

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

**Modelování vybraných makroekonomických ukazatelů
České republiky**

Bc. Jana Mazánková

© 2018 ČZU v Praze

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Jana Mazánková

Podnikání a administrativa

Název práce

Modelování vybraných makroekonomických ukazatelů České republiky

Název anglicky

Modelling of selected macroeconomic indicators of the Czech republic

Cíle práce

Hlavním cílem diplomové práce je určit a kvantifikovat hlavní determinanty vybraných makroekonomických ukazatelů České republiky.

Díličí cíle:

- definovat zvolené makroekonomické veličiny
- koncipovat, odhadnout a verifikovat ekonometrický model
- aplikovat model formou simulačních scénářů
- vytvořit ex-ante prognózu vývoje zkoumaných ukazatelů

Metodika

První část diplomové práce bude věnována literární rešerši, která poskytne teoretický základ pro vlastní zpracování. Získané informace budou prakticky využity ke konstrukci ekonometrického modelu, pomocí kterého budou kvantifikovány jevy působící na zkoumané ukazatele. Na základě dosažených výsledků bude model aplikován formou simulačních scénářů a pomocí trendových funkcí bude také vytvořena prognóza ex-ante.

Metodické postupy:

- ekonometrické modelování
- regresní a korelační analýza
- testování statistických hypotéz
- prognostické metody

Doporučený rozsah práce

70 stran

Klíčová slova

ekonometrické modelování, HDP, míra inflace, nezaměstnanost, ex-ante prognóza, simulační scénáře

Doporučené zdroje informací

BRČÁK, Josef, Bohuslav SEKERKA a Dana STARÁ. Makroekonomie – teorie a praxe. 7th ed. Plzeň: Nakladatelství a vydavatelství Aleš Čeněk, 2014. ISBN 978-80-7380-492-3.

GREENE, William H. Econometric analysis. 7th ed. Boston: Prentice Hall. ISBN 978-013-1395-381.

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

HUŠEK, Roman. Ekonometrická analýza. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.

KOŽÍŠEK, Jan. Ekonomická statistika a ekonometrie. Vyd. 2., přeprac. Praha: Vydavatelství ČVUT, 1995. ISBN 80-010-3229-9.

Předběžný termín obhajoby

2017/18 LS – PEF

Vedoucí práce

Ing. Michal Malý, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 17. 1. 2017

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 26. 1. 2017

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 25. 02. 2018

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Modelování vybraných makroekonomických ukazatelů České republiky" jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne 14. 3. 2018

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala vedoucímu mé diplomové práce doc. Ing. Michalu Malému, Ph.D. za odborné vedení, vstřícnost, cenné rady a připomínky, které mi při zpracování této práce velice pomohly.

Modelování vybraných makroekonomických ukazatelů České republiky

Souhrn

Předkládaná diplomová práce se zabývá modelováním vybraných makroekonomických ukazatelů, kterými jsou HDP, obecná míra nezaměstnanosti a míra inflace. První část práce je zaměřena na popis metodických postupů a přehled ekonomické teorie.

V druhé části byla teoretická východiska použita k sestavení třírovnicového simultánního modelu. Pro modelování byla použita kvartální data za období od 1. čtvrtletí roku 2002 do 4. čtvrtletí roku 2016. Navržený model byl odhadnut, ekonomicky, statisticky i ekonometricky verifikován a aplikován formou simulačních scénářů a prognóz.

Pro všechny tři modelované proměnné byly vypočítány bodové i intervalové prognózy na 6 období, tedy 1. čtvrtletí roku 2017 – 2. čtvrtletí roku 2018. V závěru práce byly výsledky vypočítané v rámci diplomové práce pro rok 2017 porovnány se skutečně naměřenými hodnotami a pro budoucí období s oficiální prognózou ČNB. Tímto porovnáním bylo zjištěno, že ačkoli navrhovaný model nesplňuje všechny požadavky pro aplikaci modelu, poskytuje pro daný prognostický horizont výsledky, které jsou kvalitativně srovnatelné s oficiální prognózou ČNB.

Klíčová slova: ekonometrické modelování, HDP, míra inflace, míra nezaměstnanosti, ex-ante prognóza, simulační scénáře, simultánní model

Modelling of selected macroeconomic indicators of the Czech Republic

Summary

This diploma thesis is about modelling of selected macroeconomic indicators of Czech Republic such as GDP, unemployment rate and inflation rate. The first part of the thesis is focused on description of methodological procedures and overview of economic theory.

In the second part, the theoretical background was used to build a three-line simultaneous model. For this modelling were used quarterly data for the period from the 1st quarter of 2002 to the 4th quarter of 2016. The proposed model was estimated, economically, statistically and econometrically verified and applied in the form of simulation scenarios and forecasts.

For all three endogenous variables were calculated point and interval forecasts for 6 periods - from 1st quarter of 2017 to 2nd quarter of 2018. At the end of the diploma thesis, the results calculated in thesis for the year 2017 were compared with the actually measured values and for the future period with the official forecast of the Czech national bank. This comparison found that although the proposed model does not meet all the requirements for model application, it provides results that are qualitatively comparable with the official forecast of the Czech national bank.

Keywords: econometric modelling, GDP, inflation rate, unemployment rate, ex-ante prognosis, simulation scenarios, simultaneous model

Obsah

1 Úvod	12
2 Cíl práce	14
3 Metodika	15
3.1 Ekonometrické modelování	15
3.1.1 Tvorba ekonomického modelu	16
3.1.2 Tvorba ekonometrického modelu	17
3.1.3 Identifikace modelu	19
3.1.4 Odhad strukturálních parametrů	20
3.1.5 Verifikace modelu.....	21
3.2 Aplikace modelu	28
3.2.1 Simulace.....	28
3.2.2 Prognózy	29
4 Literární rešerše	32
4.1 Hrubý domácí produkt	33
4.1.1 Nominální a reálné HDP.....	33
4.1.2 Metody zjišťování HDP	33
4.1.3 Hospodářský růst	34
4.2 Inflace.....	36
4.2.1 Způsoby měření inflace	36
4.2.2 Formy inflace	37
4.2.3 Příčiny inflace	38
4.2.4 Dopad změn sazeb ČNB do ekonomiky	40
4.2.5 Důsledky inflace	41
4.3 Nezaměstnanost.....	41
4.3.1 Míra nezaměstnanosti	41
4.3.2 Typy nezaměstnanosti.....	43
4.3.3 Dobrovolná a nedobrovolná nezaměstnanost	44
4.3.4 Důsledky nezaměstnanosti.....	44
4.3.5 Vztah nezaměstnanosti a HDP – Okunův zákon	45
4.3.6 Vztah inflace a nezaměstnanosti – Phillipsova křivka.....	45
5 Vlastní práce	47
5.1 Model	47
5.1.1 Deklarace proměnných	47
5.1.2 Ekonomický model	48
5.1.3 Ekonometrický model.....	48

5.1.4	Teoretická východiska	48
5.1.5	Korelační matice	50
5.1.6	Identifikace modelu	52
5.1.7	Odhad modelu	53
5.2	Ekonomická verifikace.....	56
5.3	Statistická verifikace	59
5.3.1	Ověření významnosti parametrů	59
5.3.2	Ověření významnosti celého modelu.....	61
5.3.3	Shoda modelu s daty	61
5.4	Ekonometrická verifikace	62
5.4.1	Testování normality	62
5.4.2	Testování heteroskedasticity	64
5.4.3	Testování autokorelace	65
5.5	Redukovaný tvar modelu	65
5.6	Aplikace modelu	67
5.6.1	Výpočet pružností	67
5.6.2	Simulační scénáře	69
5.6.3	Prognózy	71
5.7	Rok 2017	81
6	Závěr.....	83
7	Seznam použitých zdrojů	87
8	Přílohy	90
	Příloha A – Podkladová data pro 1. rovnici	90
	Příloha B – Podkladová data pro 2. rovnici	92
	Příloha C – Podkladová data pro 3. rovnici	94

Seznam grafů

Graf 1 - Rozdělení náhodné složky 1. rovnice.....	62
Graf 2 - Rozdělení náhodné složky 2. rovnice.....	63
Graf 3 - Rozdělení náhodné složky 3. rovnice.....	63
Graf 4 - Porovnání prognózy HDP	76
Graf 5 - Porovnání prognózy inflace	77
Graf 6 - Porovnání prognózy nezaměstnanosti.....	78
Graf 7 - Intervalová prognóza inflace z února 2016.....	80
Graf 8 - Intervalová prognóza inflace z listopadu 2016	80

Seznam obrázků

Obrázek 1 - Poptávková inflace.....	38
Obrázek 2 - Nabídková inflace	39
Obrázek 3 - Phillipsova křivka	46

Seznam tabulek

Tabulka 1- Deklarace proměnných.....	47
Tabulka 2 - Korelační matice pro 1. rovnici.....	50
Tabulka 3 - Korelační matice pro 2. rovnici.....	51
Tabulka 4 - Korelační matice pro 3. rovnici.....	52
Tabulka 5 - Odhad 1. rovnice	53
Tabulka 6 - Odhad 2. rovnice	54
Tabulka 7 - Odhad 3. rovnice	55
Tabulka 8 - Interpretace výsledků 1. rovnice	56
Tabulka 9 - Interpretace výsledků 2. rovnice	57
Tabulka 10 - Interpretace výsledků 3. rovnice	58
Tabulka 11 - Ověření významnosti parametrů 1. rovnice	59
Tabulka 12 - Ověření významnosti parametrů 2. rovnice	60
Tabulka 13 - Ověření významnosti parametrů 3. rovnice	60
Tabulka 14 - Výpočet pružností 1. rovnice.....	68
Tabulka 15 - Výpočet pružností 2. rovnice.....	68
Tabulka 16 - Výpočet pružností 3. rovnice.....	69
Tabulka 17 - Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných	74
Tabulka 18 - Upravené budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných.....	75
Tabulka 19 - Budoucí teoretické hodnoty endogenních proměnných	75
Tabulka 20 - Prognóza ČNB.....	76
Tabulka 21 - Intervalová prognóza proměnné y_1	78
Tabulka 22 - Intervalová prognóza proměnné y_2	79
Tabulka 23 - Intervalová prognóza proměnné y_3	79
Tabulka 24 - Porovnání prognózy HDP se skutečností	81
Tabulka 25 - Porovnání prognózy inflace se skutečností	81
Tabulka 26 - Porovnání prognózy nezaměstnanosti se skutečností.....	82

Použité zkratky

BMNČ – Běžná metoda nejmenších čtverců

CPI – Customer Price Index (Index spotřebitelských cen)

ČNB – Česká národní banka

ČSÚ – Český statistický úřad

DMNČ – Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců

ESS – Explained Sum of Squares (Vysvětlený součet čtverců)

HDP – Hrubý domácí produkt

LRM – Lineární regresní model

MPSV – Ministerstvo práce a sociálních věcí

PPI – Production Price Index (Index cen výrobců)

RMSE – Root Mean Squared Error (Střední čtvercová chyba)

RSS – Residual Sum of Squares (Reziduální součet čtverců)

TSS – Total Sum of Squares (Úplný součet čtverců)

1 Úvod

Ekonomiku je možné definovat různými způsoby, například jako souhrn výrobních vztahů, ekonomickou základnu společnosti či hospodářství určité země, které zahrnuje příslušná odvětví a druhy výroby. (Ekonomická encyklopedie, 1984) Ať už je definována jakkoli, je nedílnou součástí života každého z nás a také ho do značné míry ovlivňuje.

Ekonomická situace země je hodnocena pomocí nejrůznějších ukazatelů, které také slouží k porovnávání světových ekonomik mezi sebou. Mezi nejdůležitější ukazatele vyspělosti národního hospodářství patří bezesporu hrubý domácí produkt, což je veškerá finální produkce vytvořená v dané ekonomice za sledované období, kterým je běžně kalendářní rok. Mezi další významné charakteristiky makroekonomické výkonnosti ekonomiky patří míra inflace či míra nezaměstnanosti.

Společně s ukazatelem saldo obchodní bilance tvoří tyto ukazatele tzv. magický čtyřúhelník, který zobrazuje vzájemné působení těchto ukazatelů. Obecně totiž platí, že pokud jeden z těchto ukazatelů roste, pak jiný klesá a naopak. Právě toto vzájemné působení jednotlivých ukazatelů je možné kvantifikovat pomocí ekonometrického modelování, kterým se tato diplomová práce zabývá. Pomocí nástrojů ekonometrického modelování je poté na základě dosavadního vývoje možné například určit, k jaké změně ve výši HDP povede změna obecné míry nezaměstnanosti či jaké dopady bude mít tatáž změna na inflaci.

Ekonometrie je vědní disciplína, která spojuje poznatky ze statistiky, matematiky a ekonomických teorií. Její vznik byl podmíněn rozvojem statistické teorie a lepší dostupností ekonomických údajů na začátku 20. století. Od té doby byla obohacena o velké množství teorií a metod, které se v rámci ekonometrického modelování dnes běžně používají.

Ekonometrické modelování je možné využít jak na makroekonomické, tak na mikroekonomické úrovni. Na úrovni jednotlivých podniků je například možné pomocí modelů stanovit optimální množství produkce či optimální spotřebu výrobních faktorů. Pro účely předkládané diplomové práce je však důležitější využití ekonometrických modelů na úrovni národního hospodářství.

Jak již bylo naznačeno výše, je pomocí těchto modelů možné sledovat vzájemné interakce nejrůznějších ekonomických veličin a na základě dosavadního vývoje také vytvářet prognózy vývoje budoucího. Právě tyto prognózy jsou velmi důležité jak pro jednotlivé podnikatele, tak zejména pro řídicí složky státu, které na základě příslušných analýz rozhodují o hospodářské politice země.

Šíře využití a přínos důležitých informací dělají z ekonometrie nenahraditelnou vědní disciplínu, s kterou by měl být seznámen každý, kdo se ekonomii zabývá. Právě z tohoto důvodu, jsou základy ekonometrie zařazeny i do studijních plánů ekonomických oborů na Provozně ekonomické fakultě České zemědělské univerzity v Praze. Je nutné uvést, že právě výuka ekonometrie a zájem o ekonomickou situaci České republiky byly impulsem pro vznik této diplomové práce, která se zabývá modelováním makroekonomických ukazatelů ČR.

2 Cíl práce

Hlavním cílem předkládané diplomové práce je vymežit a kvantifikovat hlavní determinanty vybraných makroekonomických ukazatelů České republiky pomocí nástrojů ekonometrického modelování a současně prognózovat budoucí vývoj těchto ukazatelů v časovém horizontu 1. čtvrtletí roku 2017 do 2. čtvrtletí roku 2018. Pro naplnění tohoto hlavního cíle bude nezbytné postupně naplňovat následující dílčí cíle:

1. zpracovat danou problematiku formou literární rešerše
2. definovat zvolené makroekonomické ukazatele
3. koncipovat ekonomický model
4. koncipovat, odhadnout a verifikovat ekonometrický model
5. aplikovat model formou simulačních scénářů
6. aplikovat model formou ex-post a ex-ante prognózy

Cílem práce bude tedy stanovit proměnné, které mají vliv na vývoj vybraných makroekonomických ukazatelů. Na základě veřejně dostupných dat z let 2002 - 2016 poté pomocí ekonometrických nástrojů vyčíslit, jak se změna daných proměnných projeví na vývoji zvolených ukazatelů.

Získané výsledky budou v závěru práce mimo jiné použity k vytvoření prognóz vývoje vybraných ukazatelů, které budou porovnány s oficiálními prognózami, které vydává Česká národní banka.

Na základě výsledků verifikace a srovnání vlastní prognózy s prognózou ČNB bude rozhodnuto, zdali je sestrojený model použitelný v reálném prostředí české ekonomiky a zda dostatečně reflektuje její vývoj.

3 Metodika

V rámci této kapitoly jsou představeny jednotlivé metody a postupy, které byly použity k zpracování předkládané diplomové práce. Uvedené postupy byly zvoleny s přihlédnutím ke stanoveným cílům, které jsou uvedeny výše.

Prvním krokem k naplnění daného cíle bylo studium odborné literatury zabývající se problematikou makroekonomie, ekonometrického modelování a statistických metod. Pro účely této práce byly využity české i zahraniční zdroje informací a bylo čerpáno také ze znalostí získaných v rámci předmětu Ekonometrie, který je vyučován na ČZU v Praze.

Na základě získaných informací byl zkompilován metodický postup tvorby ekonometrického modelu a literární rešerše, která blíže představuje zvolené makroekonomické ukazatele.

Následující část se zabývá vlastním zpracováním dané problematiky, kde je představen autorkou koncipovaný třírovnicový simultánní model. Zde byly použity zejména metody ekonometrického modelování, regresní a korelační analýzy, testování statistických hypotéz a v neposlední řadě také metody prognostické.

K sestavení modelu byla využita data z veřejně dostupných databází Českého statistického úřadu a České národní banky. Pro jednotlivé výpočty a grafická zobrazení byl využit program Gretl a MS Excel.

3.1 Ekonometrické modelování

Definic ekonometrie je mnoho, například Hušek v jedné ze svých publikací uvádí, že: *„Ekonometrická analýza vychází ze spojení ekonomické teorie, matematiky, statistiky a v poslední době stále více i z využívání informatiky za účelem vyhledávání, měření a empirického ověřování či testování především ekonomických, ale i jiných společenských jevů.“* (Hušek, 2007)

Jinou definici nabízí Oskar Lange ve své knize Introduction to econometrics: *„Econometrics is the science which deals with the determination by statistical methods of concrete quantitative laws occurring in economic life.“* (Lange, 1978)

Účel ekonometrického modelování pak srozumitelně představuje docent Jan Kožíšek: *„Ekonometrie má sloužit k poznávání ekonomických jevů a procesů v hospodářství. Ekonometrické metody a postupy jsou účinným prostředkem poznání kvantitativních vztahů v hospodářství, prostředkem pro poznání hlavních vývojových tendencí (trendů), prostředkem odhalení nahodilostí a jejich kvantifikace.“* (Kožíšek, 1995)

Na základě výše uvedeného je tedy možné zjednodušeně říci, že ekonometrie je vědní disciplína, která spojuje poznatky z ekonomie, matematiky a statistiky za účelem kvantifikace vztahů mezi různými ekonomickými jevy a umožňuje tak s určitou mírou pravděpodobnosti určit jejich budoucí vývoj.

Proces ekonometrického modelování

Modelování jakéhokoli jevu sestává z několika dílčích kroků. Každý autor tyto jednotlivé etapy více či méně rozvádí do samostatných bodů, avšak v závěru je postup vždy téměř totožný. Pro účely této diplomové práce byl zvolen takový postup, který je vyučován v předmětu Ekonometrie na ČZU v Praze a má následující podobu:

1. Určení předmětu modelování, studium příslušné literatury
2. Tvorba ekonomického modelu
3. Tvorba ekonometrického modelu
4. Sběr, zpracování a analýza vstupních dat
5. Odhad parametrů ekonometrického modelu
6. Interpretace výsledků, ekonomické ověření ekonometrického modelu
7. Statistické a ekonometrické ověření
8. Aplikace ekonometrického modelu nebo jeho zamítnutí

3.1.1 Tvorba ekonomického modelu

Fáze tvorby ekonomického modelu se zabývá vymezením předmětu zkoumání. Na základě informací získaných studiem adekvátní literatury jsou určeny jednotlivé proměnné daného systému a jednoznačně popsány vazby a vztahy mezi těmito veličinami. Tato specifikace vzájemných vztahů umožňuje formulovat základní hypotézy vyjadřující zásady chování zkoumaného ekonomického subjektu.

Ekonomický model je nejprve vyjádřen slovně. Je-li možné vztahy v modelu kvantifikovat, je slovní zápis převeden do zápisu matematického, čímž vzniká model ekonomicko - matematický, který představuje další zjednodušení reality. Tento ekonomicko - matematický model se skládá ze tří částí – ekonomického subjektu, příslušných proměnných a formy vztahu mezi zkoumanými proměnnými. (Hušek, a další, 1976)

3.1.2 Tvorba ekonometrického modelu

Ekonometrický model je vytvořen zahrnutím náhodné (reziduální) složky do modelu ekonomického. Tím se z deterministického modelu stává model stochastický. Ekonometrické modely, které vyjadřují vztahy mezi vysvětlovanou proměnnou na jedné straně a vysvětlujícími proměnnými na straně druhé mají charakter regresních modelů.

Každý takovýto model obsahuje své proměnné a příslušné parametry. V regresních modelech se nejčastěji používá rozdělení proměnných na závislé a nezávislé proměnné, kdy proměnné na pravé straně funkčního vztahu se mění známým či kontrolovatelným způsobem a vyvolávají tak změnu proměnné, která se nachází na levé straně tohoto vztahu. Jinou možnou specifikací je rozdělení proměnných na vysvětlované a vysvětlující, kdy proměnné na pravé straně funkčního vztahu jsou příčinou změny proměnné na levé straně.

Obdobou této klasifikace je rozdělení proměnných na endogenní a exogenní. Pro účely ekonometrického modelování je ovšem nutné ještě dále rozlišit proměnné predeterminované a náhodné.

Proměnné a parametry ekonometrického modelu

Endogenní proměnné

Jsou předmětem zkoumání modelu. Jedná se o takové proměnné, jejichž hodnoty jsou generovány modelem a zpravidla tedy mají charakter vysvětlovaných proměnných. Ve víceroznicových modelech mohou ovšem vystupovat i jako proměnné vysvětlující. Tyto víceroznicové modely poté musí mít právě tolik rovnic, kolik má model endogenních proměnných. Jako značení je obecně používáno y_{it} , což představuje i -tou endogenní proměnnou v čase t . (Hušek, a další, 1976)

Exogenní proměnné

Na rozdíl od endogenních proměnných mají vždy charakter vysvětlujících proměnných. Jejich hodnoty jsou vždy dány vnějším prostředím a jsou pomocí nich vysvětlovány endogenní proměnné. Značení je obdobné jako u endogenních proměnných, tedy x_{kt} . Jedná se tedy o k-tou exogenní proměnnou v čase t. (Kožíšek, 1995)

Predeterminované proměnné

Vzhledem k jisté dynamice, kterým se vyznačuje vnější prostředí modelu, je často nutné do modelu zahrnout také tzv. zpožděné proměnné, a to jak exogenní, tak endogenní. Zpožděné proměnné představují závislost nezpožděné endogenní (vysvětlované) proměnné na hodnotě vysvětlující proměnné v předešlém období. Do predeterminovaných proměnných jsou proto řazeny exogenní, zpožděné exogenní a zpožděné endogenní proměnné.

Náhodné proměnné

Jedná se o náhodné složky jednotlivých strukturálních rovnic, které zahrnují vliv všech ostatních proměnných, které nejsou přímo vyjádřeny v modelu, dále pak chyby vzniklé měřením či zkreslení vzniklé nevhodnou volbou funkčního tvaru (Greene, 2012). Náhodná proměnná je označována písmenem u s příslušnými indexy.

Parametry

V ekonometrických modelech rozlišujeme parametry strukturální a stochastické, přičemž určení hodnot strukturálních parametrů je právě jedním z cílů ekonometrického modelování.

Strukturální parametry určují směr a intenzitu působení jednotlivých predeterminovaných proměnných na proměnné endogenní. Jedná se tedy o konstanty, které mají charakter regresních koeficientů. Protože jejich skutečné hodnoty zpravidla neznáme, jsou odhadovány pomocí příslušných metod na základě dosavadního napozorovaného vývoje. Pro označení parametrů endogenních proměnných se používá β_{gi} , kde g značí g-tou rovnici a i-tou endogenní proměnnou. Parametry predeterminovaných proměnných jsou označovány γ_{gk} , a přísluší tedy ke k-té predeterminované proměnné v g-té rovnici modelu.

Stochastické parametry vyjadřují základní charakteristiky rozložení náhodných proměnných. Mezi dvě nejdůležitější patří rozptyl a střední hodnota, přičemž právě rozptyl je rozhodujícím ukazatelem přesnosti modelu. Model tím lépe popisuje skutečnost, čím je hodnota rozptylu nižší. V případě, že by se tato hodnota rovnala nule, jednalo by se o deterministický model, v kterém nepůsobí žádné náhodné vlivy. Stejně jako parametry strukturální jsou i parametry stochastické odhadovány na základě napozorovaných údajů.

Obecný zápis lineárního regresního modelu je následující

$$\beta_{gi}y_{it} = \gamma_{gk}x_{kt} + u_{it} \quad (3.1)$$

kde $u_i \sim \text{n.i.d.}^1 (0, \sigma^2)$
 $t = 1, 2, \dots, T$

3.1.3 Identifikace modelu

Pro účely této práce byl vytvořen třírovniceový simultánní model. Simultánní charakter modelu spočívá v tom, že nezpožděné endogenní proměnné vystupují v modelu jak ve funkci vysvětlovaných, tak i vysvětlujících proměnných a je proto nutné před odhadem modelu ověřit jeho řešitelnost. Tomuto ověření se v ekonometrické teorii říká identifikace modelu. Podstatou identifikace je ověření, že redukované formě modelu odpovídá právě jedna forma strukturální a v modelu tedy neexistuje lineární kombinace.

