

**Česká zemědělská univerzita v Praze**

**Provozně ekonomická fakulta**

**Katedra ekonomiky**



**Diplomová práce**

**Modelování vlivu makroekonomických ukazatelů  
na vývoj HDP v České republice**

**Bc. Kateřina Fiurášková**

# ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Provozně ekonomická fakulta

## ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Kateřina Fiurášková

Provoz a ekonomika

Název práce

Modelování vlivu makroekonomických ukazatelů na vývoj HDP v České republice

Název anglicky

Modelling of the macroeconomic indicators impact on GDP in the Czech Republic

---

Cíle práce

Cílem této práce je analyzovat ekonomické vlivy, působící na vývoj HDP v České republice pomocí ekonometrických nástrojů.

Metodika

Při zpracování teoretické části diplomové práce bude čerpáno z odborné literatury, odborných článků a publikací a internetových zdrojů za účelem charakteristiky teoretických východisek pro následující část analytickou. Vlastní analytická část bude pak založena především na metodách ekonometrického modelování s důležitým využitím metod regresní a korelační analýzy a v neposlední řadě i metod prognostických.

**Doporučený rozsah práce**

50-60 stran

**Klíčová slova**

ekonometrická analýza, simultánní model, metoda nejmenších čtverců, regresní analýza

---

**Doporučené zdroje informací**

CIPRA, T.: Finanční ekonometrie. Ekopress, 2009, 538 s., ISBN 978-80-8692-943-9

HUŠEK, R. : Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2009, 346 s., ISBN 978-80-245-1623-3.

HUŠEK, R.: Ekonometrická analýza. 1. vydání. Praha, nakladatelství Oeconomica, 2007, 368 s., ISBN 978-80-245-1300-3

MALA, I.: Statistické úsudky. Professional Publishing, Praha 2013, 260 s. ISBN 978-80-7431-127-7

TVRDOŇ, J.: Ekonometrie, PEF ČZU: Praha 2013, ISBN 978-80-2130819-0

WOOLDRIDGE, J.M. : Introductory Econometrics: A Modern Approach, 4th Edition, Michigan State University, USA, 2009, ISBN 13: 978-0-324-66054-8

---

**Předběžný termín obhajoby**

2015/16 ZS – PEF

**Vedoucí práce**

Ing. Michal Malý, Ph.D.

**Garantující pracoviště**

Katedra ekonomiky

---

Elektronicky schváleno dne 6. 10. 2014

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

---

Elektronicky schváleno dne 6. 10. 2014

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 17. 11. 2015

### **Čestné prohlášení**

Prohlašuji, že svou diplomovou práci na téma: „*Modelování vlivu makroekonomických ukazatelů na vývoj HDP v České republice*“ 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 literatury na konci práce. Jako autorka uvedené práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne

---

Bc. Kateřina Fiurášková

## **Poděkování**

Ráda bych touto cestou poděkovala Ing. Michalu Malému, PhD., mému vedoucímu práce za konzultace, za odborné vedení, vstřícnost, trpělivost, cenné rady a připomínky, které mi při zpracování této práce velice pomohly.

# Modelování vlivu makroekonomických ukazatelů na vývoj HDP v České republice

---

## Modelling of the macroeconomic indicators impact on GDP in the Czech Republic

### Souhrn

Tato diplomová práce se zabývá vývojem a modelováním hrubého domácího produktu (HDP), jako jednoho z hlavních indikátorů ekonomické úrovně země.

První část je zaměřena na popis metodických postupů a charakteristik, které jsou využity při tvorbě, odhadu, verifikaci a aplikaci ekonometrického modelu.

Za základě ekonomické teorie je specifikován a kvantifikován simultánní ekonometrický model, který je založen na výdajové metodě výpočtu HDP. Tento model se vyznačuje velice dobrými ekonomickými, statistickými a ekonometrickými vlastnostmi. Koeficienty determinace odhadovaných rovnic dosahují hodnot přes 96%, a téměř všechny parametry jsou na 95% hladině významnosti významné. V rámci aplikace modelu jsou stanoveny bodové a intervalové prognózy jednotlivých vysvětlovaných proměnných. Prognózu budoucího vývoje HDP lze považovat za velmi optimistickou, neboť předpokládá, že HDP české ekonomiky bude neustále růst a v roce 2017 dosáhne 5 mld. Kč. Chybovost prognóz je ověřena mírou MAPE, která je u ukazatele HDP 1,9%, což hodnotí tuto předpověď jako velice kvalitní.

Závěr práce je koncipován za účelem a s ohledem na zhodnocení dosažení stanovených cílů. Závěr shrnuje diplomovou práci jako celek, především je však věnován zhodnocení výsledků ekonometrického modelování.

**Klíčová slova:** ekonometrická analýza, simultánní model, metoda nejmenších čtverců, regresní analýza, strukturální parametry, hrubý domácí produkt, výdaje domácností na spotřebu, nezaměstnanost, inflace

## **Summary**

This Diploma thesis deals with the development and modelling of gross domestic product (GDP) as one of the main indicators of economical level of the country.

The first part is focused on the description of the methodological procedures and characteristics, which are used to creation, estimation, verification and application of the econometric model.

On the basis of economic theory is specified and quantified simultaneous econometric model, which is based on the expenditure method of calculating GDP. This model provides a very good economic, statistical and econometric properties. The coefficients of determination of the estimated equations, reaches values over 96%, and almost all of the parameters are at 95% significance level significant. In the context of the application of the model are set out point and interval forecasts for each explained variable. A forecast of the future development of GDP can be considered as very optimistic, because it assumes that the GDP of the Czech economy will continue to grow, and in 2017 will reach 5 billion CZK. The forecasting error is verified by MAPE, which is 1,9% for the indicator of GDP, which assesses this forecast as a very high quality.

The conclusion of this work is drawn for the purpose and to assess the achievement of the objectives set. The conclusion summarizes the diploma work as a whole, but especially is dedicated to evaluating the results of econometric modeling.

**Keywords:** econometric analysis, simultaneous model, ordinary least squares, regression analysis, structural parameters, gross domestic product, household consumption, unemployment, inflation

# Obsah

<b>OBSAH .....</b>	<b>3</b>
SEZNAM VYBRANÝCH ZKRATEK: .....	5
<b>1 ÚVOD.....</b>	<b>6</b>
<b>2 CÍL PRÁCE .....</b>	<b>8</b>
<b>3 METODIKA.....</b>	<b>9</b>
3.1 METODIKA TRENDOVÉ ANALÝZY .....	10
3.2 METODIKA TVORBY EKONOMETRICKÉHO MODELU.....	11
3.2.1 <i>Konstrukce ekonometrického modelu.....</i>	<i>12</i>
3.2.2 <i>Metoda odhadu strukturálních parametrů.....</i>	<i>16</i>
3.2.3 <i>Verifikace odhadnutého modelu.....</i>	<i>18</i>
3.2.4 <i>Redukovaný tvar modelu .....</i>	<i>26</i>
3.3 METODIKA APLIKACE MODELU .....	27
3.3.1 <i>Výpočet pružností .....</i>	<i>27</i>
3.3.2 <i>Prognóza.....</i>	<i>28</i>
<b>4 LITERÁRNÍ REŠERŠE.....</b>	<b>32</b>
4.1 HRUBÝ DOMÁCÍ PRODUKT .....	32
4.1.1 <i>Metody výpočtu HDP .....</i>	<i>36</i>
4.2 INFLACE.....	47
4.3 NEZAMĚSTNANOST.....	52
4.4 SYNTÉZA – TZV. MAGICKÝ ČTYŘÚHELNÍK .....	60
<b>5 VLASTNÍ ZPRACOVÁNÍ .....</b>	<b>63</b>
5.1 MODEL .....	63
5.1.1 <i>Ekonomický model.....</i>	<i>63</i>
5.1.2 <i>Ekonometrický model .....</i>	<i>63</i>
5.1.3 <i>Teoretická východiska.....</i>	<i>64</i>
5.1.4 <i>Deklarace proměnných .....</i>	<i>65</i>
5.1.5 <i>Korelační matice .....</i>	<i>66</i>
5.1.6 <i>Identifikace modelu .....</i>	<i>68</i>
5.1.7 <i>Odhad modelu .....</i>	<i>69</i>
5.2 EKONOMICKÁ VERIFIKACE .....	71
5.3 STATISTICKÁ VERIFIKACE .....	73
5.3.1 <i>Testování významnosti strukturálních parametrů.....</i>	<i>73</i>



5.3.2	<i>Významnost celého modelu</i> .....	74
5.3.3	<i>Shoda modelu s daty</i> .....	74
5.4	EKONOMETRICKÁ VERIFIKACE.....	75
5.4.1	<i>Testování normality</i> .....	75
5.4.2	<i>Testování autokorelace</i> .....	76
5.4.3	<i>Testování heteroskedasticity</i> .....	76
5.4.4	<i>Testování funkční formy modelu</i> .....	77
5.4.5	<i>Testování stability parametrů</i> .....	77
5.5	REDUKOVANÝ TVAR MODELU .....	78
5.6	APLIKACE MODELU .....	83
5.6.1	<i>Výpočet pružností</i> .....	83
5.6.2	<i>Prognóza</i> .....	86
<b>6</b>	<b>ZÁVĚR</b> .....	<b>95</b>
<b>7</b>	<b>SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY</b> .....	<b>99</b>
7.1	TIŠTĚNÉ DOKUMENTY.....	99
7.2	ELEKTRONICKÉ DOKUMENTY A INTERNETOVÉ PORTÁLY .....	102
	SEZNAM GRAFŮ: .....	103
	SEZNAM TABULEK: .....	104
	SEZNAM PŘÍLOH:.....	105
<b>8</b>	<b>PŘÍLOHY</b> .....	<b>106</b>

## Seznam vybraných zkratek:

BMNČ	běžná metoda nejmenších
C	výdaje domácností na spotřebu
ČNB	Česká národní banka
ČSÚ	Český statistický úřad
ČR	Česká republika
DMNČ	dvoustupňová metoda nejmenších čtverců
ESS	vysvětlený součet čtverců (Explained Sum of Squares)
G	výdaje na vládní nákupy statků a služeb
I	investice firem (hrubé soukromé investice)
HDP	hrubý domácí produkt
MAPE	střední absolutní procentní chyba (Mean Absolute Percentage Error)
MNČ	metoda nejmenších čtverců
MPSV	Ministerstvo práce a sociálních věcí
NX	čistý export
TSS	úplný součet čtverců (Total Sum of Squares)
RMSE	odmocninová střední chyba odhadu (Root Mean Squared Error)
RSS	reziduální součet čtverců (Residual Sum of Squares)

# 1 Úvod

Základním předpokladem existence a fungování jakéhokoliv státu ve světě je bezesporu ekonomika. Denně se v naší zemi setkáváme s různými toky informací, jež se týkají makroekonomického vývoje ekonomiky, a stále více se veřejnosti dostávají do povědomí základní pojmy makroekonomických vztahů a problémů. V podstatě každý občan se na vývoji ekonomiky státu podílí.

Klíčovým makroekonomickým ukazatelem je hrubý domácí produkt, který sleduje ekonomickou úroveň a výkonnost země. Může být tedy jednoduše určeno, zda se zemi „daří“ nebo ne. I když je často růst HDP zaměňován s růstem blahobytu občanů, HDP není ukazatelem blahobytu, avšak lze z něj odvodit pomyslný stupeň životní úrovně. Za tím, zda HDP bude růst nebo klesat, stojí mnoho faktorů a také rozhodnutí spotřebitelů, firem nebo samotné vlády. HDP bude růst, pokud lidé budou utrácet za statky a služby, pokud budou firmy investovat do svého rozvoje či budou pronikat na zahraniční trhy a hledat tak nové příležitosti pro rozvoj a posílení domácí ekonomiky. I vláda může pozitivně ovlivnit hospodářský růst, například investicemi do rozvoje infrastruktury či vývoje a výzkumu.

Impulesem pro výběr tématu této diplomové práce byl zájem o problematiku ekonometrického modelování, se kterým byla možnost se seznámit v rámci předmětu Ekonometrie v prvním ročníku navazujícího studia. Ekonomická situace naší země je velice zajímavým a rozsáhlým tématem. Každý občan by měl mít alespoň základní informace, o tom, jak ekonomika jeho země funguje, které ukazatele na sebe působí, atd. Znalosti získané v rámci studovaného oboru, včetně makroekonomických analýz, jsou využívány tvůrci hospodářské politiky státu. Nabyté poznatky pomáhají odborníkům v oblasti národního hospodářství činit objektivní a profesionální rozhodnutí.

Z tohoto důvodu je tato diplomová práce věnována tomu nejdůležitějšímu ukazateli ekonomiky, tedy hrubému domácímu produktu, a ekonomickým vlivům, které na jeho vývoj působí. Hrubý domácí produkt je nejdůležitějším ukazatelem ekonomiky každého státu, na jehož základě země mezi sebou porovnávají svoji ekonomickou sílu a vyspělost. Na výši hrubého domácího produktu má vliv nespočet makroekonomických ukazatelů. Ale protože se vliv jednotlivých ukazatelů působících na HDP nedá jednoduše měřit, existuje ekonometrie, která nám poskytuje určitý nástroj na uchopení těchto ekonomických jevů a kvantifikuje vztahy mezi těmito jevy. Ekonometrické modelování je tedy proces, který

vychází z analýzy zkoumaného ekonomického problému. Dle ekonomické teorie mají na vývoj HDP vliv především vládní výdaje, výdaje domácností na konečnou spotřebu, čistý export, ale i inflace, nezaměstnanost či úroková míra. Avšak tyto ukazatele jsou závislé i mezi sebou, proto je nezbytná správná specifikace a následná volba vhodného ekonometrického modelu.

Kapitola nazvaná *Literární rešerše* představuje teoretický úvod a bude východiskem pro sestavení ekonomické teorie a specifikaci ekonomického modelu v části analytické. V této kapitole jsou definovány nejpodstatnější pojmy a ukazatele národního hospodářství, a dále také základní principy, na kterých národní hospodářství funguje. Dané ukazatele jsou doplněny o názorné grafy s trendem a komentářem jejich vývoje.

V kapitole *Vlastní zpracování* bude provedeno samotné ekonometrické modelování na časové řadě o 21 pozorováních v období 1994 až 2014. Nejprve bude definována výchozí ekonomická teorie, na základě které bude sestaven ekonomický model a následně model ekonometrický. Provedeno bude ekonomické, statistické a ekonometrické ověření. Na závěr, v rámci aplikace modelu, bude budoucí vývoj HDP prognózován.

V závěru práce budou shrnuty nejdůležitější myšlenky a poznatky této práce a bude zhodnoceno, jak se podařilo stanovené cíle práce naplnit.

## 2 Cíl práce

Hlavním cílem práce je charakterizovat podstatné determinanty a jejich vliv na vývoj HDP v České republice pomocí ekonometrických nástrojů.

Pro naplnění hlavního cíle jsou definovány cíle dílčí:

- formulace a popis metodiky práce
- definice pojmů národního hospodářství
- popis dosavadního vývoje makroekonomických ukazatelů – trendová analýza
- koncepce ekonometrického modelu
  - sestavení ekonomického modelu
  - sestavení ekonometrického modelu
  - sestavení korelační matice pro zhodnocení vícenásobné závislosti
  - identifikace modelu
  - odhad modelu metodou nejmenších čtverců
  - ekonomická verifikace modelu
  - statistická verifikace modelu
  - ekonometrická verifikace modelu
  - tvorba redukované formy modelu
- aplikace modelu
  - formou pružností
  - formou prognózy

K naplnění výše uvedených cílů je potřeba konkrétně definovat pojmy národního hospodářství, které působí na vývoj HDP. Popis dosavadního vývoje bude proveden pomocí statistických metod a za pomoci trendové analýzy. Na základě ekonomické teorie bude sestaven co nejpřesnější ekonomický a ekonometrický model, popisující co nejdělejší skutečný vývoj HDP v závislosti na makroekonomických ukazatelích, s předpokladem pro stanovení spolehlivé prognózy následného vývoje HDP.

Dílejšími cíli se naplní cíl hlavní a bude potvrzena či vyvrácena použitelnost sestaveného ekonometrického modelu, v závislosti na tom, zda reálně odráží ekonomickou situaci v České republice.

### 3 Metodika

Metodika popisuje metody a postupy využité pro zpracování této diplomové práce a je sestavená s ohledem na naplnění záměru práce a dosažení výše stanovených cílů.

Ke zpracování této práce bylo nejprve provedeno shromáždění a prostudování patřičných materiálů. Následně bylo provedeno podrobnější seznámení s odbornou literaturou, popisující zkoumanou problematiku, která je pro tuto práci stěžejní. Dále bylo čerpáno z odborných textů, publikací, vlastních znalostí, internetu a dalších materiálů, jež se týkají dané problematiky. Všechny výše uvedené podklady byly pečlivě prostudovány a dané skutečnosti rozděleny na dílčí části. Shromážděné informace jsou zpracovány formou kompilace názorů na dané téma a dále formou literární rešerše s relevantními bibliografickými odkazy. Literární rešerše je zpracována za účelem charakteristiky podstatných pojmů a teoretických východisek.

Vlastní zpracování, neboli část analytická, je především založena na metodách ekonometrického modelování s dílčím využitím metod regresní a korelační analýzy, a v neposlední řadě metod prognostických.

V rámci tohoto byla ke sběru primárních dat využita veřejně dostupná data a údaje z databází Českého statistického úřadu a České Národní Banky, na základě kterých byla pro účely této práce vytvořena databáze o 21 pozorování v období let 1994 až 2014.

Na základě stanovené ekonomické teorie následovalo sestavení ekonometrického modelu, a to s ohledem na jeho identifikaci. Odhad sestaveného modelu byl proveden pomocí metod nejmenších čtverců v SW Gretl, a získané výsledky jsou prezentovány za využití tabulek a názorných grafů s patřičnými komentáři. Následně byl model verifikován z hlediska ekonomického, statistického a ekonometrického. Pro dokreslení modelované skutečnosti byly vypočteny pružnosti. V rámci aplikace daného modelu byla provedena prognóza předpokládaného vývoje jednotlivých ukazatelů, především však samotného HDP na roky 2015 až 2017.

Metoda indukce je využívána především pro zobecnění získaných poznatků za účelem komplexního poznání zkoumané problematiky.

V závěrečné části jsou shrnuty výsledky a zhodnocení dosažení zvolených cílů práce.

### 3.1 Metodika trendové analýzy

V kapitole 4 *Literární rešerše* jsou makroekonomické ukazatele doplněny o grafická znázornění jejich vývoje ve sledovaném období. Tyto časové řady jsou následně okomentovány s využitím elementárních charakteristik časových řad. Pro zachycení a posouzení základního směru vývoje časových řad je u makroekonomických ukazatelů využit nejzákladnější typ trendové funkce – lineární funkce, jež je doplněna i o koeficient determinace. Tyto trendové funkce včetně výpočtu koeficientu determinace jsou vypočteny v aplikaci Microsoft Excel. U některých ukazatelů jsou vypočteny trendové funkce vyššího řádu. Vhodnost takových trendových funkcí je posuzována především na základě koeficientu determinace a s ohledem na složitost funkce.

Pro výše uvedené trendové funkce platí  $t = 1, 2, \dots, n$ .

