$$

Následně provedeme test na určité hladině významnosti, najdeme hodnotu kvantilů F pro dané stupně volnosti a vyslovíme závěry o hypotézách. Ty buď zamítnou nulovou hypotézu ve prospěch alternativní o existenci významnosti sezónních parametrů, nebo prokážou nevýznamnost sezónnosti v modelu (Hindls, et al., 2007).

Dle Artla, et al. (2002) **periodogram** slouží k rozkladu časové řady na sinusové periody s různými frekvencemi, kdy hodnoty jsou určeny vztahem (39), kde ω značí frekvenci v radiánech za jednotku času, což je interval mezi sousedními hodnotami. Přítomnost periodicity je určena vysokými hodnotami v určité frekvenci.

$$I(\omega_j) = \frac{1}{2} (a_j^2 + b_j^2) \quad (39)$$

$$\text{kde: } a_j = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T y_t \sin \omega_j t$$

$$b_j = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T y_t \cos \omega_j t$$

$$\omega_j = \frac{2\pi j}{T}, j = 1, 2, \dots, T/2$$

Test sezónnosti pomocí autokorelační funkce slouží pro stacionární časové řady s délkou sezónnosti s . Pokud máme časovou řadu s dostatečnou délkou, určíme výběrovou autokorelační funkci podle časově zpožděných řad y_t a y_{t-k} dle vztahu (40)

$$r_k = \widehat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \in \langle -1, 1 \rangle \quad (40)$$

Charakter autokorelace stochastického procesu zjistíme následovně. Stanovíme hypotézy:

$$H_0: \rho_k = 0$$

$$H_1: \rho_k \neq 0$$

Testovým kritériem je statistika $U = r_k \sqrt{T}$, která má normované normální rozdělení. Pokud platí rovnice (41), pak na hladině významnosti 5 % zamítáme H_0 , to znamená, že existuje v časové řadě autokorelace a má zpoždění k období. Pokud je r_k statisticky významně různý od nuly, pak existuje v řadě významná sezónnost (Artl, et al., 2002).

$$|r_k| > u_{0,025} \frac{1}{\sqrt{T}} = \frac{1,96}{\sqrt{T}} \quad (41)$$

2.3 Sezónní očišťování

Pokud se prokáže, že se sezónní složka skutečně v řadě vyskytuje, dalším postupem je kvantifikovat sezónní výkyvy. Vyskytuje-li se v řadě sezónnost, nelze hodnoty v daném roce mezi sebou porovnávat, neboť tyto vlivy zakrývají vývoj ukazatele. Vyloučení sezónní složky se provádí pomocí sezónního očišťování časové řady. Je důležité rozlišit, zda hodnoty v časové řadě pokračují v trendu, nebo zda zaznamenané výkyvy naznačují vývojový zlom. Ze škály metod pro sezónní očišťování lze jmenovat použití průměrných sezónních odchylek nebo sezónních indexů, nebo metodu aplikace klouzavých průměrů (Cyhelský a Souček, 2009).

Český statistický úřad používá při modelování především dvě metody pro sezónní očišťování: TRAMO/SEATS a X-12-ARIMA. Software rozkládá časovou řadu na několik složek, odstraní sezónnost, kalendářní odchylky, vyhlazuje trendy a dokáže zobrazit například ekonomický cyklus. Pokud se objeví v řadě hodnota, jež do řady nepatří, jedná se o odlehle pozorování, které má svoji specifickou informační hodnotu a je nutné její chování vysvětlit. Může to být následek změny metodiky či legislativy, jež má dopad na výsledek, který může být jednorázový, nebo tento výkyv může pomalu doznívat či posunout celou řadu na jinou úroveň (Holý a Vozár, 2014).

Při dekompozici časové řady s trendem a sezónní složkou rozlišujeme dva typy modelu, model konstantní sezónnosti a model proporcionální sezónnosti. **Model konstantní sezónnosti** se používá, pokud se výkyvy v sezóně pravidelně odchylojí od trendu ve stejné absolutní velikosti. Sezónní výkyvy zde nezávisí na trendu a kvantifikují se samostatně. Model složek časové řady má aditivní tvar (42).

$$y_{i,j} = T_{i,j} + S_{.,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (42)$$

Pokud jsou známé hodnoty trendové složky, pak výpočtem rozdílů hodnot skutečných od trendu získáme řadu očištěnou od trendu – řadu odchylek empirických sezónních a náhodných (43). Pokud náhodná složka sezónní výkyvy nepodhodnocuje ani nenadhodnocuje, můžeme ji ze vztahu vyloučit a získáme průměrné sezónní odchylky od trendu (44). Je-li $S_j = 0$, pak v sezóně není sezónní výkyv. V časových řadách bez sezónní složky jsou sezónní výkyvy nulové. Součet sezónních výkyvů během jednoho roku je roven nule, neboť sezónní výkyvy se během roku kompenzují.

$$y_{i,j} - T_{i,j} = S_{.,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (43)$$

$$S_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_{i,j} - T_{i,j}), \quad \text{kde } j = 1, 2, \dots, s \quad (44)$$

Model proporcionální sezónnosti používáme, pokud sezónní výkyvy s rostoucím trendem rostou a společně s klesajícím trendem klesají. Model má multiplikatívni tvar (45), časová řada trendově očištěná má tvar (46), vyjadřuje sezónní a náhodné výkyvy časové řady nazývané empirické sezónní indexy.

$$y_{i,j} = T_{i,j} * S_{.,j} * \varepsilon_{i,j} \quad (45)$$

$$\frac{y_{i,j}}{T_{i,j}} = S_{.,j} * \varepsilon_{i,j} \quad (46)$$

Náhodná složka se vyloučí průměrováním (47), čímž získáme průměrné sezónní indexy, jež značí relativní míru výkyvu hodnot v dané sezóně od trendu. Pokud je průměrný sezónní index roven 1, není v sezóně výkyv od trendu. v průběhu roku se sezónní výkyvy kompenzují a součet sezónních indexů (48) se rovná počtu sezón (Rublíková, 2007).

$$S_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_{i,j}}{T_{i,j}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n S_{i,j} * \varepsilon_{i,j} \quad (47)$$

$$\sum_{j=1}^s S_j = s \quad (48)$$

Dekompozice časových řad má velký význam v několika oblastech použití:

- a) Pro porovnávání vývoje ekonomických ukazatelů pomocí temp přírůstků, neboť sezónně očištěné časové řady mají plynulejší průběh než původní časové řady.
- b) Při prognózování časové řady se sezónní složkou pomocí trendové funkce.
- c) V ekonometrických modelech, kde jsou časové řady jako vysvětlující či vysvětlované proměnné, kdy některé řady obsahují sezónní složku a jiné ne, se doporučuje používat všechny složky očištěné od sezónnosti.
- d) Pro publikační účely Českého statistického úřadu, který často uvádí data očištěná, aby bylo možné rychle odhadnout trend vývoje (Rublíková, 2007).

2.4 Korelace časových řad

Objeví-li se podobnost vývoje několika časových řad, je možné zkoumat korelaci mezi časovými řadami, bez věcných argumentů však nelze vyvozovat jednoznačné závěry o souvislostech mezi hodnotami. Není-li možné o souvislostech věcně logicky argumentovat, jedná se o zdánlivou korelaci. Příkladem Souček (2008) uvádí souvislost mezi počtem skvrn na slunci a úmrtností obyvatelstva ve světě.

Metody pro hodnocení korelace obvykle zjišťují podobnost trendu a případně sezónního kolísání. Z těchto metod jsou odvozeny takové metody, jež řeší podobnost upravených řad, z nichž je odstraněn trend i sezónní složka a pracuje se tedy jen s náhodnou složkou. Pokud nepravidelné složky sledovaných časových řad mají podobný průběh v čase, můžeme říci, že dané časové řady jsou korelované. Dokonalejším přístupem je Durbin-Watsonův test autokorelace, jež hodnotí nezávislost uspořádání posloupnosti náhodné složky. Pokud test neprokáže nezávislost uspořádání, nebyla z řady uspokojivě odstraněna systémová složka, a tedy korelační koeficient není vhodné počítat. Test vychází z předpokladu, že časová řada je určena vývojem v předchozím období.

Každou časovou řadu můžeme hodnotit pomocí koeficientu autokorelace, jež měří korelaci po sobě následujících hodnot. Koeficient korelace 1. řádu prověřuje hodnoty jdoucí bezprostředně za sebou, koeficient 2. řádu vychází z hodnot ob jeden posunutých.

Zvláštní situací při zkoumání je opožděná korelace. Jedná se o časový posun v korelaci hodnot například v situaci, kdy investice do kapacity se v objemu výroby či zisku objeví až po určité době. v takovém případě lze při hodnocení posun respektovat a pracovat s řadami

posunutými. Velikost posunu je možné stanovit i pomocí různých velikostí korelačního koeficientu pro určité varianty (Souček, 2008).

Autokorelace hodnot může být způsobena následujícími příčinami:

1. Setrvačnost vývoje ekonomických veličin – dlouhodobý vývoj většiny makroekonomických veličin se vyznačuje setrvačností a hodnoty závisí na hodnotách předchozích.
2. Chybně specifikovaný model – může dojít k tomu, že se nezohlední všechny vysvětlující proměnné, nebo se použije nevhodná regresní funkce.
3. Chyby v měření – výběrová data mohou být ovlivněna nepřesnostmi při měření, tyto hodnoty se pak následně promítnou do náhodné složky.
4. Chybné nastavení zpoždění vysvětlujících proměnných – v regresním modelu je nesprávně nastaveno zpoždění vývoje hodnot.
5. Chybná transformace výběrových dat – pokud dojde k nesprávné úpravě pozorovaných dat, např. očišťování či transformace, pak se tyto nesprávnosti promítnou do náhodné složky (Hančlová, 2012).

3 Analýza časových řad podniku

Následující část práce se zabývá analýzou hodnot podniku XY, který je v práci pouze popsán, neboť si přeje z důvodu citlivosti poskytnutých údajů utajit svoji identitu. Jedná se o podnik zabývající se mimo jiné kovovými výrobou, která zajišťuje podniku největší část obrátu a zisku. Podnik je držitelem certifikátu ISO 9001:2008. Středisko kovovými výroby realizuje laserové dělení plechů, práci na ohraňovacích lisech, dále svařování, lisování či obrábění. V rámci kooperací podnik zajišťuje povrchové úpravy materiálů, např. lakování či zinkování.

Hodnoty v této práci uvedené jsou celkovými tržbami střediska kovovými výroby za období let 2009 až 2016, dále budou hodnoceny časové řady obrátu pěti nejvýznamnějších zákazníků. Jelikož se jedná o zakázkovou výrobu, podnik měl v průběhu sledovaného období (8 let) přes 700 různých zákazníků, měsíčně se jedná o počet pohybující se kolem devadesáti. Zákazníky analyzovaného podniku jsou převážně firmy, vyrábí se však i pro jednotlivce. Odebírající podniky buď realizují výrobu vlastních výrobků pro konečného spotřebitele, nebo jejich výrobky dále vstupují do dalších zakázek například pro automobilový průmysl.

3.1 Popis odvětví

Organizace BMI Research je spojena s analýzami makroekonomických ukazatelů, průmyslových i finančních trhů napříč 200 trhů a 22 průmyslových oblastí. Více než 30 let provádí analýzy pro mezinárodní, vládní či finanční instituce a pomáhá jim tak při vytváření jak strategických tak taktických rozhodnutí (BMI, 2017).

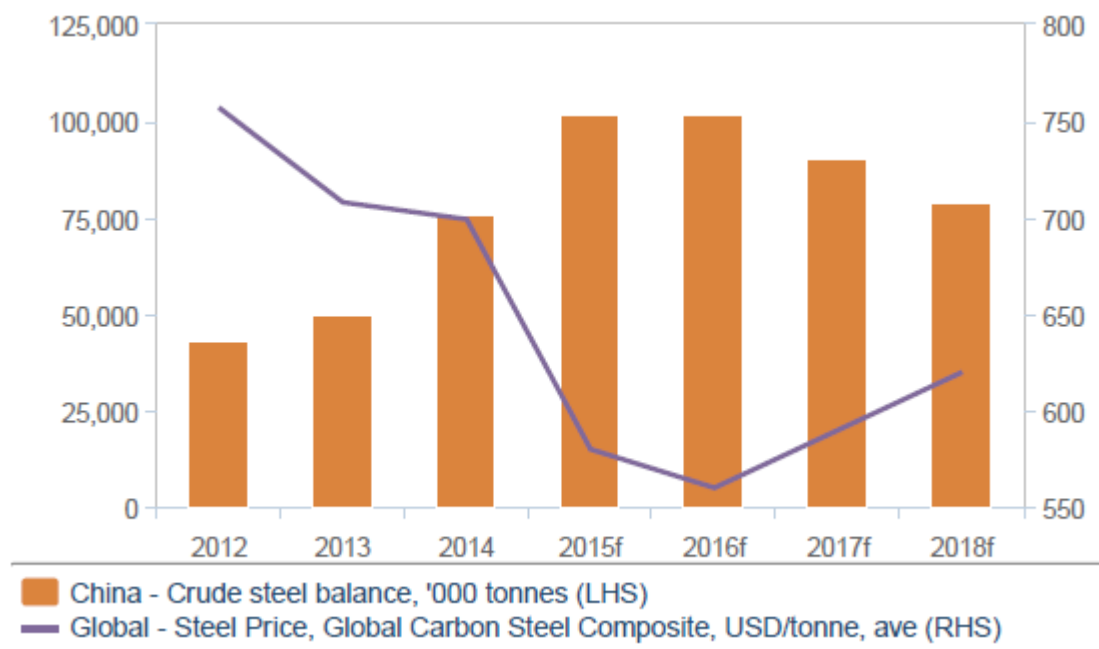
BMI využívá nejlepší techniky vícenásobné regresní analýzy, jež využívá kombinace průmyslových ukazatelů, ale i národní, regionální a makroekonomické ukazatele mající statisticky významný vliv pro vysvětlení dané proměnné. Nejčastěji využívají model ARMA, který je smíšeným modelem, kdy složky vychází z principu kombinace procesů AR (autoregresivní modely) a MA (modely klouzavých průměrů).

Ve zprávě BMI Research z roku 2015 je mimo jiné uvedena SWOT analýza České republiky, konkrétně průmyslu vyrábějícího kovové výrobky. Mezi silné stránky zařazují, že jsme jedna ze zemí s nejnižšími výrobními náklady v Evropě či máme výbornou pozici pro dodávání do Německa. Ve slabých stránkách zmiňují nižší úroveň produktu, než byla v polovině 20. století, náchylnost na cenovou konkurenci ze zemí jako je Čína či

silnou závislost na poptávce Německa, kde je mírný ekonomický růst. Příležitostí pro ČR je růst domácí poptávky Německa po automobilech nebo jiných spotřebních výrobců z oceli, nebo zamítnutí dovozních cel USA na produkci výrobků z oceli z ČR. Mezi hrozbami uvádí pokles poptávky z důvodu zhoršující se situace v eurozóně či rostoucí mzdové náklady.

Dle výzkumu BMI česká produkce oceli vstupuje ze 40 % do strojírenství a výroby strojů, zbylá část dále po 20 % do stavebního, automobilového a jiného průmyslu.

České ocelárny čelí tlaku Číny, kdy export surové oceli z Číny v roce 2014 meziročně vzrostl o 50 % a dále se očekával další nárůst o 30 % v roce 2015. Nízké ceny Číny způsobily škody výrobcům v ČR a jiných evropských zemích, kdy během několika měsíců prudce stlačily globální ceny oceli. BMI předpokládá nárůst produkce ČR během let 2015 až 2019 o 1,3 % na úroveň 5,73 milion tun, kdy však očekávají velikost produkce země stále nižší, než byla v roce 2008 (6,39 milion tun). Obrázek č. 6 zobrazuje vývoj nabídky surové oceli Číny a v souvislosti s tím vývoj cen surové oceli (Czech Republic Metals Report, 2015).



Obr. 6: Nabídka surové oceli Číny, vývoj cen surové oceli

Zdroj: Czech Republic Metals Report, 2015, s. 10

Čeští výrobci reagují rostoucí úrovní inovací pro zvýšení konkurenceschopnosti na evropském a mezikontinentálním trhu. Největší český výrobce oceli ArcelorMittal Ostrava (dále jen AMO) investoval do výrobního zařízení přes 200 milionů Kč, kdy navrhl nové závitové tyče určené především pro stavebnictví. Velké množství projektů předpokládá nárůst exportu ocelových tyčí i na trhy s olejem a plynem. Dále AMO uvedl na trh nové zábradlí s antikorozivním povrchem. Export těchto výrobků z ČR se předpokládá na jiné evropské trhy, například do Belgie (Czech Republic Metals Report, 2015).

Tab. 2: Produkce a spotřeba oceli ČR

Table: Steel Production & Consumption (Czech Republic 2012-2019)								
	2012	2013	2014	2015f	2016f	2017f	2018f	2019f
Crude steel production, '000 tonnes	5,072.00	5,171.00	5,360.05	5,386.85	5,446.10	5,527.79	5,621.76	5,728.58
Crude steel production, tonnes, % y-o-y	-9.2	2.0	3.7	0.5	1.1	1.5	1.7	1.9
Apparent crude steel use, '000 tonnes	6,747.00	6,675.00	7,128.90	7,200.19	7,275.79	7,384.93	7,517.86	7,675.73
Apparent crude steel use, tonnes, % y-o-y	-3.4	-1.1	6.8	1.0	1.1	1.5	1.8	2.1

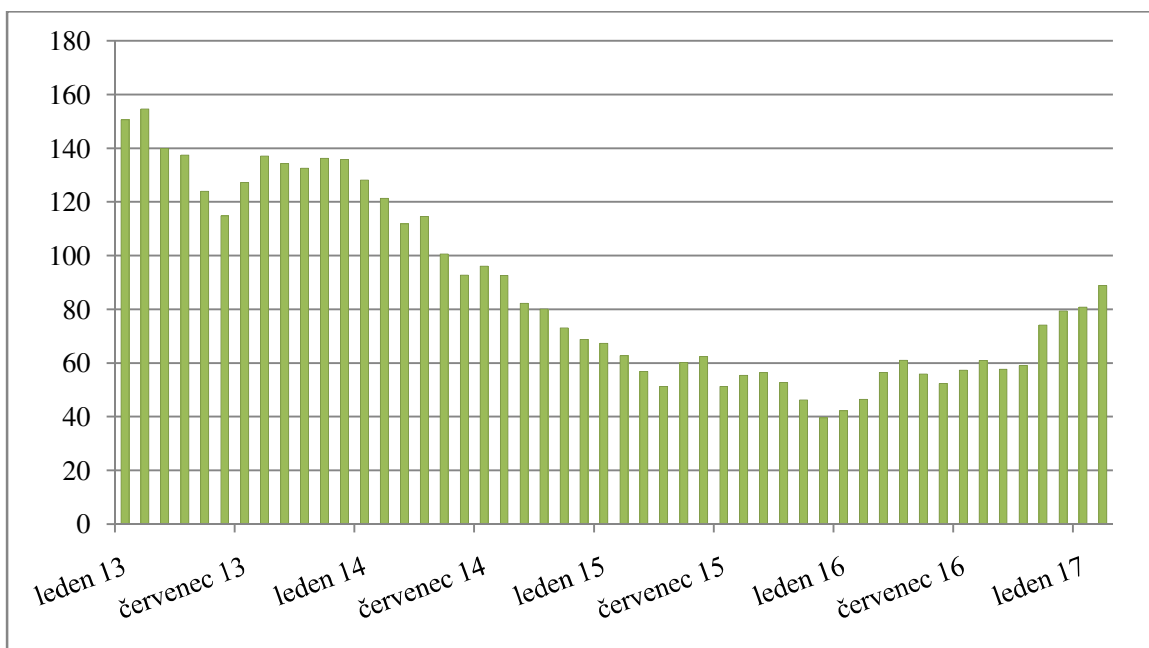
f = BMI forecast. Source: World Steel Association, BMI

Zdroj: Czech Republic Metals Report, 2015, s. 11

Tabulka č. 2 zobrazuje objem produkce a spotřeby surové oceli v letech 2012 až 2014, pro období 2015 až 2019 je uvedena předpověď BMI. v následujících letech se očekává pozvolný růst produkce i spotřeba surové oceli (Czech Republic Metals Report, 2015).

V lednu 2016 vydala ČTK na webu Průmysl.cz zprávu o poklesu české produkce oceli za rok 2015 o 2,9 %, na úroveň 5,26 milionů tun. Na trhu převyšovala nabídka oceli nad poptávkou, což vyvolalo pokles cen, které způsobily problémy mnoha ocelárnám. Vláda Číny se snaží eliminovat nadměrné výrobní kapacity se snahou podpořit ceny. Další články z ledna 2017 ČTK poskytují informace od asociace Hutnictví železa. Informují zde o vývoji za rok 2016, kdy produkce meziročně opět vzrostla. V tomto roce bylo vyrobeno více než 5,31 tun surové oceli.

Vývoj ceny oceli za období leden 2013 až únor 2017 zobrazuje obrázek č. 7. Po dlouhém poklesu cen je zde zjevný postupný nárůst cen v posledních měsících, což svědčí výrobcům oceli, jejich odběratelům, tedy podnikům zpracovávající ocel, náklady na vstupní materiál ovšem postupně stoupají.



Obr. 7: Vývoj cen oceli

Zdroj: vlastní zpracování z dat Steelonthenet.com,

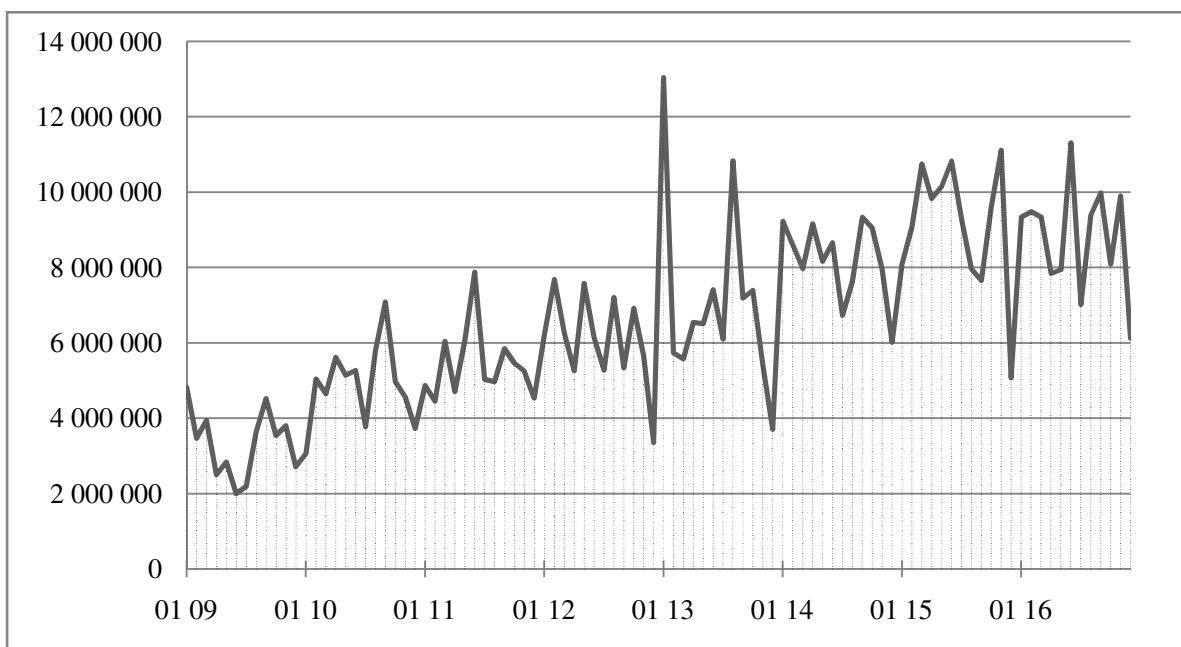
dostupné také z: <http://www.steelonthenet.com/commodity-prices.html>

3.2 Analýza celkových tržeb podniku

Následující kapitola se bude věnovat časové řadě celkových tržeb sledovaného střediska kovovýroby. Nejprve zde bude uvedena základní charakteristika dat a ukazatelů. Dále bude proveden test o existenci sezónnosti a data budou následně od sezónnosti očištěna, což poslouží k prognóze dalšího vývoje.

3.2.1 Charakteristika dat

Obrázek č. 8 zobrazuje vývoj tržeb střediska kovovýroby sledovaného podniku. Konkrétní hodnoty obrátu jsou uvedeny v příloze A této diplomové práce. Je zde patrný pravidelný každoroční pokles velikosti tržeb vždy v polovině a na konci každého roku.