Řešitelnost modelu se určuje pomocí vztahu

$$k^{**} \geq g^* - 1 \quad (3.2)$$

kde k celkový počet predeterminovaných proměnných v modelu
 g celkový počet endogenních proměnných v modelu
 $*$ proměnná je zahrnuta ve zkoumané rovnici
 $**$ proměnná není zahrnuta ve zkoumané rovnici, ale je zahrnuta v jiných rovnicích modelu

- platí-li ostrá nerovnost, rovnice je identifikovaná (přeidentifikovaná)
- platí-li rovnost, rovnice je přesně identifikovaná
- pokud vztah 3.1 neplatí, rovnice není identifikovaná (je podidentifikovaná)

Model je identifikovaný (řešitelný), pokud jsou identifikované všechny jeho rovnice. (Hušek, 1995)

¹ Normally and Independently Distributed

3.1.4 Odhad strukturálních parametrů

Pro odhad strukturálních parametrů se pro svoji jednoduchost nejčastěji využívá běžná metoda nejmenších čtverců. Aby parametry získané pomocí BMNČ měly požadované vlastnosti je ovšem nutné splnění následujících předpokladů:

- a) Specifikační předpoklady, tzn.
 - a. zahrnutí všech podstatných proměnných
 - b. vyřazení všech nepodstatných proměnných
 - c. správně zvolená funkční forma modelu
 - d. časová invariantnost odhadnutých parametrů
 - e. respektování simultánnosti vztahů mezi proměnnými
- b) Lineární regresní model
- c) Střední hodnota náhodné složky je 0
- d) Vysvětlující proměnné jsou nenáhodné a fixní v opakujících se výběrech
- e) Homoskedasticita (rozptyl náhodné složky je konstantní pro všechna t)
- f) V modelu není přítomná autokorelace reziduí
- g) Rezidua mají normální rozdělení
- h) V modelu se nevyskytuje perfektní multikolinearita

Jsou-li naplněny výše uvedené předpoklady, poskytuje metoda nejmenších čtverců odhad parametrů, který je nejlepší (má vždy menší rozptyl než odhad, s kterým je porovnáván), nestranný (nedochází k systematickému nadhodnocení či podhodnocení) a konzistentní (s přibývajícím počtem pozorování se odhad přibližuje skutečnosti). (Asteriou, a další, 2011)

Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců

Pro simultánní modely se nejčastěji používá dvoustupňová metoda nejmenších čtverců. Jedná se o tzv. metodu s omezenou informací, takže je nutné každou rovnici modelu odhadovat samostatně.

Podstatou DMNČ je opakovaná aplikace BMNČ, která vychází z kritéria 3.3

$$\min \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (3.3)$$

Při DMNČ jsou nejprve nahrazeny stochastické napozorované hodnoty vysvětlujících endogenních proměnných odhadované rovnice jejich vyrovnanými nestochastickými hodnotami, díky čemuž tyto hodnoty již nejsou zkorelovány s náhodnou složkou rovnice. Tím je splněna podmínka pro aplikaci BMNČ a je možné přejít k druhému kroku výpočtu, v kterém jsou odhadnuty hodnoty strukturálních parametrů jednotlivých rovnic. (Hušek, 1995)

Odhad získaný pomocí DMNČ je při platnosti obvyklých předpokladů konzistentní, asymptoticky normální a asymptoticky eficientní. (Cipra, 2013)

Pro výpočet strukturálních parametrů pomocí DMNČ byl v rámci této práce využit SW Gretl.

3.1.5 Verifikace modelu

Po odhadnutí strukturálních parametrů jednotlivých rovnic modelu je nutné provést verifikaci modelu, tedy ověřit, zda má model požadované vlastnosti a je aplikovatelný na reálné prostředí. V rámci tohoto ověřování je prováděna verifikace ekonomická, statistická, ekonometrická a popřípadě matematická, která spočívá v testování toho, zda se průměr hodnot na levé straně funkčního vztahu rovná průměrným hodnotám na pravé straně funkčního vztahu. U modelů s konstantou není ovšem toto ověřování nutné, protože právě konstanta automaticky zaručuje splnění tohoto požadavku.

Ekonomická verifikace

Ekonomická verifikace je komparací dosaženého výsledku odhadu s teoretickými předpoklady stanovenými na základě ekonomické teorie. Obsahem ekonomické verifikace je posouzení znaménka a velikosti numerických hodnot odhadnutých parametrů, tedy správnosti směru a intenzity působení jednotlivých vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou.

Při ekonomické verifikaci mohou nastat tři situace:

- d) teorie se shoduje s výsledkem
- e) teorie se neshoduje s výsledkem, ale je možné tuto neshodu odůvodnit
- f) teorie a výsledek se liší a není možné tuto odlišnost zdůvodnit

Model je ekonomicky verifikován, pokud je působení všech predeterminovaných proměnných ve shodě s ekonomickou teorií nebo je možné případnou neshodu logicky zdůvodnit. Pokud tento požadavek naplněn není, je nutné lépe specifikovat daný model.

Statistická verifikace

Pomocí statistické verifikace je ověřováno, zda je model odhadnut na základě reprezentativního vzorku dat a zdali je možné tento odhad aplikovat i na celý základní soubor. V rámci statistické verifikace se zkoumá shoda modelu s daty a ověřuje se statistická významnost jednotlivých parametrů i celého modelu.

Shoda modelu s daty

Shoda modelu s daty se u lineárního modelu posuzuje pomocí koeficientu vícenásobné determinace, který je jedním z ukazatelů korelační analýzy a který měří těsnost závislosti mezi daty a odhadnutým modelem.

Podstatou tohoto ukazatele je rozložení úplného součtu čtverců na část reziduální a vysvětlenou regresí. Pro výpočet koeficientu determinace se poté použije vztah 3.4 (Mills, 2014)

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{TSS - RSS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} \quad (3.4)$$

kde

$TSS = \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2$	je úplný součet čtverců
$ESS = \sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - \bar{y})^2$	je vysvětlený součet čtverců
$RSS = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2$	je reziduální součet čtverců
y_t	jsou skutečné hodnoty vysvětlované proměnné
\bar{y}_t	je průměr skutečné hodnoty vysvětlované proměnné
\hat{y}_t	jsou teoretické hodnoty vysvětlované proměnné.

Výsledkem výše uvedeného vztahu by mělo být číslo pohybující se v intervalu od 0 do 1. Pokud se následně takto získané číslo vynásobí 100, je získána procentuální hodnota, která vyjadřuje, z kolika procent je vysvětlena variabilita endogenní proměnné pomocí proměnných exogenních. (Hančlová, 2012)

Testování statistické významnosti

Statistická významnost strukturálních parametrů se ověřuje pomocí t-testu a významnost celého modelu pomocí F-testu. Postup tohoto testování je stejný, jako při každém jiném testování statistických hypotéz, přičemž statistickou hypotézou se rozumí určitý předpoklad o parametrech či tvaru rozdělení zkoumaného znaku.

„Při testování hypotéz klademe proti sobě vždy dvě hypotézy. Jedna z nich vždy něco tvrdí a druhá hypotéza tvrzení popírá.“ (Cyhelský, a další, 1979) První z těchto hypotéz se nazývá nulová (H_0) a druhá alternativní (H_1). Následuje určení hladiny významnosti, na které budou hypotézy zkoumány a vyčíslení testovacího kritéria. Posledním krokem je porovnání hodnoty testovacího kritéria s kritickou hodnotou a rozhodnutí o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy na dané hladině významnosti. (Hindls, a další, 2002)

V případě testování statistické významnosti strukturálních parametrů jsou stanoveny tyto hypotézy:

$$H_0: \gamma_k = 0$$

$$H_1: \gamma_k \neq 0$$

Nulová hypotéza tedy říká, že daný strukturální parametr není rozdílný od 0, tudíž příslušná vysvětlující proměnná nepřispívá k vysvětlení vysvětlované proměnné a není proto statisticky významný. Naopak alternativní hypotéza uvádí, že daný strukturální parametr se významně liší od 0, tedy že působením příslušné vysvětlující proměnné je ovlivňován vývoj vysvětlované proměnné a parametr tedy je statisticky významný. (Hančlová, 2012)

Podle výše uvedeného postupu následuje výpočet testovacího kritéria, který se odvíjí od použitého testu. V případě t-testu, který ověřuje statistickou významnost parametrů je testovací kritérium vypočítáno podle vztahu 3.5 (Cipra, 2013)

$$\frac{|\gamma_i|}{S_{\gamma_i}} \quad (3.5)$$

Výsledná hodnota je poté porovnána s kritickou hodnotou, která je uvedena ve statistických tabulkách. Pokud je testovací kritérium menší než tabulovaná hodnota, přijímá se nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti parametru a naopak. (Hančlová, 2012)

Testování statistické významnosti celého modelu probíhá obdobným způsobem jako testování jednotlivých parametrů.

Kromě využití těchto testovacích statistik je možné k ověření významnosti strukturálních parametrů využít také konfidenční intervaly (intervaly spolehlivosti) či p - hodnotu. Interval spolehlivosti představuje pomyslné meze, v kterých se s určitou pravděpodobností, která je určena volbou hladiny významnosti, budou pohybovat hodnoty jednotlivých parametrů při opakovaných výběrech. Obsahuje-li tento interval nulu, není daný parametr statisticky významný. (Hušek, 1995)

Druhým alternativním způsobem, pomocí kterého je možné rozhodnout o významnosti parametru či celého modelu je tzv. p – hodnota. Ta je definována jako nejnižší přípustná hladina, při které ještě lze akceptovat nulovou hypotézu. (Asteriou, a další, 2011) Jinými slovy je možné říci, že p – hodnota uvádí, s jakou pravděpodobností platí nulová hypotéza. Pokud je tedy p – hodnota vyšší než zvolená hladina významnosti, pak nulovou hypotézu nelze zamítnout, a naopak pokud je nižší než stanovená hladina významnosti, pak se nulová hypotéza zamítá.

Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace je poslední fází procesu ověřování odhadnutého modelu. Obsahem ekonometrické verifikace je v podstatě testování předpokladů, které byly stanoveny v kapitole 3.1.3 Odhad ekonometrického modelu. Není-li dodržen některý z předpokladů modelu, pak odhady parametrů ztrácejí některé požadované vlastnosti a není tedy možné o odhadu modelu říci, že je nejlepší, nestranný a konzistentní. V takovém případě je nutné vrátit se k počáteční fázi modelování a upravit specifikaci daného modelu.

V rámci ekonometrické verifikace se testuje autokorelace reziduí, homoskedasticita, normalita reziduí a multikolinearita.

Autokorelace reziduí

Autokorelace reziduí je situace, kdy dochází k sériové závislosti náhodné složky na jejich vlastních zpožděných hodnotách. K autokorelaci reziduí může dojít z několika různých důvodů, mezi které patří například nezahrnutí podstatné proměnné, nedostatečně specifikovaná dynamika modelu či nelineárnost skutečného vztahu (Asteriou, a další, 2011).

Pro detekování autokorelace je možné použít několik testů. K testování autokorelace 1. řádu, tedy závislosti na jedné bezprostředně předcházející náhodné složce, se nejčastěji používá Durbin – Watson test. Pro výpočet autokorelace používají ekonometrické softwary především Breusch - Godfreyho test autokorelovanosti reziduí, který vychází z modelu

$$\hat{u}_t = \varphi_1 u_{t-1} + \varphi_2 u_{t-2} + \dots + \varphi_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

Oba zmiňované testy vycházejí z nulové hypotézy, která říká, že v modelu není přítomna autokorelace 1. či vyššího řádu. Alternativní hypotéza je naopak tvrzením o existenci autokorelace.

Breusch – Godfreyho test odhadne pomocný model, který má následující tvar

$$\hat{u}_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + \varphi_1 \hat{u}_{t-1} + \varphi_2 \hat{u}_{t-2} \dots + \varphi_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

Na model se poté aplikuje χ^2 test. Je-li výsledná hodnota nižší než uváděný kritický obor hodnot, přijímá se nulová hypotéza. Vyhodnocení testu je možné provést také na základě výše zmiňované p – hodnoty. Žádoucím výsledkem je tedy co nejvyšší p – hodnota a tedy přijetí nulové hypotézy o nepřítomnosti autokorelace reziduí. (Cipra, 2013)

Pokud ovšem nastane situace, kdy nulovou hypotézu nelze přijmout a v modelu tedy existuje autokorelace náhodných složek, je nutné tuto vzájemnou závislost odstranit. Autokorelaci reziduí je možné řešit úpravou specifikace, změnou funkčního vztahu, zdynamizováním modelu např. pomocí zpožděných proměnných nebo pomocí Cochrane – Orcuttovy metody. (Hančlová, 2012)

Homoskedasticita

Dalším předpokladem ekonometrického modelu, který je potřeba ověřit, je homoskedasticita, tedy že rozptyl náhodných složek je konečný a konstantní. V opačném případě se jedná o heteroskedasticitu.

Heteroskedasticita se objevuje zejména v modelech, kde jsou použita průřezová či panelová data, a to z důvodu nelineárnosti vztahu mezi endogenní a exogenní proměnnou. V modelech, které jsou založeny na časových řadách, by se heteroskedasticita mohla objevit například z důvodu strukturálního šoku. (Hušek, 1995)

Pro ověření homoskedasticity rozptylu se nejčastěji používá Breusch – Pagan test, White test a v případě simultánních modelů Pesaran – Taylorův test. Všechny tyto testy vycházejí z nulové hypotézy, která předpokládá homoskedasticitu a alternativní hypotézy, která je tvrzením o existenci heteroskedasticity. Obdobně jako u předchozích testů je

možné test vyhodnotit pomocí p – hodnoty. Aby byl splněn požadavek na homoskedasticitu, musí být tato p – hodnota co nejvyšší, aby bylo možné přijmout nulovou hypotézu, která její existenci předpokládá. (Tong, a další, 2011)

Pokud předpoklad není splněn a v modelu je přítomná heteroskedasticita, dochází k tomu, že odhad parametrů je nestranný a konzistentní, ale není nejlepší. Mimo to má heteroskedasticita také vliv na směrodatné odchylky odhadovaných parametrů, což ovlivňuje výpočet testové statistiky pro ověření statistické významnosti strukturálních parametrů a celého ekonometrického modelu. (Asteriou, a další, 2011)

Normalita reziduí

Třetím předpokladem lineárního regresního modelu, který je potřeba testovat v rámci ekonometrické verifikace, je normální rozdělení náhodné složky pro všechna t. Hančlová uvádí, že „*Předpoklad normality náhodných složek se využívá zejména při specifikaci pravděpodobnostního rozdělení reziduální složky a následném testování hypotéz v modelu i konstrukci konfidenčních intervalů.*“

Pro testování normality je možné použít grafické nástroje, jako je například histogram rozdělení četností reziduí, který je následně porovnán s teoretickou Gaussovou křivkou normálního rozdělení nebo neparametrické testy mezi které se řadí například Chí - kvadrát test dobré shody, Jarque-Bera test či Kolmogorov – Smirnovův test.

SW Gretl používá pro testování normality reziduí Jarque – Bera test, který vychází z vzorce

$$W = T \left(\frac{\hat{\gamma}_1^2}{6} + \frac{\hat{\gamma}_2^2}{24} \right) \quad (3.8)$$

kde $\hat{\gamma}_1$ je koeficient šikmosti

$\hat{\gamma}_2$ je koeficient špičatosti

a testovací statistiky

$$W \geq \chi_{1-\alpha}^2(2) \quad (3.9)$$

Vyjde-li tedy hodnota W vyšší než uvedená testová statistika, nulová hypotéza o normálním rozdělení reziduí se zamítá. (Cipra, 2013)

Stejně jako u předchozích dvou předpokladů, je možné i u normality určit výsledek testu také pomocí p - hodnoty. Je-li tato vyšší než zvolená hladina významnosti α , přijímá se nulová hypotéza o normálním rozdělení náhodných složek. (Hančlová, 2012)

Řešením případného porušení předpokladu o normálním rozdělení je zvýšení počtu pozorování, úprava specifikace modelu či dynamizace modelu.

Multikolinearita

Posledním z požadavků, který je nutné splnit, aby bylo možné model odhadnout pomocí BNNČ (DMNČ) je plná hodnota matice X. To znamená, že matice X obsahuje pouze lineárně nezávislé sloupce a není tedy singulární, neboť singulární matici nelze invertovat, a tedy ani odhadnout parametry pomocí BMNČ.

Z uvedeného vyplývá, že testování multikolinearity je nutné provést ještě před samotným odhadem parametrů. K ověřování multikolinearity se používá Farrar – Glauberův test v jehož rámci je vytvořena korelační matice pomocí vztahu

$$X'^T X' \quad (3.10)$$

kde X' je matice normalizovaných vektorů, vyčíslených podle vztahu

$$x'_{it} = \frac{x_{it} - \bar{x}_i}{\sqrt{n} * \sigma_{x_i}} \quad (3.11)$$

kde x_{it} je hodnota i-té vysvětlující proměnné v čase t,

\bar{x}_i je průměr i-té vysvětlující proměnné,

σ_{x_i} je směrodatná odchylka i-té vysvětlující proměnné,

n je počet pozorování.

Pomocí korelační matice je sledována párová korelace mezi dvojicemi vysvětlujících proměnných r_{x_i, x_j} , pro $i \neq j$, kde $i, j = 2, 3, \dots, k$. Zpravidla se očekává, že pro všechny prvky korelační matice s výjimkou diagonály platí, že

$$|r_{x_i, x_j}| < 0,8. \quad (3.12)$$

Pokud by některý z párových korelačních koeficientů mimo diagonálu byl roven jedné, jedná se o tzv. perfektní multikolinearitu a v modelu je přítomna nežádoucí lineární kombinace. Nežádoucím stavem je ovšem také vysoká multikolinearita, kdy je párový korelační koeficient vyšší než 0,8. (Cipra, 2013) Důsledkem vysoké multikolinearity je nemožnost přesně určit vliv takto zkorelovaných exogenních proměnných na proměnnou endogenní či neadekvátně vysoké hodnoty rozptylu parametrů, díky kterým se snižují hodnoty t – statistiky a může tak dojít k nesprávnému zamítnutí nulové hypotézy o statistické nevýznamnosti strukturálního parametru.

Mezi hlavní příčiny přítomnosti vysoké multikolinearity v modelu patří stejná trendová tendence ekonomických časových řad, která se vyskytuje zejména u makroekonomických dat a dále pak nevhodné zavedení zpožděných vysvětlujících proměnných či neadekvátní použití tzv. dummy proměnných. (Hančlová, 2012)

Řešením vysoké multikolinearity může být např. zvětšení rozsahu výběru, transformace hodnot vysvětlující proměnné např. pomocí prvních diferencí či změna specifikace. (Hušek, 1995) Mimo tyto uvedené způsoby je ovšem také možné vysokou multikolinearitu ignorovat, ale to pouze v případě, že i přes vysokou multikolinearitu je příslušný parametr statisticky významný.

3.2 Aplikace modelu

Je-li model verifikován ze všech uvedených hledisek, nastává fáze aplikace modelu. Ekonometrický model lze použít ke strukturální analýze, simulacím či prognózám, přičemž v rámci této diplomové práce byl model aplikován pouze formou simulačních scénářů a formou prognózy.

3.2.1 Simulace

K aplikaci modelu formou simulačních scénářů se využívají tzv. koeficienty pružnosti. Tyto koeficienty vyjadřují stejně jako strukturální parametry intenzitu působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou. Na rozdíl od strukturálních parametrů jsou ovšem vyjádřením relativním a jsou tedy uváděny v procentech. Relativní vyjádření poté umožňuje srovnávat intenzitu působení různých exogenních proměnných bez ohledu na jednotky, v kterých byly původně uvedeny.

Koeficienty pružnosti (elasticity) byly vypočítány podle vztahu 3.13

$$E = \frac{\partial y}{\partial x_i} * \frac{x_i}{\hat{y}} \quad (3.13)$$

Interpretace takto vypočteného koeficientu pružnosti je následující: Změní-li se vysvětlující proměnná x_i o 1 %, změní se vysvětlovaná proměnná y o E % ceteris paribus.

3.2.2 Prognózy

Jak uvádí Greene ve své publikaci *Econometric Analysis*: „*After the estimation of the model parameters, a common use of regression modeling is for prediction of the dependent variable.*“ (Greene, 2012), je běžným použitím regresního modelování tvorba předpovědí a prognóz.

Prognózu je možné definovat jako pravděpodobnostní výpověď o budoucím či minulém stavu určitého jevu, která je odvozena pomocí vědecké metody. Prognózy se dělí na ex-post a ex-ante, přičemž „*Predikce ex post představuje předpověď vysvětlované proměnné za předpokladu znalosti hodnot všech vysvětlujících proměnných s jistotou pro predikované období. Predikce ex ante je podmíněná předpověď, protože pro predikované období či pozorování neznáme s jistotou hodnoty všech vysvětlujících proměnných a také je odhadujeme.*“ (Hančlová, 2012)

Z výše uvedeného vyplývá, že prognózy ex-post slouží zejména k ověření prognostických vlastností modelu. Má-li koncipovaný model dobré prognostické vlastnosti, je možné pomocí něj vytvořit i kvalitní prognózu ex-ante.

Redukovaný tvar modelu

Výpočet obou typů prognóz vychází z redukované formy modelu, kde „*jsou jednotlivé simultánně závislé endogenní proměnné explicitně vyjádřeny jako funkce všech predeterminovaných proměnných a náhodných složek.*“ (Hušek, 1995) Na rozdíl od strukturální formy modelu, která vyjadřuje pouze přímé vazby vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou, jsou tedy v redukované formě zachyceny i vazby zprostředkované.

Maticový zápis redukované formy modelu má podobu

$$y_t = \mathbf{M}x_t + v_t \quad (3.14)$$

kde v_t je vektor náhodných složek redukovaného tvaru
 \mathbf{M} je matice multiplikátorů (parametrů redukovaného tvaru),
vyčíslená podle vztahu 3.15

$$\mathbf{M} = -\mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma} \quad (3.15)$$

kde \mathbf{B} obsahuje parametry endogenních proměnných modelu
 $\mathbf{\Gamma}$ obsahuje parametry predeterminovaných proměnných modelu
(Hušek, 1995)

Prognóza ex-ante

Cílem analýzy časových řad je „popsat pravidelnosti a zákonitosti, které se projevují ve vývoji sledovaného ukazatele v daném období. Taková analýza může pak být i východiskem pro odhad budoucího vývoje sledovaného ukazatele, pro tzv. predikci.“ (Cyhelský, a další, 1979) Pro predikování (prognózování) určitého vývoje se používá řada metod, zahrnující vše od subjektivních odhadů až po kvalifikované statistické metody.

Právě statistické metody vycházejí z analýzy minulého vývoje a jsou založeny na extrapolaci hodnot časových řad. Tato extrapolace se nejčastěji vytváří pomocí funkce času (trendové funkce), která vystihuje dosavadní vývoj sledovaného ukazatele a jejíž tvar závisí na charakteru časové řady. Nejčastěji se v prognostice využívají nižší stupně lineárních regresních funkcí a exponenciální funkce. (Cyhelský, a další, 1979)

Bodová prognóza

„Bodová předpověď je hodnota, která představuje náš (v jistém smyslu nejlepší) odhad budoucí hodnoty uvažované časové řady (tj. odhad hodnoty řady v jistém stanoveném budoucím okamžiku).“ (Cipra, 1986)

Tvar předpovědi pro hodnotu y^* je uveden ve 3.16 (Cipra, 2013)

$$y^* = \beta_1 + \beta_2 x_2^* + \dots + \beta_k x_k^* + \varepsilon \quad (3.16)$$

Z výše uvedeného vyplývá, že pro sestavení prognózy endogenní proměnné je nutné nejprve vyčíslit teoretické hodnoty predeterminovaných proměnných. Zde se vychází z trendové funkce konkrétní proměnné. Pro predeterminované proměnné koncipovaného modelu byla zvolena lineární funkce času ve tvaru

$$Y = a + bx \quad (3.17)$$

Protože se jedná o lineární funkci, je možné parametry této funkce bez problémů vyčíslit pomocí BMNČ. Matice X v takovém případě obsahuje pouze jednotkový a časový vektor. Vektor y je tvořen hodnotami konkrétní predeterminované proměnné, pro kterou se výpočet provádí. Výsledkem je parametr a, který představuje konstantu a parametr b, který představuje trend dané proměnné. Na základě uvedeného je tedy možné přepsat vztah 3.17 do podoby 3.18, která lépe zobrazuje výpočet teoretických hodnot predeterminovaných proměnných.

$$\hat{x} = a + bt \quad (3.18)$$

Intervalová prognóza

Kromě bodové prognózy je možné určit také intervalovou prognózu, která je úplnou analogií intervalu spolehlivosti z matematické statistiky a určuje tedy horní a dolní meze, ve kterých se s určitou pravděpodobností bude budoucí hodnota zkoumané proměnné pohybovat. (Cipra, 1986) Pro účely předkládané diplomové práce byl sestaven 95% interval spolehlivosti.

K výpočtu intervalové prognózy se používají odmocninové střední čtvercové chyby RMSE, které se vypočítají podle následujícího vztahu

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_i^n (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad (3.19)$$

kde n je počet prognózovaných období (Greene, 2012)

Samotný interval se následně spočítá tímto způsobem (Wooldridge, 2009)

$$(\hat{y}_{T+h}^{min}, \hat{y}_{T+h}^{max}) = \hat{y}_{T+h} \pm 2 * RMSE \quad (3.20)$$

4 Literární rešerše

Ekonomická teorie se dle předmětu zkoumání tradičně dělí na dvě oblasti – mikroekonomii a makroekonomii. Tyto dvě oblasti se liší v rovině analýzy, kdy makroekonomie používá agregátní veličiny, kdežto mikroekonomie se věnuje chování jednotlivých ekonomických subjektů. (Bednaříková, 2003)

Samuelsonova klasická definice uvádí, že „*Makroekonomie studuje chování ekonomiky jako celku. Zkoumá celkovou úroveň národního produktu, zaměstnanosti, cen a zahraničního obchodu země.*“ (Samuelson, a další, 1991) Vývoj národního hospodářství je charakterizován pomocí makroekonomických ukazatelů. Mezi ty nejdůležitější se řadí hrubý domácí produkt, míra nezaměstnanosti, míra inflace a saldo obchodní bilance.

V makroekonomické teorii je možné se setkat s nejrůznějšími názorovými spory. Stanoviska makroekonomů jsou mnohdy naprosto protikladná a odpovědi na stejné otázky diametrálně odlišné. Jak zásadní rozpor je mezi názory příslušníků jednotlivých ekonomických škol je evidentní z odpovědi na zdánlivě velmi jednoduchou, avšak zásadní otázku, zdali má vláda zasahovat do tržní ekonomiky.

První přístup, označovaný jako monetarismus či neoklasická makroekonomie, předpokládá, že trh disponuje dostatečnou samoregulační silou, díky které navrací tržní ekonomiku do stavu rovnováhy. Druhý základní přístup navazuje na dílo anglického ekonoma J. M. Keynese po kterém nese i svůj název – keynesovství. Keynesovci uznávají, že trhy alokují zdroje v zásadě efektivně, ale zdůrazňují, že tržní mechanismus není schopen zajistit plné využívání disponibilních zdrojů a doporučuje proto státní zásahy do ekonomiky prostřednictvím státního rozpočtu a peněžní a úvěrové politiky. (Sojka, a další, 1996)

Nutno tedy uvést, že následující literární přehled a samotné ekonometrické modelování vychází z principů neoklasické ekonomické školy.