V rámci elementárních charakteristik časových řad jsou pro rychlé a orientační posouzení charakteru časové řady použity následující ukazatele:

**Aritmetický průměr**<sup>1</sup>:

$$\bar{y} = \frac{\sum_{t=1}^n y_t}{n} \quad (3.1)$$

**První absolutní diference** je ukazatelem míry jednoduché dynamiky časových řad, které umožňují charakterizovat jejich základní rysy chování<sup>2</sup>:

$$\Delta_t = y_t - y_{t-1}, \quad t = 2, 3, \dots, n \quad (3.2)$$

**Koeficient růstu** je řetězový index ze skupiny ukazatelů míry dynamiky. Signalizuje meziroční změny daného ukazatele. Pokud je tento index menší jak 1, jedná se o pokles, pokud v časové řadě převažují koeficienty růstu menší jak 1, je trend časové řady klesající. Vypočítá se jako poměr mezi aktuálním a předchozím členem časové řady<sup>3</sup>:

---

<sup>1</sup> HINDLS, R., HRONOVÁ, S., SEGER, J., FISCHER, J.: *Statistika pro ekonomy*. 8. vydání, Professional Publishing, Praha, 2007. s. 30

<sup>2</sup> MAREK, L. a kol: *Statistika pro ekonomy – aplikace*. Praha. Professional Publishing, 2005, s. 259

<sup>3</sup> HANČLOVÁ, J., TVRDÝ, L. *Úvod do analýzy časových řad*. [online]. Institut geoinformatiky. 2003 [cit. 4.10. 2015] <[http://gis.vsb.cz/pan-old/Skoleni\\_Texty/TextySkoleni/AnalyzaCasRad.pdf](http://gis.vsb.cz/pan-old/Skoleni_Texty/TextySkoleni/AnalyzaCasRad.pdf)>

$$k_t = \frac{y_t}{y_{t-1}}, \quad t = 2, 3, \dots, n \quad (3.3)$$

**Průměrný koeficient růstu** udává průměrný meziroční nárůst nebo pokles daného ukazatele za celé sledované období. Vypočítá se jako geometrický průměr jednotlivých koeficientů růstu<sup>4</sup>:

$$\bar{k} = \sqrt[n-1]{k_2 * k_3 * \dots * k_n} = \sqrt[n-1]{\frac{y_n}{y_1}} \quad (3.4)$$

**Rozptyl** je jedním z ukazatelů míry variability. „Je definován jako průměr čtverců odchylek jednotlivých hodnot znaku od jejich aritmetického průměru, tedy“<sup>5</sup>:

$$S_y^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}{n} \quad (3.5)$$

### 3.2 Metodika tvorby ekonometrického modelu

Ekonometrie slouží ke kvantitativní analýze ekonomických jevů. Definice ekonometrie je však mnoho. Za jednu z nejužitečnějších se dá považovat tato: „*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.*“<sup>6</sup> Jedno z možných vymezení ekonometrického modelu provedl také Waltr, který vymezuje ekonometrický model jako: „*ekonomicko-matematický model, který má charakter statistického modelu, tzn., že má přesně specifikovanou funkční formu, přičemž jsou navíc statisticky definovány jako náhodné složky (proměnné), které představují náhodné chyby (odchyly) funkčních rovnic.*“<sup>7</sup>

<sup>4</sup> ART, J., ARTLOVÁ, M., RUBLÍKOVÁ, E.: *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. [online]. Vysoká škola ekonomická v Praze. 2002 [cit. 4.10. 2015] <<http://nb.vse.cz/~artlova/vyuka/crsbir02.pdf>>

<sup>5</sup> HINDLS, R., HRONOVÁ, S., SEGER, J., FISCHER, J.: *Statistika pro ekonomy*. 8. vydání, Professional Publishing, Praha, 2007. s. 36

<sup>6</sup> HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2007, s. 9

<sup>7</sup> TVRDOŇ, J. *Ekonometrie*. 5. vyd. Praha: ČZU PEF, 2010, s. 9



### 3.2.1 Konstrukce ekonometrického modelu

V první fázi jsou formulovány teoretické předpoklady, východiska a vztahy mezi makroekonomickými ukazateli. Následně je navržen ekonomický model, který odpovídá stanoveným předpokladům, resp. zjednodušené zkoumané realitě a umožňuje formalizovat verbálně popsané teoretické předpoklady. „*Po vhodné statistické specifikaci stochastických vlivů, zahrnutých do modelu, dostáváme teprve ekonometrický model.*“<sup>8</sup>

V ekonometrických modelech je nezbytné klást důraz na vhodný výběr a klasifikaci proměnných včetně jednotek, ve kterých jsou v modelu zahrnuty. Rozlišovány jsou následující typy proměnných:

- endogenní proměnné,
- exogenní proměnné,
- predeterminované proměnné,
- náhodné (stochastické) proměnné.

„*Endogenní proměnné jsou takové, jejichž hodnoty jsou určeny neboli generovány systémem či jeho modelem, zatímco exogenní proměnné, které působí na zkoumaný systém, jím samy nejsou ovlivňovány, takže jejich hodnoty jsou determinovány mimo modelovaný systém.*“<sup>9</sup>

V dnešní době se však více používají termíny: vysvětlovaná (závislá) a vysvětlující (nezávislá) proměnná. **Vysvětlovanou proměnnou** lze ztotožnit s proměnnou endogenní, která je obecně značena  $y_{it}$ , jež značí  $i$ -tou proměnnou v čase  $t$ , a umožní tak jednoznačně identifikovat danou proměnnou v modelu. Pojem „závislá“ pak vyjadřuje závislost dané proměnné, tedy  $y_{it}$ , na proměnných vysvětlujících. Hodnota endogenní proměnné je pak daným modelem vytvářena a vysvětlována. Proto je také endogenní proměnná vždy na levé straně rovnice. Ve víceroznicových modelech však mohou endogenní proměnné vystupovat i jako proměnné vysvětlující (tedy na pravé straně rovnice). **Vysvětlující proměnné** lze identifikovat s proměnnými exogenními, jež jsou značeny  $x_{it}$ , jež obdobně značí  $i$ -tou exogenní proměnnou v čase  $t$ . Hodnoty těchto proměnných pocházejí z reálně získaných dat a pomocí nich vysvětlují proměnnou vysvětlovanou. Exogenní proměnné,

---

<sup>8</sup> HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2007, s. 11

<sup>9</sup> HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2007, s. 12-13

oproti proměnným endogenním, mají vždy charakter proměnných vysvětlujících, a jsou vždy na pravé straně rovnice.

Ve většině případů je vnější prostředí, jež je modelem charakterizováno, dynamického charakteru, tzn., že většina ekonomických ukazatelů se v čase vyvíjí. Proto je potřeba statické modely, tzv. modely jednoho okamžiku, vhodně dynamizovat. Jedním z nejčastějších postupů, jak model dynamizovat, je zahrnutí zpožděných proměnných do modelu. Zpožděné proměnné mohou být endogenní i exogenní. Proto je velmi důležité rozlišovat **proměnné predeterminované**, jež zahrnují všechny proměnné exogenní, exogenní zpožděné i endogenní zpožděné. Predeterminované proměnné sice byly vytvořeny danou soustavou, avšak v minulém období, proto lze soudit, že jsou dány vnějším prostředím, a z tohoto důvodu jsou označovány pojmem: predeterminované.

Velmi důležitou roli v ekonometrickém modelu hraje **náhodná proměnná**. Především z důvodu, že zahrnuje všechny ostatní vlivy, které působí na proměnnou vysvětlovanou a z nejrůznějších důvodů tyto vlivy v modelu explicitně uvedeny nejsou. „Náhodné složky reprezentují náhodné chyby, které vznikají například vynecháním či opomenutím některé důležité vysvětlující proměnné, nepřesnou specifikací analytického či matematického tvaru modelu, časovou, průřezovou nebo prostorovou agregací dat, nepřesností při měření proměnných apod.“<sup>10</sup> Náhodná proměnná (též označována jako stochastická proměnná, reziduální složka či reziduum) je značena  $u_{1t}$  nebo  $\varepsilon_{1t}$ , jež opět značí  $i$ -tou náhodnou (reziduální) složku v čase  $t$ , a je součástí každé stochastické rovnice modelu. Předpokládáme, že náhodná složka „bude mít normální rozdělení se střední hodnotou nula, konstantním rozptylem, nebude sériově závislá na svých zpožděných hodnotách.“<sup>11</sup> Nulový průměr a konstantní rozptyl náhodné složky lze vyjádřit následovně:<sup>12</sup>

$$\varepsilon_i \sim NID(0, \sigma^2) \quad (3.6)$$

Aby mohl být ekonometrický model interpretovatelný a v praxi využitelný, musí dále obsahovat strukturální parametry. Hlavním cílem celého procesu ekonometrického

---

<sup>10</sup> HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2007, s. 13

<sup>11</sup> CIPRA, T.: *Finanční ekonometrie*. 2. upravené vydání. Ekopress, 2013. s. 19

<sup>12</sup> VERBEEK, M.: *A guide to modern econometrics*. 2nd edition. England: John Wiley&Sons, Ltd. 2004. s. 19

modelování je odvození těchto parametrů za pomoci vhodné metody. „*Strukturální parametry vyjadřují směr a intenzitu působení predeterminovaných proměnných na endogenní proměnné.*“<sup>13</sup> Značení parametrů je velmi jednoduché, parametry endogenních nezpožděných proměnných jsou značeny řeckým písmenem  $\beta_{gi}$  v  $g$ -té rovnici modelu a  $i$ -té endogenní nezpožděné proměnné. Pro parametry predeterminovaných proměnných je používáno značení  $\gamma_{gk}$ , kde index  $k$  značí  $k$ -tou predeterminovanou proměnnou v  $g$ -té rovnici v modelu.

Ekonometrický model je primárně vyjádřen ve strukturální formě. Ve formě maticového zápisu vypadá následovně<sup>14</sup>:

$$\beta y_t + \Gamma x_t = u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.7)$$

kde,

$\beta$  ... regulární matice strukturálních parametrů endogenních (vysvětlovaných) proměnných,

$y_t$  ... vektor endogenních (vysvětlovaných) proměnných,

$\Gamma$  ... matice strukturálních parametrů predeterminovaných proměnných,

$x_t$  ... vektor predeterminovaných proměnných,

$u_t$  ... vektor náhodných složek strukturálního tvaru,

$T$  ... počet pozorování časové řady.

Pro účely této práce byl zvolen třírovnicový simultánní regresní model. „*Simultánní charakter modelu spočívá v tom, že nezpožděné endogenní proměnné vystupují v jednotlivých rovnicích modelu v simultánní roli, tj. současně jak ve funkci vysvětlovaných, tak i vysvětlujících proměnných a zároveň jsou určeny řešením všech rovnic modelu najednou.*“<sup>15</sup>

<sup>13</sup> TVRDOŇ, J.: *Ekonometrie*. 5. vyd. Praha: ČZU PEF, 2011, s. 15

<sup>14</sup> GREENE, W.: *Ecomonetric analysis*. 5th edition. Prentide Hall. 2003. s. 385

<sup>15</sup> HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2007, s. 14

## Identifikace modelu

Vzhledem k tomu, že zvolený model této práce je simultánního charakteru, je nutné před jeho odhadem provést tzv. identifikaci. Identifikace modelu se provádí z důvodu zjištění jeho řešitelnosti.

Jak uvádí Cipra<sup>16</sup>, daná rovnice soustavy simultánních rovnic může být:

- neidentifikovaná,
- přesně identifikovaná,
- přeidentifikovaná.

Ověřovací kritérium identifikovatelnosti je založeno na počtu zařazených a nezařazených proměnných v dané rovnici modelu, a lze ho vyjádřit následujícím vztahem<sup>17</sup>:

$$k^{**} \geq g^* - 1 \quad (3.8)$$

kde,

$k$  ... počet všech predeterminovaných proměnných v modelu,

$g$  ... počet všech endogenních proměnných v modelu (počet rovnic soustavy),

$*$  ... symbol značící, že daná proměnná je zahrnuta ve zkoumané rovnici,

$**$  ... symbol značící, že daná proměnná není zahrnuta ve zkoumané rovnici,

avšak je obsažena v jiných rovnicích modelu.

Je-li splněna podmínka rovnosti kritéria daného vztahem 3.8, platí, že počet predeterminovaných proměnných v rovnici neobsažených je roven počtu endogenních proměnných vyskytujících se v dané rovnici, zmenšené o jedna, znamená to, že rovnice je přesně identifikovaná. Platí-li ostrá nerovnost uvedeného kritéria identifikace, rovnice je přeidentifikovaná. A pokud rovnost kritéria neplatí, rovnice je neidentifikovaná.

Aby byl daný ekonometrický model řešitelný, resp. jednoznačný, musí být celý model identifikovaný, a to nastává pouze v případě, že i jednotlivé rovnice modelu jsou

---

<sup>16</sup> CIPRA, T.: *Finanční ekonometrie*. 2. upravené vydání. Ekopress, 2013. s. 210-214

<sup>17</sup> GUJARATI, D. N.: *Basic Econometrics* 4th edition. Singapore. Mc Graw-Hill. 2004. s. 753

identifikované či případně přeidentifikované. To znamená, že musí být pro každou rovnici v modelu splněno kritérium uvedené ve vztahu 3.8. Pokud je toto kritérium porušeno, to znamená, že žádná proměnná není v rovnicích vynechána, rovnice je tedy neidentifikovaná, a daný model odhadnout nelze.

### 3.2.2 Metoda odhadu strukturálních parametrů

Metoda, kterou jsou strukturální parametry odhadovány, patří k nejpoužívanějším metodám odhadu simultánních rovnic v dnešní době. Jedná se o metodu nejmenších čtverců. Metody nejmenších čtverců jsou považovány za poměrně jednoduché metody, neboť jsou relativně numericky snadné.

K odhadu první rovnice je použita běžná metoda nejmenších čtverců. K odhadu druhé rovnice, z důvodu simultánnosti, je využita dvoustupňová metoda nejmenších čtverců.

Kritériem metod nejmenších čtverců je minimalizace součtu čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlované proměnné od jejich hodnot skutečných. Jednodušeji řečeno, tato metoda minimalizuje čtverce reziduí<sup>18</sup>:

$$\min \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (3.9)$$

Kritérium metoda nejmenších čtverců lze vyjádřit i v maticové podobě následovně<sup>19</sup>:

$$\gamma = (X^T X)^{-1} * X^T * y \quad (3.10)$$

kde,

$\gamma$  ... vektor odhadovaných parametrů

$X$  ... matice napozorovaných hodnot vysvětlujících proměnných

$y$  ... vektor napozorovaných hodnot vysvětlované proměnné

<sup>18</sup> GREENE, W.: Ecomonetric analysis. 5th edition. Prentide Hall. 2003. s. 20

<sup>19</sup> GREENE, W.: Ecomonetric analysis. 5th edition. Prentide Hall. 2003. s. 21

Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců „je založena na opakované aplikaci klasické MNČ, a sice nejprve k odhadu vyrovnaných hodnot vysvětlujících endogenních proměnných rovnice na základě neomezeného redukovaného tvaru, odpovídajícího všem vysvětlujícím proměnným v odhadované strukturální rovnici a podruhé již k vlastnímu odhadu strukturálních parametrů této rovnice.“<sup>20</sup>

Odhad strukturálních parametrů metodou BMNČ a DMNČ je prováděn za pomoci SW Gretl.

Je-li splněno kritérium 3.9, odhadnuté parametry lineárního regresního modelu by měly být:

- nejlepší,
- nestranné,
- konzistentní.

**Nejlepším**, resp. eficientním odhadem je odhad takový, který ve srovnání s odhadem téhož parametru nemá větší rozptyl. Odhadovaná funkce má tedy mít nejmenší rozptyl z rozptylů dané třídy odhadovaných funkcí. „Odhad se nazývá **nestranný**, jestliže jeho střední hodnota je rovna hodnotě odhadovaného parametru. V opačném případě je odhad vychýlený a nenulový rozdíl jeho střední hodnoty a odhadovaného parametru se pak nazývá vychýlení.“<sup>21</sup> Pokud je odhad modelu nestranný, nedochází k žádnému systematickému nadhodnocení či podhodnocení strukturálních parametrů. **Konzistentní** odhad nastává, „jestliže při rostoucím rozsahu výběru  $T$  konverguje v pravděpodobnosti ke skutečné hodnotě odhadovaného parametru.“<sup>22</sup> Hušek<sup>23</sup> uvádí, že odhadovaná funkce je konzistentní, jestliže „s rostoucím rozsahem výběru její výběrové rozdělení degeneruje do podoby jednoho bodu, který je shodný se skutečnou hodnotou odhadovaného parametru.“

„Při adekvátním použití odhadované metody nejmenších čtverců lze očekávat, že odhadnuté regresní parametry splňují vlastnosti nestrannosti, eficiency, konzistentnosti a takové odhady odznačujeme jako BLUE.“<sup>24</sup>

<sup>20</sup> HUŠEK, R.: *Ekonomická analýza*. 1. vydání. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2007, s. 219

<sup>21</sup> CIPRA, T.: *Finanční ekonometrie*. 2. upravené vydání. Ekopress, 2013. s. 45

<sup>22</sup> CIPRA, T.: *Finanční ekonometrie*. 2. upravené vydání. Ekopress, 2013. s. 46

<sup>23</sup> HUŠEK, R.: *Ekonomická analýza*. 1. vydání. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2007, s. 35

<sup>24</sup> HANČLOVÁ, J.: *Ekonomické modelování – Klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vydání. Praha. Grada Publishing. 2012. s. 76

### 3.2.3 Verifikace odhadnutého modelu

Odhadnutý simultánní model je nutné před jeho aplikací verifikovat a zjistit tak, zda odhadnutý ekonometrický model a jeho parametry jsou v souladu s požadovanými teoretickými východisky a stanovenými ekonomickými požadavky.

Provádějí se tři typy ověření: z hlediska ekonomického, statistického a ekonometrického. Taktéž lze model ověřit i z hlediska matematického.

#### **Ekonomická verifikace**

Ekonomická verifikace slouží pro základní zhodnocení a primární vyhodnocení odhadnutého modelu z hlediska stanovené ekonomické teorie. Ekonomická verifikace spočívá v ověření směru a intenzity působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou. V rámci ověření směru jsou posuzována znaménka odhadnutých parametrů reprezentující směr, kterým vysvětlující proměnné působí na proměnnou vysvětlovanou. Znaménka mohou být kladná či záporná. Kladná reprezentují přímou úměru a záporná úměru nepřímou. Následně je posouzeno, zda jsou tato znaménka konzistentní se stanovenou ekonomickou teorií. Intenzita se naopak posuzuje na základě číselné hodnoty odhadnutého parametru. Intenzita je posuzována na základě názoru autora této práce s přihlédnutím k reálně možným efektům působení.

V případě, že daná znaménka a číselné hodnoty parametrů nevyhovují, je nutné ověřit správnost specifikace modelu a případně daný model specifikovat vhodněji.

Nedílnou součástí ekonomické verifikace je interpretace parametrů. Interpretace odhadnutých parametrů slouží ke zjištění, o kolik se při jednotkové změně vysvětlované proměnné bude měnit proměnná vysvětlující, za podmínek neměnnosti ostatních proměnných.

Matematicky lze interpretaci parametrů vyjádřit takto<sup>25</sup>:

$$\Delta y_{it} = \gamma_k * \Delta x_{it} \quad (3.11)$$

---

<sup>25</sup> WOOLDRIDGE, J.M.: *Introductory Econometrics: A Modern Approach, 4th Edition*, Michigan State University, USA, 2009, s. 46

## Statistická verifikace

V rámci statistické verifikace je ověřována významnost odhadnutých parametrů, významnost modelu jako celku a shoda odhadnutého modelu s daty.