Obr. 8: Vývoj měsíčních tržeb podniku v Kč za období let 2009 až 2016

Zdroj: vlastní zpracování

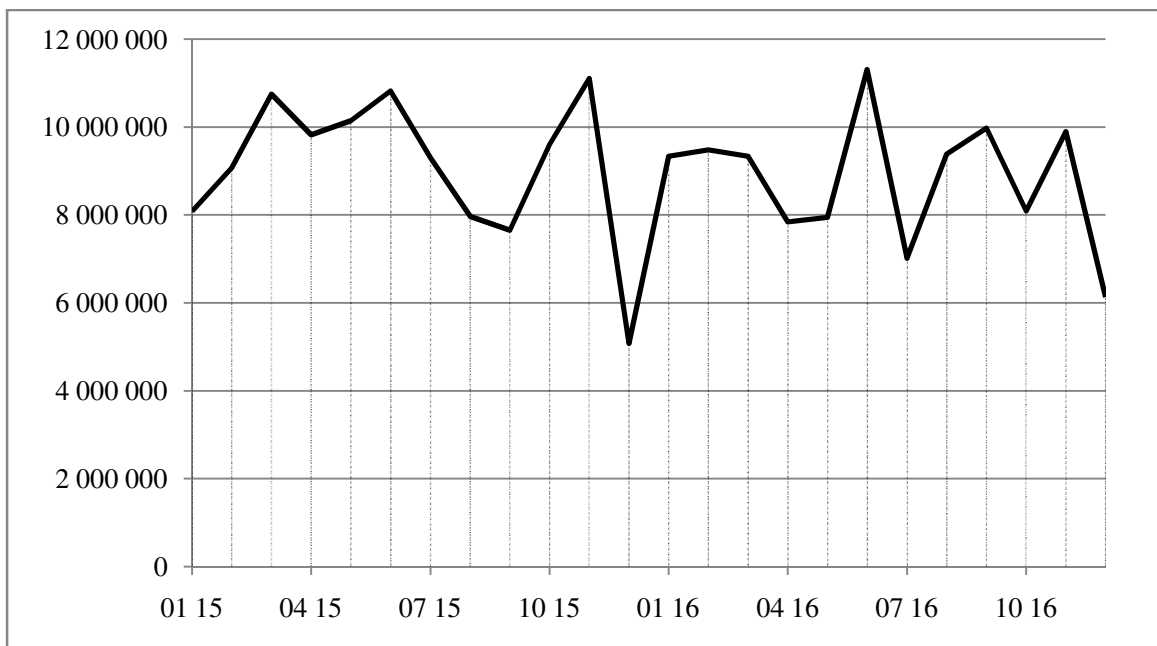
Nejvyšší hodnoty měsíční tržby bylo dosaženo v lednu 2013 s předchozím hlubokým poklesem v listopadu a prosinci 2012. Absolutní rozdíl tehdy činil téměř 10 mil. Kč.

Absolutní přírůstky tržeb zobrazuje příloha B této práce. Průměrný absolutní přírůstek tržeb je za období 2009 až 2016 ve výši **13 793 Kč**. Vypočítaného dle vztahu (49). Průměrná měsíční tržba za sledované období činí **6 618 197 Kč** (50). Za období posledních dvou let je průměrná měsíční tržba vyšší (51), téměř **9 mil. Kč**.

$$\bar{\Delta} = \frac{y_n - y_1}{n-1} = \frac{6\,123\,605,32 - 4\,813\,253,62}{96-1} = 13\,793,18 \quad (49)$$

$$\text{Průměrná měsíční tržba} = \frac{635\,346\,899,39}{96} = 6\,618\,197,- \quad (50)$$

$$\text{Průměrná měsíční tržba (poslední 2 roky)} = \frac{213\,995\,317,72}{24} = 8\,962\,347,- \quad (51)$$



Obr. 9: Vývoj tržeb podniku v Kč za období 2015 – 2016

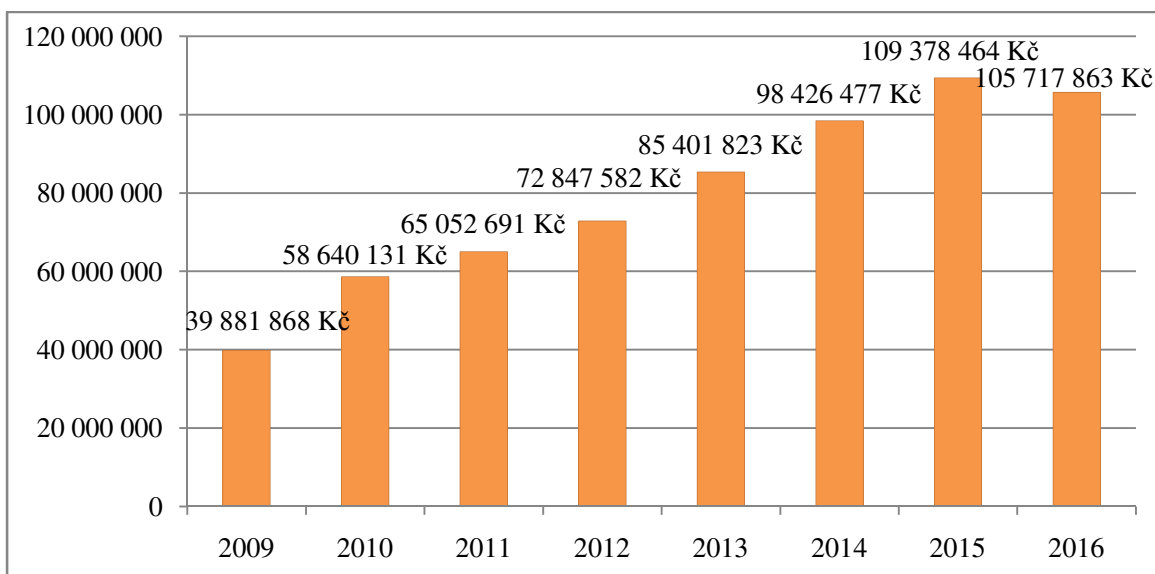
Zdroj: vlastní zpracování

Obrázek č. 9 zobrazuje vývoj tržeb v posledních dvou sledovaných letech 2015 až 2016. pro toto období byly vypočítány koeficienty růstu, tabulka č. 3. Průměrný koeficient růstu 0,988 značí mírný průměrný pokles hodnot tržeb o 1,2 %. V prosinci 2015 nastal největší pokles tržeb o 6 milionů Kč, které činily 45 % tržeb předchozího měsíce. Následoval největší meziměsíční nárůst o 84 % v lednu 2016. Bazické indexy zde porovnávají velikost tržeb vůči prvnímu sledovanému období, tedy k lednu 2015. Obecně lze říci, že v 70 % byly hodnoty tržeb vyšší než hodnoty základního období, ve 30 % nižší. Nejvíce lednové tržby roku 2015 převýšil červen 2016 a to o necelých 40 %. Nejmenší podíl tržeb k základnímu období byl v prosinci 2015, kdy jejich podíl činil 63 %.

Tab. 3: Koeficienty růstu tržeb podniku

Měsíc	yt	Koeficient růstu	Průměrný koeficient růstu	Bazické indexy
01/2015	8 081 283,74 Kč	-	0,988	1
02/2015	9 072 837,62 Kč	1,227		1,123
03/2015	10 746 152,57 Kč	1,184		1,330
04/2015	9 823 427,68 Kč	0,914		1,216
05/2015	10 146 322,93 Kč	1,033		1,256
06/2015	10 822 004,11 Kč	1,067		1,339
07/2015	9 294 337,81 Kč	0,859		1,150
08/2015	7 960 460,11 Kč	0,856		0,985
09/2015	7 652 256,03 Kč	0,961		0,947
10/2015	9 602 147,46 Kč	1,255		1,188
11/2015	11 107 055,89 Kč	1,157		1,374
12/2015	5 070 177,87 Kč	0,456		0,627
01/2016	9 335 504,21 Kč	1,841	1,155	
02/2016	9 481 370,55 Kč	1,016	1,173	
03/2016	9 331 184,80 Kč	0,984	1,155	
04/2016	7 841 313,65 Kč	0,840	0,970	
05/2016	7 942 904,56 Kč	1,013	0,983	
06/2016	11 309 000,96 Kč	1,424	1,399	
07/2016	7 011 489,89 Kč	0,620	0,868	
08/2016	9 384 804,19 Kč	1,338	1,161	
09/2016	9 977 350,91 Kč	1,063	1,235	
10/2016	8 087 569,39 Kč	0,811	1,001	
11/2016	9 891 764,99 Kč	1,223	1,224	
12/2016	6 123 605,32 Kč	0,619	0,758	

Zdroj: vlastní zpracování



Obr. 10: Vývoj ročních tržeb podniku v Kč v letech 2009 až 2016

Zdroj: vlastní zpracování

Na obrázku č. 10 můžete vidět sumarizovaný vývoj ročních hodnot tržeb podniku. V průběhu sledovaného období let 2009 až 2016 tržby neustále každoročně rostly, s výjimkou posledního sledovaného období, kdy tržby oproti roku předcházejícímu klesly o 3 %. V roce 2016 však byly tržby podniku více než 2,6 krát vyšší než v roce 2009. V absolutním vyjádření o téměř 66 mil. Kč. Hodnoty tržeb a jejich porovnání s ostatními roky sledovaného období zobrazuje tabulka č. 4. Jak již bylo řečeno, hodnoty meziročně rostly, kromě roku 2016. Největší meziroční růst nastal v roce 2013, a to o 17 %. Průměrný koeficient růstu činil 1,149, což značí průměrný meziroční růst tržeb podniku za období 2009 – 2016 o 15 %.

Tab. 4: Roční tržby, koeficienty růstu, bazické indexy

Rok	Celkové tržby	Koeficient růstu	Průměrný koeficient růstu	Bazické indexy
2009	39 881 868 Kč	-	1,1494	1
2010	58 640 131 Kč	1,470		1,470
2011	65 052 691 Kč	1,109		1,631
2012	72 847 582 Kč	1,120		1,827
2013	85 401 823 Kč	1,172		2,141
2014	98 426 477 Kč	1,153		2,468
2015	109 378 464 Kč	1,111		2,743
2016	105 717 863 Kč	0,967		2,651

Zdroj: vlastní zpracování

Jeden z mnoha faktorů, který tržby podniku ovlivňuje, je cena vstupního materiálu. Pokud ceny surové oceli porostou, budou se zvyšovat náklady podniku, což se promítne i do cen konečného zákazníka. Ten může reagovat snížením objemu objednávek a v konečném důsledku pak tedy podniku vznikají menší tržby.

Pomocí korelační analýzy je možné zjistit závislost vývoje tržeb na cenách oceli. Hodnoty tržeb a ceny surové oceli byly zadány do programu Statgraphics a zjištěna hodnota korelačního koeficientu, tedy míry závislosti obou sledovaných veličin, viz vzorec (52), který svědčí pro slabou nepřímou lineární závislost.

$$r_{yx} = -0,3389 \quad (52)$$

Test hypotézy o nulové hodnotě korelačního koeficientu prokáže závislost či nezávislost sledovaných veličin. H_0 předpokládá lineární nezávislost, alternativní hypotéza svědčí pro závislost veličin.

$$1) H_0: \rho_{yx} = 0 \quad H_1: \text{non } H_0 \quad (53)$$

Testovým kritériem je zde statistika t , která má při platnosti H_0 rozdělení t s $(n-2)$ stupni volnosti. Kritický obor W znázorňuje obecně rovnice (55), v konkrétním případě (56), testujeme při hladině významnosti 5 %. Měsíční ceny surové oceli známe za období let 2013 až 2016, což znamená $n = 48$ měsíců.

$$2) t = \frac{r_{yx} \cdot \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{yx}^2}} \quad (54)$$

$$3) W \equiv \{t; t \leq t_{0,025}(46) \cup t \geq t_{0,975}(46)\} \quad (55)$$

$$W \equiv \{t; t \leq -2,0129 \cup t \geq 2,0129\} \quad (56)$$

$$4) t = \frac{-0,3389}{\sqrt{1-(-0,3389)^2}} * \sqrt{46} = -2,59678 \quad P - \text{Value} = 0,0185 \quad (57)$$

$$5) t \in W \rightarrow \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1$$

Podle hodnoty testového kritéria a hodnoty P-Value zamítáme nulovou hypotézu a přijímáme hypotézu alternativní. Na hladině významnosti 5 % jsme prokázali **slabou nepřímou lineární závislost** mezi vývojem tržeb podniku a světových cen surové oceli.

3.2.2 Test sezónnosti

Pro posouzení, zda se v časové řadě údajů o měsíčních tržbách v letech 2009 až 2016 vyskytuje sezónní kolísání, použijeme test sezónnosti. Nulová hypotéza H_0 předpokládá, že sezónnost v časové řadě význam nemá, alternativní hypotéza svědčí pro existenci sezónnosti.

$$1) H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = 0 \quad (58)$$

$$H_1: \text{non } H_0 \quad (59)$$

Hypotézu následně otestujeme pomocí statistiky F , vzorec (60),

$$2) F = \frac{m \sum_{j=1}^r (\bar{y}_j - \bar{y})^2}{(r-1)\sigma^2}, \quad (60)$$

kde F statistika má počet $(r-1)$ a $(r-1)(m-1)$ stupňů volnosti, zde použijeme statistiku F pro 11 a 77 stupňů volnosti. Kritickým oborem W , vzorec (61), jsou zde pro daný počet stupňů volnosti při hladině významnosti $\alpha = 5\%$ hodnoty $F \geq 1,915$, vzorec (62).

$$3) W \equiv \{F; F \geq F_{0,95}(11; 77)\} \quad (61)$$

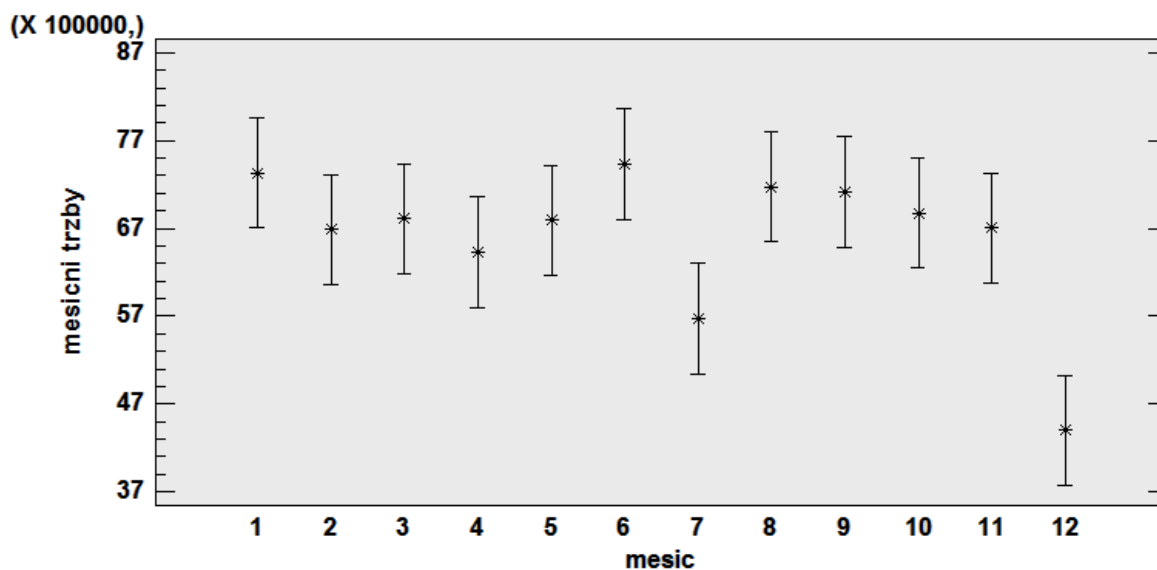
$$W \equiv \{F; F \geq 1,915\} \quad (62)$$

$$4) F = 3,53 \quad \text{P-Value} = 0,0005 \quad (64)$$

$$5) F \in W \rightarrow \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1$$

Pomocí analýzy rozptylu v programu Statgraphics určíme velikost statistiky F (64), a tedy významnosti sezónnosti v časové řadě. Hodnota P-Value svědčí pro zamítnutí nulové hypotézy a přijmutí hypotézy alternativní. Test potvrdil existenci sezónnosti a má tedy smysl předpokládat časovou řadu se sezónními výkyvy a očišťovat ji od sezónnosti.

Průměrné měsíční tržby za období 2009 až 2016 zobrazuje obrázek č. 11. V průměru dosahuje podnik nejvyšších tržeb v lednu a červnu, naopak nejnižší tržby jsou v červenci a prosinci. Důvodem pravidelného poklesu v červenci může být existence celozávodních dovolených zákaznických podniků. Ačkoliv sám sledovaný podnik celozávodní dovolenou nedodržuje, během července je průběžně u několika zákazníků vyhlášená celozávodní dovolená. V poklesu tržeb v prosinci má jistě velkou roli nižší počet kalendářních dní.



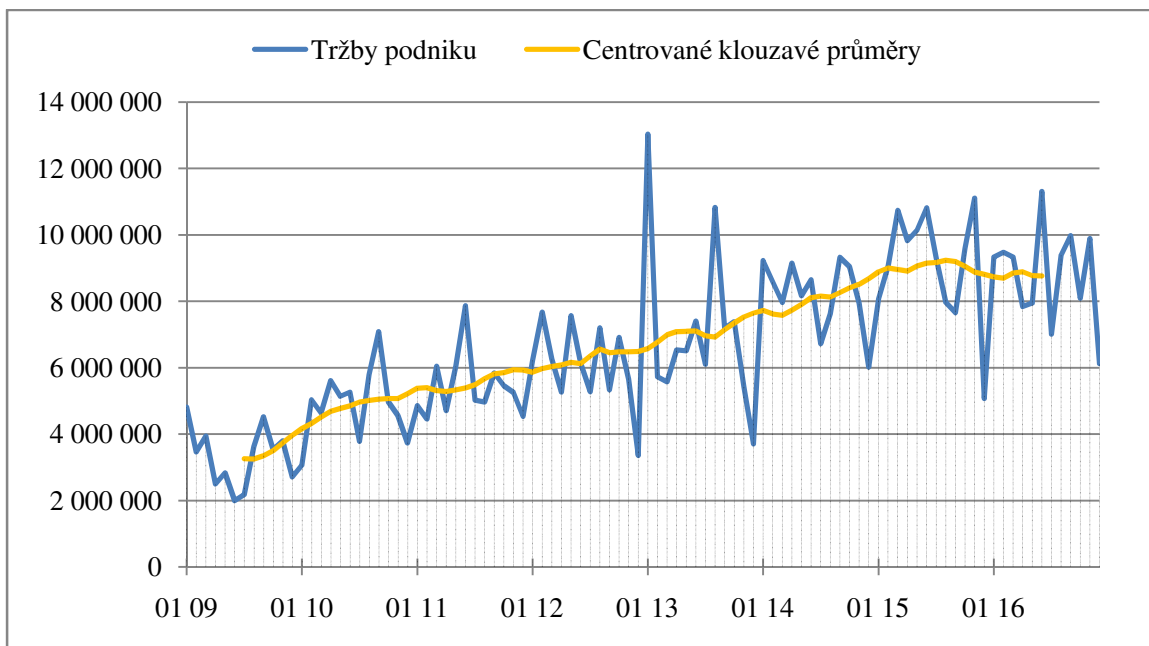
Obr. 11: Průměrné měsíční tržby

Zdroj: vlastní zpracování v programu Statgraphics

3.2.3 Sezonní očištění

Při sezónním očišťování je nutné nejprve vyrovnat časovou řadu vhodnými klouzavými průměry nebo pomocí trendové funkce. Pro hodnoty tržeb podniku bylo určeno, že se jedná o model konstantní sezónnosti (aditivní model), neboť sezónní výkyvy jsou rok od roku přibližně stejné a nejsou ovlivněny vývojovými změnami charakteru trendové složky.

Při výpočtu klouzavých průměrů je prvořadě určit délku klouzavé části, která je u periodických časových řad rovna periodě sezónních výkyvů. V našem případě je délka klouzavého období 12 měsíců. Jelikož je to sudé číslo, je nutné použít centrované klouzavé průměry, neboť střední body klouzavé části nejsou celá čísla a nemůžeme tedy přímo přiřadit k empirickým pozorováním hodnoty příslušných klouzavých průměrů. Centrované klouzavé průměry vypočítáme aritmetickým průměrem prostých klouzavých průměrů, jež jsou přiřazeny střednímu bodu období, který není celočíselný. Ze samotného principu výpočtu dochází k tomu, že pro několik prvních a posledních hodnot nelze určit klouzavý průměr. Vypočtené centrované průměry a sezónní rozdíly jsou uvedeny v příloze C této práce a graficky znázorněné na obrázku č. 12.



Obr. 12: Klouzavé průměry tržeb v podniku v Kč za období 2009 až 2016
Zdroj: vlastní zpracování

Aritmetickým průměrem vypočteme průměrné sezónní rozdíly, uvedené v tabulce č. 5. Součet rozdílů během roku musí být roven nule, což vyjadřuje kompenzaci sezónních výkyvů během jednoho roku. V našem případě nastal součet průměrných sezónních rozdílů ve velikosti 284 019,39 Kč, proto je nutné standardizovat hodnoty v jednotlivých měsících na rozdílové sezónní faktory odečtením poměrné velikosti této částky, tedy 1/12, viz vzorec (65)

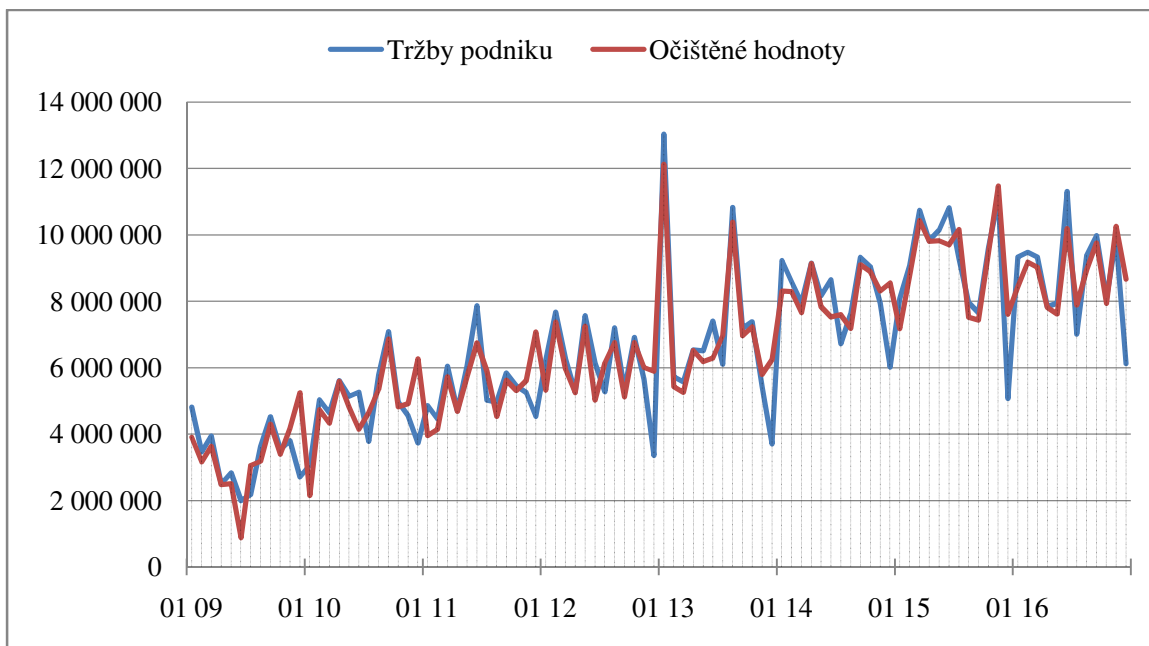
$$\frac{284\,019,39}{12} = 23\,668,283 \quad (65)$$

Tab. 5: Sezónní rozdílly, rozdílové faktory

Měsíc	Průměrné sezónní rozdílly	Rozdílové sezónní faktory
leden	930 656,72	906 988,44
únor	325 973,36	302 305,07
březen	333 155,56	309 487,28
duben	42 092,23	18 423,95
květen	347 889,79	324 221,51
červen	1 140 567,79	1 116 899,50
červenec	-850 888,47	-874 556,75
srpen	460 647,71	436 979,43
září	241 858,26	218 189,97
říjen	174 169,70	150 501,42
listopad	-342 991,63	-366 659,91
prosinec	-2 519 111,62	-2 542 779,90
Celkem	284 019,39	0,00

Zdroj: vlastní zpracování

Hodnoty uvedené v tabulce č. 5 pak tedy značí, o kolik se hodnoty v daný měsíc průměrně vyskytují pod či nad dlouhodobým normálem. Tržeb pod dlouhodobým normálem podnik dosahuje v ¼ roku, tj. v červenci, listopadu a v prosinci. Naopak v červnu je hodnota nejvíce nadprůměrná a dosahuje více než 1 mil. Kč nad dlouhodobý normál. Nejnižší hodnoty jsou v prosinci, průměrně více než 2,5 milionu Kč pod dlouhodobým normálem. Nejbliže průměru je duben se svými tržbami ve velikosti více než 18 tisíc korun nad dlouhodobým normálem. Očištěné hodnoty časové řady tržeb podniku za sledované období jsou součástí tabulky v příloze C a vznikají odečtením (pokud je sezónní rozdíl kladný) nebo přičtením (pokud je sezónní rozdíl záporný) k empirickým hodnotám tržeb daného měsíce roku. Obrázek č. 13 zobrazuje původní hodnoty tržeb, a velikost tržeb sledovaného podniku za období 2009 až 2016 po sezónním očištění.



Obr. 13: Očištěné hodnoty tržeb podniku v Kč za období 2009 až 2016

Zdroj: vlastní zpracování

3.2.4 Prognóza dalšího vývoje

Pro předpovědi časových řad se sezónní složkou se používá následující postup. Nejprve je nutné kvantifikovat sezónní výkyvy pomocí rozdílových sezónních faktorů, nebo indexních sezónních faktorů, podle toho, zda se jedná o aditivní či multiplikační model. U aditivního modelu se používají rozdílové sezónní faktory a v případě multiplikačního modelu indexní sezónní faktory. Následně se časová řada očistí od sezónních výkyvů a pro takto očištěná data je třeba najít vhodnou trendovou funkci, na závěr se provede extrapolace na požadované období. V neposlední řadě je nutné vrátit do modelu sezónnost buď přičtením příslušného rozdílového sezónního faktoru, v případě aditivního modelu, nebo se hodnota předpovědi vynásobí příslušným sezónním indexním faktorem, u multiplikačního modelu.