4.1 Hrubý domácí produkt

V současnosti nejvýznamnějším používaným ukazatelem je hrubý domácí produkt. „*Jde o souhrn hodnot finálních statků a služeb v určité ekonomice (tedy na daném území) vytvořených zpravidla za jeden kalendářní rok či čtvrtletí,*“ (Soukup, 2010)

HDP je statistický ukazatel, který zahrnuje pouze ty výrobky a služby, které jsou obchodovány na trzích, protože jen ty dokáže statistika podchytit. Tento ukazatel se používá pro určení výkonosti dané ekonomiky. K mezinárodnímu srovnávání je vhodnější použít odvozené ukazatele jako je HDP na obyvatele či tempo růstu HDP.

4.1.1 Nominální a reálné HDP

Domácí produkt se skládá z velkého množství různých statků a není proto možné měřit jeho velikost ve fyzických jednotkách, ale jediné v peněžních jednotkách. Vyrobene množství každého výrobku či služby se vynásobí jeho cenou a následně se všechny tyto násobky sečtou. Díky tomu může nastat potíž ve chvíli, kdy je potřeba zjistit růst domácího produktu, tedy jak se velikost HDP změnila oproti přecházejícímu roku. Ceny statků totiž obvykle rostou pod vlivem inflace, což může meziroční rozdíl ve velikosti HDP značně zkreslit. Z tohoto důvodu se rozlišuje nominální a reálné HDP. (Holman, 2011)

K ocenění produktu je možné použít různé ceny. Pokud jsou statky vyjádřeny v běžných cenách (tržních cenách probíhajícího období), mluví se o produktu nominálním. Nominální produkt tak odráží nejen změnu ve vyrobeném množství ale i změnu ceny. Oproti tomu reálný produkt je vyjádřen ve stálých cenách (cenách referenčního období) a odráží tak pouze změnu fyzického objemu vytvořené produkce. (Soukup, 2010)

4.1.2 Metody zjišťování HDP

Při výpočtu HDP je možné použít tři různé metody – výdajovou, příjmovou a výrobní.

Výdajová metoda

Při použití výdajové metody se sčítají výdaje na nákup finálních statků, které jsou rozděleny do několika skupin. První z nich jsou spotřební výdaje domácností (C), které ve vyspělých ekonomikách dosahují až 65 % HDP. Další skupinou jsou hrubé investice (Ig), které představují soukromé hrubé domácí investice (investice do fixního kapitálu, zásob, výdaje na stavbu bytů a rodinných domů). Dále výdajová metoda zohledňuje vládní

výdaje (G), což jsou výdaje na obranu, školství, státní správu atd. včetně mezd a platů, které ovšem nezahrnují transferové platby. Poslední položkou ve výdajové metodě je čistý export (NX), který představuje rozdíl mezi vývozem (E) a dovozem (D). Součet uvedených skupin představuje hodnotu HDP v tržních cenách. (Bednaříková, 2003)

$$HDP = C + I + G + (E - D) \quad (4.1)$$

Příjmová metoda

Při použití důchodové (příjmové) metody se sčítají nezdaněné důchody, které plynou majitelům výrobních faktorů. Jedná se tedy o souhrn mezd a platů (w), úroků získaných domácnostmi a vládou (i), rent (r), důchodů ze samozaměstnání (y) a zisků (z). Mimo uvedené je také nutné přičíst amortizaci (a) a nepřímě daně z podnikání (tn). Celý vzorec pro výpočet tak vypadá následovně (Soukup, 2010)

$$HDP = w + i + r + y + z + a + tn \quad (4.2)$$

Výrobní metoda

Je metodou přidané hodnoty. To znamená, že pro výpočet hrubého domácího produktu je nutné započítat do celkové hodnoty na každém stupni výroby pouze hodnotu přidanou zpracováním. Od příjmů firem je potřeba odečíst jejich nákupy meziproductů, tedy surovin a materiálů, které firmy využívají při své výrobní činnosti. Když se poté sečte přidaná hodnota všech firem za dané období, získá se domácí produkt. (Holman, 2011)

4.1.3 Hospodářský růst

Objem a struktura zboží, které hospodářství jednotlivých zemí vyprodukuje, se v čase mění. Ekonomickým (hospodářským) růstem se rozumí vzestup hospodářského potenciálu země, který je způsoben kvantitativním zvětšováním reálného HDP. Ekonomický růst zvětšuje hranice produkčních možností a je-li vyráběno to, co lidé skutečně potřebují, pak roste i životní úroveň obyvatelstva.

Problematika hospodářského růstu byla středem pozornosti makroekonomů od 40. let minulého století. V konzistentní podobě byla zformulována až v 50. letech. Od té doby se teorie růstu pokouší vysvětlit vývoj a změny jednotlivých faktorů růstu a vliv těchto změn na vývoj HDP.

V průběhu let vznikly dva hlavní přístupy k hospodářskému růstu. Prvním z nich je Keynesovo pojetí ekonomického růstu, které vychází z předpokladu, že rozhodujícím stimulem růstu je rostoucí domácí, popř. zahraniční poptávka. Dle struktury agregátní

poptávky může tedy ekonomický růst vyvolat růst soukromé spotřeby, zvýšení investiční aktivity podnikové sféry, růst vládních výdajů a růst exportu. Keynes tak položil základy poptávkově orientovaného modelu ekonomického růstu.

V reakci na keynesovské teorie růstu se začala rozvíjet neoklasická teorie růstu, která se zaměřila na zkoumání strany nabídky a jejím základem se staly produkční funkce, které vycházejí z toho, že vytvořený HDP je výsledkem kombinace všech použitých výrobních faktorů v ekonomice. (Bednaříková, 2003)

Faktory hospodářského růstu

Jestliže různé ekonomiky vykazují různá tempa hospodářského růstu, přijde na mysl otázka, co určuje výrobní kapacitu hospodářství a její růst. Dle neoklasické teorie mezi základní faktory, které tento růst ovlivňují patří:

- a) Množství výrobních faktorů, které má daná země k dispozici. Zejména se jedná o množství práce, objem kapitálových statků, půdy a přírodních zdrojů použitelných v ekonomice.
- b) Kvalita dostupných výrobních faktorů, čímž je myšlena zejména kvalifikace pracovní síly a její motivace pracovat či podnikat. U kapitálových statků se jedná o rychlost a přesnost jejich fungování atd. V případě půdy záleží především na její úrodnosti a množství ložisek nerostů.
- c) Použité technologie, tedy schopnost vhodně a efektivně kombinovat výrobní faktory použité při výrobě jednotlivých statků.
- d) Další exogenní faktory, například politický kapitál země (tzn. vymahatelnost práva, míra korupce, ...), kapitál vložený do infrastruktury státu či zeměpisná poloha. (Soukup, 2010)

Z výše uvedeného vyplývá, že významným zdrojem hospodářského růstu je ekonomicky aktivní obyvatelstvo. To závisí na vývoji počtu obyvatel v aktivním věku a na jejich ekonomické aktivitě. Kromě velikosti ekonomicky aktivního obyvatelstva je ovšem důležitá i jeho kvalita. V takovém případě se jedná o lidský kapitál a investice do lidského kapitálu. Jedná se o vzdělání, odbornou přípravu a zaškolení, ale také o učení se činností, při němž pracovníci získávají nové dovednosti. Celkový růst kvalifikační úrovně ekonomicky aktivního obyvatelstva je předpokladem pro růst produkce bez navyšování počtu pracovníků. (Sojka, a další, 1996)

Také množství přírodních zdrojů ovlivňuje produkční možnosti země. Ty jsou však omezené a příliš se nezvětšují. Ekologové proto varují před prudkým ekonomickým růstem a žádají politiky, aby přijali a prosadili myšlenku trvale udržitelného růstu, tedy takového růstu, který nepovede k nevratnému vyčerpání veškerých přírodních zdrojů.

Bylo-li výše zmíněno, že jedním z faktorů ovlivňujících ekonomický růst je také kapitál, byl myšlen kapitál v jeho nejšířší podobě – tedy v podobě budov, strojů, technologií, ale také jako investice do výzkumu a vzdělání. Hospodářský růst je nastartován investicemi kapitálu do staveb, strojů či komunikací. Tím roste nasycenost ekonomiky tímto kapitálem, přírůstek kapitálu vyvolává nárůst produktu, ten je však stále nižší. Důsledkem je tedy přesměrování kapitálu do vzdělávání a výzkumu. (Holman, 2011)

4.2 Inflace

Přesné definování inflace je velmi náročné, neboť není možné jednoduše říci, že se jedná o růst cen, protože některé ceny mohou růst, jiné klesat a všeobecná cenová hladina tak zůstane nezměněná. Stejně tak nelze říci, že jde o růst všeobecné cenové hladiny, protože všeobecná cenová hladina se může v jednom měsíci zvýšit ale v dalším naopak klesnout. Aby se jednalo o inflaci, musí se všeobecná cenová hladina zvyšovat kontinuálně po delší časový úsek (několik měsíců nebo rok). Inflaci je pak možné definovat jako „*přetrvávající tendenci ke zvyšování všeobecné cenové hladiny*“. (Hardwick, a další, 1992)

4.2.1 Způsoby měření inflace

Pro měření inflace se používají cenové indexy. Nejpoužívanějšími jsou deflátor HDP, index spotřebitelských cen (CPI) a index cen výrobců (PPI).

CPI patří mezi nejdůležitější indikátory cenového vývoje, které jsou v České republice vypočítávány. Reprezentativním způsobem měří relativní změny konečných spotřebitelských cen zboží a služeb placených obyvatelstvem. Metodika tvorby indexů spotřebitelských cen je pravidelně aktualizována. Upravovány jsou jednotlivé váhy, výběr cenových reprezentantů i samotný výpočet cenových indexů, přičemž váhy se mění každé 2 roky, výběr cenových reprezentantů každý rok a metodika dle aktuální potřeby či požadavků EU.

„Cenové indexy poměřují úroveň cen vybraného koše reprezentativních výrobků a služeb (cca 700) ve dvou srovnávaných obdobích, přičemž váha (resp. význam), která je jednotlivým cenovým reprezentantům ve spotřebním koši přisouzena, odpovídá podílu daného druhu spotřeby, který zastupují, na celkové spotřebě domácností. Do spotřebního koše je zařazeno potravinářské zboží, nepotravinářské zboží a služby. Mírou inflace je procentní přírůstek indexů spotřebitelských cen.“ (Český statistický úřad, 2017)

Dalšími výše uvedenými ukazateli je deflátor HDP a index cen výrobců, přičemž hodnota deflátoru HDP vyjadřuje, jak se zvýšila cenová hladina oproti minulému roku a PPI vypovídá zejména o tom, jak působí domácí inflace na konkurenceschopnost domácích výrobců v porovnání se zahraničními výrobci. (Holman, 2011)

4.2.2 Formy inflace

S vysokou mírou inflace jsou znehodnocovány úspory a zhoršuje se schopnost peněz plnit funkce míry hodnoty a uchovatele hodnoty. Rovněž zvyšuje míru nejistoty v rozhodovacích procesech. Může se objevovat v různých formách a její míře jsou přímo úměrné její škodlivé důsledky pro ekonomiku. Zpravidla se rozeznávají tři základní formy – mírná, pádivá a hyperinflace.

- a) Mírná – za mírnou inflaci se považuje taková, která dosahuje pouze několika jednotek procent ročně. Nemá příliš negativní důsledky ani pro funkce peněz, ani výrazněji nenarušuje ekonomický život. Peněžní celek funguje bez větších problémů a je proto možné říci, že je slučitelná se zdravým ekonomickým vývojem.
- b) Pádivá – představuje zvýšení všeobecné cenové hladiny o desítky až stovky procent ročně, což způsobuje značné ekonomické problémy. Snižuje výkonnost ekonomického systému, má výrazný dopad na přerozdělování důchodu ve společnosti. Není již považována za přijatelnou, ale naopak je chápána jako příznak nezdravého hospodářského vývoje.

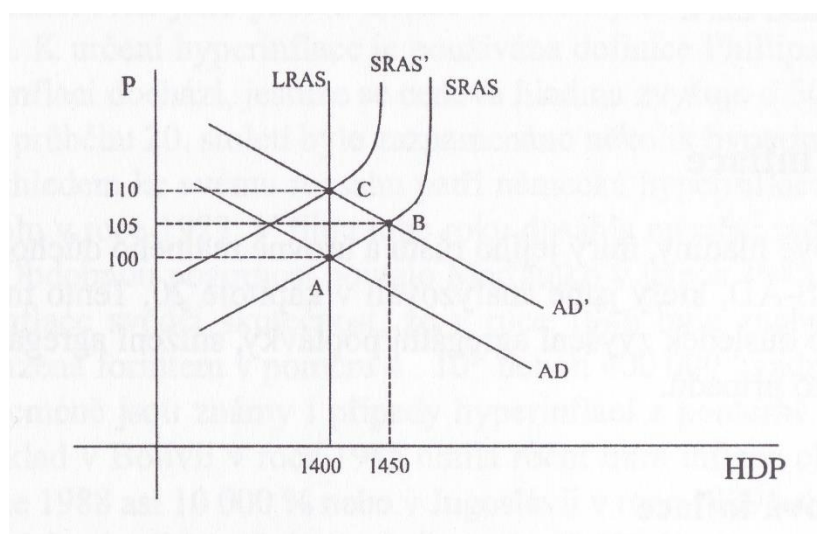
- c) Hyperinflace – je jednoznačně zničující úrovní inflace, která dosahuje až tisíců procent. Nastává naprostá dezorganizace hospodářského života. Vlády a centrální banky rezignují na jakoukoli kontrolu či usměrňování peněžního systému. Peníze přestávají plnit své funkce, což vede k postupné naturalizaci ekonomiky a peněžní směna je tak nahrazena směnou naturální. (Sojka, a další, 1996)

4.2.3 Příčiny inflace

Podněty k růstu cenové hladiny mohou vycházet jak ze strany poptávky, tak ze strany nabídky. Rozlišujeme proto inflaci poptávkovou a nabídkovou.

Poptávková inflace

Inflace tažená poptávkou je způsobena zvýšením agregátní poptávky, ke kterému může dojít z několika různých důvodů. Mezi nejdůležitější se řadí zvýšení tempa růstu peněžní zásoby, zvýšení vládních výdajů na zboží a služby a snížení daní, které není doprovázeno snížením vládních výdajů.



Obrázek 1 - Poptávková inflace (Liška, 2004)

Výchozí situace: Hodnota deflátoru HDP je 100 bodů, reálný HDP dosahuje cca 1400 mld. Kč, potenciální reálný HDP je také 1400 mld. Kč a ekonomika je tedy na úrovni přirozené míry nezaměstnanosti.

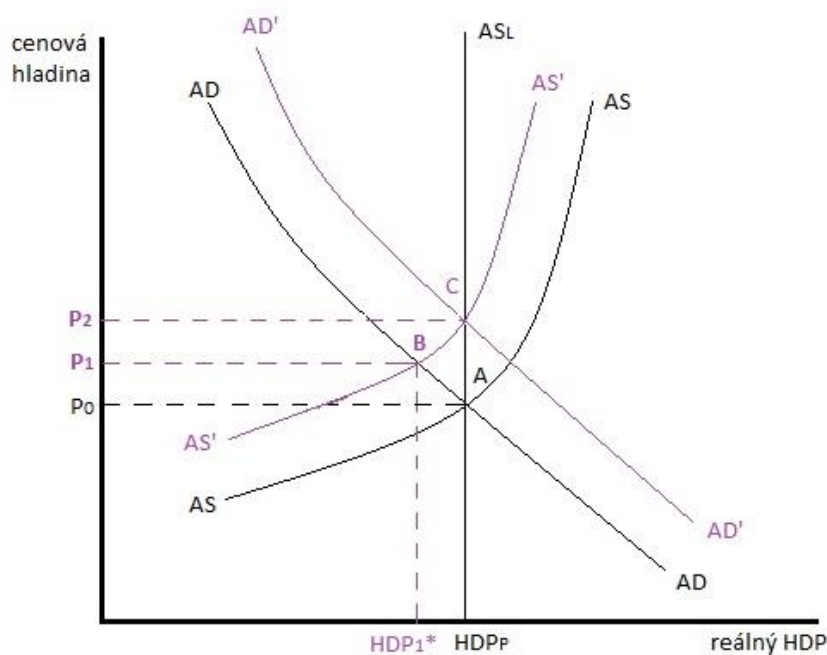
Zvýší-li se agregátní poptávka, posune se křivka agregátní poptávky AD doprava, do pozice křivky AD'. Rovnovázně množství se tak posunulo z bodu A do bodu B. Tento posun je doprovázen zvýšením HDP a také cenové hladiny. Ekonomika vyrábí nad úrovní

potenciálního produktu a nezaměstnanost je tak nižší než přirozená míra nezaměstnanosti, což se projeví nedostatkem pracovníků. To vyvolá tlak na růst mezd a agregátní nabídka se začne snižovat, což se projeví posunem křivky SRAS do polohy SRAS'. Pokud nenastanou další změny v agregátní poptávce, ustálí se ekonomika v bodě C, kde deflátor HDP dosahuje hodnoty 110 a reálný HDP je na své původní rovnovážné úrovni.

Ekonomika se tak po zvýšení agregátní poptávky a následné reakci agregátní nabídky vrátila na úroveň potenciálního reálného produktu, avšak při vyšší cenové hladině. (Liška, 2004)

Nabídková inflace

Inflace tažená nabídkou se liší od poptávkové tím, že k jejímu vzniku dávají impuls nákladové šoky. Příčinou vzniku nabídkové inflace je tedy zvýšení nákladů, obvykle mzdových či zvýšení ceny některé základní suroviny.



Obrázek 2 - Nabídková inflace (Holman, 2011)

Růst nákladů vede ke snižování produkce a zaměstnanosti. Křivka agregátní nabídky AS se posouvá do pozice křivky AS', ekonomika se dostává do bodu B, cenová hladina se zvyšuje. Problém rostoucí nezaměstnanosti se vláda a centrální banka rozhodne řešit zvýšením peněžní zásoby, což má za následek zvýšení agregátní poptávky. Křivka agregátní poptávky AD se tak posouvá do pozice AD'. Ekonomika se tak dostává do bodu C, tedy na původní úroveň HDP, avšak při vyšší cenové hladině. (Holman, 2011)

4.2.4 Dopad změn sazeb ČNB do ekonomiky

ČNB realizuje monetární politiku prostřednictvím tří sazeb. Těmi jsou limitní úroková sazba pro dvoutýdenní operace (zkráceně repo sazba), lombardní sazba a diskontní sazba.

Jakákoli změna těchto sazeb vyvolá změnu v tržních úrokových sazbách, které se promítnou do dalších proměnných, jako je například měnový kurz, výdaje na spotřebu, investice, úspory atd. Toto promítnutí do ekonomiky probíhá ovšem se značným časovým zpožděním. Maximálního účinku měnové politiky je běžně dosaženo za více než jeden rok.

Při popisu působení monetární politiky na ekonomiku se odděleně sledují tři tzv. transmisní kanály – kurzový, úrokový a úvěrový. V rámci kurzového kanálu se například sleduje růst domácích tržních úrokových sazeb, který vyvolá posílení nominálního měnového kurzu koruny. Toto posílení měnového kurzu způsobí pokles zahraniční i domácí poptávky po domácí produkci. Domácí výrobci tak snižují vlastní výrobu, což s sebou nese vyšší nezaměstnanost, menší růst mezd a pokles inflace. Protože je Česká republika otevřenou ekonomikou, je kurzový kanál velmi významným transmisním kanálem.

Úrokový kanál má přímý dopad na chování firem i domácností. Růst úrokových sazeb ČNB zapříčiní růst úrokových sazeb na komerčním trhu. Důsledkem je pokles spotřebitelské poptávky domácností a investičních výdajů firem, což vede k poklesu výroby, zpomalení ekonomického růstu, nárůstu nezaměstnanosti a poklesu růstu mezd a inflace.

S úrokovým kanálem je úzce spojen úvěrový kanál, který zesiluje jeho působení. Zvýšením úrokových sazeb dojde k nárůstu výše splátek úvěrů a růstu rizika nesplacení úvěrů. Z toho důvodu banky zpřísní hodnocení rizikovosti klientů a zvýší svoji rizikovou přírážku, čímž sníží dostupnost úvěrů veřejnosti. Výsledkem je další snížení spotřeby, investic, výroby, růstu mezd a inflace. (Kulhavá)

4.2.5 Důsledky inflace

„Peněžní toky propojují celé hospodářství. Inflace, která narušuje jejich rovnováhu, svými důsledky zasahuje všechny části ekonomiky.“ (Brčák, a další, 2014) Dochází k deformaci relativních cen, míry zdanění a reálných úrokových sazeb. Díky této deformaci dochází následně k přerozdělování důchodu a bohatství mezi různými ekonomickými subjekty a k vývoji makroekonomických ukazatelů.

Obecně lze říci, že inflace zvýhodňuje příjemce nefixovaných důchodů, dlužníky, majitele hmotného bohatství a dovozce, pokud je domácí inflace vyšší než v zahraničí. Znevýhodňuje naopak příjemce stálých důchodů, věřitele, majitele hotových peněz a vývozce, pokud je domácí inflace vyšší než v zahraničí.

Nejvíce v době inflace ztrácejí majitelé zcela nepružných aktiv jako je hotovost, pojistky či dluhopisy, a to zejména při neočekávaně vysokých tempech inflace. Nejpružnějším aktivem je pak zisk, a právě proto z inflace nejvíce těží příjemci zisku. Ti mají možnost promítnout celkový nárůst nákladů do cen, mohou využít zpožděného nárůstu nákladů oproti cenám a v neposlední řadě také často využívají výhody plynoucí z dlužnické pozice. Mírná inflace tak vytváří příznivé podmínky zejména na straně podnikatelů. (Bednaříková, 2003)

4.3 Nezaměstnanost

Za nezaměstnanost je označován převis nabídky nad poptávkou na trhu práce. Rozsah nezaměstnanosti se běžně vyjadřuje dvěma způsoby – počtem nezaměstnaných osob nebo mírou nezaměstnanosti.

4.3.1 Míra nezaměstnanosti

Populaci země je možné rozčlenit na ekonomicky aktivní obyvatelstvo, které se dále člení na zaměstnané a nezaměstnané, a obyvatelstvo ekonomicky neaktivní. Za nezaměstnané se podle metodiky Mezinárodní organizace práce označují osoby, které dosáhly 15 a více let a souběžně splňují následující tři podmínky:

- Nejsou zaměstnaní
- Práci aktivně hledají
- Jsou připraveni k nástupu do práce nejpozději do 14 dnů.

Za zaměstnané se považují osoby starší 15 let, kteří patří mezi placené zaměstnané či jsou zaměstnání ve vlastním podniku. Součet nezaměstnaných a zaměstnaných osob představuje ekonomicky aktivní obyvatelstvo, které je také nazýváno pracovní silou.

Druhou uvedenou skupinou je obyvatelstvo ekonomicky neaktivní. Do této skupiny se řadí osoby, které není možné zařadit do skupiny ekonomicky aktivních, protože zaměstnání nemají a ani jej aktivně nehledají. Jedná se např. o děti, studenty, invalidy, důchodce, ženy v domácnosti atd. (Liška, 2004)

Jak bylo uvedeno výše, určuje se rozsah nezaměstnanosti běžně pomocí ukazatele míra nezaměstnanosti. Ta je procentním vyjádřením podílu nezaměstnaných osob na ekonomicky aktivním obyvatelstvu země. Vzorec pro výpočet je tedy

$$u = \frac{U}{L} * 100 \quad (4.3)$$

kde u je míra nezaměstnanosti
U je počet nezaměstnaných
L je počet ekonomicky aktivních obyvatel.

(Bednaříková, 2003)

Do konce roku 2012 byly v České republice zveřejňovány dva mírně odlišné ukazatele – Registrovaná míra nezaměstnanosti a Obecná míra nezaměstnanosti. Registrovanou míru nezaměstnanosti zveřejňovalo Ministerstvo práce a sociálních věcí. Tento ukazatel dosazoval do čitatele vzorce 4.4 počet nezaměstnaných osob registrovaných na úřadu práce ČR. Oproti tomu hodnotu obecné míry nezaměstnanosti odhadoval ČSÚ na základě výběrového šetření pracovních sil, které bylo prováděno na výběrovém vzorku domácností. Z důvodu snadné záměny těchto ukazatelů přešlo MPSV od ledna 2013 na nový ukazatel nezaměstnanosti s názvem Podíl nezaměstnaných osob. Ten vyjadřuje podíl nezaměstnaných osob ke všem obyvatelům ve věku 15 - 64 let. (Holý, a další, 2012)

4.3.2 Typy nezaměstnanosti

Zpravidla se uvádějí tři typy nezaměstnanosti: frikční, strukturální a cyklická. Každý z těchto typů souvisí s jinou příčinou nezaměstnanosti a představují pro ekonomiku rozdílný problém.