**Ověření významnosti strukturálních parametrů** je založeno na principu testování hypotéz, které vycházejí ze statistické teorie. Postup testování je následující<sup>26</sup>:

1. formulace nulové a alternativní hypotézy ( $H_0$  a  $H_A$ ),
2. výpočet testové statistiky,
3. rozhodovací pravidlo o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy pro stanovenou hladinu významnosti.<sup>27</sup>

Prvním bodem v rámci testování hypotéz je nutné stanovit hypotézu nulovou a hypotézu alternativní. Nulová hypotéza je definována takto:

$$H_0: \gamma_i = 0$$

$$H_A: \gamma_i \neq 0$$

Nulová hypotéza  $H_0$  říká, že daný strukturální parametr se rovná nule. To znamená, že není významný, a tudíž vysvětlující proměnná tohoto parametru nepřispívá k vysvětlení změn variability vysvětlované proměnné. Alternativní hypotéza  $H_A$  říká, že strukturální parametr je různý od nuly, a proto jeho odpovídající proměnná přispívá k vysvětlení variability vysvětlované proměnné.

Významnost odhadnutých parametrů lze testovat pomocí těchto třech způsobů:

- pomocí kritického oboru testové statistiky (T-test),
- pomocí intervalu spolehlivosti,
- prostřednictvím p-hodnoty.

Pro účely modelu této práce je pro zhodnocení významnosti strukturálních parametrů použita pouze p-hodnota, která je v dnešní době nejpoužívanějším přístupem pro testování hypotéz pomocí softwaru. „*P-hodnota je maximální hladina významnosti, při které bychom ještě příslušnou nulovou hypotézu nezamítli (nebo ekvivalentně je to minimální hladina*

---

<sup>26</sup> HANČLOVÁ, J.: *Ekonomrické modelování – Klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vydání. Praha. Grada Publishing. 2012. s. 41

<sup>27</sup> Hladina významnosti, označována řeckým písmenem  $\alpha$  značí zvolenou pravděpodobnost, při které přijímáme či zamítáme nulovou hypotézu. Hladina významnosti se volí jednoprocenní ( $\alpha = 0,01$ ) nebo pětiprocenní ( $\alpha = 0,05$ ).



významnosti, při které bychom ještě tuto nulovou hypotézu zamítli).<sup>28</sup> Čím je tedy p-hodnota menší, tím je méně pravděpodobné, že bude nulová hypotéza přijata. Z toho jasně vyplývá, že p-hodnota by měla být co nejnižší, aby parametry odhadnutého modelu byly co nejvýznamnější.

Pro  $\alpha = 0,05$  platí, že parametr bude významný, pokud p-hodnota  $< 0,05$ . Jinak řečeno, pokud bude p-hodnota  $< \alpha$ ,  $H_0$  lze na 95% zamítnout a parametr bude na této hladině významnosti významný. Pokud testujeme významnost parametrů na jednocentní hladině významnosti, tedy  $\alpha = 0,01$ , resp. uvažujeme přísnější kritérium, parametr bude významný za předpokladu, že p-hodnota  $< 0,01$ .

**Významnost celého modelu** se běžně testuje pomocí F-testu, avšak SW Gretl dokáže pro tento test vypočítat p-hodnotu, na základě které je vyhodnocena významnost modelu jako celku. Podmínky pro přijetí či zamítnutí  $H_0$  jsou stejné, jak bylo uvedeno v předchozím odstavci.

V rámci statistické verifikace je dále provedeno ověření vypovídací schopnosti modelu, resp. **ověření shody modelu s daty**. Ta je vyjádřena pomocí koeficientu vícenásobné determinace  $R^2$ , který sleduje podíl vysvětleného součtu čtverců na celkovém součtu čtverců:

Před uvedením jeho výpočtu je nezbytné uvést tyto základní vztahy a pojmy<sup>29</sup>:

$$TSS = \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2 \quad (3.12)$$

$$ESS = \sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - \bar{y})^2 \quad (3.13)$$

$$TSS = ESS + RSS \quad (3.14)$$

kde,

TSS ... úplný součet čtverců (Total Sum of Squares),

---

<sup>28</sup> CIPRA, T.: *Finanční ekonometrie*. 2. upravené vydání. Ekopress, 2013. s. 56

<sup>29</sup> GUJARATI, D. N.: *Basic Econometrics* 4th edition. Singapore. Mc Graw-Hill. 2004. s. 83-85

ESS ... vysvětlený součet čtverců (Explained Sum of Squares),

RSS ... reziduální součet čtverců (Residual Sum of Squares).

**Koeficient determinace  $R^2$**  se vypočítá podle vztahu 3.15<sup>30</sup>:

$$R^2 = 1 - \frac{ESS}{TSS} = \frac{TSS - RSS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} \quad (3.15)$$

„Koeficient determinace vyjadřuje stupeň vysvětlení celkové změny vysvětlované proměnné  $Y$  regresí, tj. působením lineárního vztahu vysvětlující proměnné. Jedná se tedy o kritérium shody napozorovaných dat a odhadů prostřednictvím regresní přímky.“<sup>31</sup> Koeficient vícenásobné determinace se zpravidla v praxi vyjadřuje v %, a tedy udává, z kolika procent je variabilita vysvětlované proměnné vysvětlena změnami predeterminovaných proměnných. Snahou je dosahovat co nejvyšších hodnot. Avšak nevýhodou  $R^2$  je to, že s růstem počtu vysvětlujících proměnných do modelu, hodnota  $R^2$  nikdy neklesne. To znamená že, pokud by byl model navrhován pouze na základě maximalizace koeficientu determinace, model by byl velmi obtížně odhadnutelný. Z tohoto důvodu se v praxi dává přednost tzv. korigovanému koeficientu determinace, „který penalizuje nadměrný počet regresorů  $k$  (nárůst hodnoty nekorigovaného koeficientu  $R^2$  po přidání dalšího regresoru je tak přibrzděn vyšším  $k$ ).“<sup>32</sup>

**Korigovaný koeficient determinace:**<sup>33</sup>

$$\overline{R^2} = 1 - \left[ \frac{T-1}{T-k} * (1 - R^2) \right] \quad (3.16)$$

kde,

$T$  ... počet pozorování časové řady,

$k$  ... počet odhadovaných parametrů v dané rovnici.

<sup>30</sup> GUJARATI, D. N.: *Basic Econometrics* 4th edition. Singapore. Mc Graw-Hill. 2004. s. 83-85

<sup>31</sup> HANČLOVÁ, J.: *Ekonomrické modelování – Klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vydání. Praha. Grada Publishing. 2012. s. 40

<sup>32</sup> CIPRA, T.: *Finanční ekonometrie*. 2. upravené vydání. Ekopress, 2013. s. 51

<sup>33</sup> GREENE, W.: *Econometric analysis*. 5th edition. Prentice Hall. 2003. s. 35

## Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace patří k poslední etapě ověřování odhadnutého modelu. „Představuje ověření podmínek nezbytných k úspěšnému použití ekonometrických metod, testů a dalších technik.“<sup>34</sup>

V rámci ekonometrické verifikace je testována:

- multikolinearita,
- normalita,
- autokorelace,
- heteroskedasticita,
- funkční forma modelu,
- stabilita parametrů.

V případě, že jsou v rámci ekonometrické verifikace zjištěny nedostatky, je nutné se vrátit zpět na začátek a model vhodněji specifikovat, příp. upravit datové soubory nebo zvolit jiný postup a techniku odhadu.

### Multikolinearita

Ještě před samotným odhadem strukturálních parametrů je nutné zjistit, zda se ve zvoleném modelu nevyskytuje nežádoucí multikolinearita. Multikolinearita je zjišťována z důvodu nežádoucí lineární závislosti.

Multikolinearita představuje lineární závislost mezi dvěma či více vysvětlujícími proměnnými v rovnici. „Ze statistického hlediska není multikolinearita nic jiného než vysoká vzájemná korelovanost regresorů“<sup>35</sup> Určitá míra lineární závislosti je obsažena v každém modelu. Vysoká multikolinearita je však nežádoucím jevem, a to především z důvodu, že by nebylo možné vymezit jednotlivé vlivy vysvětlovaných proměnných na proměnné vysvětlované. Nejčastěji se multikolinearita v modelu objevuje z důvodu, že dané proměnné, a to zejména u dat makroekonomických ukazatelů, mají stejnou trendovou tendenci.

Rozlišujeme perfektní a vysokou multikolinearitu. **Perfektní** multikolinearita nastává tehdy, když prvky korelační matice, jimž se říká párové korelační koeficienty, jsou

---

<sup>34</sup> HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2007, s. 17

<sup>35</sup> CIPRA, T.: *Finanční ekonometrie*. 2. upravené vydání. Ekopress, 2013. s. 117

rovny 1, a to znamená, že mezi vysvětlujícími proměnnými existuje lineární kombinace. V případě, že se v modelu perfektní multikolinearita vyskytuje, má párová korelační matice determinant blízky nule, a to znamená, že tato matice nelze invertovat, a odhad strukturálních parametrů metodou nejmenších čtverců by nebyl možný. Za **vysokou** multikolinearitu se zpravidla považuje taková, kdy korelační koeficienty dosahují hodnot nad 0,8.

V párové korelační matici „sledujeme pouze párovou korelaci mezi dvojicí 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  $|r_{x_i x_j}| < 0,8$ .“<sup>36</sup>

Přítomnost multikolinearity je tedy identifikována následovně:

**Párová korelační matice**<sup>37</sup>:

$$X'^T * X' \quad (3.17)$$

kde,

$X'$  – matice normalizovaných vektorů.

**Matici normalizovaných vektorů** lze získat ze vztahu 3.18<sup>38</sup>:

$$x_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_{ij}}{\sqrt{n} * \sigma_{x_i}} \quad i = (1, \dots, k), t = (1, \dots, n) \quad (3.18)$$

kde,

$x_{ij}$  ... hodnota i-té vysvětlující proměnné v čase t,

$\bar{x}_{ij}$  ... průměr i-té vysvětlující proměnné v čase t,

$\sigma_{x_i}$  ... směrodatná odchylka,

$n$  ... počet pozorování.

Korelační matice budou vypočteny za pomoci SW Gretl.

<sup>36</sup> HANČLOVÁ, J.: *Ekonomrické modelování – Klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vydání. Praha. Grada Publishing. 2012. s. 175-176

<sup>37</sup> GUJARATI, D. N.: *Basic Econometrics* 4th edition. Singapore. Mc Graw-Hill. 2004. s. 341

<sup>38</sup> HINDLS, R., HRONOVÁ, S., SEGER, J., FISCHER, J.: *Statistika pro ekonomy*. 8. vydání, Professional Publishing, Praha, 2007. s. 101

## Normalita

Jedním z předpokladů lineárního regresního modelu je normální rozdělení náhodné složky, které platí pro všechna  $t$ . Normální rozdělení náhodné složky je nejjednodušším předpokladem pro to, aby mohly být různé statistické hypotézy v modelech testovány, dále aby mohly být konstruovány intervaly spolehlivosti a v neposlední řadě, aby mohly být nalezeny maximálně věrohodné odhady parametrů.

Pro ověření, zda jsou rezidua odhadovaného modelu normálního rozdělení, je potřeba provést test normality. Normalita bude testována Jacque-Bara testem. Test normality vychází z charakteristiky chí-kvadrát a testovou statistiku s příslušnou p-hodnotou poskytne SW Gretl. Následně je p-hodnota porovnána s hladinou významnosti. Je-li p-hodnota  $> \alpha$ , nulovou hypotézu o normálním rozdělení náhodné složky nelze zamítnout.

## Autokorelace

Mezi další předpoklady lineárního regresního modelu patří nekorelovanost reziduí, resp. náhodných složek. Jak již termín „autokorelace“ naznačuje, jedná se o závislost náhodných složek na svých vlastních zpožděných či budoucích hodnotách. Hušek<sup>39</sup> tvrdí, že autokorelace je „závislost nikoli mezi dvěma nebo několika proměnnými, nýbrž mezi posloupností hodnot jedné proměnné, uspořádaných v čase, někdy i v prostou.“

Předpoklad, že reziduální složky nejsou navzájem korelované, lze vyjádřit vztahem 3.19<sup>40</sup>:

$$\text{cov}(u_t u_{t-p}) = 0 = E(u_t * u_{t-p}) \quad p \neq 0, p = 1, 2, \dots, P \quad (3.19)$$

„V případě pozitivní autokorelace jsou zpravidla odhady rozptylu reziduí i standardních chyb odhadnutých parametrů podhodnocené, tj. vychýlené směrem k nule, takže  $R^2$  je naopak podhodnoceno.“<sup>41</sup>

Model, ve kterém bude přítomna autokorelace, bude sice nestranný a konzistentní, avšak nebude nejlepší. Nebude tedy splňovat odhad ve smyslu BLUE.

---

<sup>39</sup> HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2007, s. 84

<sup>40</sup> HANČLOVÁ, J.: *Ekonometrické modelování – Klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vydání. Praha. Grada Publishing, 2012. s. 143

<sup>41</sup> HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2007, s. 85

Autokorelace je testována Bresch-Godfrey testem v případě první rovnice a Godfrey testem v případě rovnice druhé pomocí SW Gretl. Oba tyto testy autokorelace testují pouze autokorelaci 1. řádu, tedy závislost sousedních reziduálních složek. Nulová hypotéza říká, že v modelu se autokorelace nevyskytuje, proto je žádoucí danou hypotézu přijmout. Vyhodnocení testu je provedeno na základě p-hodnoty. Za předpokladu, že je p-hodnota  $> \alpha$ ,  $H_0$  nelze zamítnout a model je prostý autokorelace 1. řádu.

### Heteroskedasticita

Heteroskedasticita je situace, kdy je porušen jeden z předpokladů lineárního regresního modelu. Tímto předpokladem je myšlen požadavek konstantního a konečného rozptylu náhodných složek, který je označován termínem homoskedasticita.

Předpoklad homoskedasticity je tedy definována takto<sup>42</sup>:

$$\text{var}(u_t) = \sigma^2 < \infty \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (3.20)$$

Tento předpoklad říká, že rozptyl náhodných složek se pro daný odhadnutý model v čase nemění, proto lze termín homoskedasticita nahradit termínem stejnorozptylovost. Heteroskedasticita, tedy různorozptylovost, je naopak situace, kdy se rozptyl náhodné složky mění, a proto je tento jev nežádoucí. „*Heteroskedasticita způsobuje, že odhady regresních i stochastických parametrů, získané klasickou metodou MNC, ztrácejí některé optimální vlastnosti.*“<sup>43</sup> I přes nedodržení požadavku konstantního a konečného rozptylu náhodných složek poskytuje odhad metodou MNC, podobně jako v případě ignorování autokorelace, nestranné a konzistentní odhady strukturálních parametrů. Avšak odhady taktéž nebudou odhady nejlepšími.

Pro testování přítomnosti heteroskedasticity je pro otestování první rovnice zvolen Breusch-Pagan test a v případě druhé rovnice Pesaran-Taylorův test. Nulová hypotéza definuje přítomnost homoskedasticity, tudíž přijetí  $H_0$  je žádoucí. Vyhodnocení obou testů je provedeno na základě p-hodnoty, která je za pomoci SW Gretl k testové statistice daného testu vypočtena, a následně je porovnána s hladinou významnosti. Za předpokladu, že je p-hodnota  $> \alpha$ ,  $H_0$  nelze zamítnout a prokázána je přítomnost homoskedasticity.

---

<sup>42</sup> HANČLOVÁ, J.: *Ekonometrické modelování – Klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vydání. Praha. Grada Publishing, 2012. s. 161

<sup>43</sup> HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2007, s. 74

## Funkční forma modelu

Jako vhodná funkční forma modelu byla zvolena forma lineární, to znamená, že model musí být lineární v parametrech. Tento předpoklad bude ověřen tzv. Ramseyovým RESET testem. „Základní myšlenkou tohoto testu je, že se přidá do deterministické části původního zkoumaného regresního modelu odhadnutá predikovaná proměnná ve formě druhé a třetí mocniny a dále se zkoumá, zda došlo k výraznému zvýšení koeficientu determinace. Pokud ano, pak je původní model špatně specifikován.“<sup>44</sup>

RESET test bude proveden v SW Gretl a bude vyhodnocen na základě p-hodnoty. Testována bude však pouze první rovnice modelu, neboť u DMNČ tento test není přístupný.

Nulová hypotéza tohoto testu říká, že model je v parametrech lineární. Aby bylo možné tuto hypotézu přijmout, musí být p-hodnota větší než zvolená hladina významnosti.

## Stabilita parametrů

Stabilita parametrů v čase bude testována v SW Gretl pomocí tzv. Chow testu. Chowův test stability se „doporučuje v situaci, kdy počet pozorování  $T_1$  v prvním segmentu před změnou a počet pozorování  $T_2$  v druhém segmentu po změně parametrů by byly postačující pro konstrukci samostatných modelů ( $T_1 + T_2 = T$ ).“<sup>45</sup>

Chow test bude proveden pouze u první rovnice, z téhož důvodu jako RESET test. Vyhodnocení testu bude opět obdobné jako u předchozích testů ekonometrické verifikace. Na základě vyčíslené p-hodnoty ve srovnání s hladinou významnosti bude vyhodnoceno přijetí či zamítnutí nulové hypotézy, jež předpokládá, že parametry jsou v čase stabilní.

### 3.2.4 Redukovaný tvar modelu

Model ve strukturální formě vyjadřuje pouze přímé efekty predeterminovaných proměnných na vysvětlovanou proměnnou.

Model v redukovaném tvaru ukazuje finální podobu modelu, kde parametry redukované formy vyjadřují jak přímé, tak i zprostředkované efekty (zohledňuje simultánní vztah) všech predeterminovaných proměnných na vysvětlovanou proměnnou v modelu.

---

<sup>44</sup> HANČLOVÁ, J.: *Ekonometrické modelování – Klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vydání. Praha. Grada Publishing, 2012. s. 93

<sup>45</sup> CIPRA, T.: *Finanční ekonometrie*. 2. upravené vydání. Ekopress, 2013. s. 133

V redukované formě je tedy přímý efekt multiplikován do efektu celkového. Tento efekt je obsažen v matici multiplikátorů.

Maticový zápis redukované formy modelu<sup>46</sup>:

$$y_t = Mx_t + v_t \quad (3.21)$$

kde,

$M$  ... matice parametrů redukovaného tvaru (též matice multiplikátorů),

$v_t$  ... vektor náhodných složek redukovaného tvaru.

Aby mohl být sestaven redukovaný tvar modelu, je nejdříve nutné získat matici multiplikátorů, jejíž výpočet je zachycen ve vztahu 3.22<sup>47</sup>:

$$M = -B^{-1} * \Gamma \quad (3.22)$$

Redukovaná forma modelu bude vypočtena v aplikaci Microsoft Excel.

### 3.3 Metodika aplikace modelu

V rámci aplikace modelu budou nejprve vypočteny pružnosti pro posouzení změn variability vysvětlovaných proměnných, které jsou způsobeny změnami variability predeterminovaných proměnných. Následně bude provedena prognóza vysvětlovaných endogenních proměnných na období let 2015 až 2017.

Veškeré výpočty v rámci aplikace modelu budou provedeny v aplikaci Microsoft Excel.

#### 3.3.1 Výpočet pružností

Pružnosti budou vypočteny ze strukturální formy pro zjištění a porovnání intenzity působení jednotlivých vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou.