V předchozí kapitole byla data od sezónnosti očištěna a následuje tedy nalezení vhodné trendové funkce. Tabulka č. 6 obsahuje srovnání vybraných typů trendových funkcí, jejich rovnice pro časovou řadu tržeb podniku a jejich vhodnost vyjádřenou pomocí indexu determinace.

Tab. 6: Srovnání trendových funkcí

Typ funkce	Rovnice	Statistika F	Index determinace
lineární	$\hat{T}_t = 3\,308\,410 + 68\,243,1 * t$	F = 235,77	R ² = 71,5 %
logaritmická	$\hat{T}_t = -314\,021 + 1\,926\,850 * \ln t$	F = 160,06	R ² = 63 %
exponenciální	$\hat{T}_t = \exp(15,058 + 0,118932 * t)$	F = 175,33	R ² = 65,1 %

Zdroj: vlastní zpracování v programu Statgraphics

Z grafické subjektivní analýzy vývoje tržeb byly pro porovnání vybrány tři funkce, lineární, logaritmická a exponenciální. v prognóze vývoje bude dále použita lineární funkce (66), a to z důvodu vysoké spolehlivosti, kdy přímka popisuje více než 71 % variability hodnot tržeb podniku.

$$\hat{T}_t = 3\,308\,410 + 68\,243,1 * t \quad (66)$$

Dále se práce zabývá ověřením vhodnosti použití lineární funkce pro vyrovnávání časové řady. Nejprve se testuje statistická významnost parametrů funkce.

$$H_0: \alpha_0 = 0 \text{ (parametr } \alpha_0 \text{ není statisticky významný)} \quad (67)$$

$$H_1: \alpha_0 \neq 0 \quad (68)$$

$$t = 13,3266 \quad (69)$$

$$P\text{-Value} = 0 < \alpha \dots \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (70)$$

$$H_0: \alpha_1 = 0 \text{ (parametr } \alpha_1 \text{ není statisticky významný)} \quad (71)$$

$$H_1: \alpha_1 \neq 0 \quad (72)$$

$$t = 15,3549 \quad (73)$$

$$P\text{-Value} = 0 < \alpha \dots \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (74)$$

Z testů vyplývá, že oba parametry funkce jsou na hladině významnosti 5 % statisticky významné. Dále se provede celkový F-test.

$$H_0: \alpha_0 = c, \alpha_1 = 0 \text{ (trendová přímka NENÍ vhodná pro popis hodnot časové řady)} \quad (75)$$

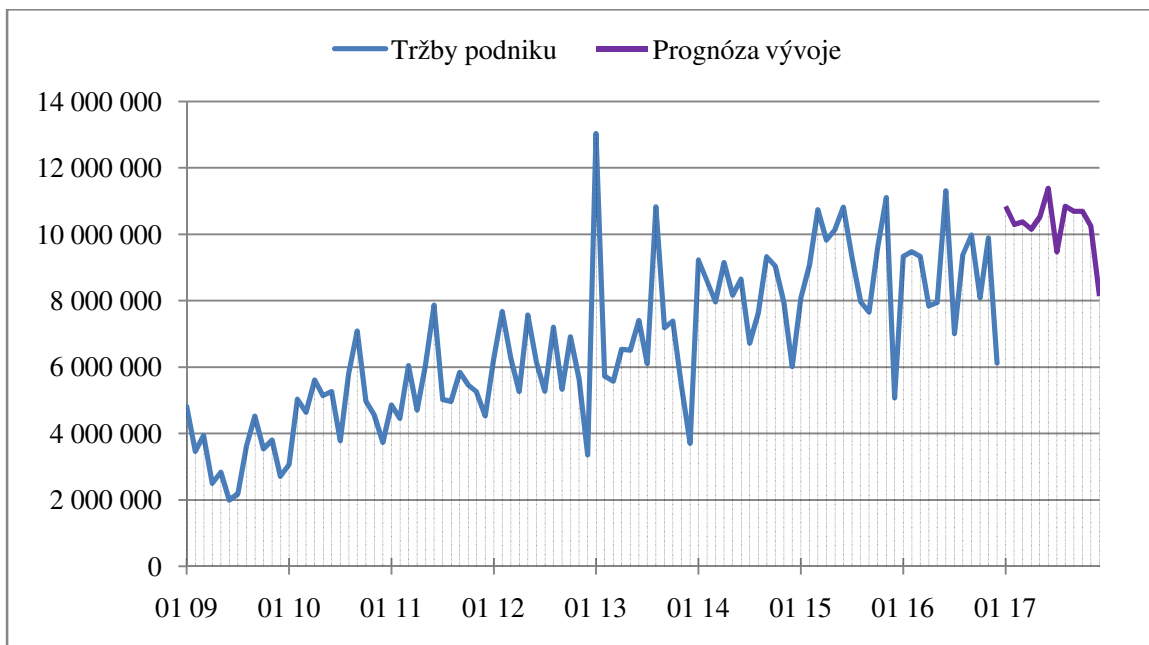
$$H_1: \text{non } H_0 \quad (76)$$

$$F = 235,77 \quad (77)$$

$$P\text{-Value} = 0 < \alpha \dots \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (78)$$

Celkový test potvrdil, že přímka je vhodná pro vyrovnávání časové řady tržeb podniku, uvažujeme-li opět 5% hladinu významnosti.

Obrázek č. 14 zobrazuje vývoj tržeb a prognózu vývoje, která byla vytvořena přičtením sezónních faktorů k hodnotám lineární trendové funkce, jež nejlépe vystihuje průběh hodnot očištěných od sezónních výkyvů.



Obr. 14: Prognóza vývoje tržeb v KČ na rok 2017

Zdroj: vlastní zpracování

Hodnoty funkce, sezónní faktory a předpokládané hodnoty tržeb pro jednotlivé měsíce roku 2017 shrnuje tabulka č. 7.

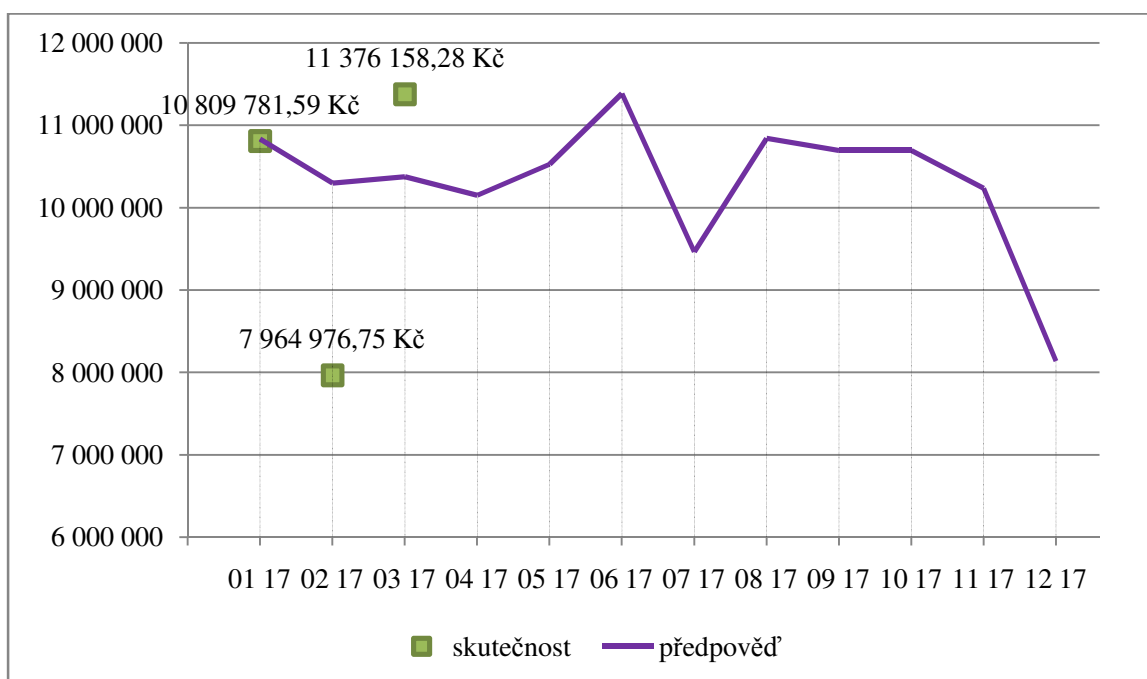
Tab. 7: Předpokládaný vývoj v roce 2017

Měsíc	Hodnoty funkce	Sezónní faktory	Předpověď
01 17	9 927 990,70	906 988,44	10 834 979,14
02 17	9 996 233,80	302 305,07	10 298 538,87
03 17	10 064 476,90	309 487,28	10 373 964,18
04 17	10 132 720,00	18 423,95	10 151 143,95
05 17	10 200 963,10	324 221,51	10 525 184,61
06 17	10 269 206,20	1 116 899,50	11 386 105,70
07 17	10 337 449,30	-874 556,75	9 462 892,55
08 17	10 405 692,40	436 979,43	10 842 671,83
09 17	10 473 935,50	218 189,97	10 692 125,47
10 17	10 542 178,60	150 501,42	10 692 680,02
11 17	10 610 421,70	-366 659,91	10 243 761,79
12 17	10 678 664,80	-2 542 779,90	8 135 884,90
Celkem	-	0,00	123 639 933,01

Zdroj: vlastní zpracování

Pro rok 2017 se tedy v podniku předpokládají tržby ve většině měsíců převyšující hodnotu 10 mil. Kč měsíčně s pravidelným značným poklesem v prosinci. Opět v červnu by měly tržby dosáhnout nejvyšší úrovně, ve výši přesahující 11 mil. Kč. U celkových tržeb za rok 2017 se pak předpokládá značný nárůst na více než **123 mil. Kč**, pokud se trend vývoje tržeb nezmění. V roce 2015 byly celkové tržby ve výši 109 mil. Kč a v roce 2016 pouze necelých 106 mil. Kč.

V průběhu práce bylo možné získat aktuální informace ze sledovaného podniku. Pro zajímavost je zde na obrázku č. 15 uvedeno porovnání tržeb odhadnutých prognózami a hodnot skutečných tržeb podniku za leden až březen 2017. V lednu hodnota tržeb byla o pouhých 30 tisíc nižší, než bylo předpokládáno prognózami. Měsíční tržby v lednu dosáhly mnohem nižší hodnoty, než uváděla prognóza vývoje, rozdíl byl 2,3 mil. Kč. Naproti tomu březen přinesl tržby o více než 1 mil. Kč vyšší. Z informací ze sledovaného podniku víme, že u zákazníků nenastaly v tomto období žádné neobvyklé události, které by měly zásadně měnit velikost tržeb, proto se vývoj skutečných hodnot dá považovat za obvyklý.



Obr. 15: Porovnání skutečných a předpokládaných tržeb v Kč v roce 2017

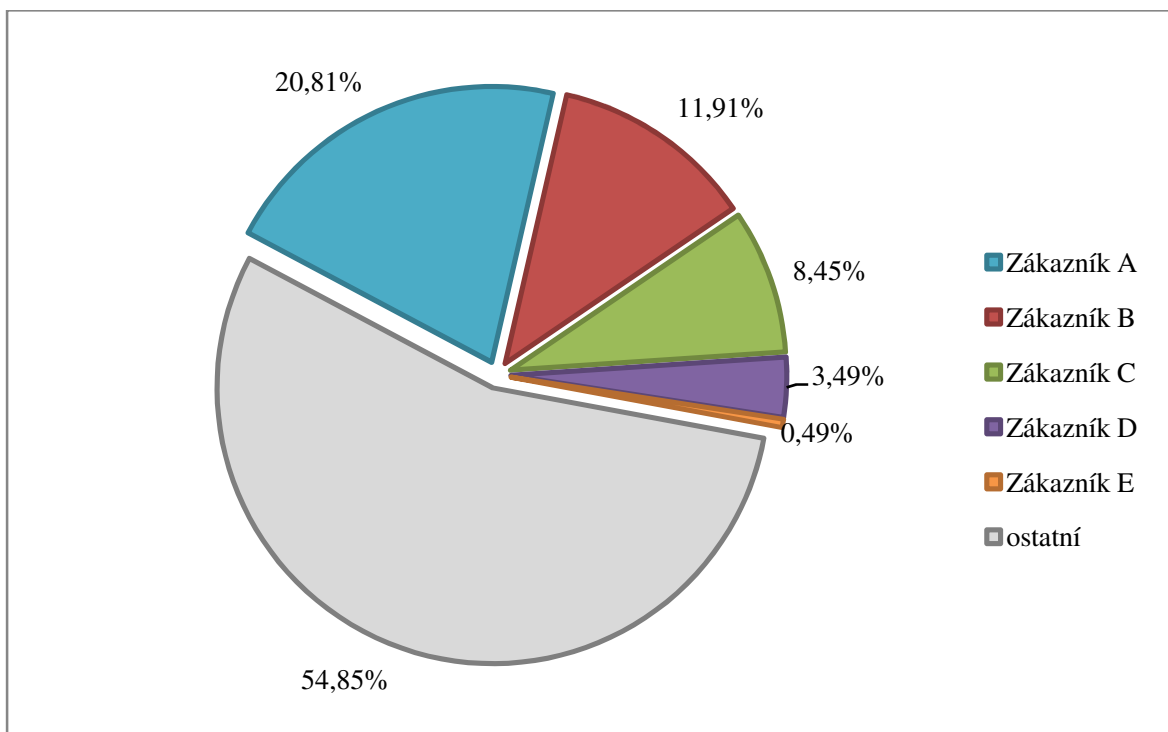
Zdroj: vlastní zpracování

3.3 Analýza nejvýznamnějších zákazníků

Jak již bylo zmíněno výše, podnik zajišťuje výrobu pro široké spektrum zákazníků, během sledovaného období měl přes 700 různých zákazníků, měsíčně se jejich počet pohybuje kolem devadesáti.

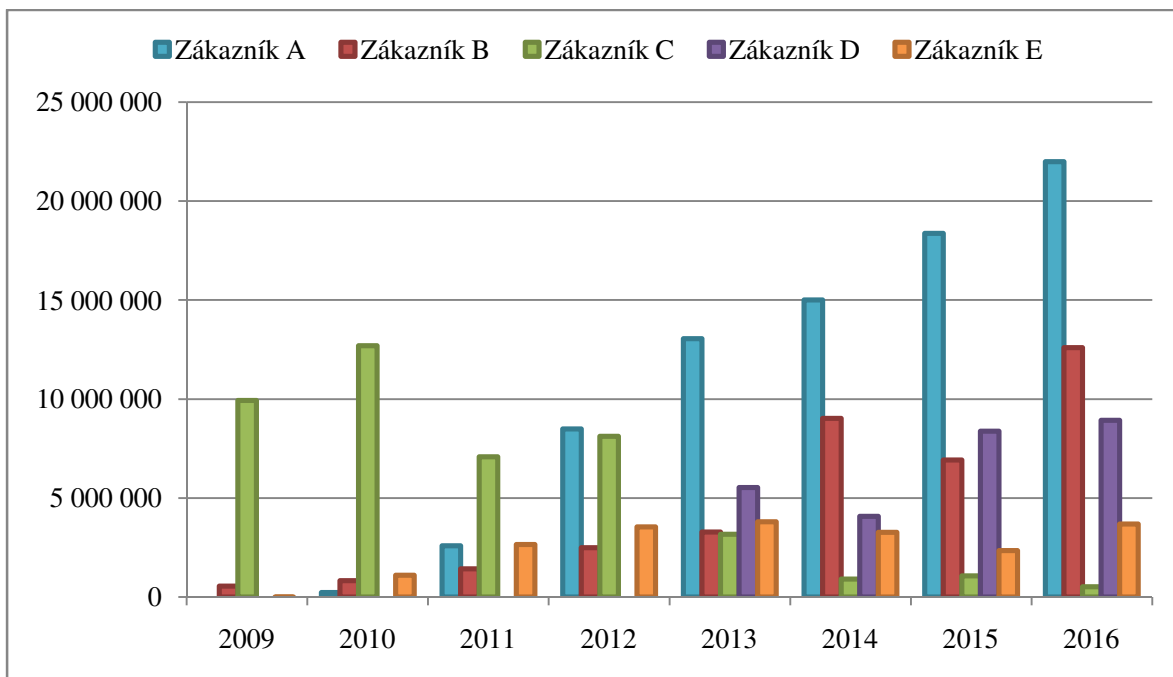
Následující kapitola obsahuje analýzu pěti zákazníků, kteří mají největší podíl na tržbách sledovaného podniku (45 % z celkových tržeb). Výběr probíhal ze součtu celkových tržeb za zákazníka a vybráno bylo pouze 5 prvních zákazníků s největším podílem na celkových tržbách podniku. Podíl jednotlivých zákazníků na celkových tržbách za rok 2016 zobrazuje obrázek č. 16. Jak je zřejmé z grafu, zákazník A měl téměř 21 % podíl na celkových tržbách sledovaného podniku, zákazník B necelých 12 %, zákazník C 8 %, zákazník D téměř 4 %, zákazník E 0,5 % a **ostatní zákazníci** podniku přinesli **55 %** celkových tržeb.

Vysvětlením takto vysokého podílu velké skupiny drobných zákazníků je skutečnost, že podnik provozuje zakázkovou výrobu pro široké spektrum zákazníků od jednotlivců (fyzických osob) až k středně velkým podnikům, a téměř kdokoliv může přijít požadavkem na výrobu i kusových zakázek.



Obr. 16: Podíl zákazníků na tržbách za rok 2016

Zdroj: vlastní zpracování

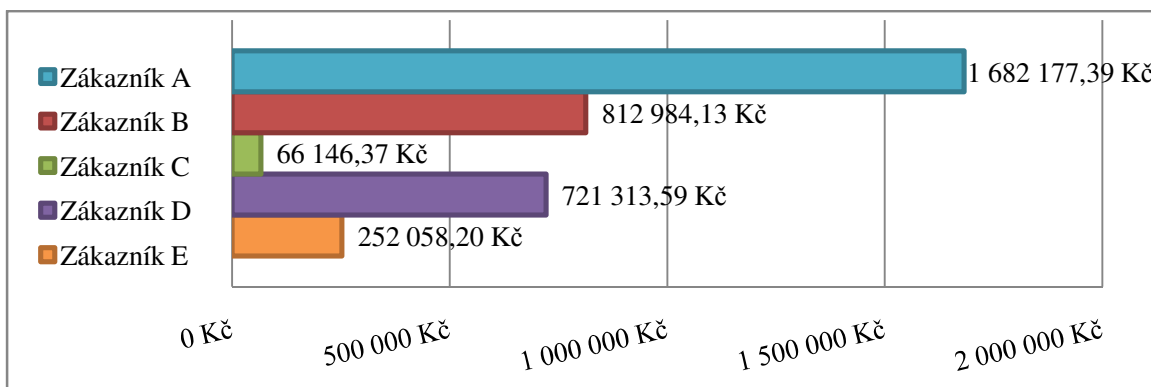


Obr. 17: Porovnání tržeb za jednotlivé zákazníky v Kč za období 2009 až 2016

Zdroj: vlastní zpracování

Obrázek č. 17 zobrazuje součty celkových tržeb za zákazníka v průběhu jednotlivých let sledovaného období 2009 až 2016. v grafu je vidět patrná změna struktury zákazníků. Zatímco tržby u zákazníka A a B v průběhu sledovaného období výrazně rostou, u zákazníka C je znatelný pokles tržeb, jenž je způsoben především problémy a následnou transformací podniku C.

Z obrázku č. 18 můžeme vidět, že pokud bychom porovnávali zákazníky dle průměrných měsíčních získaných tržeb za poslední dva sledované roky, pak by pořadí podniků bylo odlišné.

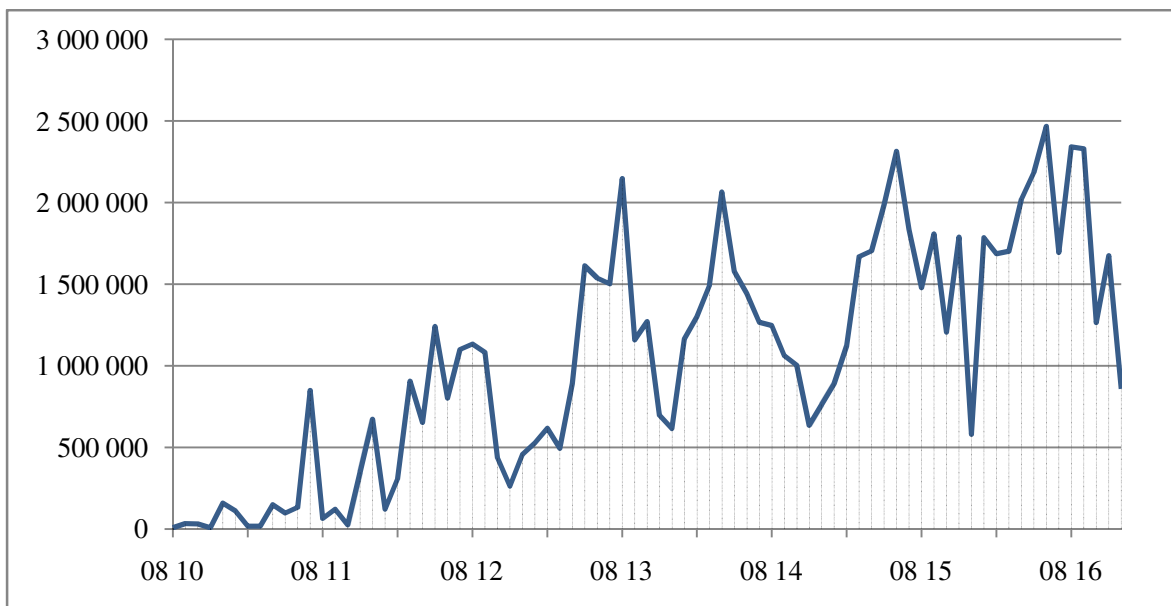


Obr. 18: Porovnání průměrných měsíčních tržeb za zákazníka v období 2015 až 2016

Zdroj: vlastní zpracování

3.3.1 Zákazník A

Sledovaný podnik spolupracuje se zákazníkem a již od srpna 2010 a jedná se o českého výrobce zemědělské techniky. Vývoj měsíčních tržeb u zákazníka a zobrazuje obrázek č. 19. Průměrná měsíční tržba za sledované období dosahuje velikosti **1 035 718,91 Kč**.



Obr. 19: Vývoj tržeb v Kč u zákazníka A
Zdroj: vlastní zpracování

Test sezónnosti

Test sezónnosti slouží k posouzení, zda v časové řadě měsíčních tržeb získaných od zákazníka A má vliv sezónní kolísání. Nulová hypotéza (79) tvrdí, že sezónnost v časové řadě není významná. Alternativní hypotéza (80) svědčí pro existenci sezónnosti. Testovým kritériem je statistika F (81).

$$1) H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = 0 \quad (79)$$

$$H_1: \text{non } H_0 \quad (80)$$

$$2) F = \frac{m \sum_{j=1}^r (\bar{y}_j - \bar{y})^2}{(r-1)\sigma^2}, \quad (81)$$

$$3) W \equiv \{F; F \geq F_{0,95}(11; 55)\} \quad (82)$$

$$W \equiv \{F; F \geq 1,9675\} \quad (83)$$

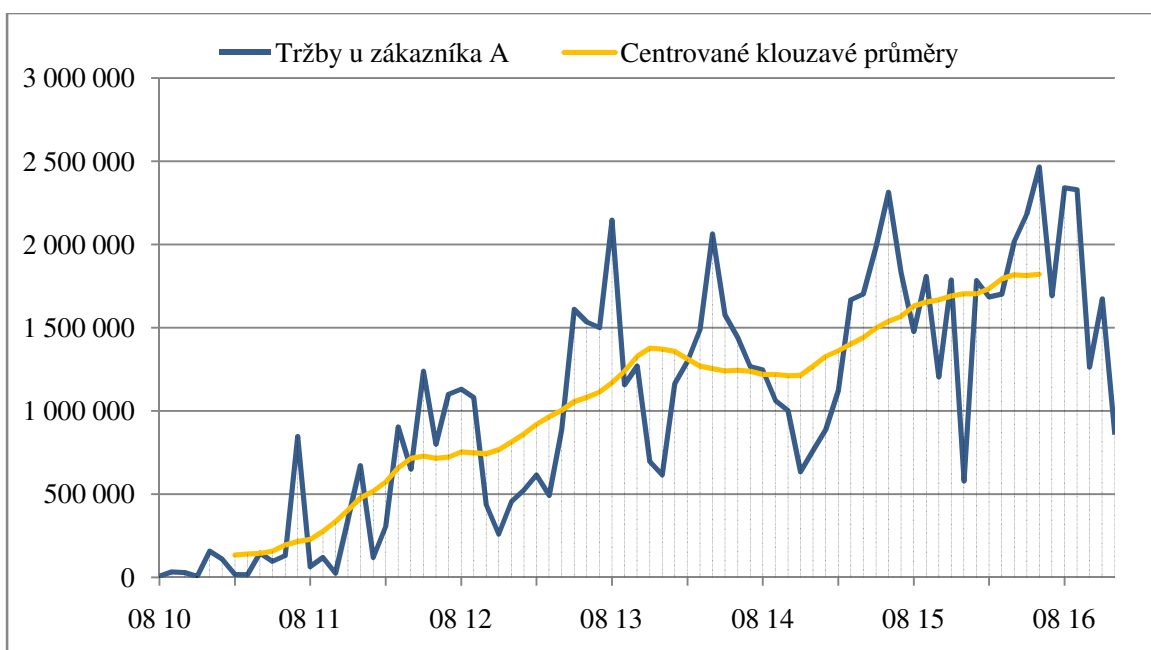
$$4) F = 3,88 \quad \text{P-Value} = 0,003 \quad (84)$$

$$5) F \in W \rightarrow \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1$$

Na hladině významnosti 5 % test prokázal vliv sezónnosti na velikost tržeb od zákazníka A. Což je především z důvodu oblasti činnosti podniku. Jak bylo zmíněno výše, podnik vyrábí zemědělskou techniku, a proto jsou tržby u zákazníka A nejvyšší v letním období. Navazujícím postupem je nutné tato data očistit a provést prognózu dalšího vývoje.