Frikční nezaměstnanost

Je běžný jev, který provází vývoj tržní ekonomiky, neboť představuje běžné přecházení pracovníků z jednoho zaměstnání do druhého. Jejím charakteristickým znakem je krátkodobost. Jako příčiny je možné uvést nedokonalou mobilitu pracovních sil, nedostatečné znalosti o pracovních příležitostech či životní cyklus člověka (např. ukončení školy, změna bydliště, narození potomka, touha po kariéřním postupu,...). Frikční nezaměstnanost není možné odstranit. Vyšší úroveň lze do určité míry ovlivnit zlepšováním informovanosti o pracovních pozicích a opatřeními k usnadnění mobility pracovních sil. (Sojka, a další, 1996)

Strukturální nezaměstnanost

Vzniká v důsledku strukturálních změn v ekonomice, kdy se některá odvětví zmenšují a jiná naopak expandují. Tyto změny mají za následek pokles poptávky po některých profesích, a naopak nárůst po jiných. Odvětví, která se zmenšují, propouštějí své zaměstnance, kteří ovšem mohou najít uplatnění v rozvíjejícím se oboru. Tato změna oboru ovšem vyžaduje rekvalifikaci. Strukturální nezaměstnanost je obvykle delší než nezaměstnanost frikční. Stejně jako frikční je ovšem nevyhnutelnou a přirozenou součástí ekonomického vývoje. (Holman, 2011)

Cyklická nezaměstnanost

Jedním z hlavních cílů makroekonomické politiky je snížení cyklické nezaměstnanosti. K té dochází v období všeobecné recese hospodářství, kdy je celková poptávka v ekonomice nedostatečná, což způsobuje také nedostatečnou poptávku po práci. V takové situaci je počet lidí hledajících pracovní místo podstatně vyšší, než je počet volných pracovních míst. (Liška, 2004)

4.3.3 Dobrovolná a nedobrovolná nezaměstnanost

Mimo výše uvedené dělení, se rozlišuje také nezaměstnanosti dobrovolná a nedobrovolná. Při dobrovolné nezaměstnanosti nezaměstnaní hledají práci, ovšem za vyšší mzdu, než která převládá na trhu práce, a proto nemohou práci najít. Pokud by tito lidé přijali danou (nižší) mzdu, mohli by práci najít, protože při dobrovolné nezaměstnanosti se počet nezaměstnaných buď rovná počtu volných pracovních míst či je dokonce nižší. (Bednaříková, 2003) Délka trvání dobrovolné nezaměstnanosti závisí na tom, jaké alternativní příležitosti nezaměstnané osoby mají. Do těchto alternativních možností spadají zejména podpory v nezaměstnanosti, u kterých je rozhodující jejich výše a doba vyplácení. Čím nižší je vyplácená částka a čím kratší doba vyplácení, tím více jsou nezaměstnaní lidé motivováni k hledání nového zaměstnání.

Oproti tomu nedobrovolně nezaměstnaní lidé jsou tací, kteří aktivně hledají práci, jsou ochotni pracovat za mzdu, která na trhu převládá i nižší, ale nemohou zaměstnání nalézt. Příčinou takovéto nezaměstnanosti jsou překážky bránící poklesu mezd. Poklesu mezd pod určitou hranici brání například odbory, pokud je jedním z jejich hlavních cílů udržování vysokých mezd. To znamená, že skutečné mzdy jsou vyšší než rovnovážné a vzniká tak převis nabídky nad poptávkou na trhu práce, čímž vzniká nedobrovolná nezaměstnanost. Příčinou může být také státem uzákoněná minimální mzda, a to zejména v odvětvích, kde je požadována málo kvalifikovaná práce za nižší mzdy. (Holman, 2011)

4.3.4 Důsledky nezaměstnanosti

Mnozí ekonomové považují nezaměstnanost společně s inflací za makroekonomické zlo, které s sebou přináší řadu ekonomických i sociálních dopadů. Na rozdíl od inflace se ovšem nezaměstnanost dotkne pouze některých rodin, a ne celé populace.

Existuje-li vysoká nezaměstnanost znamená to, že není využita část výrobních zdrojů a země tak nevyrabí na hranici svých produkčních možností. Dochází tak ke ztrátě hrubého produktu ekonomiky. Dalším důsledkem je nárůst schodku státního rozpočtu. K tomu vede vyplácení většího množství podpor v nezaměstnanosti a úbytek příjmů z daní z příjmu, které by nezaměstnaní mohli platit, pokud by pracovali. U dlouhodobě nezaměstnaných také dochází k úpadku lidského kapitálu, což jim ztěžuje jejich zpětný návrat do zaměstnání. Lidé ztrácejí zkušenosti, schopnosti a praktické i teoretické znalosti, které získávali výkonem své práce.

Neopominutelným důsledkem nezaměstnanosti je také zvýšená kriminalita. Nezaměstnané osoby mají silnější tendence k depresím, užívání drog a v nejzazším případě i k sebevraždě. Průvodním jevem nezaměstnanosti je zhoršení zdravotního stavu či ztráta sebeúcty a sebevědomí. (Jurečka, 2013)

4.3.5 Vztah nezaměstnanosti a HDP – Okunův zákon

Změny reálného produktu jsou zpravidla doprovázeny změnami v nezaměstnanosti. Pokud poroste produkt nad úroveň potenciálního produktu, poroste krátkodobě také poptávka po práci a sníží se tak míra nezaměstnanosti. Oproti tomu pokles reálného produktu pod úroveň potenciálního produktu bude mít opačný efekt. Agregátní pohledávka bude klesat, což povede ke snížení produkce firem, které tak budou muset zredukovat své náklady, což se projeví sníženou poptávkou po práci a propouštěním některých zaměstnanců. Míra nezaměstnanosti tak bude mít rostoucí charakter. (Soukup, 2010)

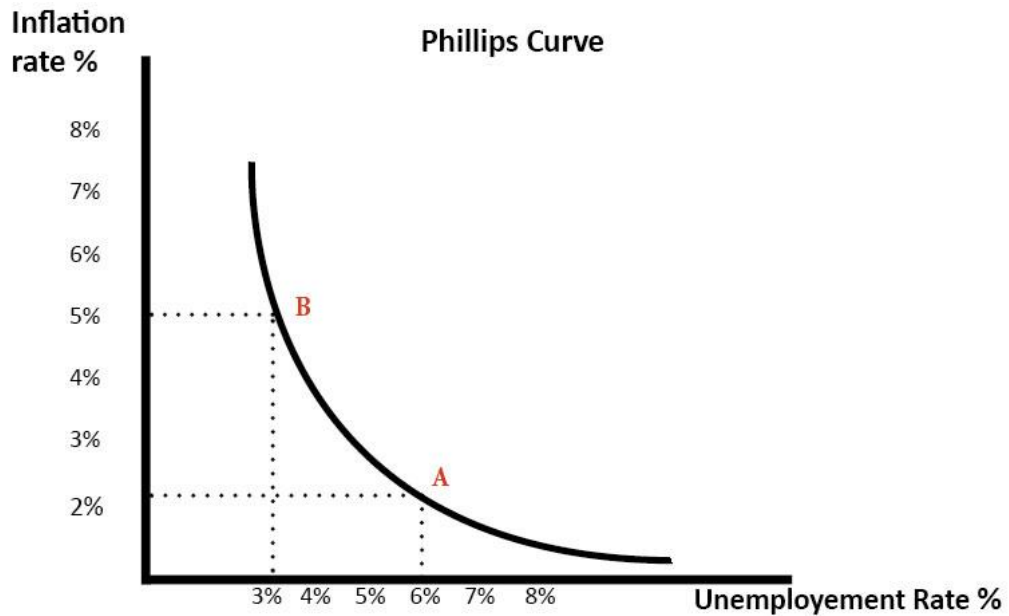
Souvislost mezi změnou produkce a změnou v míře nezaměstnanosti je v ekonomické teorii vysvětlována Okunovým zákonem. Arthur Okun, podle kterého je vztah nazýván, dokázal, že jednocentní změna míry nezaměstnanosti povede k přibližně tříprocentní změně reálného produktu v opačném směru. (Lee, 2000)

4.3.6 Vztah inflace a nezaměstnanosti – Phillipsova křivka

Názory na nezaměstnanost a inflaci silně ovlivnil výzkum A. W. Phillipse, který v roce 1958 vydal článek o korelaci míry nezaměstnanosti (U) a míry růstu nominálních mezd (W) ve Velké Británii. Výsledkem jeho studia byla křivka, která byla nazvána Phillipsovou křivkou. Ta ve svém původním pojetí zobrazuje inverzní vztah mezi mzdovou inflací (tzn. růstem nominálních mezd) a mírou nezaměstnanosti. (Holman, 2011) Tento inverzní vztah je možné popsat takto: čím více se ekonomika blíží k plné zaměstnanosti, tím větší je inflační tlak a čím větší je míra nezaměstnanosti, tím je inflační tlak menší. (Hardwick, a další, 1992)

V roce 1960 američtí ekonomové R. M. Solow a P. A. Samuelson modifikovali původní mzdovou Phillipsovu křivku tím, že míru růstu nominálních mzdových sazeb (mírou mzdové inflace) nahradili mírou růstu všeobecné cenové hladiny (mírou cenové inflace). Výsledkem je modifikovaná Phillipsova křivka, která zobrazuje inverzní vztah mezi mírou růstu cenové hladiny a mírou nezaměstnanosti. To znamená, že žádoucí nízká

míra nezaměstnanosti je doprovázena nežádoucí vysokou mírou inflace, a naopak vysoké míře nezaměstnanosti odpovídá nízká míra inflace. Tvůrci hospodářské politiky se tak musejí rozhodovat mezi dvěma „zly“ – mezi inflací a nezaměstnaností. (Brčák, a další, 2014)



Obrázek 3 - Phillipsova křivka (Pettinger, 2017)

5 Vlastní práce

Na základě informací a postupů uvedených v předcházejících kapitolách, byl zkonstruován třírovnicový simultánní model představující vzájemné působení nejvýznamnějších makroekonomických ukazatelů každé ekonomiky – hrubého domácího produktu, míry inflace a míry nezaměstnanosti. Pro modelování byly použity časové řady z veřejných databází České národní banky a Českého statistického úřadu. Vzhledem k zamýšlenému modelování sezónnosti byla použita kvartální data za období od 4. čtvrtletí roku 2001 do 4. čtvrtletí roku 2016, celkem tedy 61 pozorování.

5.1 Model

První rovnice představuje závislost HDP na míře nezaměstnanosti, míře inflace, průměrné mzdě, hrubých investicích a vládních výdajích. Druhá rovnice modeluje závislost míry inflace na míře nezaměstnanosti, množství peněz v oběhu (dále jako „oběživo“), mzdách a platech, diskontní sazbě zpožděné o 4 období a měnovém kurzu CZK/EUR. Poslední rovnice zobrazuje závislost míry nezaměstnanosti na HDP, míře inflace, průměrné mzdě a příspěvku v nezaměstnanosti. Pro modelování sezónnosti byly do každé rovnice také vloženy čtyři dummy proměnné, které představují jednotlivá čtvrtletí.

5.1.1 Deklarace proměnných

Název proměnné	Označení	Typ	Jednotky	Zkratka
HDP	y_1	endogenní	mil. Kč	HDP
Míra inflace	y_2	endogenní	%	Míra infl.
Míra nezaměstnanosti	y_3	endogenní	%	Míra nezam.
Jednotkový vektor	x_0	exogenní	---	Const
Průměrná mzda	x_1	exogenní	Kč	Prům. mzda
Hrubé investice	x_2	exogenní	mil. Kč	I
Vládní výdaje	x_3	exogenní	mil. Kč	G
Oběživo	x_4	exogenní	mld. Kč	Oběživo
Mzdy a platy	x_5	exogenní	mil. Kč	w
Diskontní sazba	x_6	exogenní	%	Diskont
Měnový kurz CZK/EUR	x_7	exogenní	Kč	Kurz
Příspěvek v nezaměstnanosti	x_8	exogenní	mil. Kč	Př. v nezam.
1. kvartál	d_1	dummy	---	I.Q.
2. kvartál	d_2	dummy	---	II.Q.
3. kvartál	d_3	dummy	---	III.Q.
4. kvartál	d_4	dummy	---	IV.Q.
Náhodná složka	u_1, u_2, u_3	stochastická	---	

Tabulka 1- Deklarace proměnných, vlastní zpracování

5.1.2 Ekonomický model

$$\begin{aligned}y_1 &= fce(y_2; y_3; x_1; x_2; x_3; d_1; d_2; d_3; d_4) \\y_2 &= fce(y_3; x_4; x_5; x_{6(t-4)}; x_7; d_1; d_2; d_3; d_4) \\y_3 &= fce(y_1; y_2; x_1; x_8; d_1; d_2; d_3; d_4)\end{aligned}$$

5.1.3 Ekonometrický model

$$\beta_{11}y_{1t} = \beta_{12}y_{2t} + \beta_{13}y_{3t} + \gamma_{10}x_{0t} + \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2t} + \gamma_{13}x_{3t} + \gamma_{19}d_{1t} + \gamma_{110}d_{2t} + \gamma_{111}d_{3t} + \gamma_{112}d_{4t} + u_{1t}$$

$$\beta_{22}y_{2t} = \beta_{23}y_{3t} + \gamma_{20}x_{0t} + \gamma_{24}x_{4t} + \gamma_{25}x_{5t} + \gamma_{26}x_{6t-4} + \gamma_{27}x_{7t} + \gamma_{29}d_{1t} + \gamma_{210}d_{2t} + \gamma_{211}d_{3t} + \gamma_{212}d_{4t} + u_{2t}$$

$$\beta_{33}y_{3t} = \beta_{31}y_{1t} + \beta_{32}y_{2t} + \gamma_{30}x_{0t} + \gamma_{31}x_{1t} + \gamma_{38}x_{8t} + \gamma_{39}d_{1t} + \gamma_{310}d_{2t} + \gamma_{311}d_{3t} + \gamma_{312}d_{4t} + u_{3t}$$

5.1.4 Teoretická východiska

Na základě poznatků shrnutých v kapitole 4. Literární rešerše, byly stanoveny následující předpoklady a očekávání pro jednotlivé rovnice.

1.rovnice - HDP

- Dle Okunova zákona existuje inverzní vztah mezi mírou nezaměstnanosti a HDP. Dle tohoto zákona tedy povede růst míry nezaměstnanosti k poklesu hrubého domácího produktu.
- Pokles míry inflace může být způsoben např. zvýšením úrokových sazeb, což způsobí prodražení investic a spotřeby domácností, čímž poklesne i výše HDP. Opačně lze tedy říci, že růst míry inflace je spojen s nižšími úrokovými sazbami, a tedy i vyšším HDP.
- Vyšší průměrná mzda umožní domácnostem vynakládat větší množství peněžních prostředků na vlastní spotřebu a povede tak k vyššímu HDP.
- Hrubé investice jsou jednou z přičitatelných položek při výpočtu HDP výdajovou metodou. Jejich nárůst tedy způsobí nárůst HDP.
- Stejně jako hrubé investice jsou i vládní výdaje jednou z položek při výpočtu HDP výdajovou metodou. Jejich nárůst tedy i v tomto případě způsobí nárůst HDP.

2. rovnice – Míra inflace

- Dle Phillipsovi křivky existuje inverzní vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou inflace. Růst míry nezaměstnanosti tedy povede k poklesu míry inflace.
- Prostřednictvím množství peněz, které jsou ve volném oběhu, realizuje ČNB monetární politiku státu. Zvýšení peněžní zásoby představuje politiku expanzivní, která má za následek růst míry inflace.
- Inflace tažená nabídkou je způsobena nákladovými šoky. Příčinou vzniku nabídkové inflace je tedy zvýšení nákladů, obvykle mzdových. Zvýšení mezd a platů tedy povede k vyšší míře inflace.
- Z kapitoly 4.2.4 Dopad změn sazeb ČNB do ekonomiky vyplývá, že růst úrokových sazeb ČNB vyvolá ve svém důsledku pokles míry inflace. Ve zkonstruovaném modelu je použita diskontní sazba ČNB. Její zvýšení tedy způsobí pokles míry inflace. Protože nástroje monetární politiky působí s určitým zpožděním, byla použita diskontní sazba zpožděná o 4 období (tzn. 1 rok)
- Z uvedené kapitoly také vyplývá dopad měnových kurzů na inflaci, kdy posílení měnového kurzu způsobí pokles inflace. Oslabení měnového kurzu tedy vyvolá opačný jev, růst míry inflace.

3. rovnice – Míra nezaměstnanosti

- Zvýšení HDP povede k poklesu míry nezaměstnanosti.
- Zvýšení míry inflace vyvolá pokles míry nezaměstnanosti.
- Vysoká průměrná mzda může být důsledkem působení odborových organizací, které se snaží o udržování vysokých mezd. Skutečné mzdy tak mohou být nad úrovní mezd rovnovážných, čímž vzniká převis nabídky pracovních sil nad poptávkou. Vyšší průměrná mzda tak vyvolá nárůst míry nezaměstnanosti.
- Vyšší příspěvek v nezaměstnanosti způsobí vyšší míru nezaměstnanosti. Toto tvrzení vyplývá z kapitoly 4.3.3, kde je uvedeno, že dobrovolná nezaměstnanost se odvíjí od alternativních příležitostí (v tomto případě se jedná právě o podporu v nezaměstnanosti), které nezaměstnané osoby mají.

5.1.5 Korelační matice

Před samotným výpočtem parametrů jednotlivých rovnic bylo nutné sestavit korelační matici, která slouží k odhalení nežádoucí kolinearit mezi vysvětlujícími proměnnými. Za nežádoucí je považována taková kolinearita, kdy párový korelační koeficient mezi dvojicí proměnných dosahuje hodnoty 0,8 a více.

1. rovnice

HDP	Míra nezam.	Míra inflace	Prům. mzda	I	G	I.Q.	II.Q.	III.Q.	IV.Q.	
1,00	-0,74	-0,19	0,97	0,84	0,89	-0,26	0,01	0,06	0,20	HDP
	1,00	-0,09	-0,62	-0,80	-0,57	0,17	-0,07	-0,02	-0,08	Míra nezam.
		1,00	-0,22	-0,03	-0,21	0,04	0,02	-0,02	-0,04	Míra inflace
			1,00	0,69	0,91	-0,17	-0,04	-0,05	0,25	Prům. mzda
				1,00	0,70	-0,49	0,02	0,28	0,19	I
					1,00	-0,37	-0,09	-0,13	0,59	G
						1,00	0,33	-0,33	-0,33	I.Q.
							1,00	-0,33	-0,33	II.Q.
								1,00	-0,33	III.Q.
									1,00	IV.Q.

Tabulka 2 - Korelační matice pro 1. rovnici, vlastní zpracování dle výsledků ze SW Gretl

Z výše uvedené tabulky je evidentní, že vysoká korelace se nachází mezi proměnnými hrubé investice a míra nezaměstnanosti a vládní výdaje a průměrná mzda. Všechny tyto proměnné jsou ovšem i přes vysokou kolinearitu statisticky významné a je proto možné tuto vysokou korelaci ignorovat. Vysoká korelace je také mezi proměnnými HDP a průměrná mzda, HDP a hrubé investice a HDP a vládní výdaje. Zde je ovšem vysoká korelace žádoucí, neboť HDP je v tomto případě vysvětlovanou proměnnou.

2. rovnice

Míra inflace	Míra nezam.	Oběživo	W	Diskont	Kurz	I.Q.	II.Q.	III.Q.	IV.Q.	
1,00	-0,09	-0,27	-0,18	0,50	-0,22	0,04	0,02	-0,02	-0,04	Míra inflace
	1,00	-0,67	-0,70	0,23	0,46	0,17	-0,07	-0,02	-0,08	Míra nezam.
		1,00	0,97	-0,73	-0,67	-0,08	-0,02	0,00	0,09	Oběživo
			1,00	-0,72	-0,73	-0,18	-0,05	-0,04	0,27	w
				1,00	0,48	0,04	0,01	0,01	-0,05	Diskont
					1,00	0,05	-0,02	-0,06	0,03	Kurz
						1,00	-0,33	-0,33	-0,33	I.Q.
							1,00	-0,33	-0,33	II.Q.
								1,00	-0,33	III.Q.
									1,00	IV.Q.

Tabulka 3 - Korelační matice pro 2. rovnici, vlastní zpracování dle výsledků ze SW Gretl

V druhé rovnici byla zjištěna pouze jedna vysoká párová korelace, a to mezi proměnnými mzdy a platy a oběživo. Protože v tomto případě nejsou obě proměnné statisticky významné, je nutné upravit hodnoty jedné z nich tak, aby se vysoká korelace nadále neprojevovala. Pro úpravu hodnot byla vybrána proměnná mzdy a platy, která byla převedena na postupně první diference, čímž byla nežádoucí kolinearita odstraněna.

Z důvodu použití postupných diferencí byla časová řada zkrácena o jedno pozorování. Pro následné modelování byla tedy použita časová řada za období od 1. čtvrtletí roku 2002 do 4. čtvrtletí roku 2016.

3. rovnice

Míra nezam.	HDP	Míra infl.	Prům. mzda	Př. v nezam.	I.Q.	II.Q.	III.Q.	IV.Q.	
1,00	-0,74	-0,09	-0,62	-0,07	0,17	-0,07	-0,02	-0,08	Míra nezam.
	1,00	-0,19	0,97	0,44	-0,26	0,01	0,06	0,20	HDP
		1,00	-0,22	-0,15	0,04	0,02	-0,02	-0,04	Míra infl.
			1,00	0,47	-0,17	-0,04	-0,05	0,25	Prům. mzda
				1,00	-0,64	-0,19	0,21	0,62	Př. v nezam.
					1,00	-0,33	-0,33	-0,33	I.Q.
						1,00	-0,33	-0,33	II.Q.
							1,00	-0,33	III.Q.
								1,00	IV.Q.

Tabulka 4 - Korelační matice pro 3. rovnici, vlastní zpracování dle výsledků ze SW Gretl

V poslední rovnici byla zjištěna vysoká korelace pouze v jednom případě, a to u kombinace proměnných průměrná mzda a HDP. Obě tyto proměnné jsou statisticky významné, a proto je možné tuto kolinearitu ignorovat, jako tomu bylo v případě první rovnice.

5.1.6 Identifikace modelu

Kromě odstranění nežádoucí kolinearit je před odhadem modelu nutné také ověřit jeho řešitelnost. K tomuto ověření byl použit vztah 4.2

1. rovnice: $k^{**} = 5$, $g^* = 3$

$5 \geq 3 - 1$ rovnice je přeidentifikovaná

2. rovnice: $k^{**} = 4$, $g^* = 2$

$4 \geq 2 - 1$ rovnice je přeidentifikovaná

3. rovnice: $k^{**} = 6$, $g^* = 3$

$6 \geq 3 - 1$ rovnice je přeidentifikovaná

Všechny rovnice modelu jsou identifikované, což znamená, že zvolený model je řešitelný a je možné přejít k odhadu parametrů jednotlivých proměnných.

5.1.7 Odhad modelu

Pro odhad parametrů modelu byla použita dvoustupňová metoda nejmenších čtverců. Všechny následující výpočty byl provedeny pomocí SW Gretl.

1. rovnice

Model 1: TSLS, za použití pozorování 2002:1-2016:4 (T = 60)
Závisle proměnná: HDP
Instrumentováno: Mira_nezam Mira_inflace
Instrumentální proměnné: const Prum_mzda I G IQ IIQ IIIQ Obezivo
w_ldif Diskont_4 Kurz Pr_v_nezam
HAC standardní chyby, šířka okénka 2 (Bartlettovo jádro)
Přebytečné instrumentální proměnné IVQ
Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: IVQ

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	61525,0	82572,3	0,7451	0,4562	
Mira_nezam	-10359,0	4495,19	-2,304	0,0212	**
Mira_inflace	-5614,83	1763,27	-3,184	0,0015	***
Prum_mzda	23,2032	2,07639	11,17	5,42e-029	***
I	0,870057	0,160500	5,421	5,93e-08	***
G	0,981425	0,354092	2,772	0,0056	***
IQ	46312,1	13941,5	3,322	0,0009	***
IIQ	43160,7	11408,0	3,783	0,0002	***
IIIQ	43769,2	11891,1	3,681	0,0002	***
Střední hodnota závisle proměnné		949398,6			
Sm. odchylka závisle proměnné		156844,4			
Součet čtverců reziduí		1,16e+10			
Sm. chyba regrese		15074,38			
Koeficient determinace		0,992019			
Adjustovaný koeficient determinace		0,990767			
F(8, 51)		928,7210			
P-hodnota(F)		1,94e-52			
rho (koeficient autokorelace)		0,467096			
Durbin-Watsonova statistika		1,053378			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,521469
s p-hodnotou = 0,770485

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Asymptotická testovací statistika: z = 2,58722
s p-hodnotou = 0,00967529

LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 7,62018
s p-hodnotou = P(F(4, 51) > 7,62018) = 8,10501e-005

Tabulka 5 - Odhad 1. rovnice, zdroj SW Gretl

2. rovnice

Model 2: TSLS, za použití pozorování 2002:1-2016:4 (T = 60)
Závisle proměnná: Mira_inflace
Instrumentováno: Mira_nezam
Instrumentální proměnné: const Prum_mzda I G IQ IIQ IIIQ Obezivo
w_ldif Diskont_4 Kurz Pr_v_nezam
HAC standardní chyby, šířka okénka 2 (Bartlettovo jádro)
Přebytečné instrumentální proměnné IVQ
Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: IVQ

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	24,9695	4,36639	5,719	1,07e-08	***
Mira_nezam	-0,604780	0,241372	-2,506	0,0122	**
Obezivo	-0,0150088	0,00377239	-3,979	6,93e-05	***
w_ldif	-6,79109e-05	3,96553e-05	-1,713	0,0868	*
Diskont_4	0,347935	0,241281	1,442	0,1493	
Kurz	-0,435244	0,0969304	-4,490	7,11e-06	***
IQ	-3,45380	2,05556	-1,680	0,0929	*
IIQ	-1,22717	0,737715	-1,663	0,0962	*
IIIQ	-1,99097	1,09226	-1,823	0,0683	*
Střední hodnota závisle proměnné		2,035556			
Sm. odchylka závisle proměnné		1,504480			
Součet čtverců reziduí		55,23147			
Sm. chyba regrese		1,040658			
Koeficient determinace		0,587698			
Adjustovaný koeficient determinace		0,523023			
F(8, 51)		14,01225			
P-hodnota(F)		1,58e-10			
rho (koeficient autokorelace)		0,775123			
Durbin-Watsonova statistika		0,424782			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 2,33075
s p-hodnotou = 0,311806

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Asymptotická testovací statistika: z = 1,74556
s p-hodnotou = 0,0808877

LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 61,7034
s p-hodnotou = $P(F(4, 51) > 61,7034) = 4,08724e-018$

Tabulka 6 - Odhad 2. rovnice, zdroj SW Gretl

3. rovnice

Model 3: TSLS, za použití pozorování 2002:1-2016:4 (T = 60)
Závisle proměnná: Mira_nezam
Instrumentováno: HDP Mira_inflace
Instrumentální proměnné: const Prum_mzda I G IQ IIQ IIIQ Obezivo
w_ldif Diskont_4 Kurz Pr_v_nezam
HAC standardní chyby, šířka okénka 2 (Bartlettovo jádro)
Přebytečné instrumentální proměnné IVQ
Vynecháno z důvodu přesné kolinearity: IVQ

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	13,6186	1,34999	10,09	6,25e-024	***
HDP	-2,06054e-05	3,43222e-06	-6,004	1,93e-09	***
Mira_inflace	-0,264818	0,0821566	-3,223	0,0013	***
Prum_mzda	0,000529097	0,000135050	3,918	8,94e-05	***
Pr_v_nezam	0,000143227	5,48109e-05	2,613	0,0090	***
IQ	0,483640	0,468719	1,032	0,3022	
IIQ	0,619871	0,281546	2,202	0,0277	**
IIIQ	0,748200	0,219487	3,409	0,0007	***

Varování: matice dat je téměř singulární!