---

<sup>46</sup> GREENE, W.: Econometric analysis. 5th edition. Prentice Hall. 2003. s. 385

<sup>47</sup> GREENE, W.: Econometric analysis. 5th edition. Prentice Hall. 2003. s. 388



Výše uvedeného bude dosaženo prostřednictvím vzorce pro výpočet elasticity<sup>48</sup>:

$$e_{xi} = \frac{\delta y}{\delta x_i} * \frac{x_i}{\hat{y}} \quad (3.23)$$

Neboť byla zvolena lineární funkční forma modelu, parciální derivací vysvětlované proměnné podle zvolené vysvětlované proměnné je vždy získán parametr dané vysvětlující proměnné. Z tohoto důvodu lze vzorec, uvedený ve vztahu 3.22, zjednodušit na vztah 3.24:

$$\gamma_i * \frac{x_{it}}{\hat{y}_t} \quad (3.24)$$

Obdobně jako u ekonomické verifikace lze interpretaci pružností vyjádřit takto<sup>49</sup>:

$$\% \Delta y_{it} = E * \% \Delta x_{it} \quad (3.25)$$

Pružnosti budou vypočteny z průměrných hodnot jednotlivých proměnných za sledované období.

### 3.3.2 Prognóza

Prognóza, popř. predikce hodnot vysvětlovaných endogenních proměnných mimo interval jejich pozorování, je jedním z hlavních cílů ekonometrického modelování.

*„Ekonometrická prognóza nebo-li předpověď je kvantitativním odhadem pravděpodobnosti budoucí hodnoty konkrétní ekonomické veličiny pomocí minulé i současné apriorní i výběrové informace, reprezentované ekonomickou teorií, statistickými daty a odhadnutým ekonometrickým modelem.“<sup>50</sup>*

Rozlišují se dva typy předpovědí:

- ex post,
- ex ante.

---

<sup>48</sup> GUJARATI, D. N.: *Basic Econometrics* 4th edition. Singapore. Mc Graw-Hill. 2004. s. 183

<sup>49</sup> WOOLDRIDGE, J.M.: *Introductory Econometrics: A Modern Approach, 4th Edition*, Michigan State University, USA, 2009, s. 46

<sup>50</sup> HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2007, s. 259

„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.“<sup>51</sup>

V rámci aplikace modelu bude použita pouze prognóza ex ante, a to jak bodová tak intervalová prognóza na prognostický horizont<sup>52</sup> délky 3, tedy na roky 2015 až 2017.

Prognóza vychází z redukované tvorby modelu a její odvození bude provedeno na základě následujícího vztahu<sup>53</sup>:

$$\hat{Y}_{T+h} = \hat{X}_{T+h} * M^T \quad (3.26)$$

kde,

$\hat{Y}_{T+h}$  ... matice teoretických endogenních vysvětlovaných proměnných prognostického horizontu,

$\hat{X}_{T+h}$  ... matice teoretických predeterminovaných proměnných prognostického horizontu,

$M^T$  ... transponovaná matice multiplikátorů.

Aby bylo možné odvodit prognózu podle vztahu 3.26 na zvolený prognostický horizont, je nejprve nezbytné odvodit budoucí hodnoty všech predeterminovaných proměnných v modelu. Z tohoto důvodu je zapotřebí odhadnout jednotlivé trendové funkce, na základě kterých budou budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných vypočteny.

Jednotlivé lineární trendové funkce budou odhadnuty za pomoci metody BMNČ, uvedené ve vztahu 3.10, avšak k tomuto účelu s pozměněnými obsahy matic<sup>54</sup>:

$$\Gamma^* = (T^T T)^{-1} * T^T * X \quad (3.27)$$

<sup>51</sup> HANČLOVÁ, J.: *Ekonometrické modelování – Klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vydání. Praha. Grada Publishing. 2012. s. 46

<sup>52</sup> prognostický horizont je „časová vzdálenost předpovídané hodnoty od okamžiku konstrukce předpovědi“ CIPRA, T.: *Finanční ekonometrie*. 2. upravené vydání. Ekopress, 2013. s. 247

<sup>53</sup> HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2007, s. 277

<sup>54</sup> GREENE, W.: *Ecomonetric analysis*. 5th edition. Prentide Hall. 2003. s. 21

kde,

$\Gamma^*$  ... matice parametrů lineárních trendových funkcí,

$T$  ... matice jednotkového a časového vektoru,

$X$  ... matice skutečných hodnot predeterminovaných proměnných.

Odhadnuté lineární trendové funkce budou mít následující podobu<sup>55</sup>:

$$\hat{x}_t = \gamma_0 + \gamma_1 t \quad (3.28)$$

kde,

$\hat{x}_t$  ... teoretické hodnoty jednotlivých predeterminovaných proměnných,

$\gamma_0$  ... parametr jednotkového vektoru,

$\gamma_1$  ... parametr časového vektoru,

$t$  ... časový vektor.

Z výše uvedených lineárních trendových funkcí budou poté vypočteny hodnoty predeterminovaných proměnných pro zvolený prognostický horizont. Dosazením získaných hodnot do vztahu 3.26 bude následně stanovena bodová prognóza vysvětlovaných endogenních proměnných. Též lze bodovou předpověď jednotlivých endogenních vysvětlovaných proměnných na základě jejího logického tvaru definovat takto<sup>56</sup>:

$$\hat{y}_{T+h} = \gamma_1 + \gamma_2 \hat{x}_{2T+h} + \dots + \gamma_k \hat{x}_{kT+h} \quad (3.29)$$

Sestavena bude i prognóza intervalová na zvolený prognostický horizont. Intervalovou prognózou se rozumí „*předpovědní interval, který je plnou analogií intervalu spolehlivosti z matematické statistiky až na to, že místo neznámého parametru se nyní odhaduje neznámá (obvykle budoucí) hodnota řady.*“<sup>57</sup> Odhadována bude 95procentní

---

<sup>55</sup> HINDLS, R., HRONOVÁ, S., SEGER, J., FISCHER, J.: *Statistika pro ekonomy*. 8. vydání, Professional Publishing, Praha, 2007. s. 257

<sup>56</sup> CIPRA, T.: *Finanční ekonometrie*. 2. upravené vydání. Ekopress, 2013. s. 133

<sup>57</sup> CIPRA, T.: *Finanční ekonometrie*. 2. upravené vydání. Ekopress, 2013. s. 238

intervalová předpověď, kde předpovídaná hodnota časové řady bude ležet mezi dolní a horní mezí intervalu s pravděpodobností 95%.

Intervalová prognóza bude vypočtena dle následujícího vzorce<sup>58</sup>:

$$(\hat{y}_{T+h}^{min}; \hat{y}_{T+h}^{max}) = \hat{y}_{T+h} \pm 2 * RMSE \quad (3.30)$$

kde,

$RMSE$  ... odmocninová střední chyba odhadu (Root Mean Square Error).

Hodnota  $RMSE$  je však hodnotou neznámou a bude nutné ji zjistit aproximací<sup>59</sup>:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_i (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad (3.31)$$

Pro ocenění kvality zkonstruované předpovědi bude vypočtena střední absolutní procentuální chyba  $MAPE$ <sup>60</sup>:

$$MAPE = \frac{100}{T} \sum \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right| \quad (3.32)$$

Je-li hodnota míry  $MAPE$  menší nebo rovna než 5%, odhadnutý model pro tvorbu předpovědi lze hodnotit jako velmi kvalitní. Je-li míra  $MAPE$  větší než 5% a menší nebo rovna 10%, je daný model k tvorbě prognóz stále použitelný, avšak jeho kvalita bude nižší. Pokud by hodnota  $MAPE$  byla větší jak 10%, daný model by neposkytoval kvalitní předpovědi.

---

<sup>58</sup> WOOLDRIDGE, J.M.: *Introductory Econometrics: A Modern Approach, 4th Edition*, Michigan State University, USA, 2009, s. 209

<sup>59</sup> GREENE, W.: *Ecomonetric analysis*. 5th edition. Prentide Hall. 2003. s. 113

<sup>60</sup> CIPRA, T.: *Finanční ekonometrie*. 2. upravené vydání. Ekopress, 2013. s. 246

## 4 Literární rešerše

*„Makroekonomie je část ekonomie, která studuje ekonomické dění, které se týká agregovaného pohledu na národní hospodářství jako celek a na jeho začlenění do světové ekonomiky. Zabývá se národohospodářskými souvislostmi. Snaží se popsat poruchy a příčiny, které vyvádí ekonomiku z rovnováhy a najít takové nástroje a mechanismy, které ji do rovnováhy navrací.“<sup>61</sup>* Dalo by se tedy říci, že makroekonomie je věda, která se zabývá hospodářstvím jako celkem a její poznatky jsou nezbytné pro tvorbu každé hospodářské politiky státu. Výstižně lze i říci, že *„makroekonomové jsou pravou rukou vládních úředníků.“<sup>62</sup>* Ti hledají odpovědi na otázky, jako např.: Jak změřit produkt, který za rok společnost vyrobí? Jaké jsou v ekonomice příčiny růstu inflace? apod.

V národním hospodářství se používají pojmy jako domácí a národní produkt a důchod, celková nezaměstnanost, inflace, cenová hladina, množství peněz v ekonomice, státní rozpočet, státní dluh, platební a obchodní bilance.

### 4.1 Hrubý domácí produkt

Hrubý domácí produkt je základním a nejužívanějším ukazatelem pro měření celkové výkonnosti ekonomiky daného státu. Dle Holmana<sup>63</sup> je HDP *„nejpoužívanějším ekonomickým agregátem. Statikové jej měří, ekonomové jej analyzují a komentují, politikové s ním spojují svou kariéru.“*

Hrubý domácí produkt *„měří celkový objem veškeré finální produkce v peněžních jednotkách vyrobený v dané zemi za určité období (zpravidla jeden rok) výrobními faktory umístěnými v dané zemi bez ohledu na to, kdo vlastní tyto výrobní faktory.“<sup>64</sup>* Nepřihlíží se tedy k tomu, kdo dané statky vyprodukoval, zda rezidenti nebo nerezidenti, uvažuje se pouze území státu. Mankiw<sup>65</sup> definuje HDP takto: *„Hrubý domácí produkt (HDP) je tržní hodnota všech finálních statků vyrobených v ekonomie za dané časové období.“*

---

<sup>61</sup> BRČÁK, J., SEKERNA, B.: *Mikroekonomie*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2010, s. 13

<sup>62</sup> MACÁKOVÁ, L. a kol.: *Mikroekonomie základní kurz*, 8. aktual. vydání, MELANDRIUM, 2003, s. 15

<sup>63</sup> HOLMAN, R. *Makroekonomie*. 1. vyd. Praha: Nakladatelství C. H. Beck, 2004, s. 12

<sup>64</sup> KLÍMA, J.: *Makroekonomie*. 1. vydání. Praha: Alfa Publishing, 2006, s. 18

<sup>65</sup> MANKIW, N. G.: *Zásady ekonomie*, Praha: Grada Publishing, 1999, s. 471

Jak již bylo uvedeno, tento ukazatel slouží pouze pro určení výkonnosti ekonomiky jednotlivých států. Pokud bychom uvažovali mezinárodní srovnání, tedy chtěli srovnávat výkonnost ekonomik jednotlivých států mezi sebou, jejichž ekonomiky jsou různě velké s odlišným počtem obyvatel atd., je vhodnější používat ukazatel HDP na obyvatele nebo ukazatel tempa růstu HDP, který určuje, o kolik procent se HDP změnil oproti předcházejícímu období.

Jednoduše by se dalo říci, že HDP je součinem množství jednotlivých produktů a jejich cen. Avšak ceny statků a služeb se neustále mění, a proto je třeba pro určování HDP rozlišovat ceny běžné či stálé. Aby se tento problém neustále se měnících cen eliminoval, používají se termíny jako nominální a reálný HDP.

### **Nominální a reálný domácí produkt**

Pokud je hodnota HDP vyjádřena v cenách tržních, tedy v cenách aktuálního roku, jedná se o **nominální domácí produkt**. „*Nominální HDP je vypočítán v běžných cenách, tzn. v cenách, které převládají na trhu v době, za kterou je HDP počítán.*“<sup>66</sup> Velikost nominálního HDP je závislá na změnách tržních cen a objemu prodávaných statků a služeb. Zde ale nastává problém srovnatelnosti tohoto ukazatele v čase, neboť je silně ovlivněn inflačním vývojem. Proto, pokud dochází ke zvyšování nominálního HDP, nelze s jistotou říci, zda došlo ke zvýšení cen, nebo ke zvýšení fyzického objemu produkce, a tento ukazatel může být zavádějící.

Abychom získali věrné informace, jaké množství statků a služeb bylo v dané ekonomice vyprodukováno, je nezbytné vyloučit změny v tržních cenách, a tím tedy HDP očistit od inflace. Pro výpočet **reálného domácího produktu** se proto zavádějí ceny stálé, tzn. ceny očištěné od změn. „*Podle dané metodiky je určen rok stálý (základní) a pomocí cen platných v roce základním je oceňována produkce v letech ostatních.*“<sup>67</sup>

„*Z velikosti reálných produktů vytvořených v jednotlivých letech můžeme usuzovat o skutečném ekonomickém růstu, nebo poklesu. Setkáváme-li se proto s makroekonomickými ukazateli, měli bychom se vždy zajímat o to, zda byly tyto ukazatele vypočítány ve stálých, anebo běžných cenách.*“<sup>68</sup> Základní princip rozdílnosti těchto dvou ukazatelů je tedy

---

<sup>66</sup> JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 29

<sup>67</sup> BRČÁK, J., SEKERNA, B.: *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2014. s. 18

<sup>68</sup> JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 29

definován takto: „Zatímco změny nominálního produktu odrážejí jak změny v množství produkce, tak i změny cen, reálný domácí produkt odráží pouze změny produkce.“<sup>69</sup>

Pro eliminaci cenových změn lze použít i tzv. deflátor HDP. Deflátor HDP je cenový index, který zachycuje změny cenové hladiny v ekonomice z nejkompexnějšího hlediska.

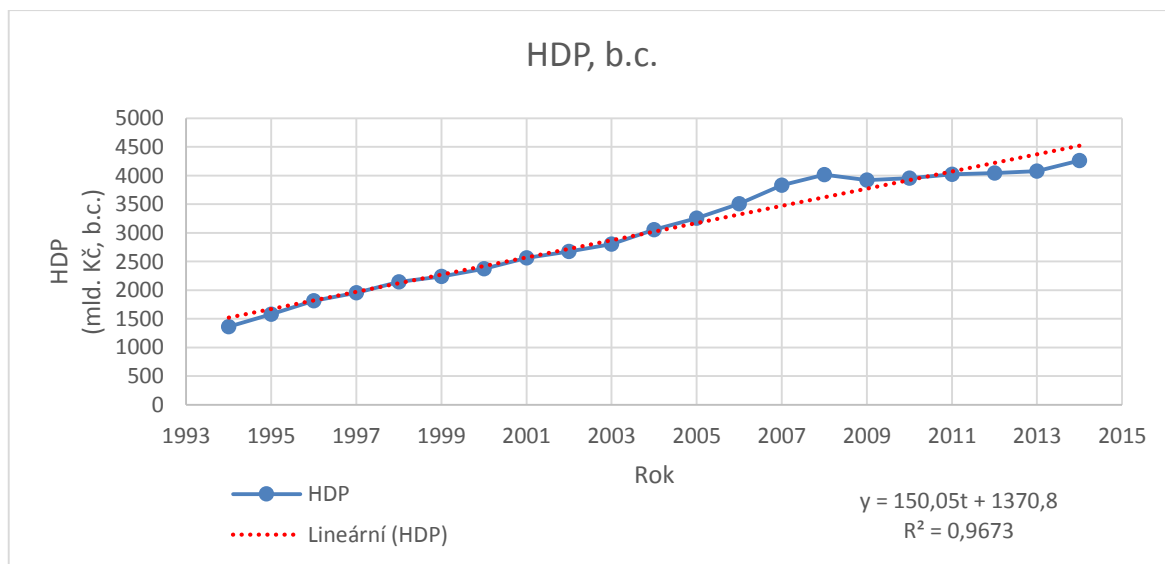
Jeho výpočet je následující<sup>70</sup>:

$$\text{deflátor HDP} = \frac{\text{nominální HDP}}{\text{reálné HDP}} * 100 \quad (4.1)$$

Pro zjištění vývoje ekonomiky je nejčastěji sledován ukazatel meziroční tempo růstu reálného HDP. Holman<sup>71</sup> uvádí, že: „Změny v růstu domácího produktu prozrazují, jestli se ekonomika „přehřívá“ (zažívá expanzi) nebo „podchlazuje“ (zažívá recesi). Dlouhodobý trend růstu domácího produktu zase naznačuje, zda jsou hospodářské instituce zdravé, zda podporují hospodářský růst nebo ne.“

Vývoj hrubého domácího produktu v běžných cenách v letech 1993 až 2014 je znázorněn v grafu: *Graf 1 - Vývoj HDP v běžných cenách v letech 1994-2014*, který vychází z podkladových údajů v tabulce: *Tabulka 24 - Vývoj HDP v běžných cenách v letech 1994-2014*, která tvoří přílohu: *Příloha č. 1 - Vývoj HDP v běžných cenách*.

**Graf 1 - Vývoj HDP v běžných cenách v letech 1994-2014**



**Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ**

<sup>69</sup> HOLMAN, R. *Makroekonomie*. 1. vyd. Praha: Nakladatelství C. H. Beck, 2004. s. 16

<sup>70</sup> MANKIW, N. G.: *Zásady ekonomie*, Praha: Grada Publishing, 1999, s. 477

<sup>71</sup> HOLMAN, R. *Makroekonomie*. 1. vyd. Praha: Nakladatelství C. H. Beck, 2004. s. 15

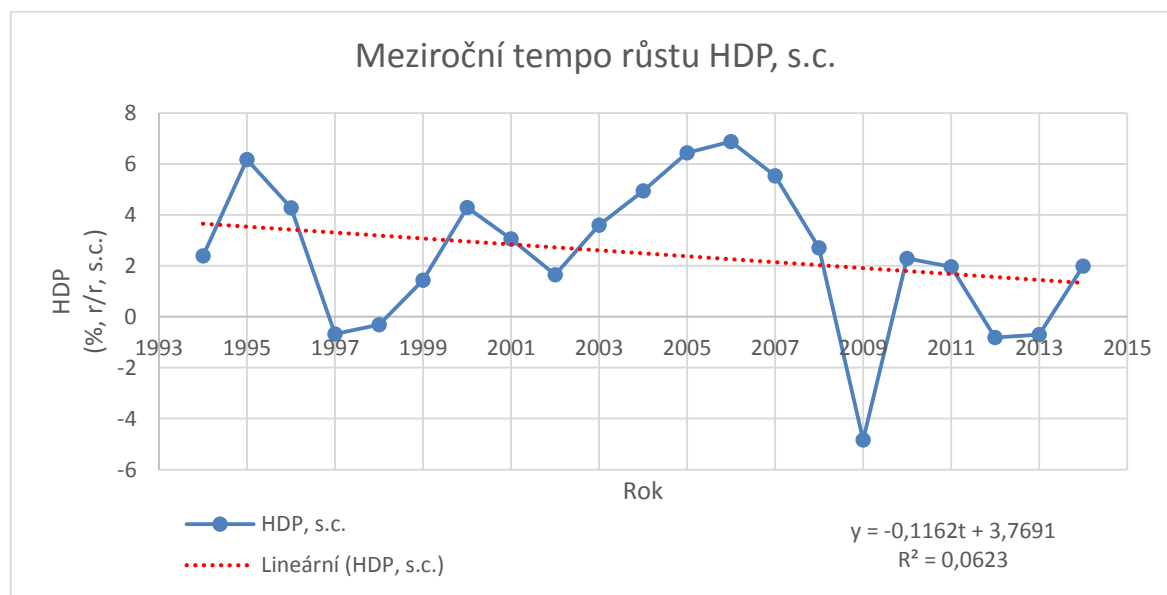
Na první pohled je patrné, že vývoj HDP České republiky ve stálých cenách má rostoucí trend. V roce 1994 byla hodnota HDP 1 364,82 mld. Kč, což představuje minimální hodnotu sledované časové řady. Oproti tomu v roce 2014 byla hodnota maximální (4 260,89 mld. Kč). Během sledovaného období se tedy hodnota HDP více jak ztrojnásobila. Na základě průměrného koeficientu růstu HDP meziročně rostl o 5,86%. Avšak, jak již bylo uvedeno výše, z vývoje nominálního HDP nelze jednoznačně určit, zda byl jeho růst více ovlivněn růstem cen nebo růstem objemu produkce.