Očištění časové řady od sezónních vlivů

Nejprve se provede vyrovnaní časové řady vhodnými klouzavými průměry. V našem případě použijeme centrované klouzavé průměry, neboť délka klouzavé části je 12 měsíců. Bylo stanoveno, že se jedná o aditivní model sezónnosti, jelikož se rozdíly v průběhu trendu sledovaného období neztěšují. Vypočítané centrované klouzavé průměry a sezónní rozdíly u tržeb zákazníka A obsahuje příloha D této práce. Obrázek č. 20 graficky zobrazuje tržby u zákazníka A, dále centrované klouzavé průměry pro jednotlivé klouzavé části ve velikosti 12 měsíců.



Obr. 20: Centrované klouzavé průměry hodnot tržeb u zákazníka A v Kč za období 08/10 až 12/16
Zdroj: vlastní zpracování

Průměrné sezónní rozdíly uvedené v tabulce č. 8 se vypočítají jako aritmetický průměr sezónních rozdíků, uvedených v příloze D. Aby byly sezónní výkyvy v průběhu roku vyrovnané, musí být součet sezónních rozdíků roven nule, což se provede přepočtem na průměrné sezónní faktory. V našem případě nastal součet průměrných sezónních rozdíků

ve velikosti -79 277,89 Kč. Pro úpravu na průměrné sezónní faktory je nutné odečíst poměrnou část jedné dvanáctiny ve velikosti **-6 606,49 Kč**, viz vzorec (85).

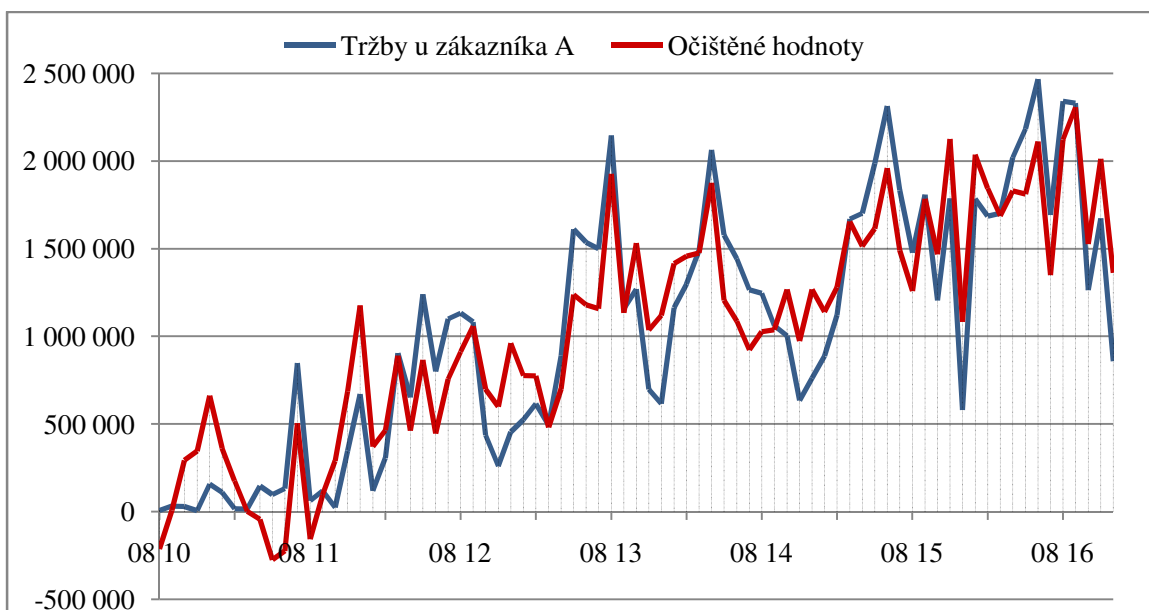
$$\frac{-79\,277,89}{12} = -6\,606,49 \quad (85)$$

Tab. 8: Průměrné sezónní rozdíly a faktory tržeb u zákazníka A

Měsíc	Průměrné sezónní rozdíly	Průměrné sezónní faktory
leden	-258 240,28	-251 633,79
únor	-165 623,03	-159 016,54
březen	7 041,36	13 647,85
duben	182 660,81	189 267,31
květen	366 434,87	373 041,36
červen	348 960,50	355 567,00
červenec	336 462,40	343 068,90
srpen	212 703,09	219 309,58
září	17 419,09	24 025,58
říjen	-270 226,48	-263 619,99
listopad	-345 671,08	-339 064,59
prosinec	-511 199,14	-504 592,65
Celkem	-79 277,89	0

Zdroj: vlastní zpracování

Hodnoty průměrných sezónních faktorů v tabulce č. 8 vyjadřují, o kolik se měsíční hodnoty průměrně pohybují nad či pod dlouhodobým normálem. V období března až září jsou hodnoty tržeb od zákazníka A nad dlouhodobým normálem, pod dlouhodobým normálem je období od října do února. V květnu jsou tržby nejvyšší, 373 tisíc Kč nad dlouhodobým normálem. Nejnižší hodnoty jsou v prosinci, půl milionu pod dlouhodobým normálem. Sezónně očištěné hodnoty tržeb u zákazníka a jsou součástí přílohy D, jež vznikly úpravou empirických dat o hodnoty průměrných sezónních faktorů. Na obrázku č. 21 je zobrazeno porovnání původních hodnot tržeb od zákazníka A a týchž hodnot od sezónnosti očištěných.



Obr. 21: Očištěné hodnoty tržeb u zákazníka A v Kč

Zdroj: vlastní zpracování

Prognóza dalšího vývoje

Aby bylo možné určit předpověď hodnot na další období, je třeba nalézt vhodnou trendovou funkci pro hodnoty očištěné od sezónních výkyvů. V tabulce č. 9 je zobrazeno porovnání několika trendových funkcí, konkrétně lineární, logaritmické a funkce odmocniny.

Tab. 9: Porovnání trendových funkcí

Typ funkce	Rovnice funkce	Statistika F	Index determinace
lineární	$\hat{T}_t = 72\,824,6 + 24\,977,3 * t$	F = 229,79	R ² = 0,7539
logaritmická	$\hat{T}_t = 57\,180 \ln(t) - 88\,802$	F = 146,25	R ² = 0,6610
funkce odmocnina	$\hat{T}_t = -564\,582 + 272\,939 * \sqrt{t}$	F = 230,25	R ² = 0,7543

Zdroj: vlastní zpracování

Logaritmická funkce byla z dalšího zkoumání vyloučena z důvodu nízké hodnoty indexu determinace a statistiky F. Dále bude zkoumána vhodnost použití funkcí lineární a funkce odmocniny pro vyrovnávání časové řady, kdy obě funkce popisují více než 75 % variability tržeb od zákazníka A. Nejprve budeme testovat lineární funkci, testem statistické významnosti parametrů funkce.

$$H_0: \alpha_0 = 0 \text{ (parametr } \alpha_0 \text{ není statisticky významný)} \quad (86)$$

$$H_1: \alpha_0 \neq 0 \quad (87)$$

$$t = 0,984596 \quad (88)$$

$$\text{P-Value} = \mathbf{0,328} > \alpha \dots \text{nezamítáme } H_0, \text{ nepřijímáme } H_1 \quad (89)$$

$$H_0: \alpha_1 = 0 \text{ (parametr } \alpha_1 \text{ není statisticky významný)} \quad (90)$$

$$H_1: \alpha_1 \neq 0 \quad (91)$$

$$t = 15,159 \quad (92)$$

$$\text{P-Value} = 0 < \alpha \dots \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (93)$$

Z provedených testů vyplývá, že na hladině významnosti 5 % parametr α_0 není statisticky významný pro popis časové řady lineární funkcí.

Následně bude proveden test vhodnosti pro použití **funkce odmocniny**.

$$H_0: \alpha_0 = 0 \text{ (parametr } \alpha_0 \text{ není statisticky významný)} \quad (94)$$

$$H_1: \alpha_0 \neq 0 \quad (95)$$

$$t = -5,02606 \quad (96)$$

$$\text{P-Value} = 0 < \alpha \dots \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (97)$$

$$H_0: \alpha_1 = 0 \text{ (parametr } \alpha_1 \text{ není statisticky významný)} \quad (98)$$

$$H_1: \alpha_1 \neq 0 \quad (99)$$

$$t = 15,174 \quad (100)$$

$$\text{P-Value} = 0 < \alpha \dots \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (101)$$

Test prokázal statistickou významnost obou parametrů funkce odmocniny, dále bude proveden celkový F-test.

$$H_0: \alpha_0 = c, \alpha_1 = 0 \text{ (funkce odmocniny NENÍ vhodná pro popis hodnot časové řady)} \quad (102)$$

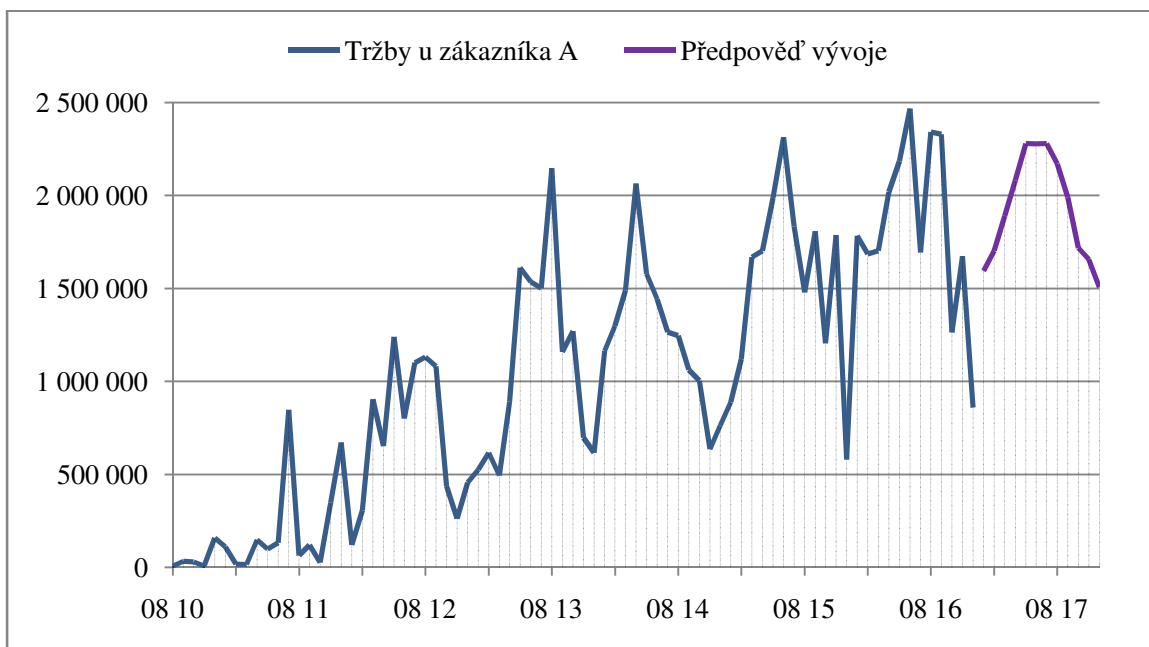
$$H_1: \text{non } H_0 \quad (103)$$

$$F = 230,25 \quad (104)$$

$$\text{P-Value} = 0 < \alpha \dots \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (105)$$

Na hladině významnosti 5 % celkový test potvrdil, že **funkce odmocniny je vhodná** pro vyrovnávání časové řady tržeb utržených od zákazníka A, proto bude tato funkce dále použita při prognózách dalšího vývoje.

Obrázek č. 22 zobrazuje prognózu vývoje tržeb od zákazníka A, která časově navazuje na hodnoty minulého vývoje. Předpověď byla vytvořena součtem průměrných sezónních faktorů a hodnot funkce pro následující období, tedy rok 2017. Příslušné hodnoty tržeb u zákazníka A na jednotlivé měsíce roku 2017 obsahuje tabulka č. 10.



Obr. 22: Prognóza vývoje tržeb u zákazníka A v Kč na rok 2017

Zdroj: vlastní zpracování

Tab. 10: Hodnoty tržeb u zákazníka A na rok 2017

Měsíc	Hodnota funkce	Průměrné sezónní faktory	Prognóza
01 17	1845949,98	-251 633,79	1 594 316,19
02 17	1861352,90	-159 016,54	1 702 336,36
03 17	1876658,63	13 647,85	1 890 306,48
04 17	1891869,00	189 267,31	2 081 136,31
05 17	1906985,76	373 041,36	2 280 027,12
06 17	1922010,63	355 567,00	2 277 577,63
07 17	1936945,26	343 068,90	2 280 014,15
08 17	1951791,24	219 309,58	2 171 100,82
09 17	1966550,16	24 025,58	1 990 575,74
10 17	1981223,51	-263 619,99	1 717 603,52
11 17	1995812,77	-339 064,59	1 656 748,18
12 17	2010319,38	-504 592,65	1 505 726,72
Celkem za rok 2017	-	-	23 147 469,22

Zdroj: vlastní zpracování

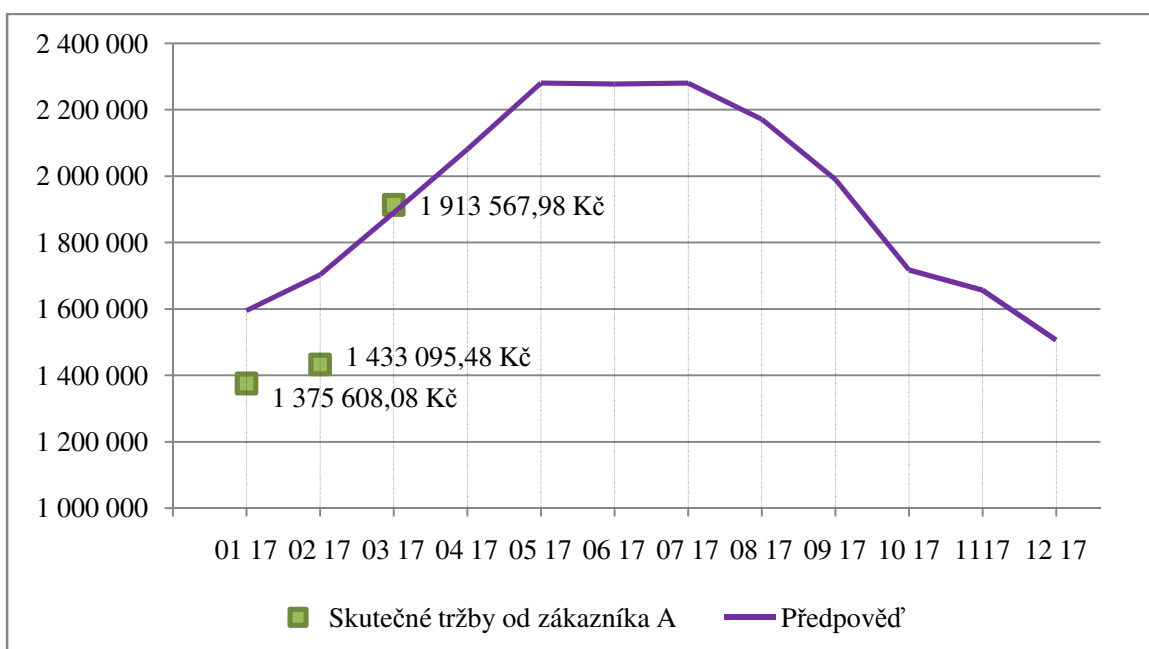
Tržby od zákazníka a v roce 2017 se předpokládají ve výši 23 mil. Kč. V průběhu roku 2016 dosáhly tržby od tohoto zákazníka 22 mil. Kč, což na celkových tržbách sledovaného podniku činilo 20,8 %. V roce 2017 předpokládá nárůst celkových tržeb i růst tržeb od zákazníka A, tento podíl zákazníka A na celkových tržbách sledovaného podniku se však předpokládá ve výši 19 %, což vychází z rovnic (106) a (107).

$$\text{podíl A na celkových tržbách 2016} = \frac{21\,999\,597}{105\,717\,863} = 20,8\% \quad (106)$$

$$\text{podíl A na předpokládaných celkových tržbách 2017} = \frac{23\,147\,469}{123\,639\,933} = 18,7\% \quad (107)$$

Porovnání se skutečností

Stejně jak bylo uvedeno u celkových tržeb, také u jednotlivých zákazníků bude provedeno porovnání prognóz se skutečně dosaženými hodnotami zákazníka A v průběhu nového období, viz obrázek č. 23. Tržby od zákazníka A byly v lednu a únoru nižší, než se předpokládalo, v lednu o 218 tis. Kč a v únoru o 269 tis. Kč. Březnová hodnota tržeb získaných od zákazníka A přesáhla hodnotu předpokládanou o 23 tis Kč.



Obr. 23: Porovnání prognózy a skutečných tržeb v Kč od zákazníka A
Zdroj: vlastní zpracování

Závislost s celkovými tržbami

Dále je zkoumána závislost mezi tržbami u zákazníka a celkovými tržbami podniku pomocí *testu hypotézy o nulové hodnotě korelačního koeficientu*, zda se prokáže závislost či nezávislost veličin. H_0 předpokládá lineární nezávislost, alternativní hypotéza svědčí pro závislost veličin, tedy že celkové tržby podniku závisí na tržbách od zákazníka A. Sledované období je $n = 77$ měsíců a korelační koeficient $r_{yx} = 0,7386$.

$$1) H_0: \rho_{yx} = 0 \quad (108)$$

$$H_1: \text{non } H_0 \quad (109)$$

$$2) t = \frac{r_{yx} \cdot \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{yx}^2}} \quad (77-2) \quad (110)$$

$$3) W \equiv \{t; t \leq t_{0,025}(75) \cup t \geq t_{0,975}(75)\} \quad (111)$$

$$W \equiv \{t; t \leq -1,9921 \cup t \geq 1,9921\} \quad (112)$$

$$4) t = \frac{0,7386}{\sqrt{1-(0,7386)^2}} * \sqrt{75} = 9,4883 \quad (113)$$

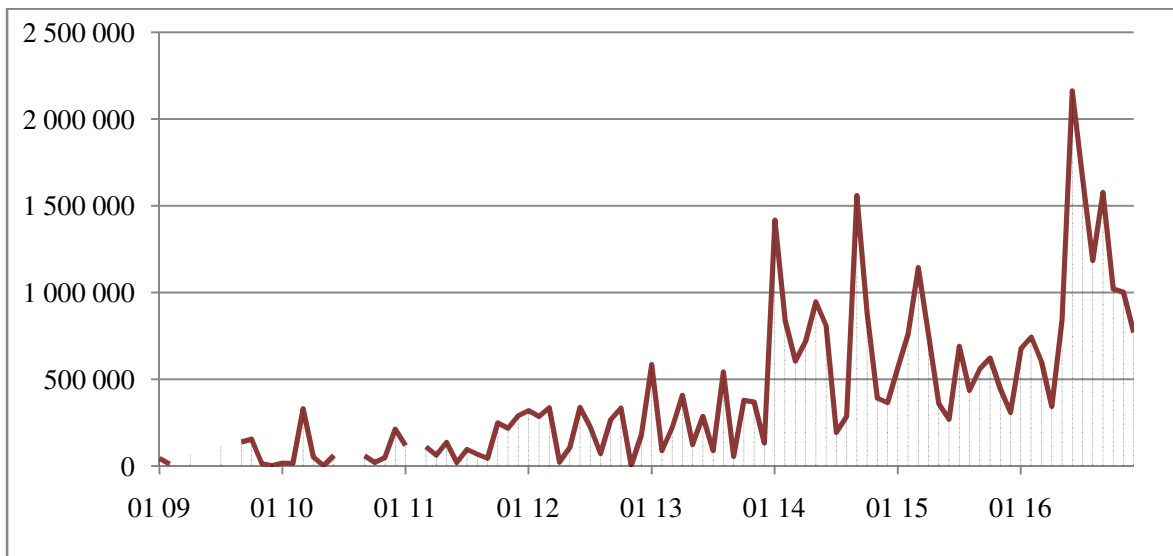
$$5) t \in W \rightarrow \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1$$

Jelikož testové kritérium t spadá do oblasti kritického oboru, zamítáme nulovou hypotézu a přijímáme hypotézu alternativní, čímž jsme na hladině významnosti 5 % prokázali závislost celkových tržeb a tržeb dosažených od zákazníka A. Jedná se o silnou přímou závislost, korelační koeficient vychází 0,7386.

Tento zákazník je pro podnik velmi důležitý. Ve sledovaném podniku jsou pro zakázky tohoto významného zákazníka vyčleněni vybraní pracovníci, kteří se přednostně věnují zakázkám určeným pro zákazníka A, aby bylo možné lépe sledovat dění na pracovišti a vše, co souvisí s vyřizováním zakázek, s cílem zajistit co nejvyšší spokojenost zákazníka. Důležité je pozorně sledovat jeho požadavky, připomínky a přání, avšak s ohledem na činnost sledovaného podniku. V neposlední řadě je neustále nutné podporovat budoucí vzájemnou spolupráci.

3.3.2 Zákazník B

Zákazník B je německý výrobce hydraulických zvedačů, vzduchových kompresorů a hydraulických lisů. Se sledovaným podnikem spolupracuje již řadu let. Vývoj měsíčních tržeb zobrazuje obrázek č. 24. Průměrná měsíční tržba za sledované období činí **386 404,60 Kč**, přičemž v červnu 2016 měsíční tržby od zákazníka B přesáhly částku 2 mil. Kč.



Obr. 24: Vývoj tržeb v Kč u zákazníka B

Zdroj: vlastní zpracování

Test sezónnosti

$$1) H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = 0 \quad (\text{nevýznamnost sezónnosti v časové řadě}) \quad (114)$$

$$H_1: \text{non } H_0 \quad (115)$$

$$2) F = \frac{m \sum_{j=1}^r (\bar{y}_j - \bar{y})^2}{(r-1)\sigma^2}, \quad (116)$$

$$3) W \equiv \{F; F \geq F_{0,95}(11; 77)\} \quad (117)$$

$$W \equiv \{F; F \geq 1,915\} \quad (118)$$

$$4) F = 0,73 \text{P-Value} = 0,7098 \quad (119)$$

$$5) F \notin W \rightarrow \text{nezamítáme } H_0, \text{ nepřijímáme } H_1$$

Na hladině významnosti 5 % test **neprokázal** v časové řadě tržeb u zákazníka B významnost sezónního kolísání. Důvodem bude patrně obor činnosti podniku B, kdy výrobce vzduchových kompresorů a hydraulických zařízení není přímo ovlivněn ročním

obdobím, jejich zákazníci odebírají výrobky průběžně během roku a také proto, že výrobky jsou určeny především pro použití v budovách či halách.

Prognóza dalšího vývoje

Pro stanovení předpovědi je nutné nejprve nalézt vhodnou trendovou funkci, jež by co nejlépe vystihovala vývoj dané časové řady. Následující tabulka č. 11 zobrazuje porovnání čtyř základních funkcí, jejich rovnice a vhodnost použití pro časovou řadu tržeb od zákazníka B.