Střední hodnota závisle proměnné	6,525000
Sm. odchylka závisle proměnné	1,327624
Součet čtverců reziduí	23,39831
Sm. chyba regrese	0,670796
Koeficient determinace	0,780130
Adjustovaný koeficient determinace	0,750532
F(7, 52)	36,41115
P-hodnota(F)	7,05e-18
rho (koeficient autokorelace)	0,768891
Durbin-Watsonova statistika	0,484187

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 0,525251
s p-hodnotou = 0,76903

Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Asymptotická testovací statistika: z = 2,2891
s p-hodnotou = 0,0220737

LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 22,713
s p-hodnotou = $P(F(4, 52) > 22,713) = 1,41694e-010$

Tabulka 7 - Odhad 3. rovnice, zdroj SW Gretl

Z důvodu přesné kolinearity odebral SW Gretl ze všech rovnic 4. dummy proměnnou, pomocí které mělo být modelováno sezónní kolísání ve 4. kvartálu. Odhadnutý model vypadá takto:

$$y_{1t} = 61\,525,0x_{0t} - 10\,359,0y_{2t} - 5\,614,83y_{3t} + 23,2032x_{1t} + 0,870057x_{2t} + 0,981425x_{3t} + 46\,312,1d_{1t} + 43\,160,7d_{2t} + 43\,769,2d_{3t}$$

$$y_{2t} = 24,9695x_{0t} - 0,604780y_{3t} - 0,0150088x_{4t} - 0,000068x_{5t} + 0,347935x_{6t-4} - 0,435244x_{7t} - 3,45380d_{1t} - 1,22717d_{2t} - 1,99097d_{3t}$$

$$y_{3t} = 13,6186x_{0t} - 0,000021y_{1t} - 0,264818y_{2t} + 0,000529x_{1t} + 0,000143x_{8t} + 0,48364d_{1t} + 0,619871d_{2t} + 0,7482d_{3t}$$

5.2 Ekonomická verifikace

1. rovnice

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
Míra inflace (y_2)	-10 359	Zvýší-li se míra inflace o 1 procentní bod, sníží se HDP o 10 359 mil. Kč, ceteris paribus.
Míra nezaměstnanosti (y_3)	-5 614,83	Zvýší-li se míra nezaměstnanosti o 1 p.b., sníží se HDP o 5 614,83 mil. Kč, ceteris paribus.
Průměrná mzda (x_1)	23,2032	Zvýší-li se průměrná mzda o 1 Kč, zvýší se HDP o 23,2032 mil. Kč, ceteris paribus.
Hrubé investice (x_2)	0,870057	Zvýší-li se hrubé investice o 1 mil. Kč, zvýší se HDP o 0,870057 mil. Kč, ceteris paribus.
Vládní výdaje (x_3)	0,981425	Zvýší-li se vládní výdaje o 1 mil. Kč, zvýší se HDP o 0,981425 mil. Kč, ceteris paribus.
1. kvartál (d_1)	46 312,1	V prvním čtvrtletí se HDP zvyšuje o 46 312,1 mil. Kč, ceteris paribus.
2. kvartál (d_2)	43 160,7	Ve druhém čtvrtletí se HDP zvyšuje o 43 160,7 mil. Kč, ceteris paribus.
3. kvartál (d_3)	43 769,2	Ve třetím čtvrtletí se HDP zvyšuje o 43 769,2 mil. Kč, ceteris paribus.

Tabulka 8 - Interpretace výsledků 1. rovnice, vlastní zpracování

Většina vypočítaných parametrů je v souladu s předpoklady, které byly vysloveny na začátku této kapitoly. Jediný parametr, který se vychyluje od teoretických východisek modelu se pojí s proměnnou míra inflace. Dle ekonomické teorie by se HDP mělo pohybovat stejným směrem jako míra inflace. Pokud tedy roste míra inflace, mělo by růst i HDP.

Opačný výsledek, který zobrazuje sestavený model, je možné vysvětlit očekáváním spotřebitelů. Růst cenové hladiny totiž představuje nižší kupní sílu peněz a spotřebitelé jsou tak schopni za stejné peníze pořídit méně statků. Pokud tito spotřebitelé očekávají zlevnění statků, nevytvářejí si při nepříznivé inflační situaci žádné zásoby a HDP proto klesá. Naopak pokud by se míra inflace snížila (tzn. zvýšila kupní síla), spotřebitelé si za stejné množství peněz mohli nakoupit více statků, vytvářeli si zásoby a HDP by rostlo.

2. rovnice

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
Míra nezaměstnanosti (y_3)	-0,604780	Zvýší-li se míra nezaměstnanosti o 1 p.b., sníží se míra inflace o 0,604780 p.b., ceteris paribus.
Oběživo (x_4)	-0,015009	Zvýší-li se množství peněz v oběhu o 1 mld. Kč, sníží se míra inflace o 0,015009 p.b., ceteris paribus.
Mzdy a platy (x_5)	-0,000068	Zvýší-li se mzdy a platy o 1 mil. Kč, sníží se míra inflace o 0,000068 p.b., ceteris paribus.
Diskontní sazba (x_6)	0,347935	Zvýší-li se diskontní sazba o 1 p.b., zvýší se míra inflace o 0,347935 p.b., ceteris paribus.
Kurz CZK/EUR (x_7)	-0,435244	Dojde-li k oslabení měny (kurz se zvýší) o 1 Kč, sníží se míra inflace o 0,435244 p.b., ceteris paribus.
1. kvartál (d_1)	-3,45380	V prvním čtvrtletí se míra inflace sníží o 3,45380 p.b., ceteris paribus.
2. kvartál (d_2)	-1,22717	Ve druhém čtvrtletí se míra inflace sníží o 1,22717 p.b., ceteris paribus.
3. kvartál (d_3)	-1,99097	Ve třetím čtvrtletí se míra inflace sníží o 1,99097 p.b., ceteris paribus.

Tabulka 9 - Interpretace výsledků 2. rovnice, vlastní zpracování

Z výsledků druhé rovnice vyplývá, že pouze jeden odhadnutý parametr je v souladu s ekonomickou teorií, a to konkrétně parametr pojící se s proměnnou míra nezaměstnanosti, který směrem působení odpovídá teorii Phillipsovy křivky. Ostatní parametry vykazují opačný směr působení, než jaký byl očekáván.

Po bližším prozkoumání použitých časových řad byl zjištěno, že průběh jednotlivých exogenních proměnných ve většině případů skutečně nepůsobí na průběh endogenní proměnné tak, jak by dle teorie měl. Například proměnné oběživo a směnný kurz by podle teorie monetární politiky měly vykazovat stejný směr jako samotná míra inflace, tedy že růst těchto vysvětlujících proměnných by měl vyvolat růst inflace, a to bez závažnějšího

zpoždění. Oproti tomu diskontní sazba, jakožto jeden z hlavních nástrojů měnové politiky, by měl s výrazným zpožděním vyvolat pohyb míry inflace v opačném směru.

Vysvětlením těchto nesrovnalostí je tedy pravděpodobně fakt, že ačkoli jsou použité proměnné důležitými prvky, které ovlivňují inflaci, existuje ještě mnoho dalších faktorů, které na ni působí větším vlivem.

Složitost modelování inflace dokazuje predikční model ČNB, který pro výpočet budoucího chování inflace využívá více než 50 proměnných a rovnic, které představují vzájemné působení nástrojů monetární a fiskální politiky, domácností, zahraničí, trhu práce, trhu kapitálu atd. (Andrle, a další, 2009)

3. rovnice

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
HDP (y_1)	-0,000021	Zvýší-li se HDP o 1 mil. Kč, sníží se míra nezaměstnanosti o 0,000021 p.b., ceteris paribus.
Míra inflace (y_2)	-0,264818	Zvýší-li se míra inflace o 1 p.b., sníží se míra nezaměstnanosti o 0,264818 p.b., ceteris paribus.
Průměrná mzda (x_1)	0,000529	Zvýší-li se průměrná mzda o 1 Kč, zvýší se míra nezaměstnanosti o 0,000529 p.b., ceteris paribus.
Příspěvek v nezaměstnanosti (x_8)	0,000143	Zvýší-li se příspěvek v nezaměstnanosti o 1 mil. Kč, zvýší se míra nezaměstnanosti o 0,000143 p.b., ceteris paribus.
1. kvartál (d_1)	0,48364	V prvním čtvrtletí se míra nezaměstnanosti zvýší o 0,48364 p.b., ceteris paribus.
2. kvartál (d_2)	0,619871	Ve druhém čtvrtletí se míra nezaměstnanosti zvýší o 0,619871 p.b., ceteris paribus.
3. kvartál (d_3)	0,7482	Ve třetím čtvrtletí se míra nezaměstnanosti zvýší o 0,7482 p.b., ceteris paribus.

Tabulka 10 - Interpretace výsledků 3. rovnice, vlastní zpracování

Výsledky poslední rovnice zcela korespondují s uvedenými předpoklady. Směr působení jednotlivých parametrů je v souladu s ekonomickou teorií a intenzitu působení změn vysvětlujících proměnných je možné považovat dle uvážení za reálnou.

Ačkoli jsou některé parametry modelu v rozporu s uvedenou ekonomickou teorií a vyslovenými předpoklady, je možné tyto nesrovnalosti logicky odůvodnit. Model je tedy i přes to použitelný.

5.3 Statistická verifikace

Podstatou statistické verifikace je ověření toho, zda je při modelování použit reprezentativní vzorek, na jehož základu je možné usuzovat na chování celého základního souboru. V rámci statistické verifikace je ověřována statistická významnost jednotlivých parametrů, celého modelu a také shoda modelu s daty.

5.3.1 Ověření významnosti parametrů

Ověření významnosti parametrů se provádí pomocí t-testu. Nulová hypotéza tvrdí, že parametr není statisticky významný. Významnost jednotlivých parametrů byla posuzována na základě p-hodnoty pro hladinu významnosti $\alpha = 0,05$. Je-li p-hodnota nižší než 0,05 nulovou hypotézu nelze přijmout, což znamená, že parametr je statisticky významný.

1. rovnice

Proměnná	p-hodnota	Rozhodnutí
Konstanta	0,4562	Nevýznamný
Míra nezaměstnanosti	0,0212	Významný
Míra inflace	0,0015	Významný
Průměrná mzda	5,42e-29	Významný
Hrubé investice	5,93e-08	Významný
Vládní výdaje	0,0056	Významný
1. čtvrtletí	0,0009	Významný
2. čtvrtletí	0,0002	Významný
3. čtvrtletí	0,0002	Významný

Tabulka 11 - Ověření významnosti parametrů 1. rovnice, vlastní zpracování dle SW Gretl

Z tabulky č. 11 vyplývá, že kromě konstanty jsou všechny parametry statisticky významné na hladině významnosti 0,05. Většina těchto parametrů je také významná i na hladině významnosti 0,01.

2. rovnice

Proměnná	p-hodnota	Rozhodnutí
Konstanta	1,07e-08	Významný
Míra nezaměstnanosti	0,0122	Významný
Oběživo	6,93e-05	Významný
Mzdy a platy (1.dif)	0,0868	Nevýznamný
Diskontní sazba (t-4)	0,1493	Nevýznamný
Měnový kurz CZK/EUR	7,11e-06	Významný
1. čtvrtletí	0,0929	Nevýznamný
2. čtvrtletí	0,0962	Nevýznamný
3. čtvrtletí	0,0683	Nevýznamný

Tabulka 12 - Ověření významnosti parametrů 2. rovnice, vlastní zpracování dle SW Gretl

Konstanta a parametry proměnných míra nezaměstnanosti, oběživo a měnový kurz jsou statisticky významné na hladině významnosti 0,05. Parametry proměnných mzdy a platy a všech čtvrtletí sice nejsou na hladině významnosti 0,05 statisticky významné, byly by však významné na hladině významnosti $\alpha = 0,1$. Parametr proměnné diskontní sazba není statisticky významný na žádné z uvedených hladin významnosti.

3. rovnice

Proměnná	p-hodnota	Rozhodnutí
Konstanta	6,25e-24	Významný
HDP	1,93e-09	Významný
Míra inflace	0,0013	Významný
Průměrná mzda	8,94e-05	Významný
Příspěvek v nezaměstnanosti	0,009	Významný
1. čtvrtletí	0,3022	Nevýznamný
2. čtvrtletí	0,0277	Významný
3. čtvrtletí	0,0007	Významný

Tabulka 13 - Ověření významnosti parametrů 3. rovnice, vlastní zpracování dle SW Gretl

Z tabulky č. 13 vyplývá, že statistickou významnost nelze prokázat pouze u jednoho parametru, a to u parametru pojícího se s proměnnou 1. čtvrtletí. Ostatní parametry jsou na hladině významnosti 0,05 statisticky významné. Většina těchto parametrů by byla statisticky významná taktéž na hladině významnosti 0,01.

5.3.2 Ověření významnosti celého modelu

Model je statisticky významný, pokud jsou statisticky významné všechny jeho rovnice. Významnost rovnic se ověřuje pomocí F – testu. Nulová hypotéza je v tomto případě tvrzením o nevýznamnosti rovnice (resp. modelu). Pro ověření významnosti byly i v tomto případě použity p-hodnoty. Stejně jako u testování parametrů zde platí, že pokud je p-hodnota nižší než nastavená hladina významnosti $\alpha = 0,05$, nelze přijmout nulovou hypotézu o nevýznamnosti rovnice a rovnice tedy je statisticky významná.

1. rovnice: p-hodnota = $1,94e-52$ rovnice je statisticky významná

2. rovnice: p-hodnota = $1,58e-10$ rovnice je statisticky významná

3. rovnice: p-hodnota = $7,05e-18$ rovnice je statisticky významná

Pomocí F – testu bylo ověřeno, že všechny rovnice modelu jsou statisticky významné, a tedy i celý zkonstruovaný model je statisticky významný.

5.3.3 Shoda modelu s daty

Shodu modelu s daty reflektuje koeficient determinace, který udává, z kolika procent je variabilita endogenní proměnné vysvětlena variabilitou exogenních proměnných.

1. rovnice

$$R^2 = 0,992 \quad \bar{R}^2 = 0,991$$

Změny ve vysvětlované proměnné HDP jsou z 99,2 % (resp. 99,1 %) vysvětleny změnami ve vysvětlujících proměnných.

2. rovnice

$$R^2 = 0,588 \quad \bar{R}^2 = 0,523$$

Variabilita vysvětlované proměnné míra inflace je z 58,8 % (resp. 52,3 %) vysvětlena variabilitou vysvětlujících proměnných.

3. rovnice

$$R^2 = 0,780 \quad \bar{R}^2 = 0,751$$

Změny ve vysvětlované proměnné míra nezaměstnanosti jsou z 78 % (resp. 75,1 %) vysvětleny změnami ve vysvětlujících proměnných.

Výsledek dosažený u první rovnice lze považovat za vynikající, neboť těsnost závislosti se blíží 100 %. Stejně tak výsledek třetí rovnice je velmi dobrý, protože vypočtená rovnice vysvětluje změny v endogenní proměnné z více než 2/3. U druhé rovnice dosáhl koeficient determinace pouze necelých 59 %, avšak s přihlédnutím k obtížné problematice inflace a jejího ovlivňování (cílování), lze i tento výsledek považovat za dostačující.

5.4 Ekonometrická verifikace

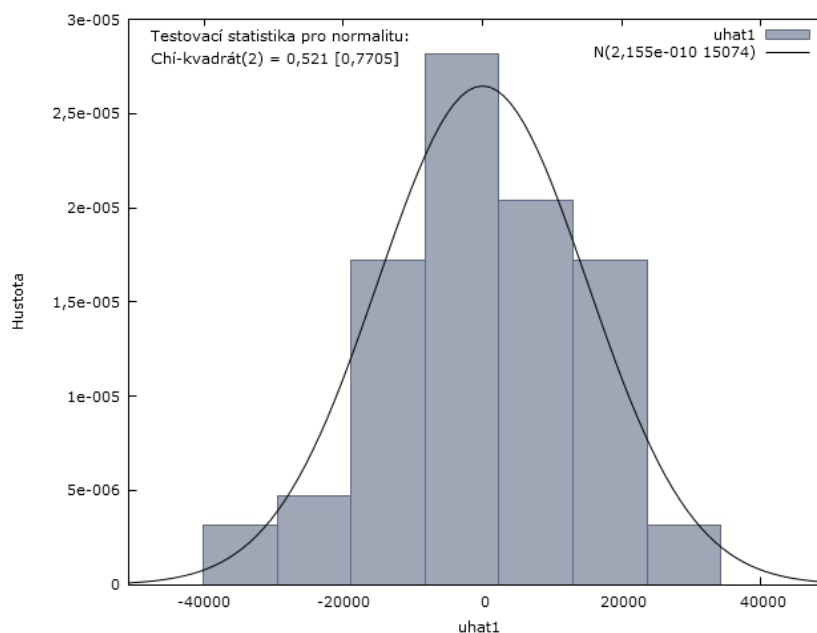
V rámci ekonometrické verifikace byly pro jednotlivé rovnice provedeny testy normality, heteroskedasticity a autokorelace.

5.4.1 Testování normality

Normální rozdělení náhodné složky se testuje pomocí Jarque – Bera testu. Nulová hypotéza v tomto případě říká, že reziduální složky mají normální rozdělení. Alternativní hypotéza je tvrzením o opaku. Normalita reziduí jednotlivých rovnic byla posouzena na základě dosažené p-hodnoty na hladině významnosti $\alpha = 0,05$.

1. rovnice

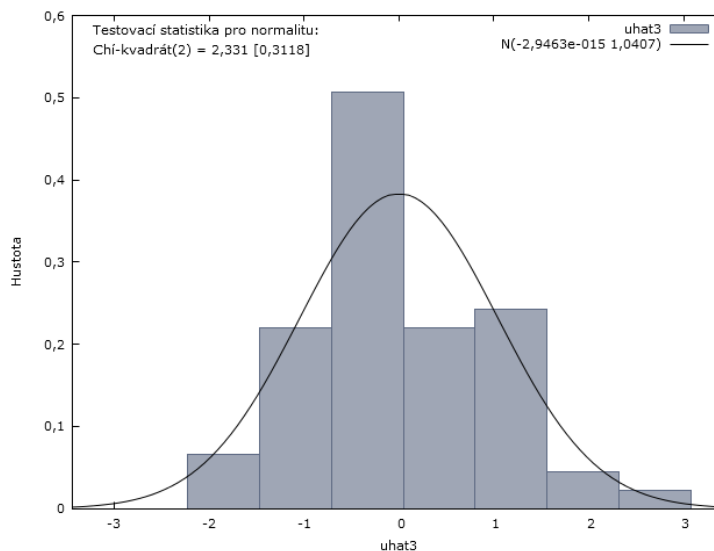
Dle výsledků ze SW Gretl se p-hodnota = 0,770485. P-hodnota je tedy vyšší než hladina významnosti 0,05 a nulovou hypotézu proto nelze zamítnout. Náhodná složka první rovnice vykazuje normální rozdělení.



Graf 1 - Rozdělení náhodné složky 1. rovnice, zdroj: SW Gretl

2. rovnice

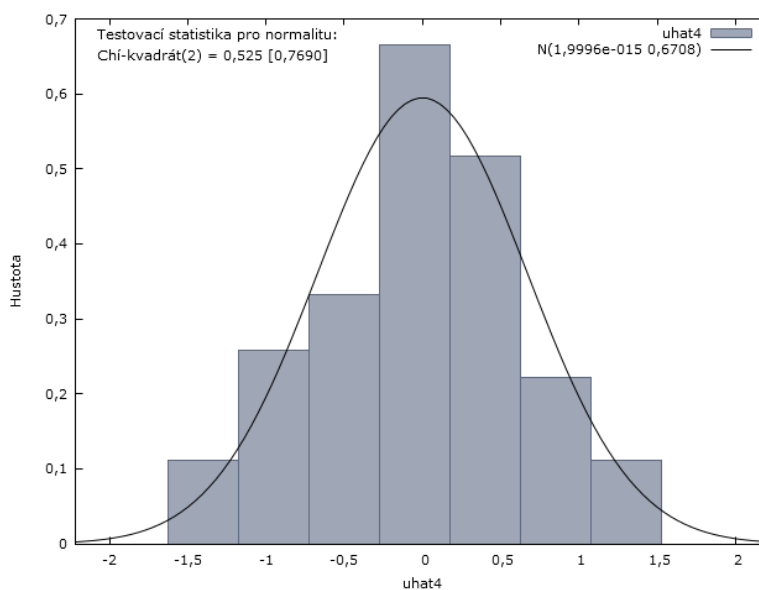
V druhé rovnici byla vypočítána p-hodnota 0,311806. I v tomto případě je p-hodnota vyšší než hladina významnosti, díky čemuž se přijímá nulová hypotéza o normálním rozdělení náhodné složky 2. rovnice.



Graf 2 - Rozdělení náhodné složky 2. rovnice, zdroj: SW Gretl

3. rovnice

Pro 3. rovnici byla vypočítána p-hodnota ve výši 0,76903. Stejně jako u přechozích rovnic je i zde p-hodnota vyšší než zvolená hladina významnosti a nulová hypotéza o normalitě reziduí se proto přijímá.



Graf 3 - Rozdělení náhodné složky 3. rovnice, zdroj: SW Gretl

Bylo prokázáno, že náhodné složky všech rovnic modelu mají normální rozdělení.

5.4.2 Testování heteroskedasticity

Heteroskedasticita se v simultánních modelech testuje pomocí Pesaran – Taylorova testu. Nulová hypotéza v tomto případě říká, že v modelu není heteroskedasticita, tedy že existuje homoskedasticita a rozptyl náhodné složky je konečný a konstantní. I v tomto případě byla pro vyhodnocení testu porovnávána p-hodnota se zvolenou hladinou významnosti $\alpha = 0,05$.

1. rovnice

V první rovnici byla vypočítána p-hodnota 0,00967529. Tato hodnota je nižší než zvolená hladina významnosti. Nulová hypotéza se zamítá ve prospěch alternativní hypotézy, podle které je v rovnici přítomna heteroskedasticita.

2. rovnice

Pro druhou rovnici byla zjištěna p-hodnota 0,0808877. V tomto případě je p-hodnota vyšší než hladina významnosti a nulovou hypotézu proto nelze zamítnout. V rovnici se vyskytuje homoskedasticita.

3. rovnice

Ve třetí rovnici byla vypočtena p-hodnota 0,0220737. Tato hodnota je nižší než zvolená hladina významnosti. Stejně jako v první rovnici se proto nulová hypotéza zamítá ve prospěch hypotézy alternativní. Ve třetí rovnici je přítomna heteroskedasticita.

Důsledkem přítomnosti heteroskedasticity v modelu je, že odhad parametrů je nestranný a konzistentní, avšak není nejlepší. Řešením heteroskedasticity může být její modelování pomocí vhodné proměnné nebo její ignorace. V takovém případě je ovšem pro odhad parametrů nutné použít robustní chyby odhadu (tzv. HAC errors²), díky kterým sice heteroskedasticita z modelu nezmizí, ale odhad pomocí nich získá požadované vlastnosti.

Protože byl prezentovaný model testován ještě před sepsáním této části práce, jsou robustní chyby použity již pro odhad parametrů, který je uveden v kapitole 5.1.7 Odhad modelu.

² Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Standard Errors

5.4.3 Testování autokorelace

K testování autokorelace slouží v simultánní modelech Godfreyho test. Nulová hypotéza je v tomto případě tvrzení, že mezi náhodnými složkami neexistuje autokorelace. Pro vyhodnocení testu byla i zde použita p-hodnota a hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Protože je model založen na kvartálních datech, byla testována autokorelace 4. řádu.

1. rovnice

V případě první rovnice dosáhla p-hodnota výše $8,105e-05$. Tato hodnota je nižší než zvolená hladina významnosti. Nulovou hypotézu v takovém případě nelze přijmout, což znamená, že mezi náhodnými složkami 1. rovnice existuje autokorelace.

2. rovnice

V druhé rovnici byla vypočítána p-hodnota $4,087e-18$. Ani v tomto případě tedy nelze přijmout nulovou hypotézu. Mezi reziduálními složkami 2. rovnice také existuje autokorelace.

3. rovnice

Ani v případě poslední rovnice se nepodařilo vyloučit autokorelaci mezi náhodnými složkami. P-hodnota v tomto případě dosahuje hodnoty $1,417e-10$.

Z výše uvedeného vyplývá, že ve všech rovnicích modelu je přítomna autokorelace náhodných složek. Stejně jako v případě existence heteroskedasticity má autokorelace za důsledek, že je odhad parametrů nestranný a konzistentní, ale není nejlepší. I v tomto případě je možným řešením použití robustních chyb při odhadu modelu, díky kterým odhad získá požadované vlastnosti.

5.5 Redukovaný tvar modelu

Pro tvorbu redukovaného modelu byly použity vzorce 3.14 a 3.15.