**Trendová funkce lineární:**  $y = 150,05t + 1370,8$

**Koeficient determinace:**  $R^2 = 0,9673 \rightarrow 96,73 \%$

Na následujícím Grafu: *Graf 2 - Vývoj HDP ve stálých cenách v letech 1994-2014* je znázorněno meziroční tempo růstu vývoje reálného HDP v České republice. Graf vychází z podkladových údajů v tabulce: *Tabulka 25 - Vývoj HDP ve stálých cenách v letech 1994-2014*, která tvoří přílohu: *Příloha č. 2 - Vývoj HDP ve stálých cenách*.

**Graf 2 - Vývoj HDP ve stálých cenách v letech 1994-2014**



**Zdroj:** autorská práce dle údajů ČSÚ

Tento graf tedy zachycuje pouze meziroční změny produkce. Je důležité si všimnout výrazného snížení tempa růstu reálného HDP, ke kterému došlo v roce 2008. Hrubý domácí produkt se v roce 2009 meziročně snížil o 4,84%. „Růst české (exportně orientované) ekonomiky výrazně ovlivňuje hospodářská situace jeho nejvýznamnějších obchodních



partnerů, zejména Německa. Když se v roce 2008 dostala většina zemí EU spolu s Německem do recese, hospodářství České republiky tím bylo negativně ovlivněno, což se v roce 2009 projevilo meziročním poklesem HDP o více než 4%. Již na konci roku se však ekonomika začala ozdravovat a tento pozitivní vývoj se odrazil v hospodářském růstu v letech 2010, 2011.<sup>72</sup> Průměrné tempo růstu této časové řady je 0,91%, což představuje celkový pokles o 0,09%. Avšak trend této časové řady není lineárního charakteru, proto by bylo vhodnější sledovat jednotlivé koeficienty růstu. Avšak, i na základě lineární trendové funkce, lze z grafu usuzovat mírné klesající meziroční tempo růstu.

**Trendová funkce lineární:**  $y = -0,1162t + 3,7691$

**Koeficient determinace:**  $R^2 = 0,0623 \rightarrow 6,23 \%$

#### 4.1.1 Metody výpočtu HDP

Hrubý domácí produkt je možno vypočítat třemi různými metodami, z nichž každá vychází z jiného hlediska<sup>73</sup>:

- a) výdajová metoda,
- b) důchodová metoda,
- c) výrobní metoda (metoda založená na sumarizaci hodnot přidaných zpracováním).

#### Metoda výdajová

Tato metoda je nejčastěji využívanou metodou pro výpočet HDP. Jedná se metodu nepřímou, protože se sčítají veškeré výdaje, které byly k nakoupení národohospodářského produktu vynaloženy. „Sečtením výdajů domácností, podniků, vlády a zahraničních subjektů na nákup výrobků a služeb vyprodukovaných v dané zemi v daném roce získáme údaj o hodnotě celkového produktu ekonomiky.“<sup>74</sup>

<sup>72</sup> Hrubý domácí produkt – HDP . [online]. Aktuálně.cz [cit. 14.11. 2015].  
<<http://www.aktualne.cz/wiki/ekonomika/hruby-domaci-produkt-hdp/r~i:wiki:3100/>>

<sup>73</sup> JUREČKA, V. a kol.: Makroekonomie. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 30-34

<sup>74</sup> JUREČKA, V. a kol.: Makroekonomie. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 30

$$HDP = C + I + G + NX \quad (4.2)^{75}$$

kde,

C ... spotřební výdaje domácností,

I ... investice firem (hrubé soukromé investice),

G ... výdaje na vládní nákupy statků a služeb,

NX ... čistý export (saldo mezi exportem a importem).

### Výdaje domácností na spotřebu

Výdaje domácností na spotřebu zahrnují veškeré výdaje domácností, jakožto konečných spotřebitelů, na nákup statků a služeb. Pavelka uvádí, že „*spotřeba je největší složkou hrubého domácího produktu, běžně dosahuje více než 50% jeho úrovně.*“<sup>76</sup> Spotřební výdaje dělíme do tří skupin: na statky dlouhodobé spotřeby, krátkodobé spotřeby a služby. Statky dlouhodobé spotřeby mají životnost delší než jeden rok (např. automobily, nábytek). Statky krátkodobé spotřeby jsou takové, které se spotřebovávají během jednoho roku a jedná se především o potraviny, oblečení apod. Poslední složkou výdajů domácností na spotřebu jsou výdaje na služby (např. vzdělávací, dopravní, zdravotní).

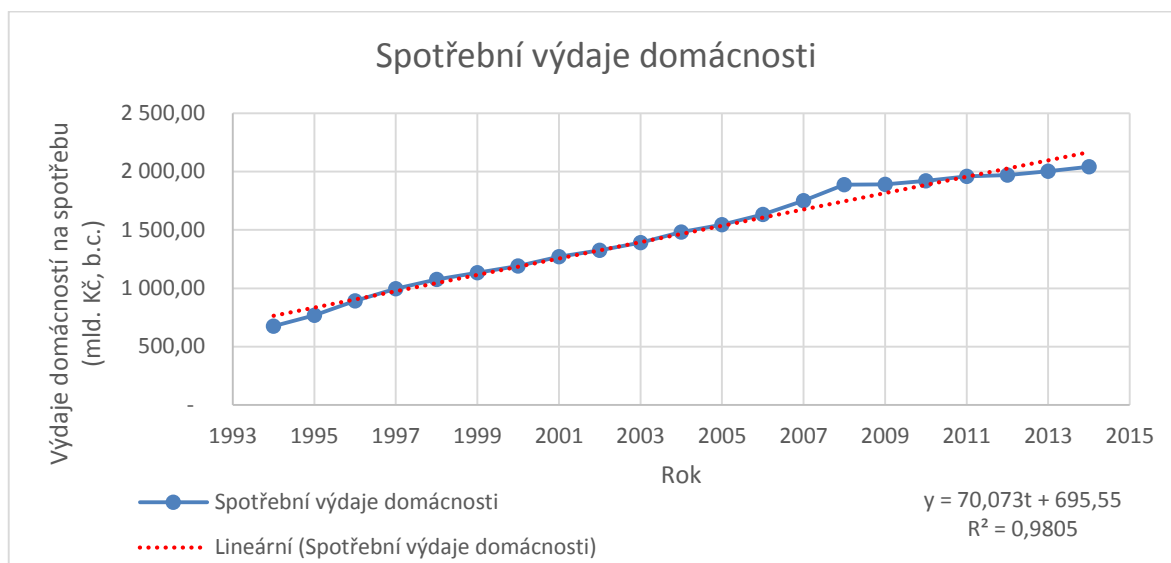
Vývoj spotřebních výdajů domácností je zobrazen v grafu: *Graf 3 - Vývoj výdajů domácností na spotřebu v běžných cenách v letech 1994-2014*, který byl zpracován na základě podkladových údajů v tabulce: *Tabulka 26 - Vývoj výdajů domácností na spotřebu v běžných cenách v letech 1994-2014*, jež tvoří přílohu této práce: *Příloha č. 3 - Výdaje domácností na spotřebu.*

---

<sup>75</sup> BRČÁK, J., SEKERNA, B.: *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2014. s. 16

<sup>76</sup> PAVELKA, T. *Makroekonomie – základní kurz*, 2. vyd. MELANDRIUM, 2007. s. 36

**Graf 3 - Vývoj výdajů domácností na spotřebu v běžných cenách v letech 1994-2014**



**Zdroj:** autorská práce dle údajů ČSÚ

Vývoj výdajů domácností na konečnou spotřebu v běžných cenách je rostoucí. Potvrzuje to zobrazený lineární trend s koeficientem determinace 98,05%. Průměrný koeficient růstu s hodnotou 1,0570 představuje meziroční nárůst o 5,70%. Minimální hodnota sledovaného období byla tedy na počátku v roce 1994 (674,21 mld. Kč) a maximální v roce 2014 (2 041,51 mld. Kč). V průměru domácnosti na spotřebu vynaložily 1 466,36 mld. Kč.

**Trendová funkce lineární:**  $y = 70,073t + 695,55$

**Koeficient determinace:**  $R^2 = 0,9805 \rightarrow 98,05 \%$

### Investice firem

Za investiční výdaje považujeme soukromé investice financované z podnikových zdrojů, příp. domácností, nikoliv z veřejných rozpočtů. Jedná se tedy o hrubé soukromé investiční výdaje, které lze rozčlenit na:

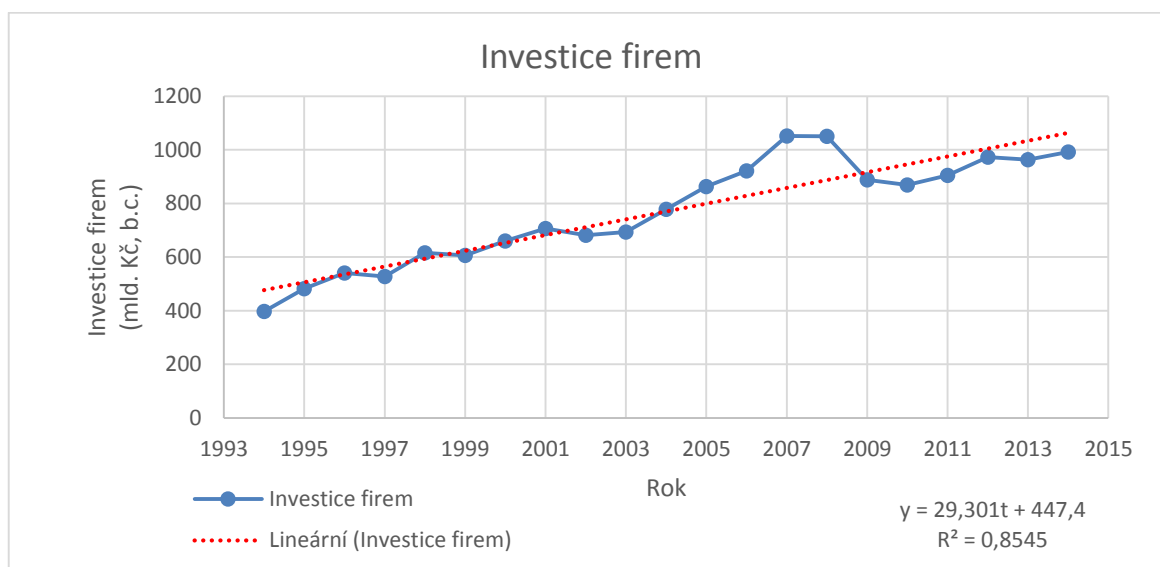
- a) investice do fixního kapitálu,
- b) investice v podobě zásob.

Investice do fixního kapitálu tvoří největší část soukromých investic a rozumíme jimi především výdaje na nákup nových budov, strojů a dalšího podnikového vybavení, které slouží ke zvýšení výrobní kapacity podniku. Pro tyto investice je charakteristické,

že se v průběhu výrobního procesu postupně opotřebovávají a znehodnocují. Investicemi v podobě zásob se rozumí změny ve stavu zásob hotové produkce, která jsou určena k prodeji a změny ve stavu materiálu, surovin a rozpracovaných výrobků, určených na výrobu statků finálních. Dle Pavelky<sup>77</sup> se jedná o „rozdíl mezi stavem zásob na konci a na začátku sledovaného období. Investice do zásob mohou být za sledované období pozitivní (zásoby rostou), neměnné nebo negativní (zásoby klesají).“ Pokud jsou tedy zásoby ve sledovaném období na stejné úrovni, investice firmy v podobě zásob jsou nulové. Holman<sup>78</sup> uvádí ještě třetí typ investic – investice domácností do bytové výstavby.

Vývoj investic firem zachycuje Graf 4 - Vývoj investic firem v běžných cenách v letech 1994-2014. Zpracován byl na základě podkladových údajů v tabulce: Tabulka 27 - Vývoj investic firem v běžných cenách v letech 1994-2014, která tvoří přílohu: Příloha č. 4 - Investice firem.

**Graf 4 - Vývoj investic firem v běžných cenách v letech 1994-2014**



**Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ**

Průměrné investice firem ve sledovaném období dosahovali 769,70 mld. Kč. Minimální investice byly v roce 1993 (369,65 mld. Kč) a svého maxima dosáhly v roce 2007 (1 051,16 mld. Kč), a to především díky nárůstu zásob. Je tedy patrné, že ve sledovaném období docházelo k růstu investic firem. Dokládá to i zobrazený rostoucí lineární trend a průměrný koeficient růstu s hodnotou 1,0469. Do roku 2007 a 2008 docházelo k nárůstu

<sup>77</sup> PAVELKA, T. *Makroekonomie – základní kurz*, 2. vyd. MELANDRIUM, 2007. s. 19-20

<sup>78</sup> HOLMAN, R. *Makroekonomie*. 1. vyd. Praha: Nakladatelství C. H. Beck, 2004. s. 20

soukromých hrubých investic. V roce 2009 však došlo k rychlému propadu těchto investic, oproti roku 2008 poklesly soukromé hrubé investice o 169,74 mld. Kč, a to především z důvodu zlomu produkční výkonnosti České republiky v roce 2009. Nešlo však o krátkodobou stagnaci, ale tento pokles byl trvalejšího charakteru a přetrvával až ro doku 2011. Vývoj investic je ovlivňován mnoha faktory - nejen státní hospodářskou politikou či technologickým a technickým rozvojem, ale i vlivem finančně-ekonomické oblasti.

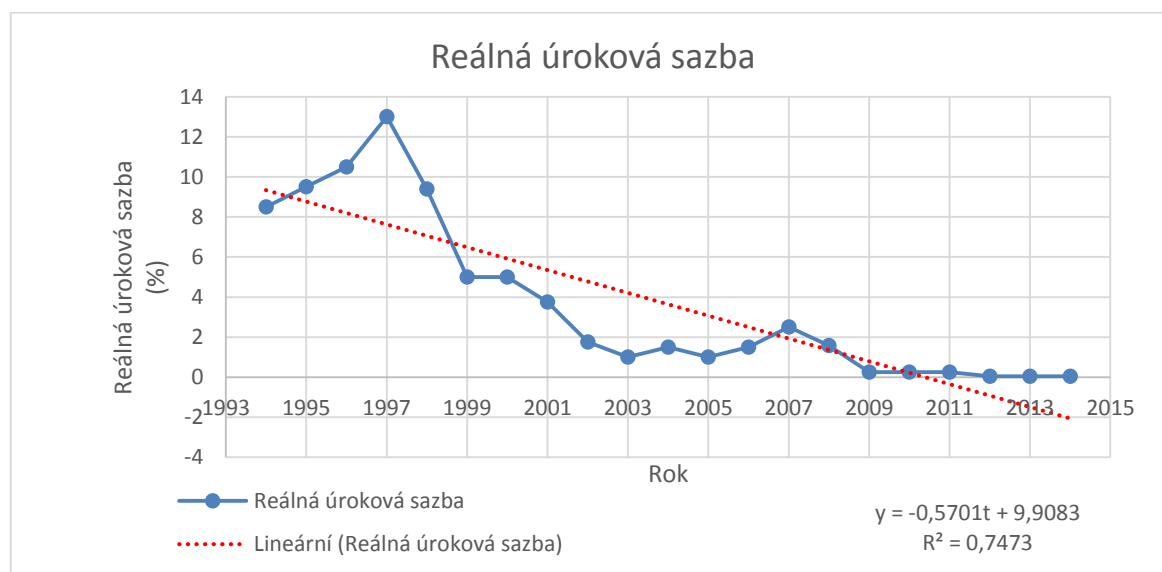
**Trendová funkce lineární:**  $y = 29,301t + 447,4$

**Koeficient determinace:**  $R^2 = 0,8545 \rightarrow 85,45 \%$

Investice firem jsou ovlivňovány mnoha faktury, a jedním z nich je i reálná úroková míra. ČNB používá ve své úrokové politice tři typy úrokové sazby: dvoutýdenní repo sazbu, diskontní sazbu a lombardní sazbu. Pro potřeby této práce bude charakterizována pouze diskontní sazba. Diskontní sazba je taková, „za kterou centrální banka půjčuje, poskytuje úvěry komerčním (obchodním) bankám. Tím, jak centrální banka mění diskontní sazbu, ovlivňuje tím i sazbu, za kterou půjčují obchodní banky svým klientům.“<sup>79</sup>

Graf 5 - Vývoj reálné úrokové míry v letech 1994-2014 zobrazuje vývoj diskontní sazby v České republice za sledované období. Zpracován byl na základě podkladových údajů v tabulce: Tabulka 28 - Vývoj reálné úrokové sazby v letech 1994-2014, která tvoří přílohu: Příloha č. 5 - Reálná úroková sazba.

**Graf 5 - Vývoj reálné úrokové míry v letech 1994-2014**



**Zdroj:** autorská práce dle údajů ČNB

<sup>79</sup> BRČÁK, J., SEKERNA, B.: *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2014. s. 210

Na počátku sledovaného období byla úroková sazba na vysoké úrovni. V roce 1997 dosáhla svého maxima, a to až 13%. V průměru byla za sledované období diskontní sazba na úrovni 3,64%. Za poslední roky je v ČR diskontní sazba na svém historickém minimu. Od roku 2009 se drží na úrovni 0,25%, a od roku 2012 dokonce na úrovni 0,05%. Lineární trendová funkce je strmě klesající. Průměrný koeficient růstu je 0,7735, což představuje meziroční pokles o 22,65%.