Tab. 11: Porovnání trendových funkcí pro časovou řadu tržeb od zákazníka B

Typ funkce	Rovnice funkce	Statistika F	Index determinace
exponenciální	$\hat{T}_t = \exp^{(10,1298+0,041*t)}$	F = 104,16	$R^2 = 0,545$
funkce druhé mocniny	$\hat{T}_t = 33\,537,5 + 114,477 * t^2$	F = 99,51	$R^2 = 0,534$
lineární	$\hat{T}_t = -167\,051 + 113\,728,8 * t$	F = 85,11	$R^2 = 0,494$
logaritmická	$\hat{T}_t = -628\,660 + 282\,297 * \ln(t)$	F = 38,48	$R^2 = 0,307$

Zdroj: vlastní zpracování

Exponenciální funkce dosahuje nejvyšší hodnoty statistiky F a současně také indexu determinace, kdy průběh exponenciální funkce popisuje 54,5 % variability hodnot časové řady tržeb od zákazníka B. Pro ověření vhodnosti funkce pro popis dané časové řady tržeb zákazníka B jsou dále uvedeny t-testy, které ověřují statistickou významnost parametrů funkce.

$$H_0: \alpha_0 = 0 \text{ (parametr } \alpha_0 \text{ není statisticky významný)} \quad (120)$$

$$H_1: \alpha_0 \neq 0 \quad (121)$$

$$t = 43,76 \quad (122)$$

$$P\text{-Value} = 0,000 < \alpha \dots \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (123)$$

$$H_0: \alpha_1 = 0 \text{ (parametr } \alpha_1 \text{ není statisticky významný)} \quad (124)$$

$$H_1: \alpha_1 \neq 0 \quad (125)$$

$$t = 10,206 \quad (126)$$

$$P\text{-Value} = 0,000 < \alpha \dots \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (127)$$

Z testů vyplývá, že na hladině významnosti 5 % jsou oba parametry exponenciální funkce statisticky významné. Dále provedeme celkový F-test.

$$H_0: \alpha_0 = c, \alpha_1 = 0 \text{ (exponenciální funkce NENÍ vhodná pro popis časové řady)} \quad (128)$$

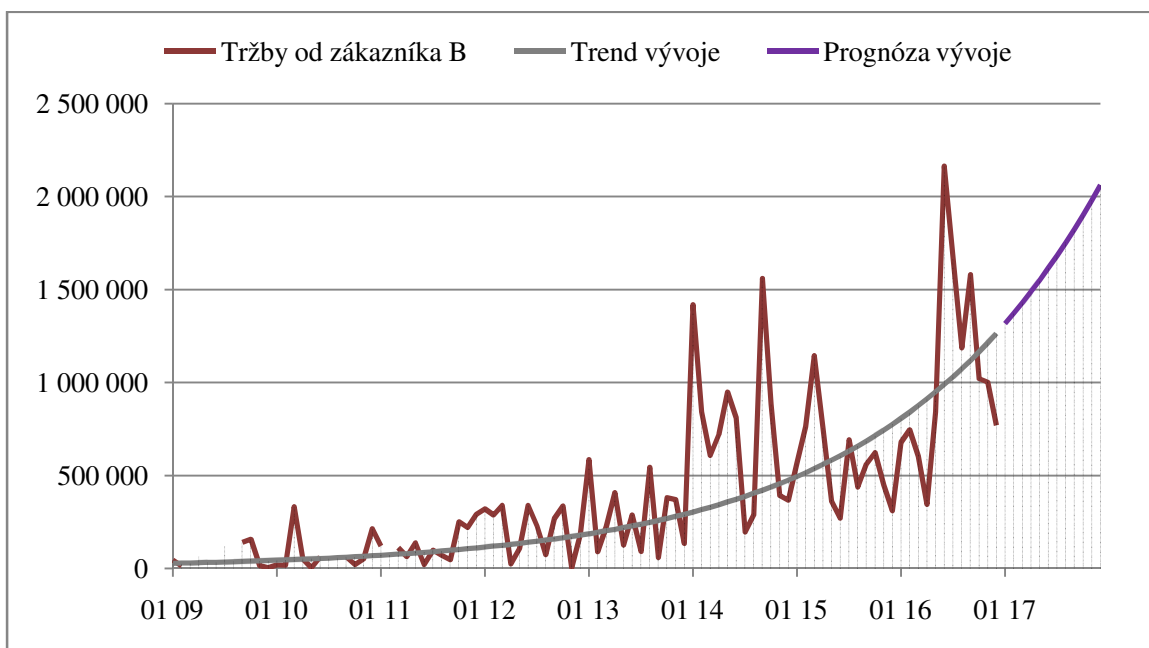
$$H_1: \text{non } H_0 \quad (129)$$

$$F = 104,16 \quad (130)$$

$$P\text{-Value} = 0,000 < \alpha \dots \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (131)$$

Celkový test na hladině významnosti 5 % potvrdil, že exponenciální funkce je vhodná pro popis časové řady tržeb od zákazníka B.

Jelikož sezónnost v časové řadě tržeb od zákazníka B nebyla prokázána, prognóza vývoje pak tedy vychází z hodnot exponenciální funkce pro následujících dvanáct měsíců roku 2017, zobrazuje obrázek č. 25, konkrétní hodnoty funkce obsahuje tabulka č. 12. Pokud se trend vývoje tržeb od zákazníka B nezmění, lze očekávat růst ročních tržeb podniku od tohoto zákazníka téměř na úroveň 20 mil. Kč. V roce 2016 byly roční tržby ve velikosti 12,6 mil. Kč.



Obr. 25: Prognóza vývoje měsíčních tržeb od zákazníka B v Kč na rok 2017

Zdroj: vlastní zpracování

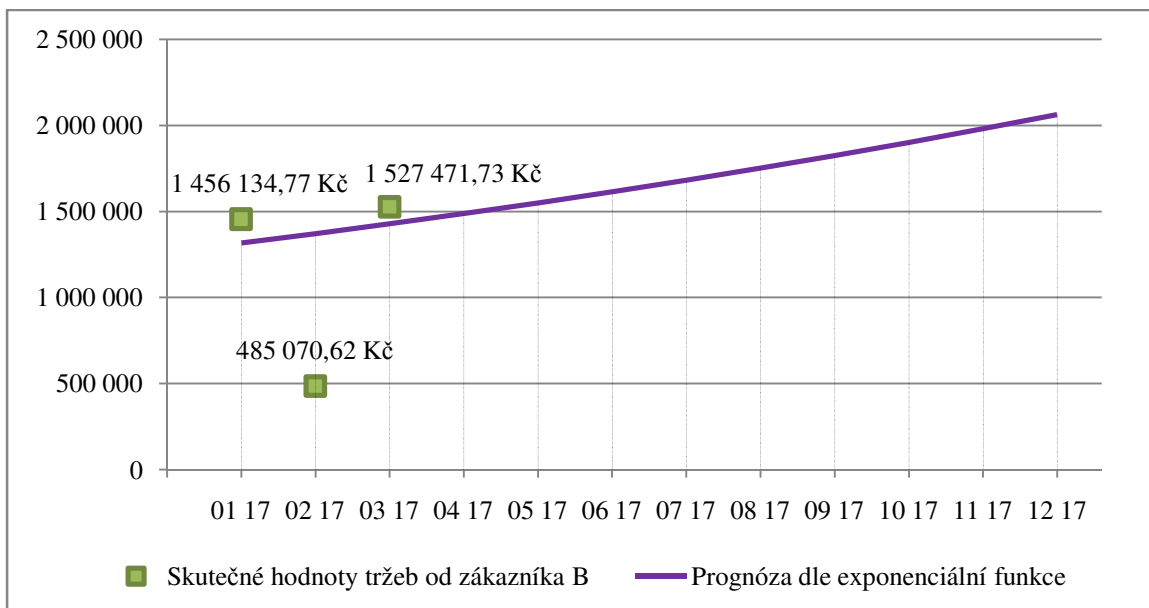
Tab. 12: Prognóza vývoje tržeb v Kč od zákazníka B

Měsíc	Prognóza dle exponenciální funkce
01 17	1 316 368,81
02 17	1 371 229,58
03 17	1 428 376,72
04 17	1 487 905,52
05 17	1 549 915,23
06 17	1 614 509,25
07 17	1 681 795,28
08 17	1 751 885,51
09 17	1 824 896,81
10 17	1 900 950,91
11 17	1 980 174,64
12 17	2 062 700,08
Celkem	19 970 708,35

Zdroj: vlastní zpracování

Porovnání prognózy se skutečností

Obrázek č. 26 zobrazuje prognózou stanovených hodnot s hodnotami skutečně dosažených od zákazníka B za období leden až březen 2017. V lednu byly tržby od zákazníka B téměř o 140 tisíc Kč vyšší, než stanovila prognóza. V únoru byla hodnota tržeb naopak výrazně nižší, o 886 tisíc Kč, což není z analýzy měsíčních hodnot až tak překvapivé, neboť v únoru každý rok hodnoty oproti lednu vždy klesly. Březnové tržby opět převýšily předpověď o 99 tisíc Kč.



Obr. 26: Porovnání prognózy a skutečných tržeb v Kč od zákazníka B
Zdroj: vlastní zpracování

Závislost s celkovými tržbami

Test hypotézy o nulové hodnotě korelačního koeficientu prokáže závislost či nezávislost mezi tržbami od zákazníka B a celkovými tržbami podniku. H_0 předpokládá nezávislost, alternativní hypotéza pro závislost obou veličin. Sledovaným obdobím je $n = 96$ měsíců, korelační koeficient $r_{yx} = 0,6624$.

$$H_0: \rho_{yx} = 0 \quad (132)$$

$$H_1: \text{non } H_0 \quad (133)$$

$$t = \frac{r_{yx} \cdot \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{yx}^2}} \quad (96-2) \quad (134)$$

$$W \equiv \{t; t \leq t_{0,025}(94) \cup t \geq t_{0,975}(94)\} \quad (135)$$

$$W \equiv \{t; t \leq -1,986 \cup t \geq 1,986\} \quad (136)$$

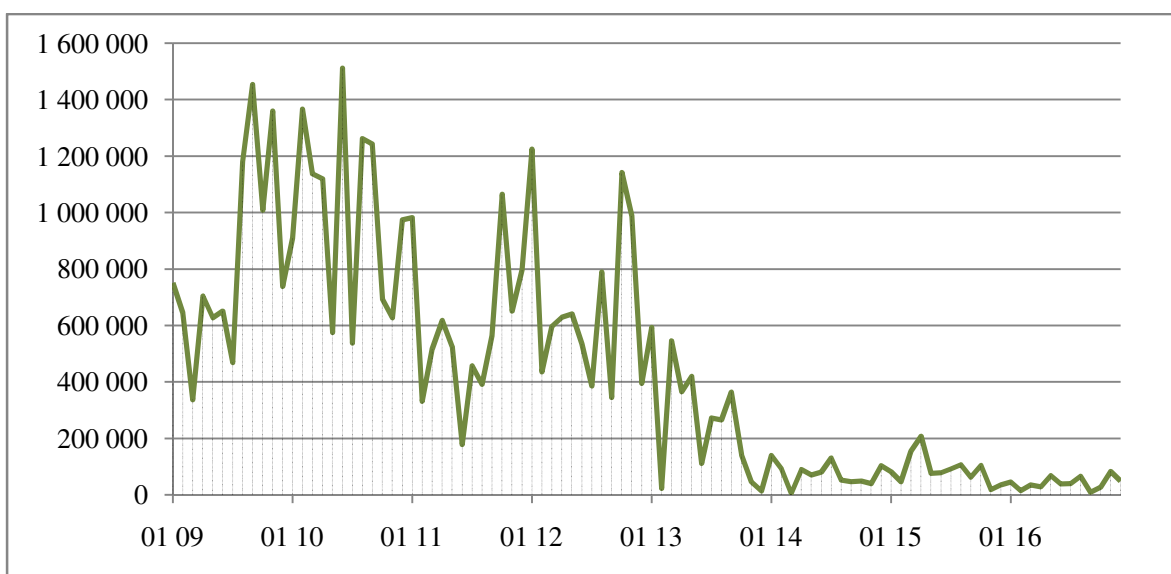
$$t = \frac{0,6624}{\sqrt{1-(0,6624)^2}} * \sqrt{94} = 8,573 \quad (137)$$

$$t \in W \rightarrow \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (138)$$

Testové kritérium t spadá do oblasti kritického oboru, tudíž zamítáme H_0 a přijímáme hypotézu alternativní, kdy jsme na hladině významnosti 5 % prokázali závislost tržeb dosažených od zákazníka B a celkovými tržbami podniku. Závislost veličin je přímá a středně silná.

3.3.3 Zákazník C

Zákazník C je podnik zabývající se výrobou projekčních pláten. Až do roku 2012 byly tržby u zákazníka C podstatnou částí celkového obrátu sledovaného podniku, často dosahovaly přes 20 %. Důvodem změny objemu zakázek pro zákazníka C jsou především problémy zákaznické firmy a její transformace v průběhu sledovaného období. Obrázek č. 27 zobrazuje vývoj tržeb u zákazníka C. Průměrná měsíční tržba dosáhla ve sledovaném období výše **445 367,30 Kč**. Nejvyšší hodnota bylo dosaženo v červnu 2010, a to ve výši 1,5 mil Kč.



Obr. 27: Vývoj tržeb v Kč u zákazníka C

Zdroj: vlastní zpracování

Test sezónnosti

$$1) H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = 0 (\text{nevýznamnost sezónnosti v časové řadě}) \quad (139)$$

$$H_1: \text{non } H_0 \quad (140)$$

$$2) F = \frac{m \sum_{j=1}^r (\bar{y}_j - \bar{y})^2}{(r-1)\sigma^2}, \quad (141)$$

$$3) W \equiv \{F; F \geq F_{0,95}(11; 77)\} \quad (142)$$

$$W \equiv \{F; F \geq 1,915\} \quad (143)$$

$$4) F = 1,06 \quad \text{P-Value} = 0,4078 \quad (144)$$

5) $F \notin W \rightarrow$ nezamítáme H_0 , nepřijímáme H_1

Na hladině významnosti 5 % se testem *neprokázal* vliv sezónnosti. V současné době tržby od zákazníka C jsou důležité, ale nemají na sledovaný podnik výrazný vliv, neboť v posledním roce měsíční tržby tohoto zákazníka nepřevýšily částku 100 tisíc Kč.

Prognóza dalšího vývoje

Tabulka č. 13 zobrazuje porovnání tří vybraných funkcí, dále pak jejich rovnice a vhodnost funkce popsat danou časovou řadu tržeb od zákazníka C vyjádřenou pomocí statistiky F a indexu determinace.

Tab. 13: Porovnání trendových funkcí pro popis časové řady tržeb u zákazníka C

Typ funkce	Rovnice funkce	Statistika F	Index determinace
exponenciální	$\hat{T}_t = \exp^{(14,31+0,041*t)}$	F = 203,17	R ² = 0,6837
lineární	$\hat{T}_t = 1\,012\,960 - 11\,703 * t$	F = 147,61	R ² = 0,6109
funkce druhé mocniny	$\hat{T}_t = 797\,807 - 112,956 * t^2$	F = 124,84	R ² = 0,5705

Zdroj: vlastní zpracování

Nejvyšší hodnoty statistiky F a indexu determinace dosahuje exponenciální funkce, popisuje 68 % variability hodnot časové řady tržeb od zákazníka C. Dále ověříme statistickou významnost parametrů a vhodnost funkce popsat časovou řadu tržeb od tohoto zákazníka.

$$H_0: \alpha_0 = 0 \text{ (parametr } \alpha_0 \text{ není statisticky významný)} \quad (145)$$

$$H_1: \alpha_0 \neq 0 \quad (146)$$

$$t = 89,144 \quad (147)$$

$$P\text{-Value} = 0,000 < \alpha \dots \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (148)$$

$$H_0: \alpha_1 = 0 \text{ (parametr } \alpha_1 \text{ není statisticky významný)} \quad (149)$$

$$H_1: \alpha_1 \neq 0 \quad (150)$$

$$t = -14,25 \quad (151)$$

$$P\text{-Value} = 0,000 < \alpha \dots \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (152)$$

Na hladině významnosti 5 % jsme prokázali, že oba parametry exponenciální funkce jsou statisticky významné. Dále provedeme celkový F-test.

$$H_0: \alpha_0 = c, \alpha_1 = 0 \text{ (exponenciální funkce NENÍ vhodná pro popis časové řady)} \quad (152)$$

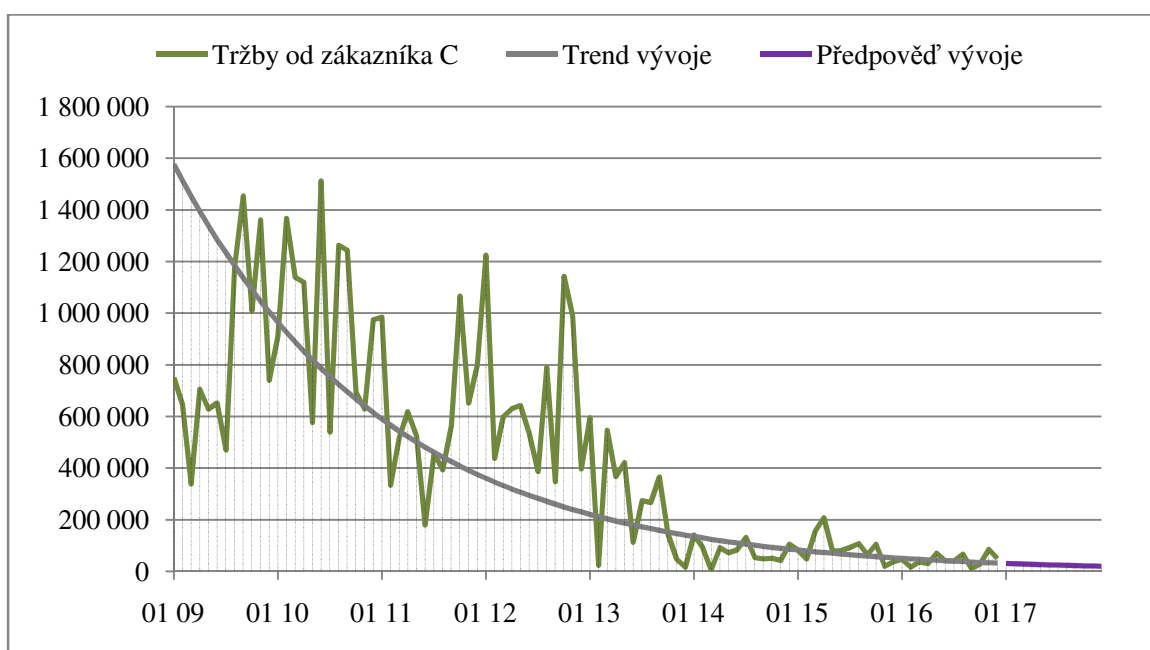
$$H_1: \text{non } H_0 \quad (153)$$

$$F = 203,17 \quad (154)$$

$$P\text{-Value} = 0,000 < \alpha \dots \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (155)$$

Na hladině významnosti 5 % test potvrdil předpoklad vhodnosti použití exponenciální funkce pro popis časové řady tržeb od zákazníka C.

Sezónnost se v časové řadě neprokázala, proto bude pro předpověď vývoje tržeb od zákazníka C sloužit prodloužená exponenciální funkce s parametry vystihující dosavadní vývoj tržeb od tohoto zákazníka. Obrázek č. 28 zobrazuje hodnoty tržeb za období 2009 až 2016 a prognózu vývoje pro rok 2017, tabulka č. 14 shrnuje konkrétní hodnoty tržeb v jednotlivých měsících roku 2017.



Obr. 28: Prognóza vývoje tržeb u zákazníka C

Zdroj: vlastní zpracování

Tab. 14: Prognóza vývoje tržeb v Kč od zákazníka C

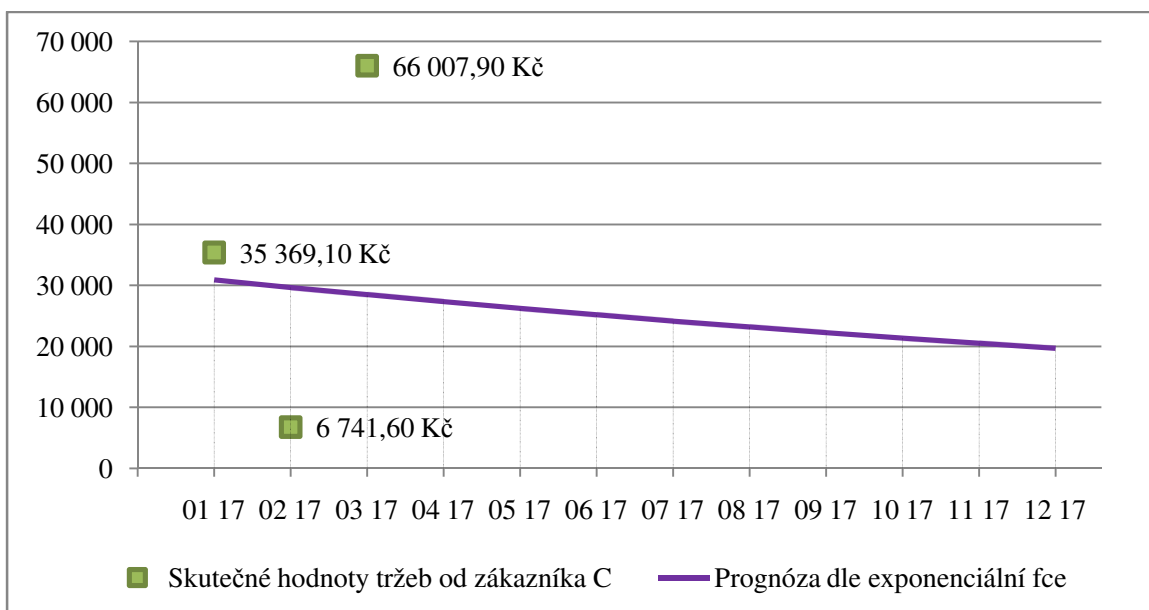
Měsíc	Prognóza vývoje dle exponenciální funkce
01 17	30875,96
02 17	29636,60
03 17	28446,99
04 17	27305,13
05 17	26209,11
06 17	25157,08
07 17	24147,28
08 17	23178,01
09 17	22247,65
10 17	21354,63
11 17	20497,46
12 17	19674,69
Celkem	298730,60

Zdroj: vlastní zpracování

Jelikož u tržeb zákazníka C sledujeme každoroční pokles tržeb, v následujících měsících roku 2017 tedy očekáváme, že hodnoty budou dále klesat. Pokud se tedy trend vývoje nezmění, tržby od zákazníka C v roce 2017 mohou dosáhnout výše pouhých 298 tisíc Kč. V roce 2016 byly na úrovni 515 tisíc Kč a v roce 2015 převýšily 1 milion Kč.

Porovnání předpovědi se skutečným vývojem

Na obrázku č. 29 je zobrazeno srovnání hodnot prognózovaných prostřednictvím analýzy hodnot minulých a hodnot tržeb získaných od zákazníka C za první čtvrtletí roku 2017. V lednu byly tržby o 4,5 tisíce Kč vyšší, než stanovila prognóza, v únoru byly tržby pod úrovní stanovenou předpovědí o 23 tisíc a v březnu naopak tržby převýšily prognózu o 37,5 tis. Kč. Můžeme říci, že prognóza relativně odpovídá skutečnosti, tržby od zákazníka C v průměru neustále klesají.



Obr. 29: Porovnání předpokládaných a skutečných tržeb od zákazníka C v roce 2017

Zdroj: vlastní zpracování

Závislost s celkovými tržbami

Závislost tržeb od zákazníka C a celkovými tržbami ověříme pomocí hypotézy o nulové hodnotě korelačního koeficientu. Sledovaným obdobím je $n = 96$ měsíců, korelační koeficient $r_{yx} = -0,5625$.

$$H_0: \rho_{yx} = 0 \quad (156)$$

$$H_1: \text{non } H_0 \quad (157)$$

$$t = \frac{r_{yx} \cdot \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{yx}^2}} \quad (96-2) \quad (158)$$

$$W \equiv \{t; t \leq t_{0,025}(94) \cup t \geq t_{0,975}(94)\} \quad (159)$$

$$W \equiv \{t; t \leq -1,986 \cup t \geq 1,986\} \quad (160)$$

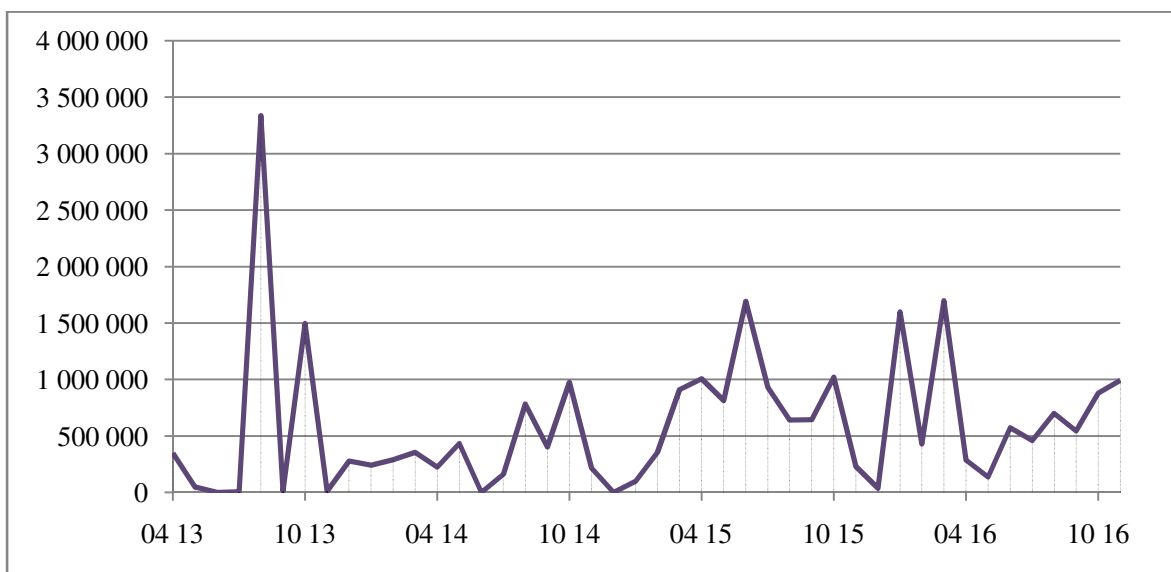
$$t = \frac{-0,5625}{\sqrt{1-(-0,5625)^2}} * \sqrt{94} = -6,5961 \quad (161)$$

$$t \in W \rightarrow \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (162)$$

Na hladině významnosti 5 % jsme **prokázali** závislost mezi vývojem tržeb získaných od zákazníka C a vývojem celkových tržeb sledovaného podniku. Závislost je **nepřímá** a **středně silná**.