Matice Beta a její úpravy

$$B = \begin{pmatrix} 1 & 10359 & 5614,83 \\ 0 & 1 & 0,60478 \\ 0,000021 & 0,264818 & 1 \end{pmatrix}$$
$$B^{-1} = \begin{pmatrix} 0,984005 & -10395 & 761,6751 \\ 0,000015 & 1,033502 & -0,70859 \\ -0,000025 & -0,05539 & 1,171653 \end{pmatrix}$$
$$-B^{-1} = \begin{pmatrix} -0,984005 & 10395 & -761,6751 \\ -0,000015 & -1,033502 & 0,70859 \\ 0,000025 & 0,05539 & -1,171653 \end{pmatrix}$$

Matice Gama

$$\Gamma = \begin{pmatrix} -61525 & -23,2032 & -0,870057 & -0,981425 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -46312,1 & -43160,7 & -43769,2 \\ -24,9695 & 0 & 0 & 0 & 0,015009 & 0,000068 & -0,347935 & 0,435244 & 0 & 3,4538 & 1,22717 & 1,99097 \\ -13,6186 & -0,000529 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0,00014 & -0,48364 & -0,61987 & -0,7482 \end{pmatrix}$$

Matice Multiplikátorů

$$M = \begin{pmatrix} -188644 & 23,23499 & 0,85614 & 0,96573 & 156,02 & 0,70686 & -3616,8 & 4524,4 & 0,1089 & 81842 & 55698,9 & 64335,1 \\ 17,0715 & 2,96e-05 & 1,29e-05 & 1,46e-05 & -0,016 & -7,03e-05 & 0,3596 & -0,4498 & -0,0001 & -3,223 & -1,0653 & -1,9365 \\ 13,05929 & 4,89e-05 & -2,14e-05 & -2,41e-05 & 0,0083 & 3,77e-06 & -0,0193 & 0,0241 & 0,0002 & -0,382 & -0,2677 & -0,09 \end{pmatrix}$$

Z matice multiplikátorů byl následně sestaven model v redukované formě, který zobrazuje komplexní působení všech exogenních proměnných na proměnné endogenní.

$$y_1 = -188644x_0 + 23,23499x_1 + 0,85614x_2 + 0,96573x_3 + 156,02x_4 + 0,70686x_5 - 3616,8x_6 + 4524,4x_7 + 0,1089x_8 + 81842d_1 + 55698,9d_2 + 64335,1d_3$$

$$y_2 = 17,0715x_0 + 0,0000296x_1 + 0,0000129x_2 + 0,0000146x_3 - 0,016x_4 - 0,0000703x_5 + 0,3596x_6 - 0,4498x_7 - 0,0001x_8 - 3,223d_1 - 1,0653d_2 - 1,9365d_3$$

$$y_3 = 13,05929x_0 + 0,0000489x_1 - 0,0000214x_2 - 0,0000241x_3 + 0,0083x_4 + 0,00000377x_5 - 0,0193x_6 + 0,0241x_7 + 0,0002x_8 - 0,382d_1 - 0,2677d_2 - 0,09d_3$$

Redukovaný tvar modelu zobrazuje působení všech vysvětlujících proměnných na proměnné vysvětlované. Ze všech tří rovnic tak zmizel člen představující působení jiné endogenní proměnné a byl nahrazen příslušnými exogenními proměnnými, které na jednotlivé endogenní proměnné působí zprostředkovaně.

1. rovnice

Parametry vysvětlujících proměnných x_1 , x_2 a x_3 , které byly v dané rovnici zahrnuty i ve strukturální formě modelu, se úpravou formy téměř nezměnily. Nově je v 1. rovnici možné vidět působení proměnných x_4 , x_5 , x_6 , x_7 a x_8 , které představují zprostředkované působení endogenních proměnných y_2 a y_3 . Nejvíce se změna formy modelu projevila na konstantě, která se dostala na 4x nižší hodnotu než v strukturální formě a dummy proměnných, které mají v redukované formě výrazně vyšší intenzitu působení.

2. rovnice

V případě druhé rovnice nedošlo změnou formy k výraznějším změnám v žádném z parametrů proměnných, které byly do rovnice zahrnuty ve strukturální formě modelu, a to včetně sezónních proměnných. Změna tvaru modelu se výrazněji projevila pouze na konstantě, která se z hodnoty 17,07 zvýšila na hodnotu 24,97. V redukované formě na proměnnou y_2 nově působí proměnné x_1 , x_2 , x_3 a x_8 .

3. rovnice

Parametry proměnných 3. rovnice se transformací tvaru modelu ze strukturální na redukovanou změnily nejvíce. V původní strukturální formě tato rovnice obsahovala exogenní proměnné x_1 a x_8 a dummy proměnné d_1 , d_2 a d_3 . Parametr proměnné x_1 se z původní hodnoty 0,00052 snížil na hodnotu 0,000049. U sezónních dummy proměnných se v redukované formě obrátil směr jejich působení a také se výrazně snížila jejich intenzita. Redukovaný tvar modelu zobrazuje také působení vysvětlujících proměnných x_2 , x_3 , x_4 , x_5 , x_6 a x_7 , které představují zprostředkované působení proměnných y_1 a y_2 .

5.6 Aplikace modelu

Model byl aplikován formou simulačních scénářů a prognóz. Pro vytvoření simulačních scénářů bylo nejprve zapotřebí vypočítat průměrné pružnosti všech exogenních proměnných pro každou rovnici.

5.6.1 Výpočet pružností

Průměrné pružnosti jednotlivých proměnných byly vypočítány pomocí vztahu 3.13. Výsledné hodnoty jsou uvedeny v tabulkách 14–16

1. rovnice

Proměnná	Derivace	Průměrná hodnota x_i	Průměrná hodnota y_1	Průměrná pružnost (v %)
Průměrná mzda	23,235	22 165,217	949 398,6	0,542
Hrubé investice	0,856	265 788,450	949 398,6	0,240
Vládní výdaje	0,966	191 588,283	949 398,6	0,195
Oběživo	156,019	364,795	949 398,6	0,060
Mzdy a platy (1. dif.)	0,707	3 073,217	949 398,6	0,002
Diskontní sazba	-3 616,788	1,115	949 398,6	-0,004
Směnný kurz	4 524,366	27,626	949 398,6	0,132
Příspěvek v nezaměstnanosti	0,109	5 709,600	949 398,6	0,001

Tabulka 14 - Výpočet pružností 1. rovnice, vlastní zpracování

Jak již naznačuje hlavička tabulky, jsou pružnosti vyjadřovány v procentech. Interpretace výsledků např. pro proměnnou průměrná mzda (x_1) by v tomto případě byla: Zvýší-li se průměr průměrné mzdy o 1 %, zvýší se HDP v průměru o 0,542 %, ceteris paribus. Stejným způsobem by se interpretovaly i všechny ostatní proměnné.

Z uvedených výsledků vyplývá, že z použitých exogenních proměnných na změnu endogenní proměnné nejvíce působí právě proměnná průměrná mzda. Poměrně vysoké hodnoty dosahuje také proměnná hrubé investice a vládní výdaje. Naopak nejmenší vliv na změnu HDP má proměnná příspěvek v nezaměstnanosti a 1. diference proměnné mzdy a platy. Obě tyto proměnné působí v rovnici zprostředkovaně přes proměnné y_2 a y_3 .

2. rovnice

Proměnná	Derivace	Průměrná hodnota x_i	Průměrná hodnota y_2	Průměrná pružnost (v %)
Průměrná mzda	0,000030	22 165,217	2,036	-0,322
Hrubé investice	0,000013	265 788,450	2,036	1,691
Vládní výdaje	0,000015	191 588,283	2,036	1,375
Oběživo	-0,015512	364,795	2,036	-2,780
Mzdy a platy (1. dif.)	-0,000070	3 073,217	2,036	-0,106
Diskontní sazba	0,359591	1,115	2,036	0,197
Směnný kurz	-0,449825	27,626	2,036	-6,105
Příspěvek v nezaměstnanosti	-0,000101	5 709,600	2,036	-0,284

Tabulka 15 - Výpočet pružností 2. rovnice, vlastní zpracování

Z výsledků druhé rovnice je evidentní, že největší vliv na změnu inflace má směnný kurz CZK/EUR, který svou 1% změnou vyvolá více jak 6% změnu v míře inflace. Významné je také působení proměnné oběživo, hrubé investice a vládní výdaje, přičemž proměnné hrubé investice a vládní výdaje představují zprostředkované působení přes ostatní endogenní proměnné. Nejmenší vliv na míru inflace vykazuje proměnná mzdy a platy.

3. rovnice

Proměnná	Derivace	Průměrná hodnota x_i	Průměrná hodnota y_3	Průměrná pružnost (v %)
Průměrná mzda	0,000049	22 165,217	6,525	0,166
Hrubé investice	-0,000021	265 788,450	6,525	-0,872
Vládní výdaje	-0,000024	191 588,283	6,525	-0,709
Oběživo	0,000831	364,795	6,525	0,046
Mzdy a platy (1. dif.)	0,000004	3 073,217	6,525	0,002
Diskontní sazba	-0,019274	1,115	6,525	-0,003
Směnný kurz	0,024110	27,626	6,525	0,102
Příspěvek v nezaměstnanosti	0,000168	5 709,600	6,525	0,147

Tabulka 16 - Výpočet pružností 3. rovnice, vlastní zpracování

Nejvyšší pružnost byla ve třetí rovnici zjištěna u proměnných hrubé investice a vládní výdaje. Ani jedna z těchto proměnných ovšem není v přímé vazbě se zkoumanou proměnnou míra nezaměstnanosti, ale působí zprostředkovaně přes y_1 a y_2 . Proměnné, které jsou v přímé vazbě na proměnnou míra nezaměstnanosti, tedy průměrná mzda a příspěvek v nezaměstnanosti, vykazují pružnost na úrovni 0,166 % a 0,147 %.

5.6.2 Simulační scénáře

Pomocí vypočítaných pružností je možné sestavit simulační scénáře, tedy nastítnit, jaké dopady by měly různé procentní změny různých exogenních proměnných. Díky tomu, že byly pružnosti vypočítány z redukovaného tvaru modelu, je možné nasimulovat dopad změny jediné vysvětlující proměnné na všechny proměnné vysvětlované.

1. simulace

Situace: Průměrná hodnota průměrné mzdy vzroste o 5 %.

Pro y_1 :

$$\Delta x_1 \text{ 1 \%} \dots\dots\dots 0,542 \%$$

$$\Delta x_1 \text{ 5 \%} \dots\dots\dots 0,542 * 5 = 2,71 \%$$

$$949\,398,6 * 0,0271 = 25\,728,7$$

Z uvedeného výpočtu vyplývá, že 5% růst průměrné hodnoty průměrné mzdy vyvolá 2,71% růst průměrné hodnoty HDP, ceteris paribus. V absolutním vyjádření jde o zvýšení o 25 728,7 mil. Kč.

Pro y₂:

$$\Delta x_1 1 \% \dots\dots\dots - 0,322 \%$$

$$\Delta x_1 5 \% \dots\dots\dots - 0,322 * 5 = - 1,61 \%$$

$$2,036 * (- 0,0161) = - 0,033$$

Zvýší-li se průměrná hodnota průměrné mzdy o 5 %, sníží se průměrná hodnota míry inflace o 1,61 % (resp. o 0,033 procentního bodu), ceteris paribus.

Pro y₃:

$$\Delta x_1 1 \% \dots\dots\dots 0,166 \%$$

$$\Delta x_1 5 \% \dots\dots\dots 0,166 * 5 = 0,83 \%$$

$$6,525 * 0,0083 = 0,029$$

Zvýší-li se průměrná hodnota průměrné mzdy o 5 %, zvýší se průměrná hodnota míry nezaměstnanosti o 0,83 %, ceteris paribus. V absolutním vyjádření se jedná o nárůst průměrné míry nezaměstnanosti o 0,029 procentního bodu.

2. simulace

Situace: Průměrná hodnota vládních výdajů poklesne o 10 %

Pro y₁:

$$\Delta x_3 1 \% \dots\dots\dots 0,195 \%$$

$$\Delta x_3 (-10 \%) \dots\dots\dots 0,195 * (- 10) = -1,95 \%$$

$$949\,398,6 * (-0,0195) = - 18\,513,27$$

Z uvedeného výpočtu vyplývá, že 10% pokles průměrné hodnoty vládních výdajů vyvolá 1,95% pokles průměrné hodnoty HDP, ceteris paribus. V absolutním vyjádření jde o snížení v průměru o 18 513,27 mil. Kč.

Pro y₂:

$$\Delta x_3 1 \% \dots\dots\dots 1,375 \%$$

$$\Delta x_3 (-10 \%) \dots\dots\dots 1,375 * (- 10) = -13,75 \%$$

$$2,036 * (- 0,1375) = - 0,28$$

Sníží-li se průměrná hodnota vládních výdajů o 10 %, sníží se průměrná hodnota míry inflace o 13,75 % (resp. o 0,28 procentního bodu), ceteris paribus.

Pro y₃:

$$\Delta x_3 \text{ 1 \%} \dots\dots\dots - 0,709 \%$$

$$\Delta x_3 \text{ (-10 \%)} \dots\dots\dots (- 0,709) * (- 10) = 7,09 \%$$

$$6,525 * 0,0709 = 0,463$$

Pokud se průměrná hodnota vládních výdajů sníží o 10 %, zvýší se průměrná hodnota míry nezaměstnanosti o 7,09 %, ceteris paribus. V absolutním vyjádření se jedná o nárůst průměrné míry nezaměstnanosti o 0,463 procentního bodu.

5.6.3 Prognózy

K vytvoření prognózy bylo nejprve zapotřebí vypočítat hodnoty exogenních proměnných v prognostickém horizontu. Toho bylo dosaženo pomocí trendových funkcí jednotlivých proměnných, jejichž parametry byly odhadnuty běžnou metodou nejmenších čtverců.

Prognóza ex - post

Jako první byla provedena prognóza ex-post, pomocí které byly ověřeny prognostické vlastnosti modelu. Použité časové řady byly zkráceny o 2 pozorování. Hodnoty v těchto obdobích byly následně vypočítány pomocí zkonstruovaného modelu. Nejprve byly vypočítány parametry trendových funkcí na základě zkrácené řady o 58 pozorováních. Takto získané výsledky doplnily použité časové řady a rozšířily tak řadu o 59. pozorování. Na takto rozšířené řadě byl model opět přepočítán a byly získány hodnoty i pro 60. pozorování.

Parametry trendových funkcí jednotlivých exogenních proměnných:

$$r^* = \begin{pmatrix} 15\,581,7 & 218\,590 & 149\,491 & 208,571 & 2\,679,24 & 2,71969 & 30,5452 & 4\,241,47 \\ 216,046 & 1\,522,21 & 1\,364,61 & 5,08543 & -0,821219 & -0,05315 & -0,09826 & 47,9005 \end{pmatrix}$$

$$\text{Průměrná mzda: } x_1 = 15\,581,7 + 216,046t = 15\,581,7 + 216,046 * 59 = 28\,328,41$$

$$\text{Hrubé investice: } x_2 = 218\,590 + 1\,522,21t = 218\,590 + 1\,522,21 * 59 = 308\,400,39$$

$$\text{Vládní výdaje: } x_3 = 149\,491 + 1\,364,61t = 149\,491 + 1\,364,61 * 59 = 230\,101,99$$

$$\text{Oběživo: } x_4 = 208,571 + 5,08543t = 208,571 + 5,08543 * 59 = 508,61$$

$$\text{Mzdy a platy: } x_5 = 2\,679,24 - 0,821219t = 2\,679,24 - 0,821219 * 59 = 2\,630,79$$

$$\text{Diskontní sazba: } x_6 = 2,71969 - 0,05315t = 2,71969 - 0,05315 * 59 = (-0,42)$$

$$\text{Směnný kurz: } x_7 = 30,5452 - 0,09826t = 30,5452 - 0,09826 * 59 = 24,75$$

$$\text{Př. v nezam.: } x_8 = 4\,241,47 + 47,9005t = 4\,241,47 + 47,9005 * 59 = 7\,067,6$$

Získané hodnoty exogenních proměnných byly následně doplněny do rovnic jednotlivých endogenních proměnných, čímž byla získána teoretická hodnota v 59. období. Prognózovaný výsledek u diskontní sazby musel být ovšem upraven, neboť vzhledem ke klesajícímu lineárnímu trendu dosahuje záporné hodnoty, což je u této proměnné nemožné. Místo vypočtené hodnoty byla proto použita diskontní sazba, která odpovídala hodnotě z posledního období dané časové řady (2.Q. 2016), tedy hodnota 0,05.

Úpravu bylo nutné provést také u proměnné x_5 , neboť trendová funkce byla počítána z prvních diferencí, které neodrážejí přesně vývoj proměnné. Byla proto vypočítána trendová funkce pro neupravenou proměnnou mzdy a platy, vypočítána její budoucí hodnota v 59. období a z té vypočítána 1. diference (2 979,39), která byla dosazena do výpočtu teoretických hodnot endogenních proměnných.

$$y_1 = (-188\,644) + 23,23499 * 28\,328,41 + 0,85614 * 308\,400,39 + 0,96573 * 230\,101,99 + 156,02 * 508,61 + 0,70686 * 2\,979,39 - 3\,616,8 * 0,05 + 4\,524,4 * 24,75 + 0,1089 * 7\,067,6 + 81\,842 * 0 + 55\,698,9 * 0 + 64\,335,1 * 1 = \mathbf{1\,149\,844\,mil.\,Kč}$$

$$y_2 = 17,0715 + 0,0000296 * 28\,328,41 + 0,0000129 * 308\,400,39 + 0,0000146 * 230\,101,99 - 0,016 * 508,61 - 0,000703 * 2\,979,39 + 0,3596 * 0,05 - 0,4498 * 24,75 - 0,0001 * 7\,067,6 - 3,223 * 0 - 1,0653 * 0 - 1,9365 * 1 = \mathbf{3,2\,\%}$$

$$y_3 = 13,05929 + 0,0000489 * 28\,328,41 - 0,0000214 * 308\,400,39 - 0,0000241 * 230\,101,99 + 0,00083 * 508,61 + 0,00000377 * 2\,979,39 - 0,0193 * 0,05 + 0,0241 * 24,75 + 0,0002 * 7\,067,6 - 0,382 * 0 - 0,2677 * 0 - 0,09 * 1 = \mathbf{4,7\,\%}$$

Pro zjištění hodnoty endogenních proměnných byla vypočítána relativní chyba odhadu, která se vypočítá pomocí vzorce $\frac{|\hat{y}_i - y_i|}{y_i} * 100$.

$$\text{Pro } y_1: \frac{|1\,149\,844 - 1\,209\,586|}{1\,209\,586} * 100 = 4,94\,\%$$

$$\text{Pro } y_2: \frac{|3,2 - 0,3|}{0,3} * 100 = 966,67\,\%$$

$$\text{Pro } y_3: \frac{|4,7 - 4|}{4} * 100 = 17,5\,\%$$

Časové řady byly rozšířeny o hodnoty získané předchozím výpočtem. Při opětovném výpočtu trendových funkcí jednotlivých exogenních proměnných byla zjištěna změna parametrů pouze u proměnných x_3 a x_6 . Funkce odhadnuté na prodloužené časové řadě mají pro tyto proměnné tvar: $x_3 = 149\,488 + 1\,364,78t$ a $x_6 = 2,70389 - 0,05236t$.

$$\text{Průměrná mzda: } x_1 = 15\,581,7 + 216,046 * 60 = 28\,550,46$$

$$\text{Hrubé investice: } x_2 = 218\,590 + 1\,522,21 * 60 = 309\,922,6$$

$$\text{Vládní výdaje: } x_3 = 149\,488 + 1\,364,78 * 60 = 231\,374,8$$

$$\text{Oběživo: } x_4 = 208,571 + 5,08543 * 60 = 513,7$$

$$\text{Mzdy a platy: } x_5 = 2\,679,24 - 0,821219 * 60 = 2\,629,97$$

$$\text{Diskontní sazba: } x_6 = 2,70389 - 0,05236 * 60 = (-0,44)$$

$$\text{Směnný kurz: } x_7 = 30,5452 - 0,09826 * 60 = 24,65$$

$$\text{Př. v nezam.: } x_8 = 4\,241,47 + 47,9005 * 60 = 7\,115,5$$

Stejně jako v předchozím kroku byly i nyní vypočítané hodnoty dosazeny do rovnic pro jednotlivé endogenní proměnné, čímž byly získány výsledky pro 60. období. Diskontní sazba dosáhla i v tomto případě záporné hodnoty a byla proto opět nahrazena hodnotou 0,05. Hodnota pro proměnnou mzdy a platy byla nahrazena stejným způsobem jako v přechodném výpočtu hodnotou 2 658,21.

$$y_1 = (-188\,644) + 23,23499 * 28\,550,46 + 0,85614 * 309\,922,6 + 0,96573 * 231\,374,8 + 156,02 * 513,7 + 0,70686 * 2\,658,21 - 3\,616,8 * 0,05 + 4\,524,4 * 24,65 + 0,1089 * 7\,115,5 + 81\,842 * 0 + 55\,698,9 * 0 + 64\,335,1 * 0 = \mathbf{1\,157\,655\, \text{mil. Kč}}$$

$$y_2 = 17,0715 + 0,0000296 * 28\,550,46 + 0,0000129 * 309\,922,6 + 0,0000146 * 231\,374,8 - 0,016 * 513,7 - 0,000703 * 2\,658,21 + 0,3596 * 0,05 - 0,4498 * 24,65 - 0,0001 * 7\,115,5 - 3,223 * 0 - 1,0653 * 0 - 1,9365 * 0 = \mathbf{3,42\, \%}$$

$$y_3 = 13,05929 + 0,0000489 * 28\,328,41 - 0,0000214 * 308\,400,39 - 0,0000241 * 230\,101,99 + 0,00083 * 508,61 + 0,00000377 * 2\,658,21 - 0,0193 * 0,05 + 0,0241 * 24,75 + 0,0002 * 7\,067,6 - 0,382 * 0 - 0,2677 * 0 - 0,09 * 1 = \mathbf{4,7\, \%}$$

I z těchto výsledků byly pro endogenní proměnné vypočítány relativní chyby odhadu.

$$\text{Pro } y_1: \frac{|1\,157\,655 - 1\,240\,732|}{1\,240\,732} * 100 = 6,696\, \%$$

$$\text{Pro } y_2: \frac{|3,42 - 0,5|}{0,5} * 100 = 584\, \%$$

$$\text{Pro } y_3: \frac{|4,7 - 3,6|}{3,6} * 100 = 30,56\, \%$$

Z hodnot relativní chyby prognózy za 59. a 60. období byla průměrem vypočítána relativní chyba provedené ex-post prognózy.

$$\text{Pro } y_1: (4,94 + 6,696)/2 = 5,82\, \%$$

$$\text{Pro } y_2: (966,67 + 584)/2 = 775,44\, \%$$

$$\text{Pro } y_3: (17,5 + 30,56)/2 = 24,03\, \%$$

Z uvedených hodnot je evidentní, že jedinou rovnicí, která je vhodná pro prognózování budoucího vývoje je 1. rovnice modelující vývoj HDP, kde relativní chyba odhadu dosahuje pouze 5,82 % a výsledky získané pomocí této rovnice lze tedy považovat za velmi dobré.

Druhá rovnice, která modeluje vývoj míry inflace, vykazuje ve zkoumaných obdobích velmi špatné prognostické vlastnosti. Hodnoty vykazované touto rovnicí jsou dle relativní chyby odhadu více než 7x vyšší než hodnoty reálné a není tedy vhodné ji používat k predikci budoucího vývoje.

Poslední rovnice modeluje vývoj obecné míry nezaměstnanosti. Relativní chyba odhadu v tomto případě dosahuje průměrně 24,03 %. Model je vhodný k prognózování, pokud chyba prognózy dosahuje maximálně 10 %. Dle výsledků za zkoumaná období tedy ani tato rovnice není vhodná k tvorbě prognóz, avšak je výrazně lepší než rovnice druhá.

Prognóza ex - ante

I přes nepříznivé výsledky byla pomocí navržených rovnic sestavena prognóza na následujících 6 období, tzn. 1. kvartál 2017 – 2. kvartál 2018. Vlastní prognóza byla následně porovnána s existující prognózou České národní banky.

Bodová prognóza

Bodová prognóza se vypočítá pomocí vztahu $\hat{Y}_{T+h} = \hat{X}_{T+h} * M^T$. Pro vytvoření matice \hat{X}_{T+h} bylo nutné znovu vyjádřit trendové funkce jednotlivých predeterminovaných proměnných a vyčíslit jejich hodnoty pro jednotlivá období prognostického horizontu.

Parametry trendových funkcí vysvětlujících proměnných:

$$\Gamma^* = \begin{pmatrix} 15\,591,6 & 217\,109 & 148\,526 & 206,376 & 1\,839,81 & 2,68763 & 30,3943 & 4\,226 \\ 215,528 & 1\,596,06 & 1\,411,89 & 5,19408 & 40,4395 & -0,051561 & -0,0907741 & 48,6427 \end{pmatrix}$$

Matice \hat{X}_{T+h} :

	X ₀	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	D ₁	D ₂	D ₃
T+1	1	28739	314469	234651	523,2	4307	-0,46	24,86	7193	1	0	0
T+2	1	28954	316065	236063	528,4	4347	-0,51	24,77	7242	0	1	0
T+3	1	29170	317661	237475	533,6	4387	-0,56	24,68	7290	0	0	1
T+4	1	29385	319257	238887	538,8	4428	-0,61	24,58	7339	0	0	0
T+5	1	29601	320853	240299	544,0	4468	-0,66	24,49	7388	1	0	0
T+6	1	29816	322449	241711	549,2	4509	-0,72	24,40	7436	0	1	0

Tabulka 17 - Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných, vlastní zpracování

Stejně jako tomu bylo u prognózy ex – post, je i zde nutná úprava hodnot některých proměnných. První proměnnou je x₅, která představuje první diference proměnné mzdy a platy. Trendová funkce této proměnné byla vypočítána z postupných diferencí a odhadované

budoucí hodnoty proto dostatečně nereflektují vývoj této proměnné. Pro úpravu hodnot byl zvolen stejný postup jako u prognózy ex-post, což znamená, že byla vyčíslena nová trendová funkce přímo z proměnné mzdy a platy, vyčísleny její budoucí hodnoty a z nich následně vypočítány postupné diference. Protože jsou diference vyjadřovány z teoretických hodnot získaných pomocí lineárního trendu, rovná se diference od druhého období prognostického horizontu hodnotě parametru trendové funkce.

Druhá úprava se i zde týkala proměnné diskontní sazba (x_6), která vychází v záporných číslech, ač je takovýto výsledek nemožný. Budoucí hodnoty byly proto nahrazeny poslední známou hodnotou diskontní sazby 0,05.

Upravenou matici budoucích hodnot exogenních proměnných představuje tab. č. 18.