**Trendová funkce lineární:**  $y = -0,5701t + 9,9083$

**Koeficient determinace:**  $R^2 = 0,7473 \rightarrow 74,73 \%$

### **Výdaje vlády na nákup výrobků a služeb**

Další položkou, která tvoří HDP, jsou vládní výdaje na nákup výrobků a služeb. Stát ze státního rozpočtu financuje celou řadu oblastí. Celkové vládní výdaje lze rozdělit na:

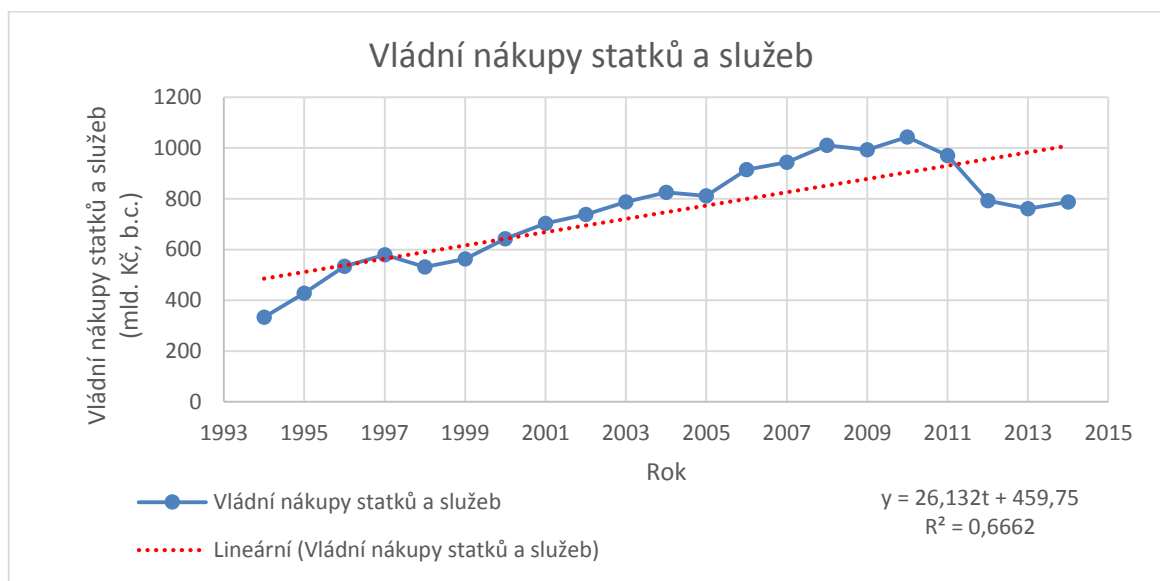
- a) vládní nákupy statků a služeb,
- b) transferové platby.

Za vládní nákupy statků a služeb se považují např. výdaje na školství, jako jsou např. platy učitelů, zařízení pro státní školy, výdaje na zdravotnictví, obranu. Dále sem patří i investiční výdaje vlády, jakými jsou například výdaje na stavbu silnic, dálnic, železnic.

Transferové platby jsou vládní výdaje, za které stát od jejich příjemců nedostává žádnou protihodnotu. Jedná se tedy o jednosměrné platby, a z tohoto důvodu nejsou transfery započítávány do HDP. Stát je vyplácí v podobě různých dávek za účelem podpor některých subjektů. Jedná se především o podpory v nezaměstnanosti, důchody (starobní, invalidní, sirotčí a vdovské) a ostatní sociální dávky. Výše transferových plateb se do výpočtu HDP nezapočítává, avšak do HDP vstupují z druhé strany, a to prostřednictvím výdajů domácností na spotřebu či případně jako součást investičních výdajů.

*Graf 6 - Vývoj vládních nákupů statků a služeb v běžných cenách v letech 1994-2014* zobrazuje vývoj vládních výdajů v České republice za sledované období. Zpracován byl na základě podkladových údajů uvedených v tabulce: *Tabulka 29 - Vývoj vládních nákupů statků a služeb v běžných cenách v letech 1994-2014*, která tvoří přílohu: *Příloha č. 6 - Vládní výdaje na nákup statků a služeb*.

**Graf 6 - Vývoj vládních nákupů statků a služeb v běžných cenách v letech 1994-2014**



**Zdroj:** autorská práce dle údajů ČSÚ

Vládní výdaje na nákup statků a služeb, i přes pokles od roku 2010 do roku 2013, mají ve sledovaném období rostoucí trend. V průměru vláda vydala na statky služby 747,20 mld. Kč. Maximálně to bylo v roce 2010 1 043,36 mld. Kč.

**Trendová funkce lineární:**  $y = 26,132t + 459,75$

**Koeficient determinace:**  $R^2 = 0,6662 \rightarrow 66,62 \%$

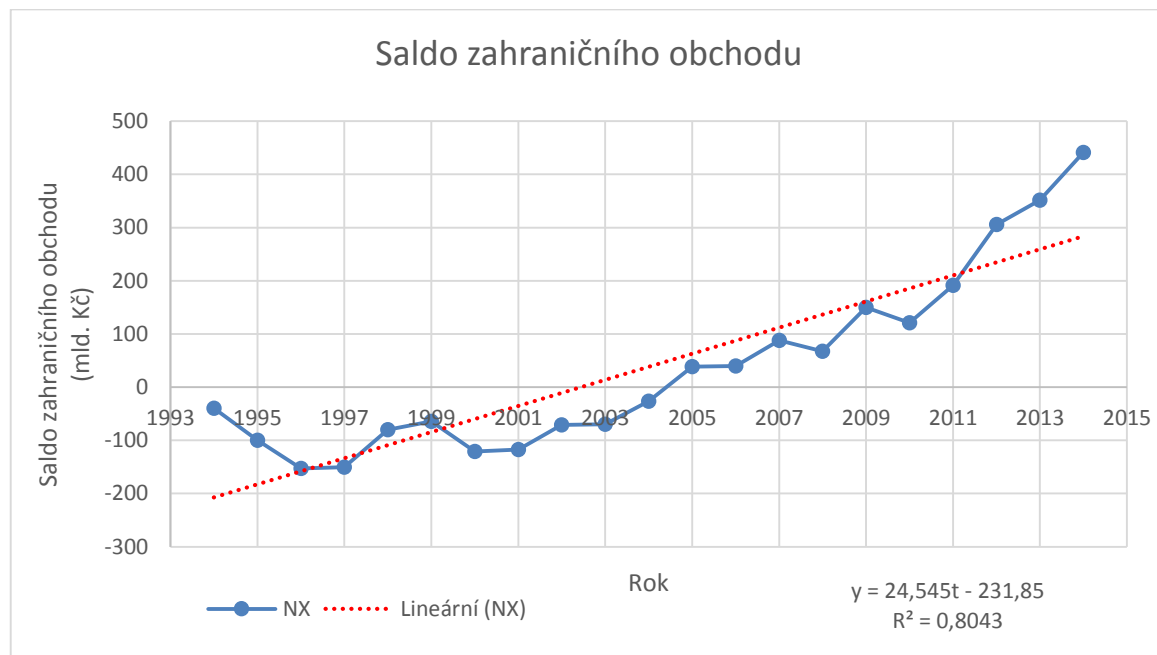
### Čistý export

Při výpočtu HDP je zohledněn i příspěvek zahraničí, a to v podobě čistého exportu nebo-li salda zahraničního obchodu, který představuje rozdíl mezi exportem a importem. Jeho hodnota může být kladná či záporná, a podle toho ovlivňuje HDP kladným nebo záporným směrem. „*Je-li hodnota vývozu výrobků a služeb vyšší, než hodnota jejich dovozu, dochází ke zvýšení HDP. Je-li hodnota vývozu výrobků a služeb nižší než hodnota jejich dovozu, má NX zápornou hodnotu, která HDP snižuje.*“<sup>80</sup> Z toho plyne, že pokud domácnosti či vláda prodávají statky nebo služby do zahraničí, zvyšují tak HDP své země. Pro ekonomiku je tedy vhodnější, aby stát měl saldo zahraničního obchodu kladné a vývoz tedy převažoval nad dovozem.

<sup>80</sup> JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 32

Graf 7 - Vývoj salda zahraničního obchodu v běžných cenách v letech 1994-2014 znázorňuje vývoj čistého exportu v letech 1994 až 2014. Graf vychází z podkladových údajů v tabulce: *Tabulka 30 - Vývoj salda zahraničního obchodu v běžných cenách v letech 1994-2014*, která tvoří přílohu této práce: *Příloha č. 7 - Saldo zahraničního obchodu*.

Graf 7 - Vývoj salda zahraničního obchodu v běžných cenách v letech 1994-2014



Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

Průměrná hodnota čistého exportu ve sledovaném období byla 38,14 mld. Kč, což představuje převyšující vývoz nad dovozem. Po rozdělení Československa v roce 1993 se česká ekonomika otevřela a začalo docházet k nárůstu zahraničního obchodu, a následně k prohlubování jeho bilance, neboť rychle rostoucí poptávka byla uspokojována rychle rostoucím dovozem. V roce 1996 dosáhl deficit zahraničního obchodu svého maxima (152,99 mld. Kč). Avšak na základě znázorněného lineárního trendu, jenž se z 80,43% shoduje s naměřenými daty, se saldo začalo postupně vyrovnávat, a v roce 2005 již dosahovalo kladných hodnot, což pro ekonomickou situaci České republiky nejen z hlediska růstu HDP bylo příznivé. Maximální hodnoty bylo dosaženo v roce 2014, kdy saldo zahraničního obchodu dosahovalo 440,97 mld. Kč. Průměrný koeficient růstu u této časové řady nelze vypočítat z důvodu záporných hodnot. Proto byla pro posouzení růstu časové řady vypočítána průměrná hodnota jednotlivých koeficientů růstu. Na základě tohoto výpočtu lze usoudit, že čistý dovoz v průměru meziročně rostl o 11,75%. Musíme brát v úvahu to, že Česká republika je malá otevřená ekonomika, která je značně závislá



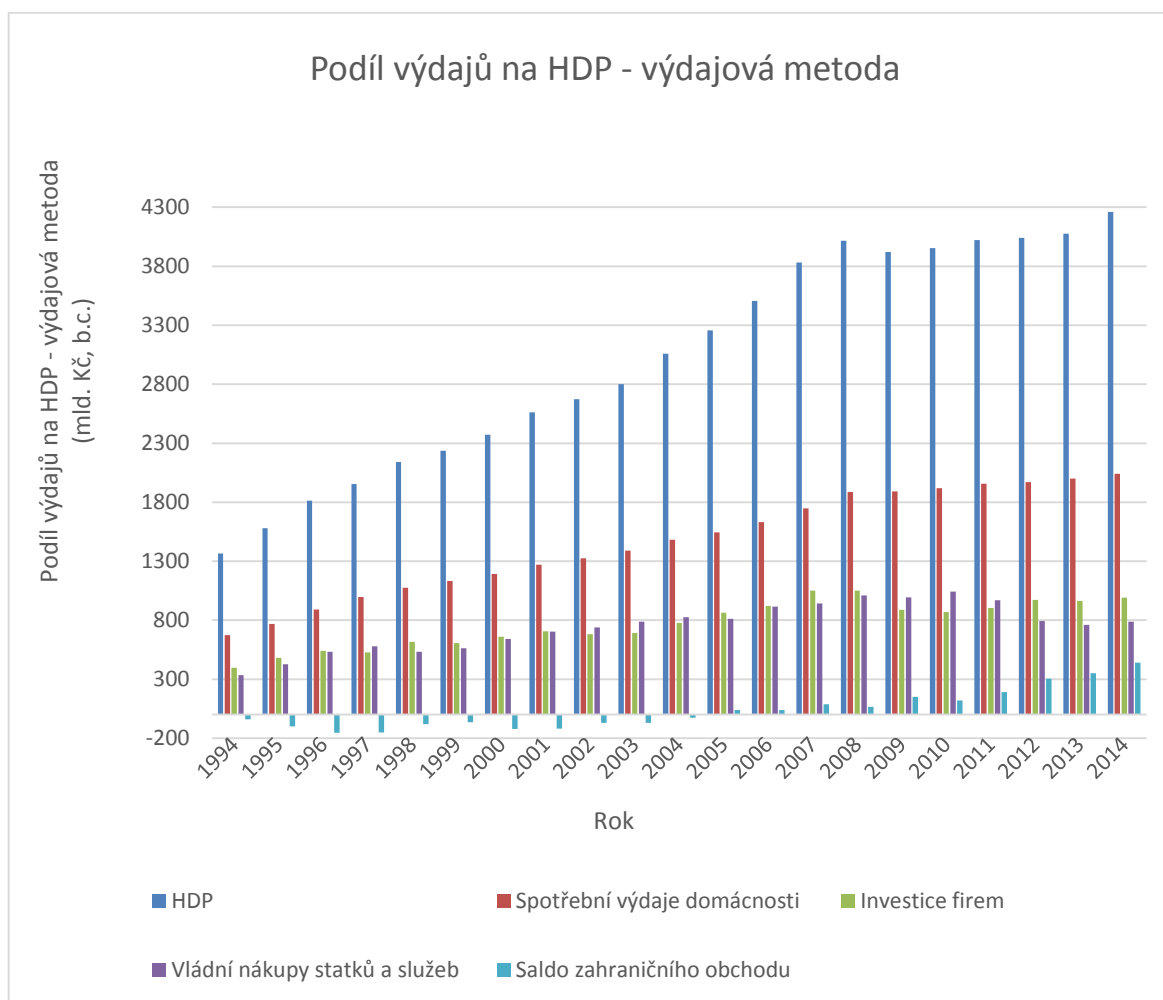
na exportu do zemí Evropské unie, především do Německa. Pokud zahraniční poptávka klesne, poklesne i HDP České republiky a ekonomika se může dostat do krize.

**Trendová funkce lineární:**  $y = 24,545t - 231,85$

**Koeficient determinace:**  $R^2 = 0,8043 \rightarrow 80,43 \%$

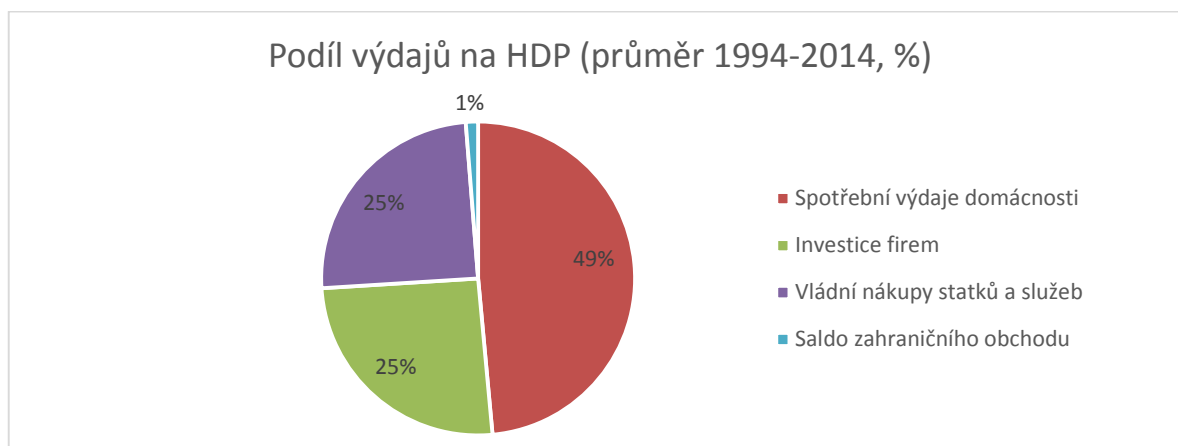
Z výdajové metody výpočtu HDP bude vycházet ekonometrický model, kterému je věnována kapitola 5 *Vlastní zpracování*. Z tohoto důvodu jsou tu uvedeny tyto následující grafy: *Graf 8 - Vývoj podílů jednotlivých výdajů na HDP v běžných cenách v letech 1994-2014*, který znázorňuje podíl jednotlivých výdajů na HDP v mld. Kč za jednotlivé roky. Sestrojen byl i koláčový *Graf 9 - Procentuální podíl průměru jednotlivých výdajů na HDP za roky 1994-2014*, jež zobrazuje procentuální podíl jednotlivých výdajů na HDP v průměru za celé sledované období.

**Graf 8 - Vývoj podílů jednotlivých výdajů na HDP v běžných cenách v letech 1994-2014**



**Zdroj:** autorská práce dle údajů ČSÚ

Graf 9 - Procentuální podíl průměru jednotlivých výdajů na HDP za roky 1994-2014



Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

Jak již bylo zmíněno výše, největší podíl na tvorbě HDP mají výdaje domácností na spotřebu. Jak se zvyšoval hrubý domácí produkt, tak přímo úměrně tomu se zvyšovaly i výdaje domácností na spotřebu. V průměru za sledované období se na HDP podílely ze 49 %. Investice firem a vládní výdaje se na tvorbě HDP každý podílejí 25 %. Čistý export se na výši HDP podílí nejméně. V průměru je to cca 1%. Avšak tento výsledek byl ovlivněn záporným saldem zahraničního obchodu v letech 1994 až 2004. Od roku 2009 se však čistý export na HDP podílí čím dál více, a v roce 2014 to bylo až 10 %.

### Metoda důchodová

Důchodová metoda, též označována jako příjmová, je založena na poznatku, že každý výdaj musí být něčím příjmem (důchodem). „V zásadě je důchodová metoda výpočtu HDP založena na součtu důchodů (příjmů) plynoucích z vlastnictví výrobních faktorů, jež byly na tvorbu HDP použity.“<sup>81</sup> Pokud bychom neuvažovali daně, platí jednoduchá národohospodářská identita: agregátní výdaje = agregátní důchody<sup>82</sup>

„Na důchodovou metodu lze pohlížet jako na nákladovou metodu. Tím se rozumí pohled na tok všech nákladů firem.“<sup>83</sup> Touto metodou získáme HDP v tržních cenách.

$$HDP = w + s + r + z + i + a + Tn \quad (4.3)^{84}$$

<sup>81</sup> JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 33

<sup>82</sup> HOLMAN, R. *Makroekonomie*. 1. vyd. Praha: Nakladatelství C. H. Beck, 2004. s. 20

<sup>83</sup> SEKERKA, B., BRČÁK, J., KUČERA, A. *Ekonomie trochu jinak*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2015. s. 220

<sup>84</sup> KLÍMA, J.: *Makroekonomie*. 1. vydání. Praha: Alfa Publishing, 2006, s. 19-20

kde,

w	... hrubé příjmy ze závislé činnosti,
s	... hrubé příjmy z individ. podnikání a jiné samostatně výdělečné činnosti,
r	... renty plynoucí z vlastnictví majetku,
z	... hrubé zisky firem,
i	... čisté úroky,
a	... amortizace,
Tn	... nepřímé daně.

Dle ČSÚ se HDP počítá jako „*součet prvotních důchodů za národní hospodářství celkem: náhrad zaměstnancům, daní z výroby a z dovozu snížených o dotace a hrubého provozního přebytku a smíšeného důchodu (resp. čistého provozního přebytku a smíšeného důchodu a spotřeby fixního kapitálu)*“.<sup>85</sup> Tento výpočet je zachycen v následující rovnici:

$$HDP = \text{náhrady zaměstnanců} + \text{daně z výroby a dovozu} - \text{dotace} + \text{čistý provozní přebytek} + \text{čistý smíšený důchod} + \text{spotřeba fixního kapitálu} \quad (4.4)$$

## Metoda výrobní

Metoda založená na sumarizaci hodnot přidaných zpracováním též označována jako metoda výrobní. Její podstatou je sečtení přidaných hodnot na jednotlivých stupních výrobní vertikály. Přidanou hodnotou se rozumí „*hodnota, kterou jednotliví výrobci postupně v průběhu výrobního procesu přidávají svým úsilím k hodnotě nakupovaných surovin, polotovarů a služeb. Pro ekonomu není produkce statku ukončena, pokud se produkt nedostane ke spotřebiteli. Proto do hodnoty produktu započítáváme hodnotu přidanou všemi články výrobního řetězce.*“<sup>86</sup>

$$HDP = \sum \text{přidaných hodnot a čistých daní} \quad (4.5)^{87}$$

<sup>85</sup> HDP Důchodová metoda. [online]. Český statistický úřad [cit. 8.9.2015] <[http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenkavyber.makroek\\_duchodm](http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenkavyber.makroek_duchodm)>

<sup>86</sup> JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 34

<sup>87</sup> BRČÁK, J., SEKERNA, B.: *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2014. s. 15

Všemi výše uvedenými metodami by mělo být dosaženo identického výsledku. Avšak, je třeba brát v úvahu, jak uvádí Pavelka<sup>88</sup>, že statistika v systému národních účtů při měření HDP používá poněkud odlišnou metodiku, a proto se HDP měřené výdajovou metodou může lišit od HDP měřeného metodou důchodovou o tzv. statistickou odchylku.