3.3.4 Zákazník D

Zákazník D je českým výrobcem krbových kamen a krbových vložek a z řady zde uvedených klíčových zákazníků spolupracuje se sledovaným podnikem nejkratší dobu, teprve od dubna 2013. Obrázek č. 30 zobrazuje vývoj měsíčních tržeb. Průměrná měsíční tržba zákazníka D dosahuje **593 057 Kč**. Nejvyšší hodnoty bylo dosaženo v srpnu 2013, kdy byla měsíční tržba ve výši 3,3 mil. Kč.



Obr. 30: Vývoj tržeb v Kč u zákazníka D

Zdroj: vlastní zpracování

Test sezónnosti

$$1) H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = 0 \text{ (nevýznamnost sezónnosti v časové řadě)} \quad (163)$$

$$H_1: \text{non } H_0 \quad (164)$$

$$2) F = \frac{m \sum_{j=1}^r (\bar{y}_j - \bar{y})^2}{(r-1)\sigma^2}, \quad (165)$$

$$3) W \equiv \{F; F \geq F_{0,95}(11; 33)\} \quad (166)$$

$$W \equiv \{F; F \geq 2,09\} \quad (167)$$

$$4) F = 1,36 \quad \text{P-Value} = 0,2416 \quad (168)$$

$$5) F \notin W \rightarrow \text{nezamítáme } H_0, \text{ nepřijímáme } H_1$$

Zákazník D je pro podnik významný, test na hladině významnosti 5 %, v datech významnost sezónnosti **neprokázal**.

Prognóza dalšího vývoje

Časovou řadu tržeb od zákazníka D je nutné nejprve popsat pomocí vhodné funkce. Následující tabulka č. 15 shrnuje porovnání dvou funkcí a jejich vhodnost použití vyjádřenou pomocí statistiky F a indexu determinace. Jelikož se jedná o velmi krátkou časovou řadu, lze trend vývoje určit jen velmi hrubě.

Tab. 15: Porovnání trendových funkcí pro časovou řadu tržeb u zákazníka D

Typ funkce	Rovnice funkce	Statistika F	Index determinace
mocninná funkce	$\hat{T}_t = (446,003 + 9,599 * t)^2$	F = 4,83	$R^2 = 0,101$
lineární	$\hat{T}_t = 438\,425 + 6\,955,31 * t$	F = 0,93	$R^2 = 0,021$

Zdroj: vlastní zpracování

Dále bude analyzována vhodnost použití mocninné funkce, která popisuje pouze 10 % variability časové řady tržeb od zákazníka D. Následují testy statistické významnosti parametrů.

$$H_0: \alpha_0 = 0 \text{ (parametr } \alpha_0 \text{ není statisticky významný)} \quad (169)$$

$$H_1: \alpha_0 \neq 0 \quad (170)$$

$$t = 3,867 \quad (171)$$

$$P\text{-Value} = 0,0004 < \alpha \text{ ...zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (172)$$

$$H_0: \alpha_1 = 0 \text{ (parametr } \alpha_1 \text{ není statisticky významný)} \quad (173)$$

$$H_1: \alpha_1 \neq 0 \quad (174)$$

$$t = 2,1985 \quad (175)$$

$$P\text{-Value} = 0,0333 < \alpha \text{ ...zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (176)$$

Test na hladině významnosti 5 % prokázal, že oba parametry mocninné funkce jsou statisticky významné. F-test dále prověří vhodnost modelu popsat časovou řadu tržeb od zákazníka D.

$$H_0: \alpha_0 = c, \alpha_1 = 0 \text{ (mocninná funkce NENÍ vhodná pro popis hodnot časové řady)} \quad (177)$$

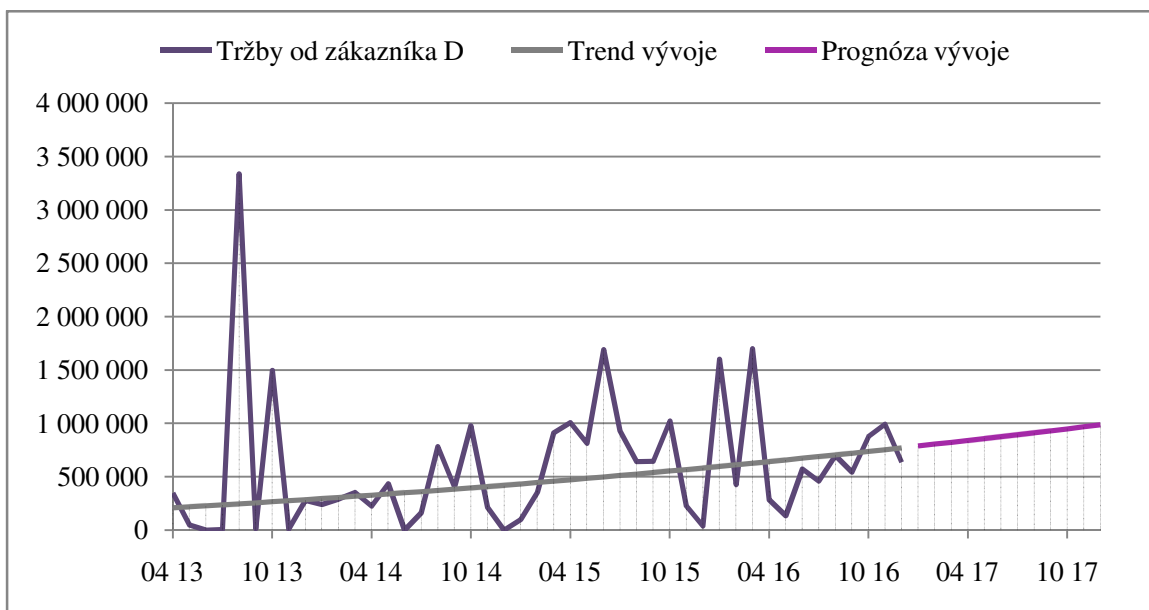
$$H_1: \text{non } H_0 \quad (178)$$

$$F = 4,83 \quad (179)$$

$$P\text{-Value} = 0,0333 < \alpha \text{ ...zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (180)$$

Na hladině významnosti 5 % byla *potvrzena hypotéza o vhodnosti* použití mocninné funkce pro popis časové řady tržeb získaných od zákazníka D.

Obrázek č. 31 zobrazuje hodnoty tržeb od zákazníka D s prognózou vývoje na následující rok 2017, hodnoty tržeb v jednotlivých měsících obsahuje tabulka č. 16.



Obr. 31: Prognóza vývoje tržeb u zákazníka D v Kč na rok 2017

Zdroj: vlastní zpracování

Pokud bude trend vývoje i v následujícím období růst stejným tempem, v roce 2017 předpokládáme celkové tržby od zákazníka D ve výši 10,6 mil. Kč. V roce 2016 dosáhly tržby úrovně 8,9 mil. Kč a v roce 2015 8,4 mil. Kč.

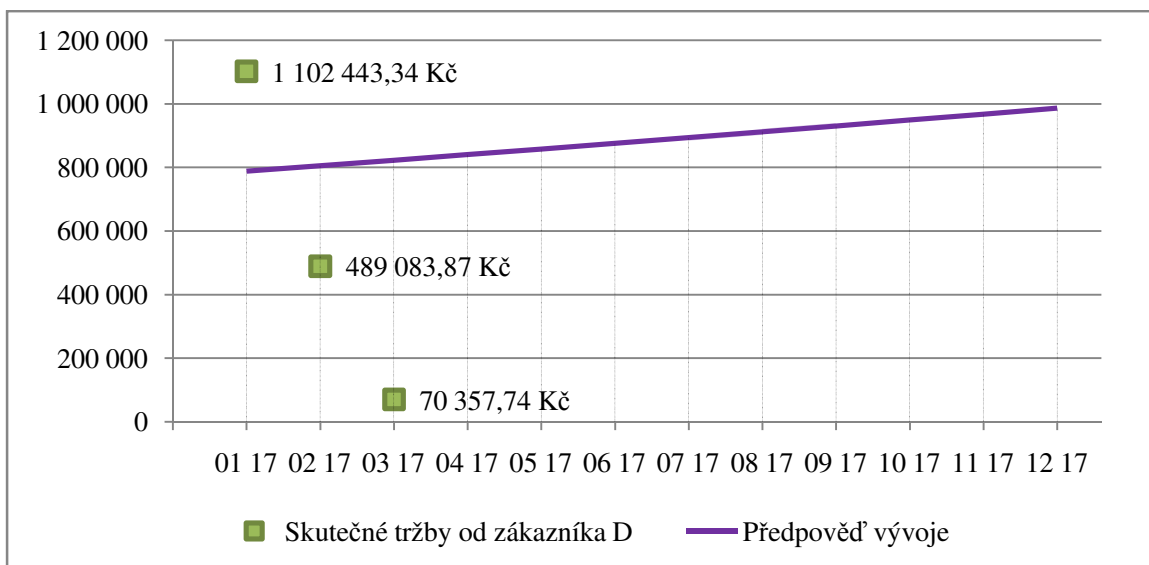
Tab. 16: Prognóza tržeb u zákazníka D v Kč na rok 2017

Měsíc	Prognóza dle mocinné funkce
01 17	787 757,43
02 17	804 888,89
03 17	822 204,63
04 17	839 704,65
05 17	857 388,96
06 17	875 257,54
07 17	893 310,41
08 17	911 547,56
09 17	929 968,99
10 17	948 574,71
11 17	967 364,70
12 17	986 338,98
Celkem	10 624 307,46

Zdroj: vlastní zpracování

Porovnání předpovědi se skutečným vývojem

Obrázek č. 32 porovnává hodnoty předpovědi s hodnotami tržeb skutečně dosaženými v prvním čtvrtletí roku 2017. Je zde zřejmý pokles tržeb oproti předpovědi. Pouze v lednu byla hodnota vyšší než předpokládaná, o 315 tisíc Kč. V únoru byla hodnota o 316 tisíc Kč nižší, než stanovila prognóza, a v březnu nastal rozdíl o 752 tisíc Kč. Tyto rozdíly mohou být způsobeny nepřesnostmi, jež vznikly z důvodu malého počtu hodnot tržeb.



Obr. 32: Porovnání prognózy a skutečných tržeb od zákazníka D

Zdroj: vlastní zpracování

Závislost s celkovými tržbami

Pomocí hypotézy o nulové hodnotě korelačního koeficientu prověříme závislost mezi vývojem hodnot tržeb od zákazníka D a celkovými tržbami sledovaného podniku. Sledované období je 45 měsíců, korelační koeficient $r_{yx} = 0,4988$.

$$H_0: \rho_{yx} = 0 \quad (181)$$

$$H_1: \text{non } H_0 \quad (182)$$

$$t = \frac{r_{yx} \cdot \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{yx}^2}} \quad (45-2) \quad (183)$$

$$W \equiv \{t; t \leq t_{0,025}(43) \cup t \geq t_{0,975}(43)\} \quad (184)$$

$$W \equiv \{t; t \leq -2,017 \cup t \geq 2,017\} \quad (185)$$

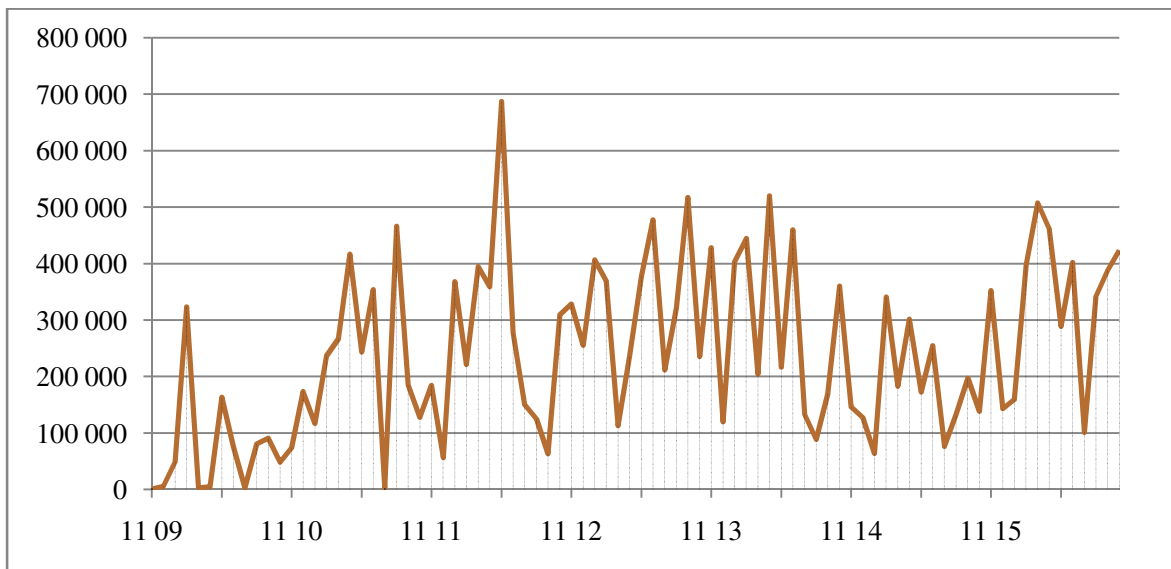
$$t = \frac{0,4988}{\sqrt{1-(0,4988)^2}} * \sqrt{43} = 3,77 \quad (186)$$

$$t \in W \rightarrow \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (187)$$

Na hladině významnosti 5 % jsme prokázali **závislost** celkových tržeb sledovaného podniku a tržeb dosažených od zákazníka D. Závislost je **přímá a středně silná**.

3.3.5 Zákazník E

Zákazník E je český podnik zabývající se výrobou řezacích a vrtacích strojů pro mateřskou společnost v Německu. Dále podnik vyrábí speciální textilní stroje a zařízení, podlahy a speciální příčkové systémy pro stavební a interiérový průmysl. Se sledovaným podnikem spolupracuje od listopadu 2009, kdy se uskutečnily první zakázky. Vývoj tržeb zobrazuje obrázek č. 33. Průměrná tržba ve sledovaném období je ve výši **237 600,80 Kč**.



Obr. 33: Vývoj tržeb v Kč u zákazníka E

Zdroj: vlastní zpracování

Test sezónnosti

$$1) H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = 0 \quad (\text{nevýznamnost sezónnosti v časové řadě}) \quad (188)$$

$$H_1: \text{non } H_0$$

$$2) F = \frac{m \sum_{j=1}^r (\bar{y}_j - \bar{y})^2}{(r-1)\sigma^2}, \quad (189)$$

$$3) W \equiv \{F; F \geq F_{0,95}(11; 66)\} \quad (190)$$

$$W \equiv \{F; F \geq 1,937\} \quad (191)$$

$$4) F = 2,52 \quad (192)$$

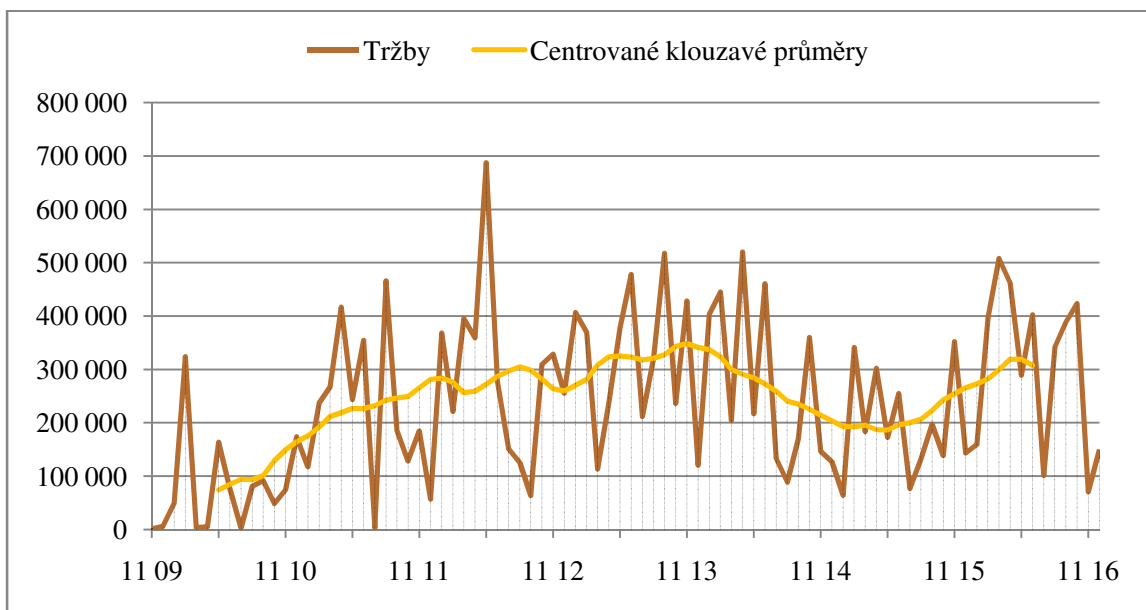
$$5) F \in W \rightarrow \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1$$

Na hladině významnosti 5 % test **prokázal významnost** sezónního kolísání ve vývoji tržeb u zákazníka E. Sezónnost je způsobena především oborem podnikání, jelikož zákazník E úzce spolupracuje se stavebním průmyslem, kde je sezónní kolísání velmi zřejmé.

Vyrovnaní časové řady

Jelikož se prokázala existence sezónnosti, je možné časovou řadu vyrovnat pomocí klouzavých průměrů, očistit ji od vlivu sezón a provést prognózu dalšího vývoje.

Bylo stanoveno, že se jedná o aditivní model sezónnosti, délka klouzavé části 12 měsíců, a proto budou použity centrované klouzavé průměry, viz příloha E této práce. Obrázek č. 34 zobrazuje tržby od zákazníka E a centrované klouzavé průměry.



Obr. 34: Centrované klouzavé průměry tržeb u zákazníka E v Kč

Zdroj: vlastní zpracování

Průměrné sezónní rozdíly jsou uvedené v tabulce č. 17, jež jsou aritmetickým průměrem sezónních rozdílů, které jsou pak uvedeny v příloze E. Dále tabulka č. 17 také obsahuje průměrné sezónní faktory. Součet sezónních rozdílů činil 11 885,41 Kč. Průměrné sezónní faktory získáme, pokud rozdíl (137) odečteme od průměrných sezónních rozdílů.

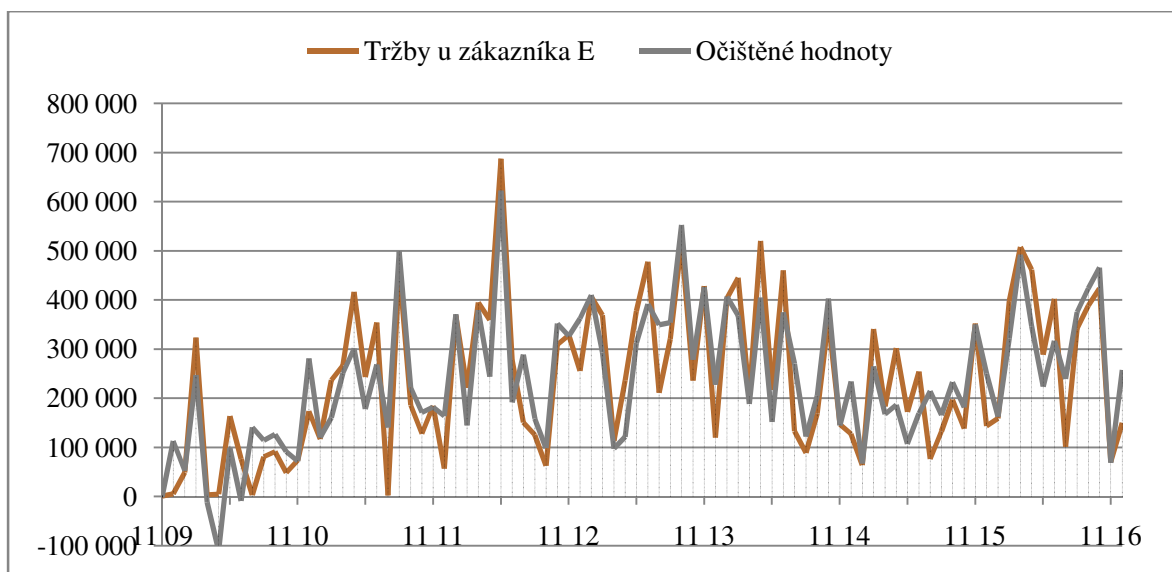
$$\frac{11\,885,41}{12} = 990,45 \quad (193)$$

Tab. 17: Průměrné sezónní rozdíly a faktory tržeb u zákazníka E

Měsíc	Průměrné sezónní rozdíly	Průměrné sezónní faktory
leden	-2 194,49	-3184,94
únor	77 292,34	76 301,88
březen	16 632,34	15 641,88
duben	116 250,49	115 260,04
květen	66 012,66	65 022,21
červen	86 657,07	85 666,62
červenec	-136 994,43	-137 984,88
srpen	-32 291,49	-33 281,94
září	-34 483,82	-35 474,27
říjen	-41 841,99	-42 832,44
listopad	3 133,14	2 142,69
prosinec	-106 286,39	-107 276,84
Celkem	11 885,41	0

Zdroj: vlastní zpracování

Průměrné sezónní faktory vyjadřují, o kolik se měsíční hodnoty tržeb průměrně pohybují okolo dlouhodobého normálu. První polovina roku, až na leden, je vždy nadprůměrná, naopak druhá polovina roku se pohybuje pod normálem. Nejnížší hodnoty jsou vždy v červenci, -138 tisíc Kč pod dlouhodobým normálem, nevyšší v dubnu, 115 tisíc Kč nad dlouhodobým normálem. Sezónně očištěné hodnoty, které vznikly odečtením průměrných sezónních faktorů od skutečně zaznamenaných hodnot tržeb od zákazníka E, jsou uvedené v příloze E práce. Obrázek č. 35 uvádí porovnání hodnot původních a sezónně očištěných.



Obr. 35: Očištěné hodnoty tržeb u zákazníka E v Kč

Zdroj: vlastní zpracování

Prognóza dalšího vývoje

Nejprve nalezneme vhodnou trendovou funkci, jež popisuje vývoj hodnot očištěné časové řady. Srovnání vybraných funkcí uvádí tabulka č. 18. Rovnice funkcí a indexy vhodnosti použití byly získány pomocí procedury regresní analýza v programu Statgraphics. Žádná z funkcí není velmi vhodná k popisu dané časové řady. Pro další analýzy byly vybrány funkce logaritmická, funkce druhé odmocniny a funkce lineární.

Tab. 18: Porovnání trendových funkcí

Typ funkce	Rovnice funkce	Statistika F	Index determinace
logaritmická	$\hat{T}_t = 1\,111,56 + 68\,093,9 * \ln(t)$	F = 22,89	$R^2 = 0,21$
funkce druhé odmocniny	$\hat{T}_t = 77\,410,6 + 25892,5 * \sqrt{t}$	F = 17,37	$R^2 = 0,171$
lineární	$\hat{T}_t = 155\,666 + 1\,911,66 * t$	F = 11,9	$R^2 = 0,124$

Zdroj: vlastní zpracování

Následují testy významnosti parametrů a příp. F-testy vhodnosti použití uvedených funkcí.

Test parametrů **logaritmické funkce**:

$$H_0: \alpha_0 = 0 \text{ (parametr } \alpha_0 \text{ není statisticky významný)} \quad (194)$$

$$H_1: \alpha_0 \neq 0 \quad (195)$$

$$t = 0,2 \quad (196)$$

$$\text{P-Value} = \mathbf{0,98} > \alpha \dots \text{nezamítáme } H_0, \text{ nepřijímáme } H_1 \quad (197)$$

$$H_0: \alpha_1 = 0 \text{ (parametr } \alpha_1 \text{ není statisticky významný)} \quad (198)$$

$$H_1: \alpha_1 \neq 0 \quad (199)$$

$$t = 4,7 \quad (200)$$

$$\text{P-Value} = 0 < \alpha \dots \text{zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (201)$$

Z provedených testů vyplývá, že na hladině významnosti 5 % parametr α_0 není statisticky významný pro popis časové řady pomocí logaritmické funkce.

Test parametrů **funkce druhé odmocniny**:

$$H_0: \alpha_0 = 0 \text{ (parametr } \alpha_0 \text{ není statisticky významný)} \quad (202)$$

$$H_1: \alpha_0 \neq 0 \quad (203)$$

$$t = 1,89 \quad (204)$$

$$\text{P-Value} = \mathbf{0,06} > \alpha \dots \text{nezamítáme } H_0, \text{ nepřijímáme } H_1 \quad (205)$$

$$H_0: \alpha_1 = 0 \text{ (parametr } \alpha_1 \text{ není statisticky významný)} \quad (206)$$

$$H_1: \alpha_1 \neq 0 \quad (207)$$

$$t = 4,17 \quad (208)$$

$$P\text{-Value} = 0,001 < \alpha \text{ ...zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (209)$$

Test na hladině významnosti 5 % neprokázal statistickou významnost obou parametrů funkce druhé odmocniny.