	X_0	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	D_1	D_2	D_3
T+1	1	28739	314469	234651	523,2	-20351	0,05	24,86	7193	1	0	0
T+2	1	28954	316065	236063	528,4	2697	0,05	24,77	7242	0	1	0
T+3	1	29170	317661	237475	533,6	2697	0,05	24,68	7290	0	0	1
T+4	1	29385	319257	238887	538,8	2697	0,05	24,58	7339	0	0	0
T+5	1	29601	320853	240299	544,0	2697	0,05	24,49	7388	1	0	0
T+6	1	29816	322449	241711	549,2	2697	0,05	24,40	7436	0	1	0

Tabulka 18 - Upravené budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných, vlastní zpracování

Matice M^T byla získána pomocí transpozice matice multiplikátorů M , která je zobrazena v kapitole 5.5 Redukovaný tvar modelu. Podle výše uvedeného vztahu byla upravená matice \hat{X}_{T+h} vynásobena maticí M^T , čímž byla získána matice \hat{Y}_{T+h} , která obsahuje budoucí teoretické hodnoty endogenních proměnných. Výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 19 – Budoucí teoretické hodnoty endogenních proměnných.

Období/Proměnná	HDP (mil. Kč)	Míra inflace (%)	Míra nezaměstnanosti (%)
I.Q.2017	1 236 965	1,93	3,85
II.Q.2017	1 235 384	2,45	4,00
III.Q.2017	1 252 163	1,57	4,13
IV.Q.2017	1 195 971	3,49	4,17
I.Q.2018	1 285 956	0,26	3,74
II.Q.2018	1 267 955	2,41	3,81

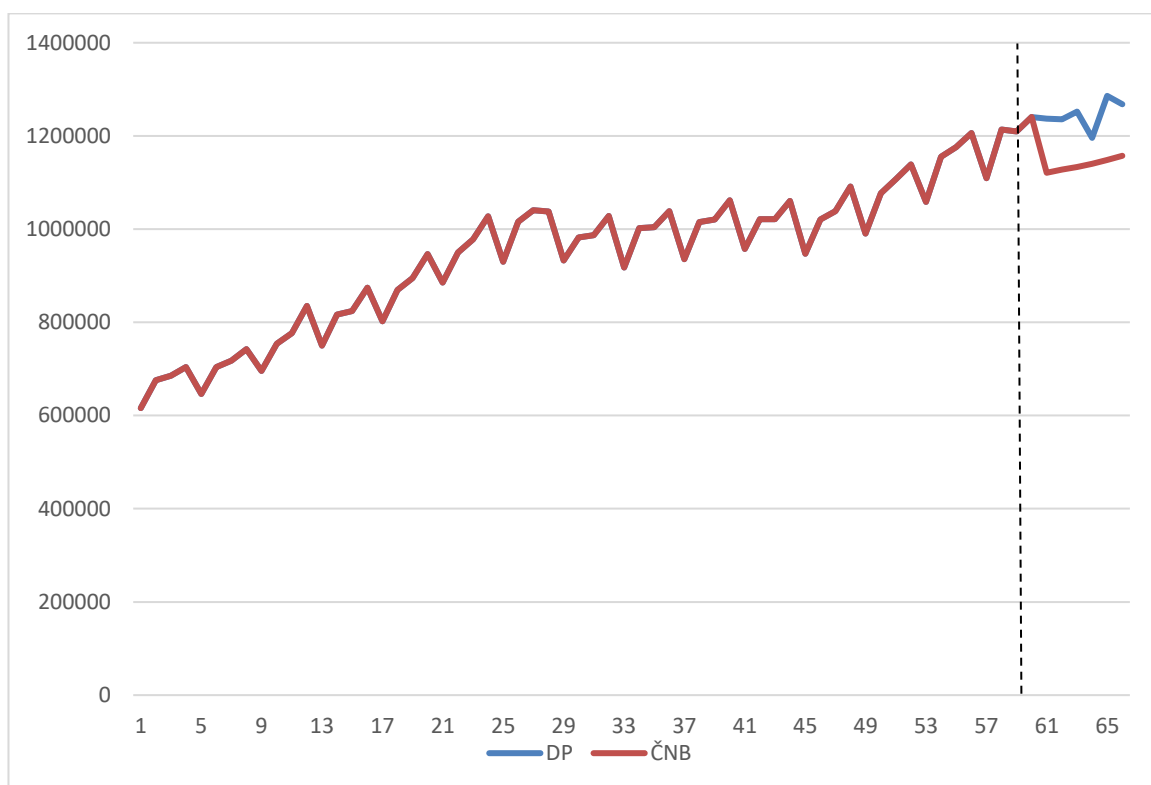
Tabulka 19 - Budoucí teoretické hodnoty endogenních proměnných, vlastní zpracování

Vypočtené budoucí hodnoty byly následně porovnány s prognózami ČNB sestavenými ke konci roku 2016. Hodnoty oficiální prognózy ČNB jsou uvedeny v tabulce č. 20 – Prognóza ČNB.

Období/Proměnná	HDP (mil. Kč)	Míra inflace (%)	Míra nezaměstnanosti (%)
I.Q.2017	1 120 720	2,0	4,1
II.Q.2017	1 128 043	2,1	3,8
III.Q.2017	1 133 488	2,2	3,9
IV.Q.2017	1 139 999	2,4	3,8
I.Q.2018	1 148 314	2,3	4,0
II.Q.2018	1 157 656	2,3	3,7

Tabulka 20 - Prognóza ČNB (ČNB, 2016)

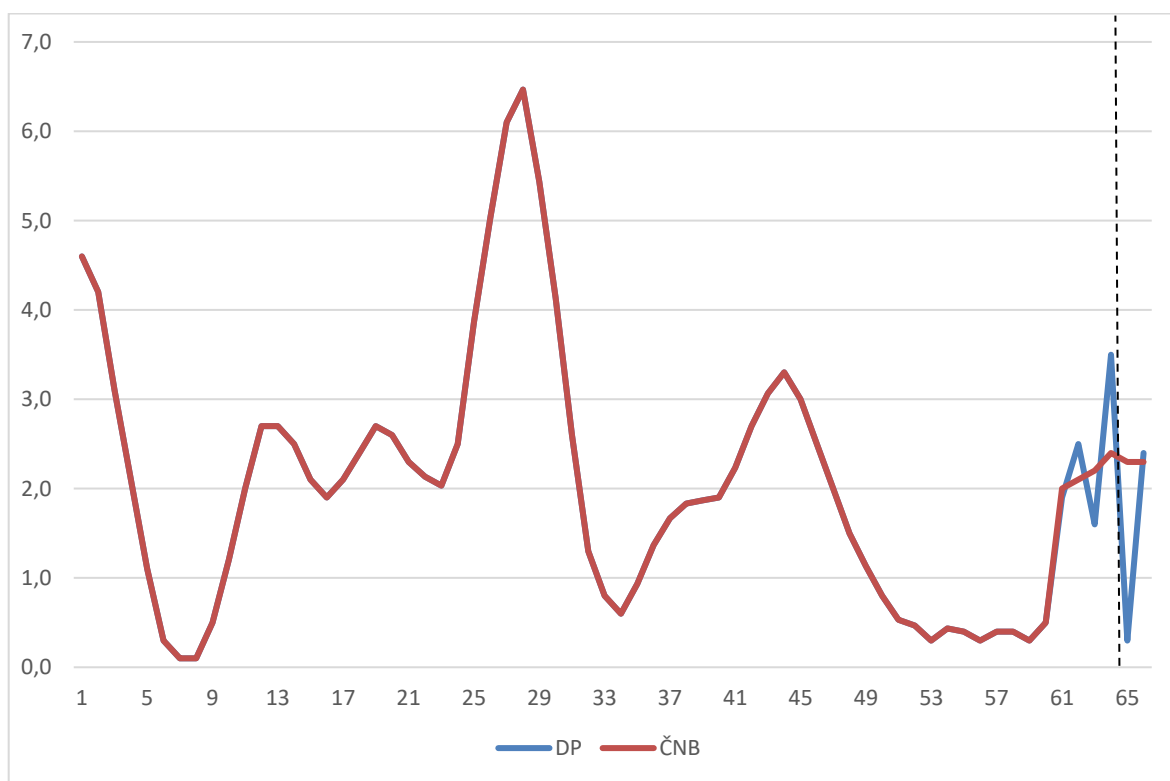
Prognóza HDP vypočítaná v rámci DP se od oficiální prognózy ČNB odlišuje v průměru o 107 696 mil. Kč, kdy DP předpokládá vyšší hodnoty ve všech obdobích prognostického horizontu. Tento vyčíslený rozdíl představuje cca 9% odchylku od oficiální prognózy, což lze považovat za velmi dobrý výsledek. Rozdíly v prognózách jsou v jednotlivých obdobích poměrně vyrovnané, pouze ve 4. období prognostického horizontu se prognóza DP odlišuje od prognózy ČNB přibližně o polovinu uvedené průměrné odchylky. Vychýlení prognózy stanovené v diplomové práci od prognózy ČNB je zobrazeno na grafu č. 4 – Porovnání prognózy HDP.



Graf 4 - Porovnání prognózy HDP, vlastní zpracování

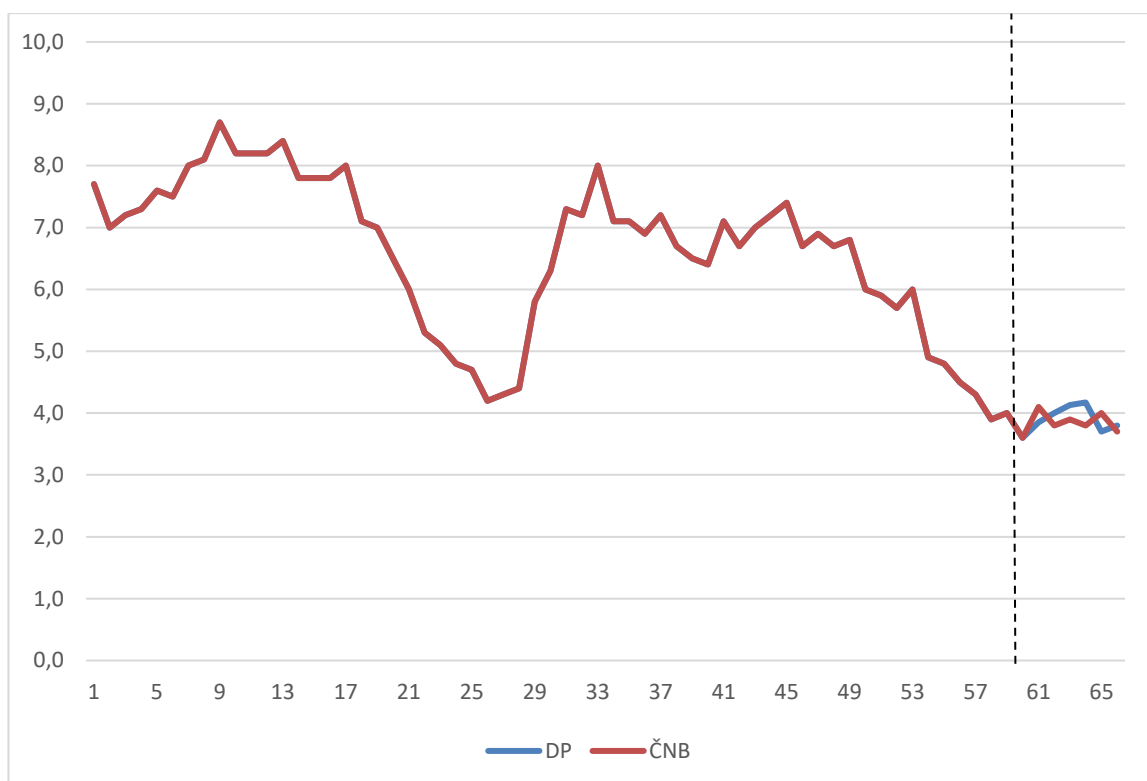
Vlastní prognóza míry inflace se od prognózy ČNB vychyluje průměrně o 0,7 procentního bodu v obou směrech, což znamená, že v některých obdobích je predikovaná hodnota vypočítaná v diplomové práci vyšší než oficiální prognóza a v některých naopak nižší. Nejvyšší shoda v prognózách se nachází v I.Q.2017, kdy se prognóza DP liší od oficiální prognózy pouze o 0,07 p.b. a také v II.Q.2018, kdy je rozdíl 0,11 p.b. Největší rozdíl je pak evidentně v období I.Q.2018, pro které byla v rámci DP vypočítána hodnota 0,26, kdežto prognóza ČNB uvádí hodnotu 2,3, což představuje rozdíl více jak 2 procentních bodů.

Pokud by se hodnoty odhadované Českou národní bankou staly skutečností, byla by pro těchto šest období relativní chyba odhadu průměrně 9 %, což je výrazně lepší výsledek, než jaký byl vykázan u prognózy ex-post. Stejně jako u HDP byl i v tomto případě vykreslen graf zobrazující odchylky vlastní prognózy od prognózy ČNB.



Graf 5 - Porovnání prognózy inflace, vlastní zpracování

Poslední zkoumanou veličinou byla míra nezaměstnanosti. Zde byla vypočítána průměrná odchylka ve výši 0,2 p.b. opět v obou směrech. Nejblíže jsou si obě prognózy v posledním období prognostického horizontu, kdy se liší o pouhých 0,11 p.b. Naopak největší rozdíl byl zjištěn ve IV.Q.2017, kdy je prognóza vyčíslená ČNB o 0,37 p.b. nižší než prognóza vyčíslená v diplomové práci. I v tomto případě byl pro přehlednost vykreslen graf, který zobrazuje jak prognózu stanovenou diplomovou prací, tak prognózu ČNB.



Graf 6 - Porovnání prognózy nezaměstnanosti, vlastní zpracování

Intervalová prognóza

Pro vyčíslení intervalové prognózy bylo nejprve zapotřebí vypočítat hodnoty odmocninové střední chyby odhadu RMSE podle vzorce 3.19.

$$RMSE_{HDP} = 72\,356$$

$$RMSE_{inflation} = 2,91$$

$$RMSE_{nezam.} = 0,92$$

Následně byly vypočítány intervalové prognózy endogenních proměnných podle vztahu 3.20. Výsledné hodnoty pro jednotlivé proměnné jsou uvedeny v tabulkách č. 21 – 23.

HDP	Dolní mez	Horní mez
I.Q.2017	1 092 253	1 381 677
II.Q.2017	1 090 672	1 380 096
III.Q.2017	1 107 451	1 396 875
IV.Q.2017	1 051 259	1 340 683
I.Q.2018	1 141 244	1 430 668
II.Q.2018	1 123 243	1 412 667

Tabulka 21 - Intervalová prognóza proměnné y_1 , vlastní zpracování

Míra inflace	Dolní mez	Horní mez
I.Q.2017	-3,89	7,75
II.Q.2017	-3,37	8,27
III.Q.2017	-4,25	7,39
IV.Q.2017	-2,33	9,31
I.Q.2018	-5,56	6,08
II.Q.2018	-3,41	8,23

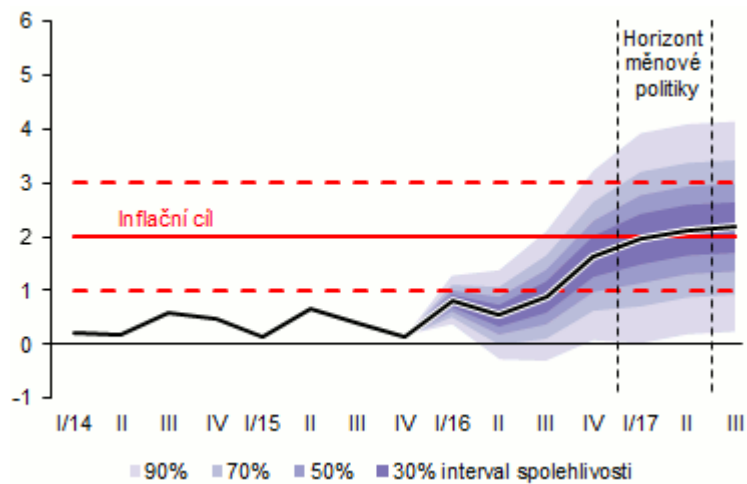
Tabulka 22 - Intervalová prognóza proměnné y_2 , vlastní zpracování

Míra nezaměstnanosti	Dolní mez	Horní mez
I.Q.2017	2,01	5,69
II.Q.2017	2,16	5,84
III.Q.2017	2,29	5,97
IV.Q.2017	2,33	6,01
I.Q.2018	1,90	5,58
II.Q.2018	1,97	5,65

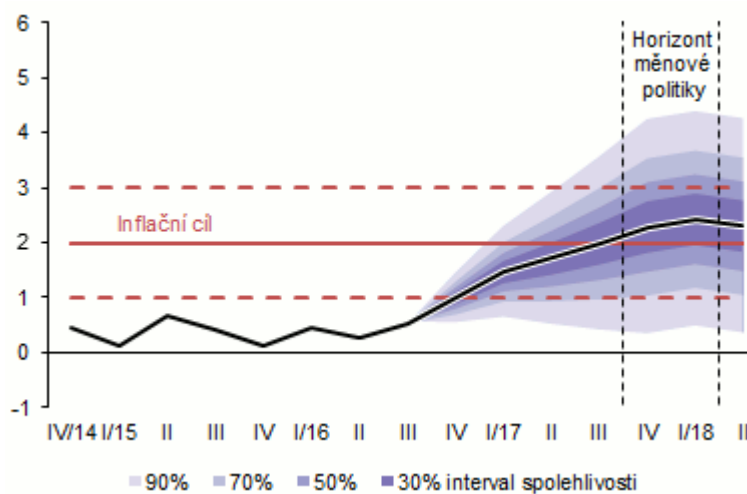
Tabulka 23 - Intervalová prognóza proměnné y_3 , vlastní zpracování

Výše uvedené tabulky potvrzují výrok, který byl uveden již při výpočtu relativní chyby prognózy ex-post, a to že rovnice vyjadřující průběh míry inflace není vhodná pro odhadování budoucího vývoje. Toto tvrzení poté znovu potvrdila zjištěná hodnota RMSE, která u tak nízké veličiny, jako je míra inflace, dosáhla hodnoty 2,92. Právě díky této vysoké hodnotě vykazuje intervalová prognóza míry inflace velmi široké rozpětí hodnot, kterých by měla míra inflace nabývat v prognostickém horizontu.

Jak je vidět z tabulky 22, dostala se intervalová prognóza ve své dolní hranici do záporných hodnot, tedy deflace, která ovšem v České republice nikdy nenastala. Vzhledem k režimu cílování inflace, kdy ČNB koriguje hladinu inflace, se tento vývoj ani nedá očekávat. Také horní mez určená intervalovou prognózou nabývá poměrně vysokých hodnot. Od roku 2010 až do přistoupení k eurozóně stanovila ČNB inflační cíl na úrovni 2 %, na kterých se skutečnou inflaci také snaží udržovat. Z tohoto důvodu lze říci, že vypočítaná horní mez intervalové prognózy dosahuje příliš vysokých hodnot. To dokazuje i porovnání s intervalovou prognózou ČNB, kdy horní mez 90% intervalu spolehlivosti dosahuje maximálně 4 % (viz graf č. 7 a 8).



Graf 7 - Intervalová prognóza inflace z února 2016 (ČNB, 2016)



Graf 8 - Intervalová prognóza inflace z listopadu 2016 (ČNB, 2016)

5.7 Rok 2017

Předkládaná diplomová práce pracovala s časovou řadou končící 4. čtvrtletím roku 2016 a prognózovala ekonomický vývoj na celý rok 2017 a první polovinu roku 2018. Protože rok 2017 již uplynul, je možné nyní alespoň částečně porovnat teoretické výstupy této práce se skutečnou ekonomickou situací České republiky.

HDP

V níže uvedené tabulce jsou uvedeny hodnoty 1. – 3. čtvrtletí roku 2017 odhadnuté na základě modelu zkonstruovaného pro tuto diplomovou práci, hodnoty oficiální prognózy ČNB a hodnoty skutečné.

	Skutečnost	Prognóza ČNB		Prognóza DP	
		Absolutní vyjádření	Relativní chyba odhadu	Absolutní vyjádření	Relativní chyba odhadu
I.Q.2017	1 159 741	1 120 720	3,36 %	1 236 965	6,66 %
II.Q.2017	1 267 086	1 128 043	10,97 %	1 235 384	2,50 %
III.Q.2017	1 286 047	1 133 488	11,86 %	1 252 163	2,63 %

Tabulka 24 - Porovnání prognózy HDP se skutečností, vlastní zpracování dle údajů ČNB

Již na první pohled je jasné, že v uvedeném období se skutečnosti více přiblížila prognóza stanovená v rámci diplomové práce. Průměrná relativní chyba odhadu pro prognózu DP je 3,1 %, kdežto pro oficiální prognózu ČNB 8,73 %. Ačkoli jsou podle tohoto výsledku obě prognózy použitelné, prognóza stanovená v DP má v tomto období výsledky přesnější.

Míra inflace

	Skutečnost	Prognóza ČNB		Prognóza DP	
		Absolutní vyjádření	Relativní chyba odhadu	Absolutní vyjádření	Relativní chyba odhadu
I.Q.2017	1,0	2,0	100,00 %	1,93	93,00 %
II.Q.2017	1,5	2,1	40,00 %	2,45	63,33 %
III.Q.2017	2,0	2,2	10,00 %	1,57	21,50 %

Tabulka 25 - Porovnání prognózy inflace se skutečností, vlastní zpracování dle údajů ČNB a ČSÚ

Tabulka č. 25 opět potvrzuje, že rovnice vyjadřující průběh míry inflace není vhodná k prognózování. Ačkoli se hodnoty predikované diplomovou prací vychylují od skutečnosti pouze o několik desetin procentního bodu, na takto nízkých hodnotách to znamená průměrnou relativní chybu odhadu 59 %. Avšak ani prognóza ČNB nebyla v těchto obdobích dostatečná. Průměrná relativní chyba odhadu ve zkoumaných třech obdobích činí pro prognózu ČNB 50 %.

Míra nezaměstnanosti

	Skutečnost	Prognóza ČNB		Prognóza DP	
		Absolutní vyjádření	Relativní chyba odhadu	Absolutní vyjádření	Relativní chyba odhadu
I.Q.2017	3,4	4,1	20,59 %	3,85	13,24 %
II.Q.2017	2,8	3,8	32,71 %	4,00	42,86 %
III.Q.2017	2,7	3,9	44,44 %	4,13	52,96 %

Tabulka 26 - Porovnání prognózy nezaměstnanosti se skutečností, vlastní zpracování dle údajů ČNB

Z uvedené tabulky vyplývá, že ani v tomto případě není prognóza stanovená v diplomové práci ideálním odhadem. Průměrná relativní chyba odhadu je v tomto případě 36 %. Oproti prognóze ČNB se ovšem nejedná o výrazně horší výsledek, neboť predikce ČNB vykazuje průměrnou relativní chybu odhadu ve výši 33 %.

Z výše uvedených tabulek tedy vyplývá, že rovnice modelující vývoj HDP České republiky poskytuje přesnější odhad budoucího vývoje než model ČNB. U zbylých dvou proměnných poskytuje přesnější výsledky prognóza ČNB, avšak obě prognózy (DP i ČNB) mají na zkoumaném horizontu velmi podobnou průměrnou chybovost.

6 Závěr

Hlavním cílem předkládané diplomové práce bylo vymežit a kvantifikovat hlavní determinanty vybraných makroekonomických ukazatelů České republiky pomocí nástrojů ekonometrického modelování. Pro dosažení tohoto hlavního cíle byly definovány cíle dílčí, které byly postupně naplňovány.

První část práce byla věnována popisu metodických postupů, které byly použity při sestavení, verifikaci i aplikaci modelu. V následující kapitole Literární rešerše byly charakterizovány makroekonomické ukazatele, které byly zvoleny pro modelování – hrubý domácí produkt, míra inflace a obecná míra nezaměstnanosti. Každý z těchto ukazatelů byl v této kapitole definován, byly uvedeny způsoby výpočtu jednotlivých veličin a také faktory, které by zkoumané ukazatele měly dle ekonomické teorie ovlivňovat. U všech veličin bylo také uvedeno jejich dělení a u ukazatele míra inflace a obecná míra nezaměstnanosti byly také uvedeny dopady jejich zvýšení. Na konci kapitoly byl také popsán Okunův zákon, který vysvětluje vzájemné působení HDP a míry nezaměstnanosti a Phillipsova křivka, která zobrazuje inverzní vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou inflace.

Nejpodstatnější částí celé práce je kapitola pátá – Vlastní práce. V rámci této kapitoly byl na základě informací z předcházející části nejprve sestaven model ekonomický a následně i model ekonometrický. K modelování byla použita data z veřejně přístupné databáze České národní banky a Českého statistického úřadu za období od 4. čtvrtletí roku 2001 do 4. čtvrtletí roku 2016.

Pro účely diplomové práce byl sestaven třírovnicový simultánní model. První rovnice modelu prezentuje závislost HDP na míře inflace, míře nezaměstnanosti, vládních výdajích, hrubých investicích a průměrné mzdě. Druhá rovnice je zaměřena na míru inflace, která byla vysvětlována pomocí proměnných míra nezaměstnanosti, oběživo, mzdy a platy, směnný kurz CZK/EUR a diskontní sazba zpožděná o 4 období. Poslední rovnice vysvětluje průběh obecné míry nezaměstnanosti v závislosti na HDP, míře inflace, průměrné mzdě a příspěvku v nezaměstnanosti. Protože byla použita kvartální data, byly do každé rovnice také přidány tři umělé proměnné, pomocí kterých byly modelovány sezónní faktory.

Pro každou vysvětlovanou proměnnou byly nejprve vysloveny předpoklady a očekávání opírající se o ekonomickou teorii. Následně byly vyčísleny korelační matice, pomocí kterých byla detekována nežádoucí multikolinearita mezi vysvětlujícími proměnnými. Tato nežádoucí závislost byla zjištěna pouze u jedné dvojice proměnných, a to konkrétně u proměnné mzdy a platy a oběživo. Z tohoto důvodu byla proměnná mzdy a platy převedena na první diference, čímž došlo ke zkrácení časové řady o jedno pozorování. Pro následné modelování byla tedy použita časová řada začínající 1. čtvrtletím roku 2002. Před samotným odhadem byla ještě ověřena řešitelnost modelu. Bylo zjištěno, že všechny rovnice modelu jsou přeidentifikované a model tedy je řešitelný.