## 4.2 Inflace

Inflace je považována za nejvýraznější měnový výkyv tržní ekonomiky. Obecně se předpokládá, že inflace je v ekonomice považována za výrazně negativní jev. Ovlivňuje nejen ekonomickou situaci, ale i život obyčejných lidí. Konečný<sup>89</sup> uvádí, že „*inflace významně přispívá k ekonomické nestabilitě, zvyšuje míru nejistoty o vývoji ekonomických veličin, snižuje kupní sílu peněz a v určitém ohledu působí jako svého druhu skryté zdanění.*“ Dále uvádí, že „*míra inflace patří mezi ekonomické indikátory, které vypovídají o tom, je-li ekonomika zdravá, nebo nemocná.*“

Pojem inflace lze definovat různě. „*Inflace je definována jako projev ekonomické nerovnováhy, jehož vnějším znakem je růst cenové hladiny.*“<sup>90</sup> Holman například vychází z toho, že „*inflace je peněžní jev vyvolaný nadměrnou emisí peněz.*“<sup>91</sup> A jiní autoři tvrdí, že „*inflace je definována jako dlouhodobý růst cenové hladiny v čase.*“<sup>92</sup> Avšak obecně a nejjednodušeji lze inflaci definovat jako růst všeobecné cenové hladiny. Ten je doprovázen růstem množství peněz v ekonomice, což způsobuje pokles kupní síly a současně vyvolává znehodnocení peněz.

Nejpodstatnější příčinou inflace je situace „*jestliže množství zboží a služeb dostupných ke koupi, krátce produkt, poroste tak rychle jako množství peněz, ceny zůstanou stabilní. ... Inflace se objevuje tehdy, když množství peněz roste mnohem rychleji než produkt a čím rychleji je růst množství peněz na jednotku produktu, tím vyšší je míra inflace.*“<sup>93</sup>

---

<sup>88</sup> PAVELKA, T.: *Makroekonomie – základní kurz*, 2. vyd. MELANDRIUM, 2007. s. 20

<sup>89</sup> KONEČNÝ, B., SOJKA, M.: *Malá encyklopedie moderní ekonomie*. Nakladatelství Libri, Praha. 2006. s. 85

<sup>90</sup> BRČÁK, J., SEKERNA, B.: *Mikroekonomie*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2010, s. 173

<sup>91</sup> HOLMAN, R. *Makroekonomie*. 1. vyd. Praha: Nakladatelství C. H. Beck, 2004. s. 104

<sup>92</sup> SEKERKA, B., BRČÁK, J., KUČERA, A.: *Ekonomie trochu jinak*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2015. s. 250

<sup>93</sup> FRIEDMAN, M.: *Za vším hledej peníze*. 1. vydání. Praha. Grada Publishing. 1997. s. 188

Opakem inflace je deflace. Avšak nelze říci, že by deflace byla jevem žádoucím. Deflace, tedy snižování cenové hladiny, postihuje především ty, co splácejí dluhy nebo hradí předem sjednané nájmené.

Existují různé druhy inflace. Dle stupňů závažnosti lze inflaci členit na:<sup>94</sup>

- mírnou,
- pádivou,
- hyperinflaci.

**Mírná**, která je též označována pojmem „plíživá“ inflace. O takové inflaci se hovoří, za situace, kdy cenová hladina roste nejvýše o 10% za rok. V tomto případě roste jak nominální, tak reálný produkt. Obecně se tato inflace považuje za přijatelnou, neboť nedochází k vážnějším výkyvům ve vývoji ekonomiky a peněžní systém v podstatě funguje bez obtíží. Závažnějším případem je inflace **pádivá** nebo-li „cválající“, kdy tempo růstu cen je značně vyšší než tempo růstu výroby. Jedná se o situaci, kdy již peníze začínají ztrácet svojí kupní sílu a lidé se jich snaží držet co nejméně. Cenová hladina roste o desítky až stovky procent za rok. Extrémním případem je však **hyperinflace**, kdy již tempo růstu cen nemá žádnou souvislost s tempem růstu výroby. Peníze přestávají plnit svoji funkci a ve většině případů se lidé vracejí k barterové směně zboží. „*Hyperinflace vede k rozpadu peněžní soustavy a má silné negativní dopady na fungování ekonomiky.*“<sup>95</sup>

Inflaci lze dělit i na inflaci<sup>96</sup>:

- zjevnou,
- potlačenou,
- skrytou.

**Zjevná** inflace nastává v případě, že je ekonomická nerovnováha spojena s růstem cenové hladiny. O **potlačené** inflaci lze hovořit tehdy, je-li cenový růst administrativními opatřeními zablokován zákazem zvyšování cen. **Skrytá** inflace se projevuje v případě, že se zvyšování cen v nějakých důvodech nepromítá do cenových indexů. Jednou z příčin může být např. špatné sestavení spotřebního koše. „*V průběhu času se totiž spotřební koš*

---

<sup>94</sup> BRČÁK, J., SEKERNA, B.: *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2014. s. 131

<sup>95</sup> KLÍMA, J.: *Makroekonomie*. 1. vydání. Praha: Alfa Publishing, 2006, s. 83

<sup>96</sup> BRČÁK, J., SEKERNA, B.: *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2014. s. 131

mění, však spotřební koš zahrnutý v CPI nikoliv.“<sup>97</sup> Dalším důvodem skryté inflace mohou být i „neetická jednání jako zhoršení kvality výrobků bez změny ceny nebo prodej zmenšeného množství zboží ve stejném obalu za původní cenu.“<sup>98</sup>

## Měření cenové hladiny a cenové indexy

Výše inflace se kvantifikuje pomocí míry inflace, pro jejíž výpočet se používají cenové indexy<sup>99</sup>:

- index spotřebitelských cen,
- index cen výrobců,
- implicitní cenový deflátor.

**Index spotřebitelských cen (CPI – Consumer Price Index)** je nejběžnějším cenovým indexem používaným k měření vývoje cenové hladiny. V ČR je inflace měřena na základě tzv. spotřebního koše, jehož obsah je tvořen ČSÚ. Dle Brčáka<sup>100</sup> „spotřební koš v současné době obsahuje kolem 700 položek.“ Ve spotřebním koši jsou zahrnuty nejdůležitější statky a služby, které odrážejí hlavní výdajové položky spotřebitelů.

Index spotřebitelských cen se pak vypočítá následovně<sup>101</sup>:

$$CPI = \frac{\text{hodnota daného spotřebního koše v cenách běžného roku}}{\text{hodnota daného spotřebního koše v cenách základního období}} * 100 \quad (4.6)$$

„Hodnota koše je vypočítávána tak, že dané množství každého výrobku nebo služby je násobeno jeho cenou příslušného období. Pokud je cena indexu vyšší než 100, znamená to, že došlo k vzestupu cenové hladiny a probíhá inflace.“<sup>102</sup>

$$CPI = \frac{\sum Q_0 * P_1}{\sum Q_0 * P_0} * 100 \quad (4.7)$$

<sup>97</sup>KONEČNÝ, B., SOJKA, M.: *Malá encyklopedie moderní ekonomie*. Nakladatelství Libri, Praha. 2006. s. 316

<sup>98</sup>JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 120

<sup>99</sup>KLÍMA, J.: *Makroekonomie*. 1. vydání. Praha: Alfa Publishing, 2006, s. 81

<sup>100</sup>BRČÁK, J., SEKERNA, B.: *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2014. s. 128

<sup>101</sup>JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 115

<sup>102</sup>JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 116

kde,

$Q_0$  ... spotřební koš v základním období,

$P_0$  ... ceny statků (zahrnutých do spotřebního koše) v základním období,

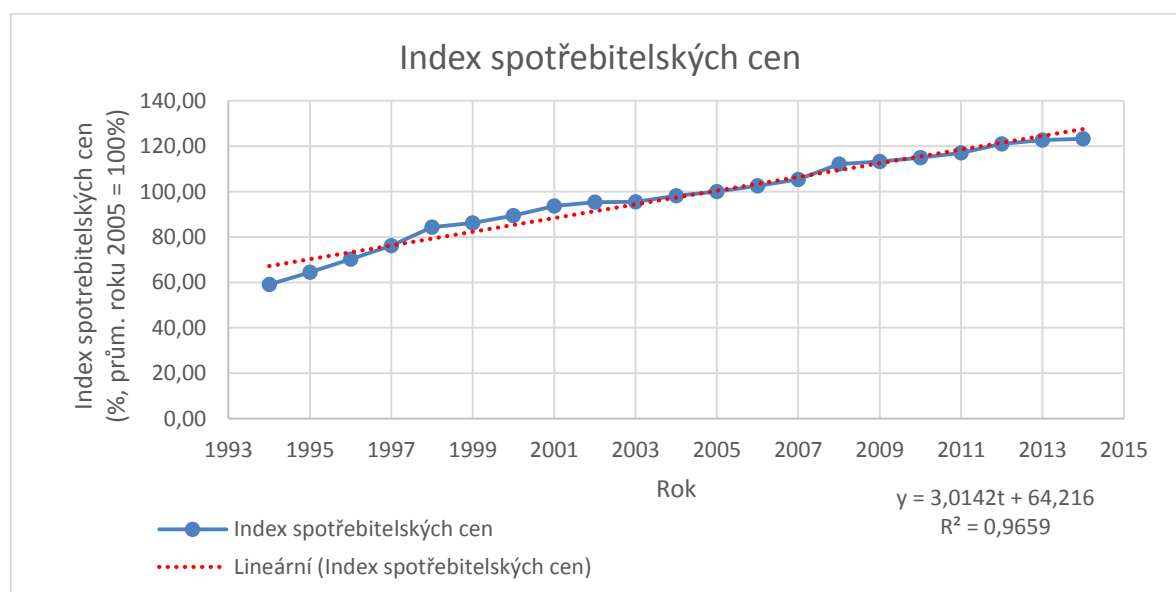
$P_1$  ... ceny statků (zahrnutých do spotřebního koše) v běžném roce.

„Hlavní výhodou tohoto indexu je jeho operativnost, která umožňuje bezproblémové zjišťování pohybu cenové hladiny i ve velmi krátkých intervalech (např. měsíčních).“<sup>103</sup>

Nevýhodou však může být to, že spotřební koš není tak často obměňován, a tudíž neodráží nové na trh přicházející statky a služby, přestože se již významně podílejí na výdajích domácností.

Graf 10 - Vývoj indexu spotřebitelských cen v letech 1994-2014 znázorňuje vývoj indexu spotřebitelských cen v letech 1993-2014. Zpracován byl na základě podkladových údajů v tabulce: Tabulka 31 - Vývoj indexu spotřebitelských cen v letech 1994-2014, jež tvoří přílohu této práce: Příloha č. 8 - Index spotřebitelských cen.

Graf 10 - Vývoj indexu spotřebitelských cen v letech 1994-2014



Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

Ukazatel CPI má výrazný lineární trend s koeficientem determinace 96,59%. Tento trend je rostoucího charakteru. Meziroční nárůst ve sledovaném období byl 3,74%.

<sup>103</sup> SOUKUP, J., POŠTA, V., NESET, P., PAVELKA, T., DOBYLOVSKÝ, J.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha. Management Press. 2010. s. 30

**Trendová funkce lineární:**  $y = 3,0142t + 64,216$

**Koeficient determinace:**  $R^2 = 0,9659 \rightarrow 96,59 \%$

**Index cen výrobců (PPI – Producer Price Index)** je již méně používaný index. „Je konstruován obdobně jako CPI s pevnými váhami danými strukturou tržeb a měří ceny surovin, polotovarů i hotových výrobků jednotlivých odvětví. PPI signalizuje nadcházející změny v inflaci (očekávanou inflaci v dalším období).“<sup>104</sup> Způsob výpočtu je v podstatě stejný jako výpočet CPI. Jediným rozdílem je obsah koše, který pro výpočet PPI obsahuje statky produktivní, např. polotovary, suroviny, práci. Tento index pak může dobře sloužit k prognózování inflace, neboť se po určité době vývoj cen na straně vstupů promítne do cen spotřebitelských.

**Implicitní cenový deflátor (IPD – Implicit Price Deflator)** patří k užívanějším cenovým indexům. Jeho výpočet byl popsán již v kapitole 4.1 *Hrubý domácí produkt*. Logika výpočtu CPI a IPD je obdobná. Avšak podstatným rozdílem ve výpočtu je to, že deflátor, na rozdíl od CPI, zahrnuje všechny statky a služby, které byly v dané ekonomice vyprodukovány. Z tohoto důvodu je deflátor HDP považován za přesnější indikátor cenového vývoje, než CPI.

Cenové indexy slouží pouze pro zhodnocení cenové hladiny, avšak samotnou míru inflace nevyjadřují. „Míra inflace se rovná procentní změně cenového indexu za určité období.“<sup>105</sup> Míru inflace lze tedy vypočítat například na základě indexu spotřebitelských cen, jako rozdíl cenového indexu běžného a základního období, dělený cenovým indexem základního období<sup>106</sup>:

$$\text{míra inflace} = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}} * 100 \quad (4.8)$$

Vývoj míry inflace ve sledovaném období je znázorněn v grafu: *Graf 11 - Vývoj míry inflace v letech 1994-2014*, který vychází z podkladových údajů v tabulce: *Tabulka 32 - Vývoj míry inflace v letech 1994-2014*, která tvoří přílohu: *Příloha č. 9 - Míra inflace*.

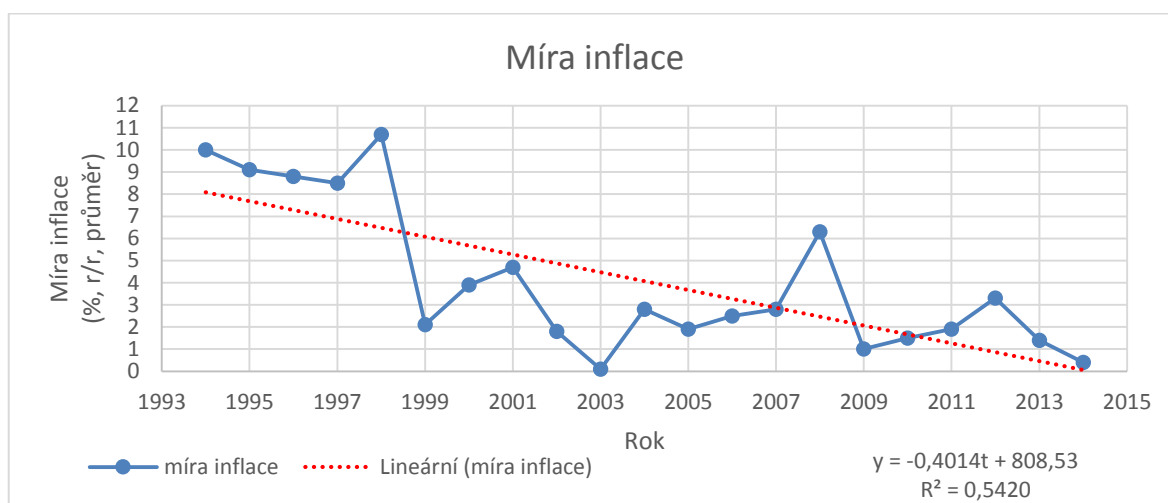
<sup>104</sup> BRČÁK, J., SEKERNA, B.: *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2014. s. 130

<sup>105</sup> JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 118

<sup>106</sup> JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 118



Graf 11 - Vývoj míry inflace v letech 1994-2014



Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

Průměrná míra inflace v letech 1994 až 2014 byla 4,07%. Minimální hodnoty 0,1% dosáhla v roce 2003 a maximální 10,7% v roce 1998. Rozptyl hodnot v této časové řadě je 10,90. Pro zhodnocení trendu vývoje míry inflace byla použita funkce lineární, která poukazuje na prudší klesající trend. To dokazuje i průměrný koeficientu růstu s hodnotou 0,8513.

**Trendová funkce lineární:**  $y = -0,4014t + 808,53$

**Koeficient determinace:**  $R^2 = 0,5420 \rightarrow 54,20 \%$

### 4.3 Nezaměstnanost

Nezaměstnanost resp. míra nezaměstnanosti patří bezesporu k jednomu z nejsledovanějších a nejdiskutovanějších makroekonomických ukazatelů současnosti. A to také z důvodu, že její vývoj je považován za jeden z hlavních sociálně-ekonomických problémů moderní společnosti.

Nezaměstnanost je určitý stav národního hospodářství, kdy část pracovního potenciálu společnosti nenalézá uplatnění na trhu práce. „Práce je jedním z klíčových výrobních faktorů, v jistém smyslu dokonce nejdůležitější z nich.“<sup>107</sup> Dalo by se říci, že nezaměstnanost je „určitý stav na trhu práce, který by se dal popsat jako převis nabídky práce nad její poptávkou. Tento přebytek pracovních sil je způsoben především nerovností

<sup>107</sup> KUBÍČEK, J. a kol.: *Hospodářská politika*. Plzeň. Aleš Čeněk. 2006. s. 226

rovnovážné tržní ceny práce (mzdy), kdy skutečná tržní cena převyšuje rovnovážnou.“<sup>108</sup> Z ekonomického pohledu může být nezaměstnanost považována za “nerealizovanou (neuspokojenou) nabídku práce na trhu práce. Obecně za nezaměstnanou pracovní sílu lze považovat tu část ekonomicky aktivního obyvatelstva, která není odpovídajícím způsobem (především časově a kvalifikačně) využita.“<sup>109</sup>

Nezaměstnanost lze považovat za jakýsi projev určitých defektů na trhu práce. Na trhu práce dochází k řadě změn, jež determinují rovnováhu nejenom na trhu práce, ale i v celém národním hospodářství. Trh práce je trhem primárního výrobních faktorů, jejímž nositelem je sám člověk. Ten na trhu svou pracovní sílu nabízí, a tím utváří nabídku práce na trhu. Poptávku naopak tvoří firmy, které nabízenou práci poptávají. Porušení rovnováhy na trhu práce je následně spojeno s růstem počtu nezaměstnaných.

Definovat pojem nezaměstnaného je velmi složité a lze jej definovat různými způsoby. Např. dle Mezinárodní organizace práce (International Labour Organization) se obecně za nezaměstnaného považuje osoba, která je starší patnácti let, aktivně hledá práci a je připravena k nástupu do práce do 14 dnů. Dle definice Eurostatu<sup>110</sup> se za nezaměstnaného považuje takový člověk, který je ve věku 15 až 74 let, je bez práce a aktivně si práci hledá.

Ukazatel, kterým se nezaměstnanost měří, je míra nezaměstnanosti. „Míra nezaměstnanosti je procento nezaměstnaných z ekonomicky aktivního obyvatelstva.“<sup>111</sup> Míra nezaměstnanosti se vypočítá následovně<sup>112</sup>:

$$u = \frac{U}{L + U} * 100 \quad (4.9)$$

kde,

u ... míra nezaměstnanosti,

U ... počet zaměstnaných,

L ... počet nezaměstnaných.