Test parametrů **lineární funkce**:

$$H_0: \alpha_0 = 0 \text{ (parametr } \alpha_0 \text{ není statisticky významný)} \quad (210)$$

$$H_1: \alpha_0 \neq 0 \quad (211)$$

$$t = 5,61 \quad (212)$$

$$P\text{-Value} = 0,00 < \alpha \text{ ...zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (213)$$

$$H_0: \alpha_1 = 0 \text{ (parametr } \alpha_1 \text{ není statisticky významný)} \quad (214)$$

$$H_1: \alpha_1 \neq 0 \quad (215)$$

$$t = 3,45 \quad (216)$$

$$P\text{-Value} = 0,0009 < \alpha \text{ ...zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (217)$$

Na hladině významnosti 5 % test prokázal statistickou významnost obou parametrů u lineární funkce. Dále provedeme celkové F-test, který ověří vhodnost modelu pro popis hodnot sezónně očištěné časové řady tržeb zákazníka E.

$$H_0: \alpha_0 = c, \alpha_1 = 0 \text{ (lineární funkce NENÍ vhodná pro popis hodnot časové řady)} \quad (218)$$

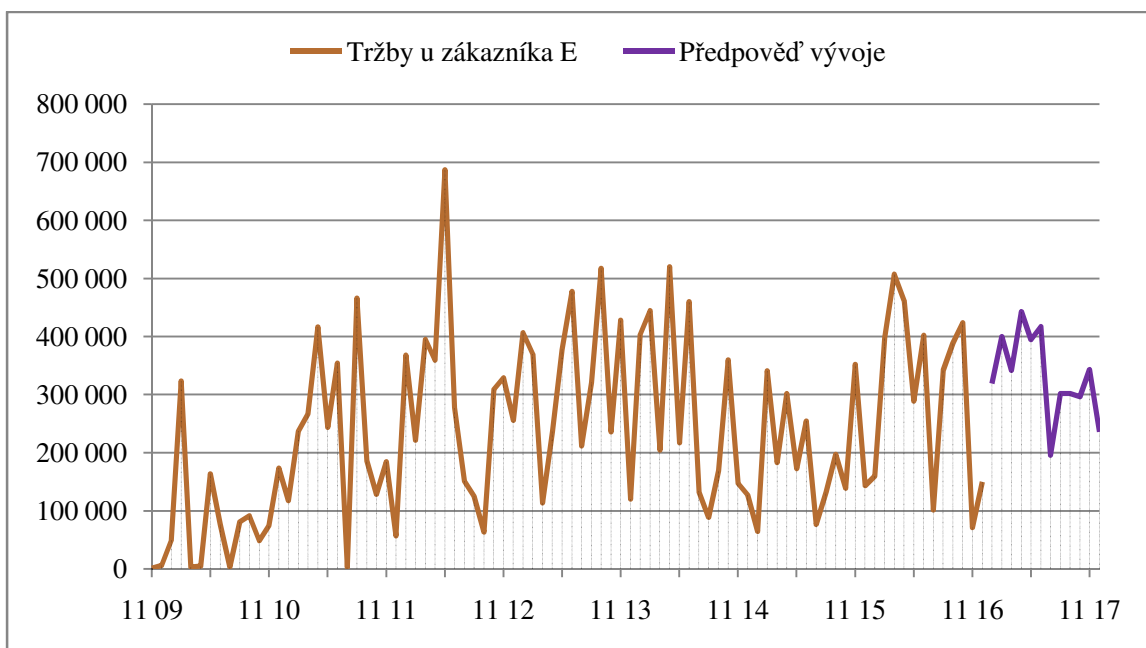
$$H_1: \text{non } H_0 \quad (219)$$

$$F = 11,9 \quad (220)$$

$$P\text{-Value} = 0,0009 < \alpha \text{ ...zamítáme } H_0, \text{ přijímáme } H_1 \quad (221)$$

Na hladině významnosti 5 % celkový test potvrdil, že **lineární funkce je vhodná** pro vyrovnávání sezónně očištěné časové řady tržeb utržených od zákazníka E, proto bude tato funkce dále použita při prognózách dalšího vývoje.

Obrázek č. 36 zobrazuje tržby sledovaného podniku získané od zákazníka E a prognózu vývoje na rok 2017, jež vznikla součtem hodnot prodloužené lineární funkce a průměrných sezónních faktorů pro jednotlivé měsíce daného roku. Hodnoty předpokládaných měsíčních tržeb od zákazníka E na rok 2017 zobrazuje tabulka č. 19.



Obr. 36: Prognóza vývoje tržeb u zákazníka E v Kč na rok 2017

Zdroj: vlastní zpracování

Tab. 19: Hodnoty tržeb u zákazníka E na rok 2017

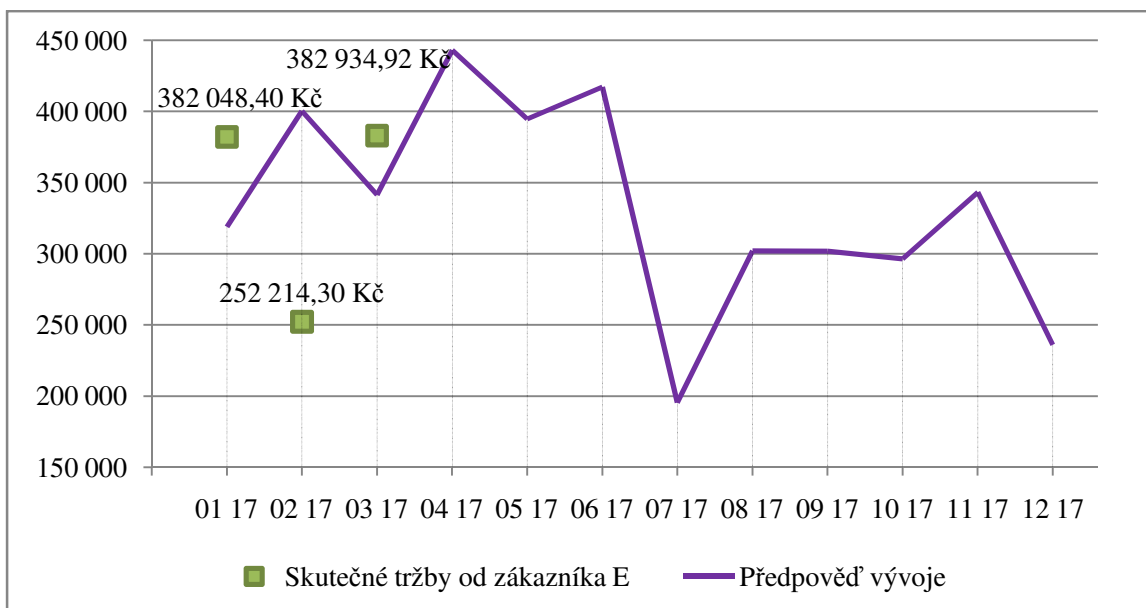
Měsíc	Hodnota funkce	Průměrné sezónní faktory	Prognóza
01 17	321 980,42	-3 184,94	318 795,48
02 17	323 892,08	76 301,88	400 193,96
03 17	325 803,74	15 641,88	341 445,62
04 17	327 715,40	115 260,04	442 975,44
05 17	329 627,06	65 022,21	394 649,27
06 17	331 538,72	85 666,62	417 205,34
07 17	333 450,38	-137 984,88	195 465,50
08 17	335 362,04	-33 281,94	302 080,10
09 17	337 273,70	-35 474,27	301 799,43
10 17	339 185,36	-42 832,44	296 352,92
11 17	341 097,02	2 142,69	343 239,71
12 17	343 008,68	-107 276,84	235 731,84
Celkem	-	-	3 989 934,60

Zdroj: vlastní zpracování

Pro rok 2017 se předpokládají roční tržby od zákazníka E ve výši téměř 4 mil. Kč, což je asi o 300 tis. více než v roce 2016, kdy bylo dosaženo úrovně tržeb 3,7 mil. Kč, a v roce 2015 tržby zákazníka E činily 2,4 mil. Kč.

Porovnání se skutečností

Obrázek č. 37 zobrazuje porovnání prognóz provedených v rámci této práce s aktuálními a skutečnými hodnotami tržeb od zákazníka E za období leden až březen 2017. V lednu byly tržby o 63 tisíc Kč vyšší, než se předpokládalo, v únoru naopak o 148 tisíc Kč nižší. Břežnové tržby opět vzrostly a ve výsledku byly o 41 tisíc vyšší, než se předpokládalo v prognózách vývoje.



Obr. 37: Porovnání prognózy a skutečných tržeb od zákazníka E

Zdroj: vlastní zpracování

Závislost s celkovými tržbami

Pomocí testu hypotézy o nulové hodnotě korelačního koeficientu bude zjištěno, zda a do jaké míry je velká závislost mezi celkovými tržbami sledovaného podniku a tržbami získanými od zákazníka E. Nulová hypotéza předpokládá lineární nezávislost, alternativní hypotéza svědčí pro závislost veličin. Sledované období je $n = 86$ měsíců a korelační koeficient $r_{yx} = 0,4150$.

$$1) H_0: \rho_{yx} = 0 \quad (222)$$

$$H_1: \text{non } H_0 \quad (223)$$

$$2) t = \frac{r_{yx} \cdot \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{yx}^2}} \quad (86-2) \quad (224)$$

$$3) W \equiv \{t; t \leq t_{0,025}(84) \cup t \geq t_{0,975}(84)\} \quad (225)$$

$$W \equiv \{t; t \leq -1,989 \cup t \geq 1,989\} \quad (226)$$

$$4) t = \frac{0,4150}{\sqrt{1-(0,4150)^2}} * \sqrt{84} = 4,181 \quad (227)$$

5) $t \in W \rightarrow$ zamítáme H_0 , přijímáme H_1

Jelikož testové kritérium t spadá do oblasti kritického oboru, zamítáme nulovou hypotézu a přijímáme hypotézu alternativní, čímž jsme na hladině významnosti 5 % prokázali závislost celkových tržeb a tržeb dosažených od zákazníka E. Jedná se o ***středně silnou přímou závislost***, korelační koeficient vychází 0,415.

Závěr

Cílem diplomové práce bylo identifikovat sezónnost ve vybraných časových řadách, hodnocení vývoje měsíčních tržeb podniku jako celku a několika klíčových zákazníků za období let 2009 až 2016, dále pak nástin vývoje pro následující rok 2017. Časové řady měsíčních tržeb sledovaného podniku byly analyzovány pomocí základních statistických metod.

První dvě kapitoly práce se věnovaly teoretickým informacím o časových řadách, způsobech analyzování a především pak sezónnosti. Třetí kapitola svojí první částí hrubě popsala činnost sledovaného podniku, dále zde prostřednictvím analýzy organizace BMI Research bylo popsáno odvětví, jeho silné a slabé stránky, příležitosti a hrozby. V neposlední řadě se kapitola věnovala vlivu cen surové oceli na celý trh zabývající se kovovýrobou.

Následující podkapitola analyzovala celkové tržby podniku. Byl zde hodnocen vývoj měsíčních tržeb po celé sledované období let 2009 až 2016, zdůrazněn byl vývoj posledních dvou let a také srovnání ročních tržeb. Průměrně tržby meziročně rostly o 15 %, v roce 2016 však poklesly meziročně o 3 %. Dále byla pomocí testu o nulové hodnotě korelačního koeficientu prokázána slabá nepřímá závislost mezi vývojem tržeb podniku a světových cen surové oceli. Tato závislost se dle interních informací ze sledovaného podniku na tržbách v minulosti projevila. Nárůst cen oceli velmi ovlivnil ceny a s tím související poptávku po výrobcích sledovaného podniku. Tento efekt v podniku proběhl o několik let dříve, než je v této práci uvedené sledované období, které se odvíjí z dostupnosti dat v informačním systému analyzovaného podniku.

Dále se testem sezónnosti prokázala existence sezónního kolísání v časové řadě celkových tržeb podniku. V průměru jsou tržby podniku vždy nejvyšší v lednu a v červnu, nejnižší pak v červenci a prosinci. Pomocí klouzavých průměrů byly stanoveny rozdílové sezónní faktory, kterými lze časovou řadu očistit od sezónnosti. Očištěné hodnoty sloužily k nalezení trendové funkce, která spolu s rozdílovými faktory sloužila k vytvoření předpovědi na rok 2017. Jelikož v průběhu zpracování byly dostupná nová data z podniku, byly hodnoty tržeb z prvního čtvrtletí porovnány s vytvořenými prognózami.

Následující podkapitola se ve sledovaném období osmi let věnuje pěti nejvýznamnějším zákazníkům (z celkového počtu přes 700 zákazníků), kteří tvoří na celkových tržbách podniku podíl 45 %.

Zákazník A tvoří 20% podíl na celkových tržbách sledovaného podniku, podle dat z roku 2016. Jedná se o výrobce zemědělské techniky, test prokázal existenci sezónního kolísání v časové řadě. Následně byla časová řada očištěna od sezónnosti a za pomoci vhodné trendové funkce byl předpovězen vývoj na rok 2017. V první polovině roku se očekává růst hodnot, až do června, v druhé polovině roku budou přírůstky tržeb čím dál nižší, avšak i tak se v prosinci očekávají tržby od zákazníka A ve výši 1,5 mil. Kč. Jelikož jsme získali aktuální data pro první tři měsíce roku 2017, bylo možné provést porovnání prognózy se skutečnými hodnotami. V lednu a únoru byly skutečné tržby o něco nižší, než v předpovědi, ty březnové prognózu lehce převýšily. Pomocí testu hypotézy o nulové hodnotě korelačního koeficientu byla potvrzena přímá a silná závislost tržeb od zákazníka A a celkových tržeb sledovaného podniku.

Tržby od zákazníka B v roce 2016 tvořily 12 % celkových tržeb. Tento zákazník vyrábí hydraulická zařízení a vzduchové kompresory. Sezónnost v časové řadě dat prokázána nebyla, nejspíš z důvodu oboru podnikání. Prognóza byla stanovena pomocí exponenciální funkce. Skutečné hodnoty byly v lednu a březnu vyšší než předpokládané, v únoru však tržby značně klesly téměř na třetinu. Mezi tržbami od zákazníka B a celkovými tržbami byla prokázána také přímá a středně silná závislost.

Zákazník C vyrábí projekční plátna, na celkových tržbách sledovaného podniku se tržby od tohoto zákazníka podílely v roce 2016 s 8,5 %. Tržby od zákazníka C v průběhu let výrazně klesly, v roce 2010 dosahovaly částek 1,5 mil. Kč měsíčně, v roce 2016 ale nepřesáhly 100 tisíc Kč. Důvodem je patrně transformace podniku. Významnost sezónního kolísání se neprokázala a předpověď vývoje byla určena dle exponenciální funkce. Při porovnání plánu se skutečnými hodnotami byla k prognóze nejbližší hodnota v lednu, v únoru podstatně nižší a v březnu zase dvojnásobně vyšší, než bylo předpovězeno. Test korelačního koeficientu u časové řady tržeb od zákazníka C prokázal nepřímou středně silnou závislost s celkovými tržbami podniku.

Mezi nejnovější významné zákazníky patří zákazník D, který v roce 2016 tvořil 3,5 % celkových tržeb sledovaného podniku. Je to český výrobce krbových kamen. Časová řada tržeb od tohoto zákazníka je zatím velmi krátká a rozmanitá. Sezónnost prokázána nebyla a data byla popsána pomocí mocninné funkce, i když je tato funkce schopna popsat pouze 10 % variability časové řady. Testy statistické významnosti parametrů a F-test celé funkce ale vhodnost použití funkce potvrdil. Prognóza předpokládala neustálý růst tržeb od tohoto zákazníka, ve skutečnosti byly tržby v lednu vyšší, než se předpokládalo, v únoru ale začaly značně klesat a v březnu byla hodnota o 752 tisíc nižší, než bylo stanoveno předpovědí. Navzdory tomu se výrazné výkyvy nahoru či dolů dají po předchozí analýze minulých hodnot považovat za normální. Závislost tržeb od tohoto zákazníka s celkovými tržbami byla potvrzena jako přímá a středně silná.

Zákazník E vyrábí pro svoji mateřskou společnost v Německu řezací a vrtací stroje. V roce 2016 zákazník E tvořil 0,5 % celkových tržeb sledovaného podniku. Test prokázal významné sezónní kolísání, což především souvisí se spoluprací podniku se stavebním průmyslem. Časová řada tržeb od tohoto zákazníka byla vyrovnána centrovanými klouzavými průměry, které pomohly vytvořit průměrné sezónní faktory a časovou řadu od sezónnosti očistit. Očištěná data byla popsána pomocí lineární funkce, která spolu se sezónními faktory vytvořila předpověď vývoje. V porovnání se skutečností byla prognóza v lednu a březnu nižší, v únoru byly skutečné hodnoty tržeb téměř o polovinu nižší, než bylo stanoveno prognózou. Test potvrdil středně silnou a přímou závislost tržeb od tohoto zákazníka s tržbami celkovými.

Rozmanitá struktura zákazníků má své výhody i nevýhody. Výhodou je především snížení rizika závislosti na příjmech od jednoho zákazníka, na druhou stranu velké množství zákazníků, kteří neobjednávají pravidelně stejné objemy zakázek, komplikuje celé řízení podniku, ať už plánování či výrobu. Důležité je identifikovat klíčové zákazníky a jim věnovat značnou péči. Příkladem může být zákazník A, který tvoří 20 % celkových tržeb podniku. S takovým zákazníkem je nutné velmi často komunikovat a vyjednávat co nejvýhodnější podmínky spolupráce pro obě strany. Dále je nezbytné počítat s určitou změnou struktury zákazníků, objevují se noví zákazníci, někteří ze stávajících zákazníků zvyšují, jiní snižují svůj podíl na tržbách podle toho, kam daný podnik svou strategií směřuje a čeho chce v budoucnosti dosáhnout. V této práci je vidět, že zákazník C změnil

strategii a je možné, že bude svůj podíl na tržbách dále snižovat. Pokud by byla zvolena jiná délku časové řady, nejspíš by byla pro další analýzy vybrána i jiná struktura klíčových zákazníků.

V této práci byl nalezen trend vývoje a nastíněn budoucí vývoj nejen celkových tržeb, ale také pěti nejvýznamnějších zákazníků, což odpovídá cílům práce. Výsledky práce poslouží pro plánování výroby a řízení dalších aktivit podniku. Avšak je nutné si uvědomit, že tyto analýzy neplatí dlouhodobě a je třeba s nimi v průběhu času dále pracovat a upravovat je.

Seznam použité literatury

Citace

ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing, 2009. ISBN 978-80-86946-85-6.

ARTL, Josef, Markéta ARTLOVÁ a Eva RUBLÍKOVÁ. *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. Skripta VŠE Praha, 2002. ISBN 80-245-0307-7.

BUDÍKOVÁ, Marie, Maria KRÁLOVÁ a Bohumil MAROŠ. *Průvodce základními statistickými metodami*. Praha: GRADA Publishing, 2010. ISBN 978-80-247-3243-5.

BMI. About Us. *BMI Research* [online]. 2017 [vid. 2017-03-12]. Dostupné z: <http://www.bmiresearch.com/about-us>

Czech Republic Metals Report - 2015 [online]. London: Business Monitor International, First, 2015 ProQuest Central; ProQuest Technology Collection. [vid. 2017-03-13]. Dostupné prostřednictvím ProQuest Central z: <https://search.proquest.com/docview/1699753036/1B9742465E13421EPQ/9?accountid=17116>

CYHELSKÝ, Lubomír a Eduard SOUČEK. *Základy statistiky*. Praha: Vysoká škola finanční a správní, 2009. ISBN 978-80-7408-013-5.

HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.

HINDLS, Richard, Stanislava HRONOVÁ a Ilja NOVÁK. *Analýza dat v manažerském rozhodování*. Praha: GRADA Publishing, 1999. ISBN 80-7169-255-7.

HINDLS, Richard, Ilja NOVÁK a Stanislava HRONOVÁ. *Metody statistické analýzy pro ekonomy*. 2. vyd. Praha: Management Press, 2000. ISBN 80-7261-013-9.

HINDLS, Richard, Stanislava HRONOVÁ, Jan SEGER a Jakub FISCHER. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007. ISBN 978-80-86946-43-6.

HOLÝ, Dalibor a Ondřej VOZÁR. *Proč sezónně očišťovat? ČSÚ* [online]. 2014 [vid. 2017-02-13]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/4f002d1130>

KELLER, Gerald. *Statistics for management and economics*. Mason: South-Western/Cengage Learning, 2009. ISBN 978-0-324-56949-0.

MONTGOMERY, Douglas C., Cheryl L. JENNINGS a Murat KULAHCI. *Introduction to time series analysis and forecasting*. Hoboken: Wiley-Interscience, 2008. ISBN 978-0-471-65397-4.

PACÁKOVÁ, Viera. *Štatistické metódy pre ekonómov*. Bratislava: Iura Edition, 2009. ISBN 978-80-8078-284-9.

POPELKA, Jan a Václav SYNEK. *Úvod do statistické analýzy dat*. Ústí nad Labem: Univerzita Jana Evangelisty Purkyně v Ústí nad Labem, Fakulta životního prostředí, 2009. ISBN 978-80-7414-117-1.

RUBLÍKOVÁ, Eva. *Analýza časových radov*. Bratislava: Iura Edition, 2007. ISBN 978-80-8078-139-2.

SMEJKAL, Vladimír a Karel RAIS. *Řízení rizik ve firmách a jiných organizacích*. 3. vyd. Praha: GRADA Publishing, 2009. ISBN 978-80-247-3051-6.

SOUČEK, Eduard. *Základy pravděpodobnosti a statistiky*. 3. vyd. Pardubice: Univerzita Pardubice, 2008. ISBN 978-80-7395-142-9.

Bibliografie

BusinessInfo.cz: Oficiální portál pro podnikání a export [online], [vid. 2017-03-16].
Dostupné z: www.businessinfo.cz

Deník E15.cz. Průmysl a energetika [online], CN Invest [vid. 2017-03-17]. Dostupné z:
<http://www.e15.cz>

OSTERTAGOVÁ, Eva a Oskar OSTERTAG. Forecasting using simple exponential smoothing method. *Acta Electrotechnica Et Informatica* [online]. 2012, vol. 12, no. 3, s. 62. ISSN 13358243. Dostupné prostřednictvím ProQuest Central z: <https://search.proquest.com/docview/1328656845/fulltextPDF/B4AE850699E74B46PQ/1?accountid=17116>

PRŮMYSL.cz: Informační portál pro český průmysl [online], Nová média [vid. 2017-03-17]. Dostupné z: <http://www.prumysl.cz/>

Seznam příloh

Příloha A: Měsíční tržby sledovaného podniku

Příloha B: První diference, koeficienty růstu

Příloha C: Klouzavé průměry, sezónní rozdíly, očištěné hodnoty

Příloha D: Zákazník A – klouzavé průměry, sezónní rozdíly, očištěné hodnoty

Příloha E: Zákazník E – klouzavé průměry, sezónní rozdíly, očištěné hodnoty

Příloha A: Měsíční tržby sledovaného podniku

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
leden	4 813 253,62	3 058 992,33	4 862 130,83	6 226 430,77	13 039 148,72	9 224 020,06	8 081 283,74	9 335 504,21
únor	3 459 465,65	5 032 722,39	4 448 807,41	7 677 521,97	5 727 419,88	8 595 637,13	9 072 837,62	9 481 370,55
březen	3 939 003,86	4 639 943,88	6 040 722,77	6 260 398,59	5 568 353,53	7 967 605,01	10 746 152,57	9 331 184,80
duben	2 495 256,93	5 608 457,00	4 705 679,87	5 259 359,39	6 540 202,64	9 155 558,90	9 823 427,68	7 841 313,65
květen	2 832 677,62	5 138 416,42	6 048 553,10	7 571 360,15	6 507 565,44	8 163 051,52	10 146 322,93	7 942 904,56
červen	1 992 094,35	5 264 352,88	7 870 976,89	6 141 588,84	7 405 101,67	8 650 493,11	10 822 004,11	11 309 000,96
červenec	2 178 688,10	3 772 207,92	5 025 358,27	5 275 312,91	6 099 613,35	6 722 442,46	9 294 337,81	7 011 489,89
srpen	3 619 450,16	5 790 684,88	4 966 964,58	7 200 394,81	10 826 225,14	7 623 874,20	7 960 460,11	9 384 804,19
září	4 516 255,12	7 082 623,37	5 843 685,69	5 333 773,45	7 181 656,88	9 321 864,09	7 652 256,03	9 977 350,91
říjen	3 538 713,30	4 969 638,49	5 458 311,35	6 909 407,73	7 384 198,73	9 043 304,22	9 602 147,46	8 087 569,39
listopad	3 794 411,71	4 554 904,21	5 249 372,32	5 644 322,28	5 424 263,83	7 946 940,22	11 107 055,89	9 891 764,99
prosinec	2 702 597,57	3 727 186,86	4 532 128,10	3 347 711,49	3 698 073,50	6 011 685,74	5 070 177,87	6 123 605,32