Následoval samotný odhad parametrů jednotlivých proměnných. Všechny rovnice byly odhadnuty pomocí dvoustupňové metody nejmenších čtverců, neboť každá z rovnic obsahuje simultánní vztah. Další fází byla ekonomická, statistická a ekonometrická verifikace. V rámci ekonomické verifikace byl posouzen směr a intenzita působení jednotlivých parametrů. U většiny parametrů 1. a 3. rovnice byla prokázána shoda s ekonomickou teorií či bylo možné případné nesrovnalosti logicky odůvodnit. Zásadní nesoulad s teorií ovšem vykazaly parametry v rovnici modelující míru inflace. Kromě jednoho z odhadnutých parametrů byly všechny v rozporu s vyslovenými předpoklady. Příčinou může být působení jiných faktorů, které mají výraznější vliv na další průběh inflace. Složitost modelování inflace potvrzuje i prognostický model ČNB, který pro vysvětlení průběhu inflace využívá více než 50 proměnných.

Následovala statistická verifikace, kde byla zkoumána významnost jednotlivých parametrů, významnost celého modelu a shoda modelu s daty. U většiny parametrů byla prokázána statistická významnost. Nepříznivé výsledky vykazovala pouze 2. rovnice, kde nebyla statistická významnost prokázána u parametrů pojících se s proměnnými mzdy a platy, diskontní sazba a u všech sezónních parametrů. Významnost celého modelu byla prokázána, neboť všechny rovnice modelu jsou statisticky významné. U rovnice modelující HDP byla prokázána 99% shoda modelu s daty, u inflace byl vypočítán koeficient determinace na úrovni 52 % a u míry nezaměstnanosti ve výši 75 %.

Poslední částí verifikace modelu byla ekonometrická verifikace, kde se ověřovalo normální rozdělení náhodné složky, homoskedasticita a nepřítomnost autokorelace reziduí. U všech rovnic bylo zjištěno, že náhodná složka má normální rozdělení. Homoskedasticita byla prokázána pouze u rovnice, která modeluje míru inflace. Přítomnost autokorelace reziduí byla zjištěna ve všech sestavených rovnicích. Přítomnost heteroskedasticity a autokorelace způsobuje, že odhady získané pomocí modelu jsou nestranné a konzistentní, avšak nejsou

nejlepší. Z tohoto důvodu byla pro odhad parametrů použita jiná technika odhadu, která pro vlastní odhad používá robustní chyby, díky čemuž jsou odhadu dodány vlastnosti potřebné pro tvorbu prognóz.

Vzhledem k simultánnímu charakteru modelu bylo nutné jeho převedení na redukovanou formu, která vyjadřuje působení všech predeterminovaných proměnných na proměnnou exogenní, neboť pouze v této podobě lze z modelu vytvořit prognózu. Po úpravě do této formy byl model aplikován formou simulačních scénářů a především prognóz.

Nejprve byla provedena prognóza ex-post, která slouží k ověření prognostických vlastností modelu. Prognóza ex-post byla provedena pro poslední dvě pozorování, tedy období 3. a 4. čtvrtletí roku 2016. Na základě výsledků pro tato období byla vypočítána relativní chyba prognózy. Bylo zjištěno, že rovnice modelující vývoj HDP má velmi dobré prognostické vlastnosti, neboť chyba prognózy dosahuje necelých 6 %. Nepříznivé prognostické vlastnosti vykazuje rovnice pro míru nezaměstnanosti, kde byla zjištěna chyba prognózy 24 %. Největšího odchylení od skutečnosti dosáhla rovnice modelující míru inflace. Na zkoumaných obdobích dosáhla relativní chyba prognózy více než 700 %, což v tomto případě znamená, že rovnice vykazuje více než 7x vyšší hodnoty, než jakých míra inflace nabývala ve skutečnosti. Dle těchto hodnot byla jako vhodná k prognózování vyhodnocena pouze jedna rovnice, a to rovnice pro HDP.

I přes nevyhovující prognostické vlastnosti byly pomocí všech rovnic vytvořeny bodové i intervalové prognózy na období 1. čtvrtletí roku 2017 až 2. čtvrtletí roku 2018. Hodnoty bodové prognózy byly porovnány s oficiální prognózou České národní banky, kdy bylo zjištěno, že ačkoli rovnice pro míru inflace a míru nezaměstnanosti nemají potřebné prognostické vlastnosti, odlišují se od prognózy ČNB pouze o několik desetin procentního bodu. V případě prognózy míry inflace se jedná o průměrnou odchylku 0,7 procentního bodu a v případě míry nezaměstnanosti se prognóza vypočítaná v rámci DP odchyluje od oficiální prognózy ČNB průměrně o 0,2 procentního bodu.

V závěru práce byly posouzeny obě prognózy (DP i ČNB) se skutečnými hodnotami naměřenými v prvních třech čtvrtletích roku 2017. Zde bylo zjištěno, že prognóza HDP stanovená v diplomové práci se blížila skutečnosti více než prognóza stanovená Českou národní bankou. Průměrná relativní chyba prognózy DP v tomto případě činila 3,1 %, kdežto chyba prognózy ČNB 8,73 %. Naopak u míry inflace a míry nezaměstnanosti byla prognóza ČNB přesnější. Nutno ovšem uvést, že obě prognózy vykazovaly ve zkoumaných obdobích pro tyto proměnné podstatně vyšší úroveň relativní chyby prognózy, než jakou by měl odhad mít, aby bylo možné model považovat za použitelný. V případě prognózy inflace dosahovala

průměrná chyba prognózy ČNB 50 % a prognózy DP 59 %. U prognózy míry nezaměstnanosti byla pro prognózu ČNB vypočítána průměrná relativní chyba prognózy ve výši 33 % a pro prognózu DP ve výši 36 %.

Na základě výsledků verifikace a vypočítaných relativních chyb jednotlivých prognóz lze konstatovat, že model není vhodný k praktické aplikaci, a to i přes to, že na zkoumaném prognostickém horizontu poskytuje výsledky, které jsou kvalitativně srovnatelné s prognózou ČNB. Pro dosažení lepších výsledků by byla zapotřebí zejména úprava rovnice, která modeluje míru inflace, do které by bylo nutné zavést větší množství exogenních proměnných.

7 Seznam použitých zdrojů

Tištěné zdroje:

Asteriou, Dimitrios a Hall, Stephen G. 2011. *Applied econometrics*. 2. edition. Basingstoke : Palgrave Macmillan, 2011. ISBN 978-0-230-27182-1.

Bednaříková, Marie. 2003. *Ekonomie a ekonomika*. Vyd. 2., přeprac. . Praha : ASPI, 2003. ISBN 80-86395-45-6.

Brčák, Josef, Sekerka, Bohuslav a Stará, Dana. 2014. *Makroekonomie - teorie a praxe*. Plzeň : Nakladatelství a vydavatelství Aleš Čeněk, 2014. ISBN 978-80-7380-492-3.

Cipra, Tomáš. 1986. *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*. Praha : SNTL - Nakladatelství technické literatury, 1986.

Cipra, Tomáš. 2013. *Finanční ekonometrie*. 2. upr. vyd. . Praha : Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.

Cyhelský, Lubomír, Kaňoková, Jara a Novák, Ilja. 1979. *Základy teorie statistiky pro ekonomy*. Praha : SNTL - Nakladatelství technické literatury, 1979.

Ekonomická encyklopedie. 1984. 2. přepracované vydání. Praha : Nakladatelství Svoboda, 1984.

Greene, William H. 2012. *Econometric analysis*. 7th ed. . Boston : Prentice Hall, 2012. ISBN 978-0-13-139538-1.

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

Hardwick, Philip, Khan, Bahadur a Langmead, John. 1992. *An introduction to modern economics*. London : Longman, 1992. ISBN 0-582-04095-7.

Hindls, Richard, Hronová, Stanislava a Seger, Jan. 2002. *Statistika pro ekonomy*. 2. dopl. vyd. Praha : Professional Publishing, 2002. ISBN 80-86419-30-4.

Holman, Robert. 2011. *Ekonomie*. 5. vyd. Praha : C.H. Beck, 2011. ISBN 978-80-7400-006-5.

Hušek, Roman a Walter, Jaromír. 1976. *Ekonometrie*. Praha : Nakladatelství technické literatury, 1976.

Hušek, Roman. 2007. *Ekonometrická analýza*. Praha : Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.

Hušek, Roman. 1995. *Základy ekonometrické analýzy I. - Modely a metody*. Praha : Vysoká škola ekonomická v Praze, 1995. ISBN 80-7079-102-0.

Jurečka, Václav. 2013. *Makroekonomie. 2.*, aktualiz. vyd. Praha : Grada, 2013. ISBN 978-80-247-4386-8.

Kožíšek, Jan. 1995. *Ekonomická statistika a ekonometrie.* Praha : Vydavatelství ČVUT, 1995. ISBN 80-01-03229-9.

Lange, Oskar. 1978. *Introduction to econometrics.* Warszawa : Polish Scient. Publ., 1978.

Liška, Václav. 2004. *Makroekonomie.* Praha : Professional Publishing, 2004. ISBN 80-864-1954-1.

Mills, Terence C. 2014. *Analysing economic data: a concise introduction.* Houndmills : Palgrave Macmillan, 2014. ISBN 978-1-137-40189-2.

Samuelson, Paul Anthony a Nordhaus, William D. 1991. *Ekonomie.* Praha : Svoboda, 1991. ISBN 80-205-0192-4.

Sojka, Milan a Konečný, Bronislav. 1996. *Malá encyklopedie moderní ekonomie.* Praha : Libri, 1996. ISBN 80-85983-05-2.

Soukup, Jindřich. 2010. *Makroekonomie. 2.* aktualiz. vyd. Praha : Management Press, 2010. ISBN 978-80-7261-219-2.

Tong, Hengping, Kumar, T. Krishna a Huang, Yang Xin. 2011. *Developing econometrics.* Chichester : West Sussex: Wiley, 2011. ISBN 978-1-119-96090-4.

Wooldridge, Jeffrey M. 2009. *Introductory econometrics: a modern approach.* 4th ed. Mason, OH : South Western, Cengage Learning, 2009. ISBN 978-0-324-66054-8.

Elektronické zdroje:

Andrle, Michal, a další. 2009. Implementing the New Structural Model of the Czech National Bank. *Working Papers*. [Online] říjen 2009. [Citace: 20. leden 2018.] EconPapers.repec.org/RePEc:cnb:wpaper:2009/2. ISSN 1803-7070.

Český statistický úřad. 2017. Indexy spotřebitelských cen (metodická příručka pro uživatele). *Inflace, míra inflace - Metodika*. [Online] 2017. [Citace: 10. Září 2017.] https://www.czso.cz/csu/czso/kdyz_se_rekne_inflace_resp_mira_inflace.

ČNB. 2016. Prognóza ČNB z listopadu 2016. *Česká národní banka*. [Online] 30. listopad 2016. [Citace: 20. leden 2018.] https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/prognoza/predchozi_prognozy/prognoza_16_zoi_iv.html.

ČNB. 2016. Prognóza ČNB z února 2016. *Česká národní banka*. [Online] 4. únor 2016. [Citace: 20. leden 2018.] https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/prognoza/predchozi_prognozy/prognoza_16_zoi_i.html.

Holý, Dalibor a Plívová, Viktorie. 2012. Společná tisková zpráva Českého statistického úřadu a Ministerstva práce a sociálních věcí ČR - Změna výpočtu ukazatele registrované nezaměstnanosti. *Český statistický úřad*. [Online] 7. Listopad 2012. [Citace: 12. Září 2017.] https://www.czso.cz/csu/czso/zmena_vypoctu_ukazatele_registrovane_nezamestnanosti20121107.

Kulhavá, Kamila. Dopad změn sazeb ČNB do ekonomiky. *Česká národní banka*. [Online] [Citace: 20. prosinec 2017.] http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/vzdelavani/mp_clanky/kapitoly/mp_05.html.

Lee, Jim. 2000. The robustness of Okun's law: Evidence from OECD countries. *Journal of Macroeconomics*. [Online] 2000, Sv. Volume 22, Issue 2. [Citace: 13. listopad 2017.] <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S016407040000135X>. ISSN 0164-0704.

Pettinger, Tejvan. 2017. Phillips Curve. *Economics help*. [Online] 1. březen 2017. [Citace: 13. listopad 2017.] <https://www.economicshelp.org/blog/1364/economics/phillips-curve-explained/>.

8 Přílohy

Příloha A – Podkladová data pro 1. rovnici

rok/čtvrtletí		HDP	Průměrná měsíční mzda	Vládní výdaje	Investice	Míra nezaměst nanosti	Míra inflace
Jednotka		mil. Kč	Kč	mil. Kč	mil. Kč	%	%
2001	Q4	690 166	15 908	148 031	214 353	7,8	4,7
2002	Q1	615 939	14 083	124 345	175 735	7,7	4,6
	Q2	676 051	15 599	141 880	201 351	7	4,2
	Q3	685 726	15 268	138 134	216 900	7,2	3,1
	Q4	703 928	17 133	166 486	213 876	7,3	2,1
2003	Q1	646 079	14 986	138 795	179 844	7,6	1,1
	Q2	704 064	16 529	156 214	203 185	7,5	0,3
	Q3	717 983	16 088	147 637	215 360	8	0,1
	Q4	742 256	18 096	182 957	217 720	8,1	0,1
2004	Q1	695 854	16 231	142 253	197 466	8,7	0,5
	Q2	754 408	17 223	160 539	223 517	8,2	1,2
	Q3	777 041	17 190	152 224	230 043	8,2	2,0
	Q4	835 141	19 183	187 555	247 769	8,2	2,7
2005	Q1	749 693	17 067	150 903	205 253	8,4	2,7
	Q2	816 772	18 112	165 782	240 674	7,8	2,5
	Q3	824 172	18 203	162 990	247 517	7,8	2,1
	Q4	874 294	19 963	195 499	257 457	7,8	1,9
2006	Q1	801 890	18 270	160 252	216 649	8	2,1
	Q2	869 391	19 300	174 029	266 474	7,1	2,4
	Q3	895 247	19 305	171 850	278 752	7	2,7
	Q4	946 270	21 269	204 991	293 511	6,5	2,6
2007	Q1	885 011	19 687	167 353	268 474	6	2,3
	Q2	949 886	20 740	179 140	305 235	5,3	2,1
	Q3	977 949	20 721	177 624	335 225	5,1	2,0
	Q4	1 027 271	22 641	221 717	322 679	4,8	2,5
2008	Q1	929 700	21 632	170 908	284 055	4,7	3,9
	Q2	1 015 944	22 246	189 157	315 070	4,2	5,0
	Q3	1 040 456	22 181	188 939	338 189	4,3	6,1
	Q4	1 038 017	24 309	231 873	312 650	4,4	6,5
2009	Q1	933 028	22 108	182 670	251 847	5,8	5,4
	Q2	982 413	22 796	199 595	259 076	6,3	4,1
	Q3	986 655	23 091	200 914	269 746	7,3	2,6
	Q4	1 028 313	25 418	242 120	261 407	7,2	1,3

rok/čtvrtletí		HDP	Průměrná měsíční mzda	Vládní výdaje	Investice	Míra nezaměstna nosti	Míra inflace
Jednotka		mil. Kč	Kč	mil. Kč	mil. Kč	%	%
2010	Q1	917 763	22 738	186 071	220 098	8	0,8
	Q2	1 002 363	23 504	200 816	269 713	7,1	0,6
	Q3	1 003 950	23 600	199 931	307 388	7,1	0,9
	Q4	1 038 388	25 591	238 495	277 528	6,9	1,4
2011	Q1	935 801	23 372	186 025	234 482	7,2	1,7
	Q2	1 015 093	24 116	198 252	271 814	6,7	1,8
	Q3	1 020 757	24 107	195 510	301 022	6,5	1,9
	Q4	1 062 104	26 211	233 374	280 083	6,4	1,9
2012	Q1	957 466	24 131	185 075	228 357	7,1	2,2
	Q2	1 021 068	24 627	194 733	273 922	6,7	2,7
	Q3	1 021 043	24 439	194 192	279 781	7	3,1
	Q4	1 060 335	27 055	230 078	281 054	7,2	3,3
2013	Q1	947 380	23 985	187 401	207 375	7,4	3,0
	Q2	1 020 805	24 877	198 578	239 500	6,7	2,5
	Q3	1 038 854	24 735	200 864	278 526	6,9	2,0
	Q4	1 091 089	26 525	239 161	285 486	6,7	1,5
2014	Q1	990 626	24 931	189 760	220 351	6,8	1,1
	Q2	1 076 850	25 569	204 729	276 717	6	0,8
	Q3	1 107 159	25 279	203 131	314 278	5,9	0,5
	Q4	1 139 154	27 261	251 535	305 079	5,7	0,5
2015	Q1	1 058 526	25 497	196 866	258 295	6	0,3
	Q2	1 155 270	26 408	212 679	338 131	4,9	0,4
	Q3	1 175 617	26 163	215 282	359 159	4,8	0,4
	Q4	1 206 370	28 258	258 303	329 202	4,5	0,3
2016	Q1	1 109 181	26 475	205 456	266 696	4,3	0,4
	Q2	1 213 741	27 272	221 733	325 977	3,9	0,4
	Q3	1 209 586	27 210	222 187	344 281	4	0,3
	Q4	1 240 732	29 309	267 755	320 306	3,6	0,5

Příloha B – Podkladová data pro 2. rovnici

rok / čtvrtletí		Míra inflace	Oběživo	Mzdy a platy celkem	Diskontní sazba	Kurz	Míra nezaměstnanosti
Jednotka		%	mld. Kč	mil. Kč	%	CZK/EUR	%
2001	Q4	4,7	205,9	207 133	3,75	31,98	7,8
2002	Q1	4,6	202	183 291	3,25	30,85	7,7
	Q2	4,2	208,3	200 033	2,75	29,26	7
	Q3	3,1	213,2	196 822	2	30,3	7,2
	Q4	2,1	224,4	220 694	1,75	31,6	7,3
2003	Q1	1,1	227,4	193 470	1,5	31,95	7,6
	Q2	0,3	236,6	208 644	1,25	31,58	7,5
	Q3	0,1	240,1	206 867	1	31,84	8
	Q4	0,1	247,4	233 428	1	32,41	8,1
2004	Q1	0,5	244,4	211 012	1	32,84	8,7
	Q2	1,2	256,9	223 487	1,25	31,76	8,2
	Q3	2,0	259	227 082	1,5	31,66	8,2
	Q4	2,7	261,4	254 229	1,5	30,47	8,2
2005	Q1	2,7	264,6	227 991	1,25	29,95	8,4
	Q2	2,5	274,9	242 171	0,75	30,03	7,8
	Q3	2,1	277,8	244 576	0,75	29,55	7,8
	Q4	1,9	287,7	268 183	1	29,01	7,8
2006	Q1	2,1	287,6	244 979	1	28,6	8
	Q2	2,4	301,8	258 761	1	28,5	7,1
	Q3	2,7	307,9	260 888	1,5	28,33	7
	Q4	2,6	321,5	288 545	1,5	27,5	6,5
2007	Q1	2,3	321,6	266 734	1,5	28	6
	Q2	2,1	336,4	279 620	1,75	28,72	5,3
	Q3	2,0	341,3	282 175	2,25	27,61	5,1
	Q4	2,5	353,7	311 643	2,5	26,62	4,8
2008	Q1	3,9	346	294 461	2,75	25,34	4,7
	Q2	5,0	351,8	303 434	2,75	23,9	4,2
	Q3	6,1	356	301 740	2,5	24,67	4,3
	Q4	6,5	399,2	326 714	1,25	26,93	4,4
2009	Q1	5,4	386,6	290 539	0,75	27,38	5,8
	Q2	4,1	384,8	294 060	0,5	25,89	6,3
	Q3	2,6	380,6	294 825	0,25	25,17	7,3
	Q4	1,3	387,3	322 387	0,25	26,47	7,2
2010	Q1	0,8	380,1	285 772	0,25	25,45	8
	Q2	0,6	385,4	297 387	0,25	25,7	7,1
	Q3	0,9	385,7	301 285	0,25	24,61	7,1
	Q4	1,4	391,7	326 633	0,25	25,06	6,9

rok /čtvrtletí		Míra inflace	Oběživo	Mzdy a platy celkem	Diskontní sazba	Kurz	Míra nezaměstnanosti
Jednotka		%	mld. Kč	mil. Kč	%	CZK/EUR	%
2011	Q1	1,7	386	293 912	0,25	24,54	7,2
	Q2	1,8	394,3	305 573	0,25	24,35	6,7
	Q3	1,9	398	306 487	0,25	24,76	6,5
	Q4	1,9	412	330 832	0,25	25,8	6,4
2012	Q1	2,2	408,5	303 973	0,25	24,73	7,1
	Q2	2,7	414,9	311 622	0,25	25,64	6,7
	Q3	3,1	415,6	311 584	0,25	24,87	7
	Q4	3,3	422,7	341 547	0,05	25,14	7,2
2013	Q1	3,0	421,6	304 473	0,05	25,74	7,4
	Q2	2,5	429,6	315 356	0,05	25,95	6,7
	Q3	2,0	429,5	316 961	0,05	25,74	6,9
	Q4	1,5	441,8	337 818	0,05	27,43	6,7
2014	Q1	1,1	436,2	316 187	0,05	27,44	6,8
	Q2	0,8	445,6	326 252	0,05	27,45	6
	Q3	0,5	452	326 294	0,05	27,5	5,9
	Q4	0,5	469,5	352 054	0,05	27,73	5,7
2015	Q1	0,3	470,4	328 948	0,05	27,53	6
	Q2	0,4	481	342 053	0,05	27,25	4,9
	Q3	0,4	490,2	343 136	0,05	27,18	4,8
	Q4	0,3	510,1	370 324	0,05	27,03	4,5
2016	Q1	0,4	510,7	348 725	0,05	27,06	4,3
	Q2	0,4	525	361 124	0,05	27,13	3,9
	Q3	0,3	532,7	362 935	0,05	27,02	4
	Q4	0,5	556,7	391 526	0,05	27,02	3,6

Příloha C – Podkladová data pro 3. rovnici

rok /čtvrtletí		Míra nezaměstnanosti	Průměrná měsíční mzda	Příspěvek v nezaměstnanosti	Míra inflace	HDP
Jednotka		%	Kč	mil. Kč	%	mil. Kč
2002	Q1	7,7	14 083	1585	4,6	615 939
	Q2	7	15 599	3032	4,2	676 051
	Q3	7,2	15 268	4561	3,1	685 726
	Q4	7,3	17 133	6210	2,1	703 928
2003	Q1	7,6	14 986	1859	1,1	646 079
	Q2	7,5	16 529	3528	0,3	704 064
	Q3	8	16 088	5201	0,1	717 983
	Q4	8,1	18 096	6949	0,1	742 256
2004	Q1	8,7	16 231	1979	0,5	695 854
	Q2	8,2	17 223	3760	1,2	754 408
	Q3	8,2	17 190	5472	2,0	777 041
	Q4	8,2	19 183	7338	2,7	835 141
2005	Q1	8,4	17 067	1903	2,7	749 693
	Q2	7,8	18 112	3687	2,5	816 772
	Q3	7,8	18 203	5381	2,1	824 172
	Q4	7,8	19 963	7111	1,9	874 294
2006	Q1	8	18 270	2012	2,1	801 890
	Q2	7,1	19 300	3896	2,4	869 391
	Q3	7	19 305	5632	2,7	895 247
	Q4	6,5	21 269	7361	2,6	946 270
2007	Q1	6	19 687	2008	2,3	885 011
	Q2	5,3	20 740	3780	2,1	949 886
	Q3	5,1	20 721	5436	2,0	977 949
	Q4	4,8	22 641	7237	2,5	1 027 271
2008	Q1	4,7	21 632	1867	3,9	929 700
	Q2	4,2	22 246	3559	5,0	1 015 944
	Q3	4,3	22 181	5289	6,1	1 040 456
	Q4	4,4	24 309	7113	6,5	1 038 017
2009	Q1	5,8	22 108	3071	5,4	933 028
	Q2	6,3	22 796	7327	4,1	982 413
	Q3	7,3	23 091	11406	2,6	986 655
	Q4	7,2	25 418	15078	1,3	1 028 313
2010	Q1	8	22 738	4213	0,8	917 763
	Q2	7,1	23 504	7770	0,6	1 002 363
	Q3	7,1	23 600	10647	0,9	1 003 950
	Q4	6,9	25 591	13355	1,4	1 038 388

rok /čtvrtletí		Míra nezaměstnanosti	Průměrná měsíční mzda	Příspěvek v nezaměstnanosti	Míra inflace	HDP
Jednotka		%	Kč	mil. Kč	%	mil. Kč
2011	Q1	7,2	23 372	3620	1,7	935 801
	Q2	6,7	24 116	6228	1,8	1 015 093
	Q3	6,5	24 107	8363	1,9	1 020 757
	Q4	6,4	26 211	10349	1,9	1 062 104
2012	Q1	7,1	24 131	2632	2,2	957 466
	Q2	6,7	24 627	4829	2,7	1 021 068
	Q3	7	24 439	6773	3,1	1 021 043
	Q4	7,2	27 055	8736	3,3	1 060 335
2013	Q1	7,4	23 985	2817	3,0	947 380
	Q2	6,7	24 877	5287	2,5	1 020 805
	Q3	6,9	24 735	7508	2,0	1 038 854
	Q4	6,7	26 525	9655	1,5	1 091 089
2014	Q1	6,8	24 931	2866	1,1	990 626
	Q2	6	25 569	5262	0,8	1 076 850
	Q3	5,9	25 279	7334	0,5	1 107 159
	Q4	5,7	27 261	9264	0,5	1 139 154
2015	Q1	6	25 497	2560	0,3	1 058 526
	Q2	4,9	26 408	4605	0,4	1 155 270
	Q3	4,8	26 163	6464	0,4	1 175 617
	Q4	4,5	28 258	8276	0,3	1 206 370
2016	Q1	4,3	26 475	2454	0,4	1 109 181
	Q2	3,9	27 272	4468	0,4	1 213 741
	Q3	4	27 210	6393	0,3	1 209 586
	Q4	3,6	29 309	8220	0,5	1 240 732