Příloha B: První diference, koeficienty růstu

Měsíc	Tržba	První diference	Průměrný absolutní přírůstek	Koeficient růstu	Průměrný koeficient růstu
01 09	4 813 253,62		13 793,18		1,0025
02 09	3 459 465,65	-1 353 787,97		0,72	
03 09	3 939 003,86	479 538,21		1,14	
04 09	2 495 256,93	-1 443 746,93		0,63	
05 09	2 832 677,62	337 420,69		1,14	
06 09	1 992 094,35	-840 583,27		0,70	
07 09	2 178 688,10	186 593,75		1,09	
08 09	3 619 450,16	1 440 762,06		1,66	
09 09	4 516 255,12	896 804,96		1,25	
10 09	3 538 713,30	-977 541,82		0,78	
11 09	3 794 411,71	255 698,41		1,07	
12 09	2 702 597,57	-1 091 814,14		0,71	
01 10	3 058 992,33	356 394,76		1,13	
02 10	5 032 722,39	1 973 730,06		1,65	
03 10	4 639 943,88	-392 778,51		0,92	
04 10	5 608 457,00	968 513,12		1,21	
05 10	5 138 416,42	-470 040,58		0,92	
06 10	5 264 352,88	125 936,46		1,02	
07 10	3 772 207,92	-1 492 144,96		0,72	
08 10	5 790 684,88	2 018 476,96		1,54	
09 10	7 082 623,37	1 291 938,49		1,22	
10 10	4 969 638,49	-2 112 984,88		0,70	
11 10	4 554 904,21	-414 734,28		0,92	
12 10	3 727 186,86	-827 717,35		0,82	
01 11	4 862 130,83	1 134 943,97		1,30	
02 11	4 448 807,41	-413 323,42		0,91	
03 11	6 040 722,77	1 591 915,36		1,36	
04 11	4 705 679,87	-1 335 042,90		0,78	
05 11	6 048 553,10	1 342 873,23		1,29	
06 11	7 870 976,89	1 822 423,79		1,30	
07 11	5 025 358,27	-2 845 618,62		0,64	
08 11	4 966 964,58	-58 393,69		0,99	
09 11	5 843 685,69	876 721,11		1,18	
10 11	5 458 311,35	-385 374,34		0,93	
11 11	5 249 372,32	-208 939,03		0,96	
12 11	4 532 128,10	-717 244,22		0,86	

Měsíc	Tržba	První diference	Průměrný absolutní přírůstek	Koeficient růstu	Průměrný koeficient růstu
01 12	6 226 430,77	1 694 302,67		1,37	
02 12	7 677 521,97	1 451 091,20		1,23	
03 12	6 260 398,59	-1 417 123,38		0,82	
04 12	5 259 359,39	-1 001 039,20		0,84	
05 12	7 571 360,15	2 312 000,76		1,44	
06 12	6 141 588,84	-1 429 771,31		0,81	
07 12	5 275 312,91	-866 275,93		0,86	
08 12	7 200 394,81	1 925 081,90		1,36	
09 12	5 333 773,45	-1 866 621,36		0,74	
10 12	6 909 407,73	1 575 634,28		1,30	
11 12	5 644 322,28	-1 265 085,45		0,82	
12 12	3 347 711,49	-2 296 610,79		0,59	
01 13	13 039 148,72	9 691 437,23		3,89	
02 13	5 727 419,88	-7 311 728,84		0,44	
03 13	5 568 353,53	-159 066,35		0,97	
04 13	6 540 202,64	971 849,11		1,17	
05 13	6 507 565,44	-32 637,20		1,00	
06 13	7 405 101,67	897 536,23		1,14	
07 13	6 099 613,35	-1 305 488,32		0,82	
08 13	10 826 225,14	4 726 611,79		1,77	
09 13	7 181 656,88	-3 644 568,26		0,66	
10 13	7 384 198,73	202 541,85		1,03	
11 13	5 424 263,83	-1 959 934,90		0,73	
12 13	3 698 073,50	-1 726 190,33		0,68	
01 14	9 224 020,06	5 525 946,56		2,49	
02 14	8 595 637,13	-628 382,93		0,93	
03 14	7 967 605,01	-628 032,12		0,93	
04 14	9 155 558,90	1 187 953,89		1,15	
05 14	8 163 051,52	-992 507,38		0,89	
06 14	8 650 493,11	487 441,59		1,06	
07 14	6 722 442,46	-1 928 050,65		0,78	
08 14	7 623 874,20	901 431,74		1,13	
09 14	9 321 864,09	1 697 989,89		1,22	
10 14	9 043 304,22	-278 559,87		0,97	
11 14	7 946 940,22	-1 096 364,00		0,88	
12 14	6 011 685,74	-1 935 254,48		0,76	
01 15	8 081 283,74	2 069 598,00		1,34	
02 15	9 072 837,62	991 553,88		1,12	
03 15	10 746 152,57	1 673 314,95		1,18	
04 15	9 823 427,68	-922 724,89		0,91	

Měsíc	Tržba	První diference	Průměrný absolutní přírůstek	Koeficient růstu	Průměrný koeficient růstu
05 15	10 146 322,93	322 895,25		1,03	
06 15	10 822 004,11	675 681,18		1,07	
07 15	9 294 337,81	-1 527 666,30		0,86	
08 15	7 960 460,11	-1 333 877,70		0,86	
09 15	7 652 256,03	-308 204,08		0,96	
10 15	9 602 147,46	1 949 891,43		1,25	
11 15	11 107 055,89	1 504 908,43		1,16	
12 15	5 070 177,87	-6 036 878,02		0,46	
01 16	9 335 504,21	4 265 326,34		1,84	
02 16	9 481 370,55	145 866,34		1,02	
03 16	9 331 184,80	-150 185,75		0,98	
04 16	7 841 313,65	-1 489 871,15		0,84	
05 16	7 942 904,56	101 590,91		1,01	
06 16	11 309 000,96	3 366 096,40		1,42	
07 16	7 011 489,89	-4 297 511,07		0,62	
08 16	9 384 804,19	2 373 314,30		1,34	
09 16	9 977 350,91	592 546,72		1,06	
10 16	8 087 569,39	-1 889 781,52		0,81	
11 16	9 891 764,99	1 804 195,60		1,22	
12 16	6 123 605,32	-3 768 159,67		0,62	

Příloha C: Klouzavé průměry, sezónní rozdíly, očištěné hodnoty

Měsíc	Tržby podniku	Centrované klouzavé průměry	Sezónní rozdíly	Očištěné hodnoty
01 09	4 813 253,62	*	*	3 906 265,18
02 09	3 459 465,65	*	*	3 157 160,58
03 09	3 939 003,86	*	*	3 629 516,58
04 09	2 495 256,93	*	*	2 476 832,98
05 09	2 832 677,62	*	*	2 508 456,11
06 09	1 992 094,35	*	*	875 194,85
07 09	2 178 688,10	3 250 395	-1 071 706,68	3 053 244,85
08 09	3 619 450,16	3 242 853	376 597,24	3 182 470,73
09 09	4 516 255,12	3 337 611	1 178 644,00	4 298 065,15
10 09	3 538 713,30	3 496 534	42 179,68	3 388 211,88
11 09	3 794 411,71	3 722 323	72 088,97	4 161 071,62
12 09	2 702 597,57	3 954 739	-1 252 141,73	5 245 377,47
01 10	3 058 992,33	4 157 480	-1 098 487,7342	2 152 003,89
02 10	5 032 722,39	4 314 345	718 377,56	4 730 417,32
03 10	4 639 943,88	4 511 745	128 198,92	4 330 456,60
04 10	5 608 457,00	4 678 299	930 158,15	5 590 033,05
05 10	5 138 416,42	4 769 608	368 808,50	4 814 194,91
06 10	5 264 352,88	4 843 986	420 366,58	4 147 453,38
07 10	3 772 207,92	4 961 808	-1 189 600,40	4 646 764,67
08 10	5 790 684,88	5 012 609	778 075,58	5 353 705,45
09 10	7 082 623,37	5 046 645	2 035 978,07	6 864 433,40
10 10	4 969 638,49	5 067 395	-97 756,88	4 819 137,07
11 10	4 554 904,21	5 067 702	-512 797,81	4 921 564,12
12 10	3 727 186,86	5 214 234	-1 487 046,86	6 269 966,76
01 11	4 862 130,83	5 375 058	-512 926,81	3 955 142,39
02 11	4 448 807,41	5 392 951	-944 143,16	4 146 502,34
03 11	6 040 722,77	5 307 006	733 716,29	5 731 235,49
04 11	4 705 679,87	5 275 745	-570 065,58	4 687 255,92
05 11	6 048 553,10	5 325 043	723 510,11	5 724 331,59
06 11	7 870 976,89	5 387 518	2 483 458,51	6 754 077,39
07 11	5 025 358,27	5 477 903	-452 545,16	5 899 915,02
08 11	4 966 964,58	5 669 279	-702 314,45	4 529 985,15
09 11	5 843 685,69	5 812 962	30 723,72	5 625 495,72
10 11	5 458 311,35	5 845 185	-386 873,76	5 307 809,93
11 11	5 249 372,32	5 931 705	-682 333,06	5 616 032,23
12 11	4 532 128,10	5 923 098	-1 390 969,74	7 074 908,00
01 12	6 226 430,77	5 861 455	364 975,99	5 319 442,33
02 12	7 677 521,97	5 964 929	1 712 592,82	7 375 216,90

Měsíc	Tržby podniku	Centrované klouzávé průměry	Sezonní rozdíly	Očištěné hodnoty
03 12	6 260 398,59	6 036 742	223 656,19	5 950 911,31
04 12	5 259 359,39	6 075 958	-816 599,01	5 240 935,44
05 12	7 571 360,15	6 152 877	1 418 483,15	7 247 138,64
06 12	6 141 588,84	6 119 983	21 606,28	5 024 689,34
07 12	5 275 312,91	6 354 495	-1 079 182,20	6 149 869,66
08 12	7 200 394,81	6 557 104	643 290,70	6 763 415,38
09 12	5 333 773,45	6 447 015	-1 113 241,19	5 115 583,48
10 12	6 909 407,73	6 471 548	437 859,83	6 758 906,31
11 12	5 644 322,28	6 480 592	-836 269,31	6 010 982,19
12 12	3 347 711,49	6 488 913	-3 141 201,69	5 890 491,39
01 13	13 039 148,72	6 575 905	6 463 243,32	12 132 160,28
02 13	5 727 419,88	6 761 328	-1 033 907,63	5 425 114,81
03 13	5 568 353,53	6 989 399	-1 421 045,39	5 258 866,25
04 13	6 540 202,64	7 086 177	-545 974,38	6 521 778,69
05 13	6 507 565,44	7 096 791	-589 225,44	6 183 343,93
06 13	7 405 101,67	7 102 220	302 881,48	6 288 202,17
07 13	6 099 613,35	6 957 855	-858 241,57	6 974 170,10
08 13	10 826 225,14	6 918 400	3 907 824,87	10 389 245,71
09 13	7 181 656,88	7 137 878	43 778,74	6 963 466,91
10 13	7 384 198,73	7 346 820	37 378,60	7 233 697,31
11 13	5 424 263,83	7 524 772	-2 100 508,06	5 790 923,74
12 13	3 698 073,50	7 645 642	-3 947 568,29	6 240 853,40
01 14	9 224 020,06	7 723 484	1 500 535,75	8 317 031,62
02 14	8 595 637,13	7 616 004	979 632,90	8 293 332,06
03 14	7 967 605,01	7 571 748	395 856,77	7 658 117,73
04 14	9 155 558,90	7 730 053	1 425 505,96	9 137 134,95
05 14	8 163 051,52	7 904 294	258 757,67	7 838 830,01
06 14	8 650 493,11	8 105 806	544 687,23	7 533 593,61
07 14	6 722 442,46	8 154 592	-1 432 149,92	7 596 999,21
08 14	7 623 874,20	8 126 862	-502 987,52	7 186 894,77
09 14	9 321 864,09	8 262 518	1 059 346,21	9 103 674,12
10 14	9 043 304,22	8 406 119	637 185,66	8 892 802,80
11 14	7 946 940,22	8 516 583	-569 642,52	8 313 600,13
12 14	6 011 685,74	8 689 699	-2 678 012,93	8 554 465,64
01 15	8 081 283,74	8 887 341	-806 056,86	7 174 295,30
02 15	9 072 837,62	9 008 527	64 310,30	8 770 532,55
03 15	10 746 152,57	8 952 985	1 793 167,84	10 436 665,29
04 15	9 823 427,68	8 906 703	916 724,81	9 805 003,73
05 15	10 146 322,93	9 061 659	1 084 663,44	9 822 101,42
06 15	10 822 004,11	9 154 101	1 667 902,63	9 705 104,61

Měsíc	Tržby podniku	Centrované klouzavé průměry	Sezonní rozdíly	Očištěné hodnoty
07 15	9 294 337,81	9 167 131	127 206,64	10 168 894,56
08 15	7 960 460,11	9 236 413	-1 275 952,45	7 523 480,68
09 15	7 652 256,03	9 194 478	-1 542 221,75	7 434 066,06
10 15	9 602 147,46	9 052 933	549 214,76	9 451 646,04
11 15	11 107 055,89	8 878 536	2 228 520,37	11 473 715,80
12 15	5 070 177,87	8 807 018	-3 736 840,09	7 612 957,77
01 16	9 335 504,21	8 732 191	603 313,38	8 428 515,77
02 16	9 481 370,55	8 696 420	784 950,72	9 179 065,48
03 16	9 331 184,80	8 852 646	478 538,34	9 021 697,52
04 16	7 841 313,65	8 886 418	-1 045 104,34	7 822 889,70
05 16	7 942 904,56	8 772 673	-829 768,89	7 618 683,05
06 16	11 309 000,96	8 765 929	2 543 071,82	10 192 101,46
07 16	7 011 489,89	*	*	7 886 046,64
08 16	9 384 804,19	*	*	8 947 824,76
09 16	9 977 350,91	*	*	9 759 160,94
10 16	8 087 569,39	*	*	7 937 067,97
11 16	9 891 764,99	*	*	10 258 424,90
12 16	6 123 605,32	*	*	8 666 385,22

Příloha D: Zákazník A – klouzavé průměry, sezónní rozdíly, očištěné hodnoty v Kč

Měsíc	Tržby	Centrované klouzavé průměry	Sezónní rozdíly	Očištěné hodnoty
8 10	6 734,00	*	*	-212 575,58
9 10	32 190,40	*	*	8 164,82
10 10	29 361,70	*	*	292 981,69
11 10	6 206,00	*	*	345 270,59
12 10	157 649,20	*	*	662 241,85
01 11	110 168,00	*	*	361 801,79
02 11	16 950,60	135 464,12	-118 513,52	175 967,14
03 11	15 474,20	141 476,65	-126 002,45	1 826,35
04 11	146 800,00	144 930,21	1 869,79	-42 467,31
05 11	97 204,50	158 972,14	-61 767,64	-275 836,86
06 11	131 428,28	194 609,86	-63 181,58	-224 138,72
07 11	847 017,03	216 390,66	630 626,37	503 948,13
08 11	63 505,03	228 814,04	-165 309,01	-155 804,55
09 11	119 720,01	277 883,98	-158 163,97	95 694,43
10 11	24 717,55	335 937,40	-311 219,85	288 337,54
11 11	347 856,46	404 574,08	-56 717,62	686 921,05
12 11	671 304,03	480 076,11	191 227,92	1 175 896,68
01 12	119 252,56	518 503,60	-399 251,04	370 886,35
02 12	306 027,08	573 538,90	-267 511,82	465 043,62
03 12	904 076,19	658 109,82	245 966,37	890 428,34
04 12	651 480,27	715 328,58	-63 848,31	462 212,96
05 12	1 239 804,36	728 830,54	510 973,82	866 763,00
06 12	800 877,31	716 188,65	84 688,66	445 310,31
07 12	1 099 827,68	724 106,35	375 721,33	756 758,78
08 12	1 131 541,68	753 939,13	377 602,55	912 232,10
09 12	1 081 385,43	749 760,97	331 624,46	1 057 359,85
10 12	436 302,35	742 573,02	-306 270,67	699 922,34
11 12	260 318,55	767 950,51	-507 631,96	599 383,14
12 12	455 436,62	814 046,43	-358 609,81	960 029,27
01 13	525 144,89	861 356,59	-336 211,70	776 778,68
02 13	616 121,39	920 311,92	-304 190,53	775 137,93
03 13	493 705,92	965 774,03	-472 068,11	480 058,07
04 13	889 339,80	1 003 675,36	-114 335,56	700 072,49
05 13	1 611 004,52	1 056 589,16	554 415,36	1 237 963,16
06 13	1 535 979,24	1 081 443,70	454 535,54	1 180 412,24
07 13	1 500 169,62	1 114 715,91	385 453,71	1 157 100,72
08 13	2 146 127,73	1 169 764,81	976 362,92	1 926 818,15
09 13	1 157 889,92	1 239 661,76	-81 771,84	1 133 864,34

Měsíc	Tržby	Centrované klouzávé průměry	Sezonní rozdíly	Očištěné hodnoty
10 13	1 269 429,96	1 330 083,99	-60 654,03	1 533 049,95
11 13	697 122,13	1 377 675,12	-680 552,99	1 036 186,72
12 13	615 142,00	1 372 398,30	-757 256,30	1 119 734,65
01 14	1 163 972,57	1 358 707,42	-194 734,85	1 415 606,36
02 14	1 298 467,29	1 311 437,74	-12 970,45	1 457 483,83
03 14	1 488 886,70	1 269 950,18	218 936,52	1 475 238,85
04 14	2 064 292,71	1 254 866,91	809 425,80	1 875 025,40
05 14	1 578 238,52	1 241 182,51	337 056,02	1 205 197,16
06 14	1 442 101,75	1 244 721,45	197 380,30	1 086 534,75
07 14	1 265 465,83	1 239 387,20	26 078,63	922 396,93
08 14	1 246 359,37	1 220 529,52	25 829,85	1 027 049,79
09 14	1 061 956,85	1 220 641,06	-158 684,21	1 037 931,27
10 14	1 003 364,34	1 213 070,38	-209 706,04	1 266 984,33
11 14	634 762,13	1 215 017,20	-580 255,07	973 826,72
12 14	762 436,65	1 268 374,18	-505 937,53	1 267 029,30
01 15	888 655,87	1 328 354,31	-439 698,44	1 140 289,66
02 15	1 121 199,77	1 361 651,82	-240 452,05	1 280 216,31
03 15	1 668 831,07	1 402 401,11	266 429,96	1 655 183,22
04 15	1 702 652,16	1 441 905,77	260 746,39	1 513 384,85
05 15	1 986 602,67	1 498 323,13	488 279,54	1 613 561,31
06 15	2 314 305,07	1 538 690,45	775 614,62	1 958 738,07
07 15	1 832 785,64	1 568 353,65	264 431,99	1 489 716,74
08 15	1 478 179,97	1 629 150,84	-150 970,87	1 258 870,39
09 15	1 808 119,08	1 654 028,08	154 091,00	1 784 093,50
10 15	1 205 313,99	1 668 595,79	-463 281,80	1 468 933,98
11 15	1 786 829,02	1 690 026,81	96 802,21	2 125 893,61
12 15	579 185,42	1 704 605,42	-1 125 420,00	1 083 778,07
01 16	1 783 823,99	1 705 129,38	78 694,61	2 035 457,78
02 16	1 685 164,19	1 735 263,98	-50 099,79	1 844 180,73
03 16	1 701 920,49	1 792 934,61	-91 014,12	1 688 272,64
04 16	2 019 187,77	1 817 080,99	202 106,78	1 829 920,46
05 16	2 184 411,56	1 814 759,46	369 652,10	1 811 370,20
06 16	2 466 382,86	1 821 657,38	644 725,48	2 110 815,86
07 16	1 693 282,77	*	*	1 350 213,87
08 16	2 340 913,22	*	*	2 121 603,64
09 16	2 329 480,98	*	*	2 305 455,40
10 16	1 263 465,27	*	*	1 527 085,26
11 16	1 672 960,97	*	*	2 012 025,56
12 16	858 603,59	*	*	1 363 196,24

Příloha E: Zákazník E – klouzavé průměry, sezónní rozdíly, očištěné hodnoty

Měsíc	Tržby	Centrované klouzavé průměry	Sezónní rozdíly	Očištěné hodnoty
11 09	980,00	*	*	-1 162,69
12 09	5 756,00	*	*	113 032,84
01 10	49 124,50	*	*	52 309,44
02 10	323 331,80	*	*	247 029,92
03 10	3 431,30	*	*	-12 210,58
04 10	4 963,70	*	*	-110 296,34
05 10	163 717,90	74 002,74	89 715,16	98 695,69
06 10	76 594,40	84 051,30	-7 456,90	-9 072,22
07 10	3 053,30	93 879,78	-90 826,48	141 038,18
08 10	80 779,00	93 110,76	-12 331,76	114 060,94
09 10	91 266,50	100 483,13	-9 216,63	126 740,77
10 10	48 412,20	128 606,47	-80 194,27	91 244,64
11 10	74 224,50	149 067,89	-74 843,39	72 081,81
12 10	173 677,00	163 943,09	9 733,91	280 953,84
01 11	117 087,00	175 485,96	-58 398,96	120 271,94
02 11	236 912,80	191 509,12	45 403,68	160 610,92
03 11	266 787,20	211 509,12	55 278,08	251 145,32
04 11	416 568,00	218 786,08	197 781,92	301 307,96
05 11	243 187,60	226 696,25	16 491,35	178 165,39
06 11	354 129,60	226 411,13	127 718,48	268 462,98
07 11	2 547,00	231 989,11	-229 442,11	140 531,88
08 11	465 841,10	241 790,90	224 050,20	499 123,04
09 11	186 204,40	246 479,39	-60 274,99	221 678,67
10 11	128 121,30	249 415,33	-121 294,03	170 953,74
11 11	184 359,40	265 504,60	-81 145,20	182 216,71
12 11	56 699,20	280 809,64	-224 110,44	163 976,04
01 12	367 936,40	283 793,14	84 143,26	371 121,34
02 12	221 306,40	275 765,59	-54 459,19	145 004,52
03 12	394 917,30	256 436,85	138 480,45	379 275,42
04 12	358 900,60	258 847,49	100 053,11	243 640,56
05 12	686 997,50	272 400,02	414 597,48	621 975,29
06 12	277 640,50	286 689,39	-9 048,89	191 973,88
07 12	150 640,20	296 569,50	-145 929,30	288 625,08
08 12	125 086,70	304 322,23	-179 235,53	158 368,64
09 12	63 068,90	298 738,49	-235 669,59	98 543,17
10 12	309 112,30	281 901,11	27 211,19	351 944,74
11 12	328 629,10	263 900,07	64 729,03	326 486,41
12 12	255 374,40	259 333,77	-3 959,37	362 651,24

Měsíc	Tržby	Centrované klouzávé průměry	Sezonní rozdíly	Očištěné hodnoty
01 13	406 383,80	270 206,08	136 177,73	409 568,74
02 13	368 924,50	280 885,61	88 038,89	292 622,62
03 13	113 289,50	307 940,22	-194 650,72	97 647,62
04 13	236 431,30	323 799,30	-87 368,00	121 171,26
05 13	377 441,80	324 884,52	52 557,28	312 419,59
06 13	477 604,90	323 387,96	154 216,94	391 938,28
07 13	211 611,20	317 626,78	-106 015,58	349 596,08
08 13	320 424,60	320 663,79	-239,19	353 706,54
09 13	517 041,65	327 610,58	189 431,07	552 515,92
10 13	235 757,50	343 209,05	-107 451,55	278 589,94
11 13	428 029,10	348 339,03	79 690,07	425 886,41
12 13	120 056,85	340 926,81	-220 869,96	227 333,69
01 14	403 433,20	336 915,88	66 517,33	406 618,14
02 14	444 763,35	323 979,59	120 783,76	368 461,47
03 14	204 173,50	299 831,64	-95 658,14	188 531,62
04 14	519 910,50	290 510,94	229 399,56	404 650,46
05 14	217 082,30	283 962,19	-66 879,89	152 060,09
06 14	460 071,10	272 534,03	187 537,07	374 404,48
07 14	132 882,50	258 688,82	-125 806,32	270 867,38
08 14	88 682,55	240 220,92	-151 538,37	121 964,49
09 14	169 232,80	235 009,37	-65 776,57	204 707,07
10 14	359 869,50	225 046,52	134 822,98	402 701,94
11 14	146 747,10	214 105,15	-67 358,05	144 604,41
12 14	127 063,00	203 682,77	-76 619,77	234 339,84
01 15	64 142,14	192 766,82	-128 624,68	67 327,08
02 15	340 824,70	192 228,97	148 595,73	264 522,82
03 15	183 035,00	195 208,50	-12 173,50	167 393,12
04 15	301 940,50	187 153,49	114 787,01	186 680,46
05 15	172 459,50	186 484,51	-14 025,01	107 437,29
06 15	254 556,70	195 712,93	58 843,77	168 890,08
07 15	76 414,30	200 361,11	-123 946,81	214 399,18
08 15	132 242,24	206 696,53	-74 454,29	165 524,18
09 15	197 181,80	222 578,00	-25 396,20	232 656,07
10 15	138 600,20	242 746,46	-104 146,26	181 432,64
11 15	351 960,93	254 234,52	97 726,41	349 818,24
12 15	143 331,20	265 223,94	-121 892,74	250 608,04
01 16	159 430,28	272 411,90	-112 981,62	162 615,22
02 16	397 586,80	282 195,65	115 391,15	321 284,92
03 16	507 428,10	298 910,26	208 517,84	491 786,22
04 16	461 590,40	318 741,09	142 849,31	346 330,36

Měsíc	Tržby	Centrované klouzavé průměry	Sezonní rozdíly	Očištěné hodnoty
05 16	288 523,00	318 890,75	-30 367,75	223 500,79
06 16	402 239,30	307 450,31	94 788,99	316 572,68
07 16	101 242,90	*	*	239 227,78
08 16	342 223,45	*	*	375 505,39
09 16	388 351,37	*	*	423 825,64
10 16	423 370,40	*	*	466 202,84
11 16	70 782,60	*	*	68 639,91
12 16	149 939,10	*	*	257 215,94