<sup>108</sup> HŘEBÍK, F.: *Obecná ekonomie*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2008. s. 163

<sup>109</sup> ŠIMEK, M.: *Trh práce*, Vysoká škola podnikání, a.s. v Ostravě, 2005. s. 50

<sup>110</sup> Unemployment rate [online]. Eurostat [cit. 25.9. 2015]. <<http://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets/-/tesem120>>

<sup>111</sup> PAVELKA, T.: *Makroekonomie – základní kurz*, 2. vyd. MELANDRIUM, 2007. s. 117

<sup>112</sup> PAVELKA, T.: *Makroekonomie – základní kurz*, 2. vyd. MELANDRIUM, 2007. s. 117

V České republice se sledují dvě odlišné míry nezaměstnanosti, které srovnávají počet nezaměstnaných, resp. uchazečů o zaměstnání s počtem ekonomicky aktivních nebo-li s velikostí pracovní síly:

- obecná míra nezaměstnanosti,
- registrovaná míra nezaměstnanosti.

**Obecná míra nezaměstnanosti** se podle Českého statistického úřadu počítá v rámci Výběrových šetření pracovních sil jako podíl počtu nezaměstnaných na celkové pracovní síle (v procentech), kde číselník i jmenovatel jsou ukazatelé konstruované podle mezinárodních definic a doporučení Eurostatu a Mezinárodní organizace práce ILO.

Ministerstvo práce a sociálních věcí do roku 2012 zveřejňovalo tzv. **registrovanou míru nezaměstnanosti** na základě počtu uchazečů o zaměstnání registrovaných na pracovištích Úřadu práce ČR. Avšak na základě dohody ČSÚ a MPSV od roku 2013 je registrovaná míra nezaměstnanosti nahrazena názvem „*Podíl nezaměstnaných osob, který vyjadřuje podíl dosažitelných uchazečů o zaměstnání ve věku 15 – 64 let ze všech obyvatel ve stejném věku.*“<sup>113</sup>

Z výše uvedeného vyplývá, že míra nezaměstnanosti nezávisí jen na počtu nezaměstnaných, ale i na počtu těch, kteří jsou práceschopní. Pro objektivní posouzení míry nezaměstnanosti je tedy nutné hledět i na míru ekonomické aktivity, která vyjadřuje podíl práceschopných, tj. ekonomicky aktivních obyvatel na jejich celkovém počtu.

V ekonomice se vedle registrované míry nezaměstnanosti může objevovat i nezaměstnanost **skrytá**, která je způsobena prodloužením doby vzdělání či předčasnými odchody do důchodu. „*Skrytá nezaměstnanost je formou nezaměstnanosti, kdy si nezaměstnaná osoba nehledá práci a ani se jako nezaměstnaná neregistruje. Do této skupiny patří většinou vdané ženy nebo mladiství.*“<sup>114</sup>

V souvislosti s problematikou trhu práce je nezbytné uvést i pojem **přirozená míra nezaměstnanosti**, což je míra, při které se trh práce nachází v rovnováze. „*U přirozené míry nezaměstnanosti platí, že nezaměstnanost je nižší, čím vyšší je informovanost obyvatelstva*

---

<sup>113</sup> Změna metodiky ukazatele registrované nezaměstnanosti. [online]. Integrovaný portál MPSV [cit. 5.7. 2015]. <[https://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/zmena\\_metodiky](https://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/zmena_metodiky)>

<sup>114</sup> MAREŠ, P. *Nezaměstnanost jako sociální problém*. Sociologické nakladatelství, 1998. s. 21

*o trhu práce a současně je tím vyšší, čím vyšší a delší je poskytována podpora v nezaměstnanosti.*<sup>115</sup>

Existuje mnoho typů nezaměstnanosti, které se člení dle příčin jejich vzniku, a na jejich základě lze odhadovat, z jakých důvodů se nezaměstnanost zvyšuje, anebo dokonce i to, jak dlouho bude trvat.

Prvním typem je nezaměstnanost **frikční**, která je způsobena především nezaměstnaností v období, které souvisí s přechodem z jednoho pracovního místa na druhé. Tento typ nezaměstnanosti vzniká především v důsledku nedokonalých informací. Z tohoto důvodu existují úřady práce, které mají za úkol zprostředkovávat informace o potenciálních pracovních místech a potenciálních pracovnících. Tento druh nezaměstnanosti tvoří značnou část přirozené míry nezaměstnanosti.

Dalším typem je **strukturální** nezaměstnanost, která je v ekonomice každého státu nevyhnutelná a je spíše dlouhodobějšího charakteru. Je způsobena změnami ve struktuře poptávky po pracovních silách, tím, že některá odvětví ekonomiky expandují a jiná se smršťují a lidé jsou tedy nuceni mezi takovými odvětvími přecházet, a to často vyžaduje rekvalifikaci nebo přestěhování se za prací.

**Dobrovolná** nezaměstnanost je dle Holmana<sup>116</sup> „*tvořena lidmi, kteří se naučili zneužívat systém podpor v nezaměstnanosti a sociálních dávek a pracovat ve skutečnosti nechtějí.*“

**Sezónní** nezaměstnanost je způsobena výkyvy v zaměstnanosti, které jsou podmíněny ročním obdobím. Nejrozsáhlejším odvětvím, které je postiženo sezónní nezaměstnaností, je zemědělství.

„**Cyklická** nezaměstnanost je spojena s cyklickými fluktuacemi ekonomiky, tj. rozdílem mezi skutečnou a přirozenou mírou nezaměstnanosti (skutečná míra nezaměstnanosti je nad přirozenou mírou nezaměstnanosti), a tedy i s rozdílem mezi skutečným a potenciálním produktem.“<sup>117</sup> Pokud je tedy ekonomika v krizi, roste počet lidí bez práce a naopak. Hřebík<sup>118</sup> tvrdí, že „*ovlivnit cyklickou nezaměstnanost lze pouze*

---

<sup>115</sup> HOLMAN, R. *Makroekonomie*. 1. vyd. Praha: Nakladatelství C. H. Beck, 2004. s. 162

<sup>116</sup> HOLMAN, R. *Makroekonomie*. 1. vyd. Praha: Nakladatelství C. H. Beck, 2004. s. 162

<sup>117</sup> SEKERKA, B., BRČÁK, J., KUČERA, A.: *Ekonomie trochu jinak*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2015. s. 271

<sup>118</sup> HŘEBÍK, F.: *Obecná ekonomie*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2008. s. 165

na úrovni celé ekonomiky, neboť je závislá na vývoji celého HDP.“ Cyklická míra nezaměstnanosti je spojována s tzv. Okunovým zákonem, jemuž bude věnována pozornost v kapitole 4.4 *Syntéza – tzv. Magický čtyřúhelník*.

Tak jako inflace, je nezaměstnanost považována za „makroekonomické zlo“<sup>119</sup>, které s sebou přináší řadu ekonomických, ale i sociálních dopadů. Hlavním rozdílem mezi dopady inflace a nezaměstnanosti je to, že nezaměstnanost postihuje pouze některé rodiny. Na druhé straně dopady inflace se týkají celé populace.

Mezi ekonomické dopady nezaměstnanosti patří:<sup>120</sup>

- ztráta produkce,
- ztráta kvalitních pracovníků,
- vyšší výdaje státního rozpočtu na podpory v nezaměstnanosti,
- nižší daňové příjmy.

Z hlediska sociálních dopadů se jedná především o psychické zatížení ze ztráty zaměstnání, které se může odrazit na zdravotním stavu či společenských, rodinných a osobních vztazích. Jurečka uvádí,<sup>121</sup> že „byla prokázána závislost mezi délkou trvání nezaměstnanosti a zhoršením zdravotního stavu, a to jak fyzického, tak psychického.“ V důsledku dlouhodobé nezaměstnanosti dochází také ke ztrátám kvalifikace, zkušeností, praktických i teoretických znalostí a následný návrat do pracovního procesu je o to těžší.

„Pokud je nezaměstnanost ve společnosti dlouhodobá a masová (od 5%, ale především od 10%), stává se sociálním problémem a má dopady na zvýšení chudoby jedinců, tzn. na snížení úrovně, na psychiku člověka, má vliv na nárůst patogenních jevů ve společnosti, jako je kriminalita, drogová závislost atd.“<sup>122</sup>

Následující graf: *Graf 12 - Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v letech 1994-2014* zobrazuje vývoj obecné míry nezaměstnanosti v letech 1994-2014 a je sestaven na základě podkladových údajů uvedených v tabulce: *Tabulka 33 - Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v letech 1994-2014*, tvořící přílohu: *Příloha č. 10 - Obecná míra nezaměstnanosti*.

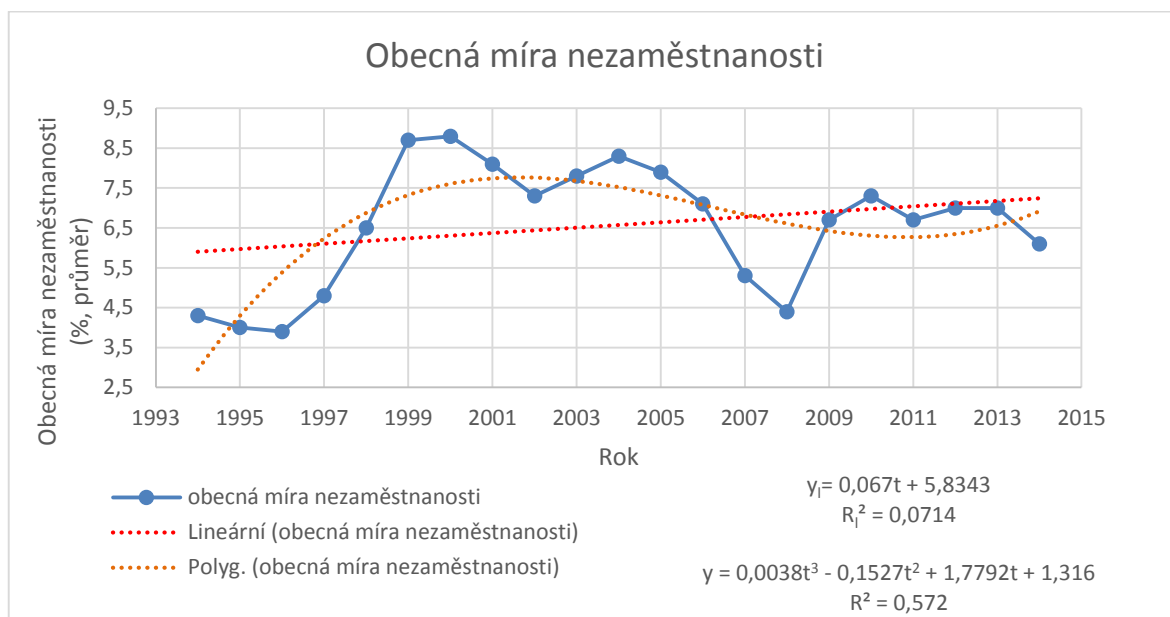
<sup>119</sup> JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 148

<sup>120</sup> BRČÁK, J., SEKERNA, B.: *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2014. s. 146

<sup>121</sup> JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 149

<sup>122</sup> DUCHOŇ, B., ŠAFRÁNKOVÁ, J. *Management. Integrace tvrdých a měkkých prvků řízení*. 1. vydání. Praha: C.H. Beck, 2008. S. 65

Graf 12 - Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v letech 1994-2014



Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

V průměru se obecná míra nezaměstnanosti ve sledovaném období pohybuje okolo 6,6%. Dle aritmetického průměru se jedná o hodnotu 6,57% za sledované období. Minimální obecná míra nezaměstnanosti byla v roce 1996 s hodnotou 3,9% a maximální byla v roce 2000 8,8%. Míra nezaměstnanosti od svého vrcholu v devadesátých letech rok od roku postupně klesala až na téměř zanedbatelnou úroveň (4,4%) v polovině roku 2008. Rozptyl hodnot v této časové řadě je 2,31. Pro zhodnocení vývoje obecné míry nezaměstnanosti byla použita funkce lineární, která poukazuje na mírný rostoucí trend ve sledovaném období. To dokazuje i vypočítaný průměrný koeficient růstu 1,0176, který udává, že obecná míra nezaměstnanosti za sledované období meziročně vzrostla v průměru o 1,76 %.

Pro vyhodnocení trendu byly použity dvě trendové funkce. První ve formě polynomu 3. stupně s koeficientem determinace 57,20%, která lépe vystihuje průběh vývoje obecné míry nezaměstnanosti než výše zmíněná funkce lineární. Vypočítána byla i trendová funkce polynomu 5. stupně, která trend obecné míry nezaměstnanosti vystihuje již ze 76,61%, ta ovšem v grafu: *Graf 12 - Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v letech 1994-2014* zanesena z důvodu přehlednosti není. Z hlediska prognózování je vhodnější použít polynomickou trendovou funkci 5. řádu. Avšak s přihlédnutím k její složitosti a z důvodu, že koeficient determinace u první trendové funkce dosahuje celkem uspokojivých hodnot, můžeme první trendovou funkci považovat za dostačující.

**Trendová funkce lineární:**  $y = 0,067t - 5,8343$

**Koeficient determinace:**  $R^2 = 0,0714 \rightarrow 7,14 \%$

**Trendová funkce ve formě polynomu 3. stupně:**

$$y = 0,0038t^3 - 0,1527t^2 + 1,7792t + 1,316$$

**Koeficient determinace:**  $R^2 = 0,5720 \rightarrow 57,20 \%$

**Trendová funkce ve formě polynomu 5. stupně:**

$$y = -0,0002t^5 + 0,0086t^4 - 0,1704t^3 + 1,371t^2 - 3,6177t + 6,7032$$

**Koeficient determinace:**  $R^2 = 0,7961 \rightarrow 76,61 \%$

### **Ekonomicky aktivní obyvatelstvo**

*Graf 13 - Vývoj ekonomicky aktivního obyvatelstva v letech 1994-2014, který znázorňuje vývoj ekonomicky aktivního obyvatelstva ve sledovaném období v ČR, vychází z podkladových údajů viz: Tabulka 34 - Vývoj ekonomicky aktivního obyvatelstva v letech 1994-2014, která tvoří přílohu této práce: Příloha č. 11 - Ekonomicky aktivní obyvatelstvo.*

**Graf 13 - Vývoj ekonomicky aktivního obyvatelstva v letech 1994-2014**



**Zdroj:** autorská práce dle údajů ČSÚ

Za sledované období bylo v průměru 5 203,61 tis. ekonomicky aktivních obyvatel. Od roku 2003, kdy bylo minimum této časové řady (5 132,33 tis.), se počet ekonomicky

aktivních obyvatel zvyšuje. Maximální hodnota byla dosažena v roce 2013 (5 306,05 tis.). Průměrný koeficient růstu s hodnotou 1,0014 indikuje meziroční růst ekonomicky aktivního obyvatelstva o 0,14 %.

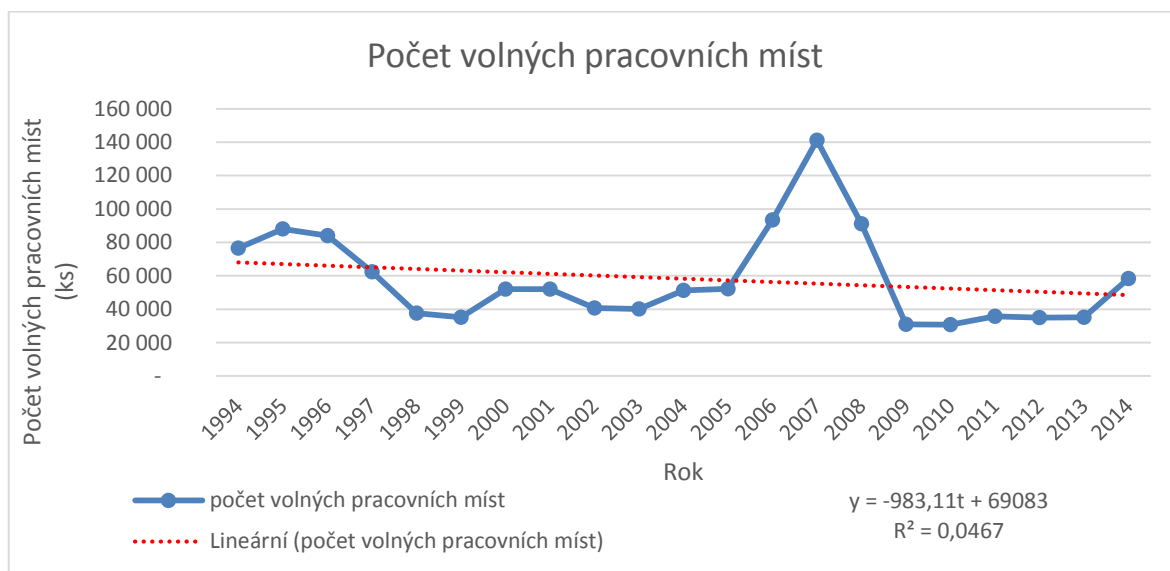
**Trendová funkce lineární:**  $y = 6,3679t + 5133,6$

**Koeficient determinace:**  $R^2 = 0,5287 \rightarrow 52,87 \%$

### Počet volných pracovních míst

Vývoj počtu volných pracovních míst je znázorněn v grafu: *Graf 14 - Vývoj počtu volných pracovních míst v letech 1994-2014*. Podkladové údaje jsou obsaženy v tabulce: *Tabulka 35 - Vývoj volných pracovních míst v letech 1994-2014*, která tvoří přílohu: *Příloha č. 12 - Volná pracovní místa*.

**Graf 14 - Vývoj počtu volných pracovních míst v letech 1994-2014**



**Zdroj:** autorská práce dle údajů ČSÚ

V letech 1994 až 2014 bylo v průměru v České republice 5 203,61 volných pracovních míst. V roce 2007 počet volných pracovních míst rapidně vzrostl. V průměru za rok 2007 bylo 141 066 volných pracovních míst a obecná míra nezaměstnanosti klesla v roce 2007 na 5,3%, v roce 2008 dokonce na 4,4%, což bylo způsobeno příznivým vývojem ekonomiky a příchodem nových investorů. Koncem roku 2008 počet volných pracovních míst klesá jako prvotní projev začátku ekonomické recese, která pokračuje v dalším období až do současnosti. Průměrný koeficient růstu (0,9865) ve sledovaném období udává, že počet volných pracovních míst poklesl o 1,35%.



#### 4.4 Syntéza – tzv. Magický čtyřúhelník

Stabilita ekonomiky země a její výkonost je závislá na plnění hospodářsko-politických cílů země.

Mezi hlavní cíle hospodářské politiky patří:<sup>123</sup>

- ekonomický růst (průměrné roční tempo růstu reálného HDP v %),
- nezaměstnanost (průměrná roční míra nezaměstnanosti v %),
- platební bilance (průměrný podíl salda běžného účtu na nominálním produktu),
- cenová stabilita (průměrná roční míra inflace v %).

Tyto čtyři makroekonomické cíle je možné charakterizovat a zachytit dohromady velmi jednoduchým a přehledným grafickým nástrojem, tzv. magickým čtyřúhelníkem, „který v podobě diamantu vypovídá o míře úspěšnosti stabilizační hospodářské politiky při plnění jednotlivých cílů. Tvar diamantu ukazuje, jak byla vláda při plnění jednotlivých cílů úspěšná. Čím leží vrcholy čtyřúhelníku dále od průsečíku souřadnicových os, tím lépe vláda splnila vytyčený cíl. Velikost plochy čtyřúhelníku nám dává představu o celkové úspěšnosti stabilizační politiky. Čím je jeho plocha větší, tím byla hospodářská politika úspěšnější.“<sup>124</sup>

Slaný a Franc uvádějí, že „optimální magický čtyřúhelník podle parametrů OECD má tuto podobu: míra nezaměstnanosti 5%, míra inflace 2%, meziroční tempo růstu reálného HDP 3%, saldo běžného účtu platební bilance k nominálního HDP 0%.“<sup>125</sup>

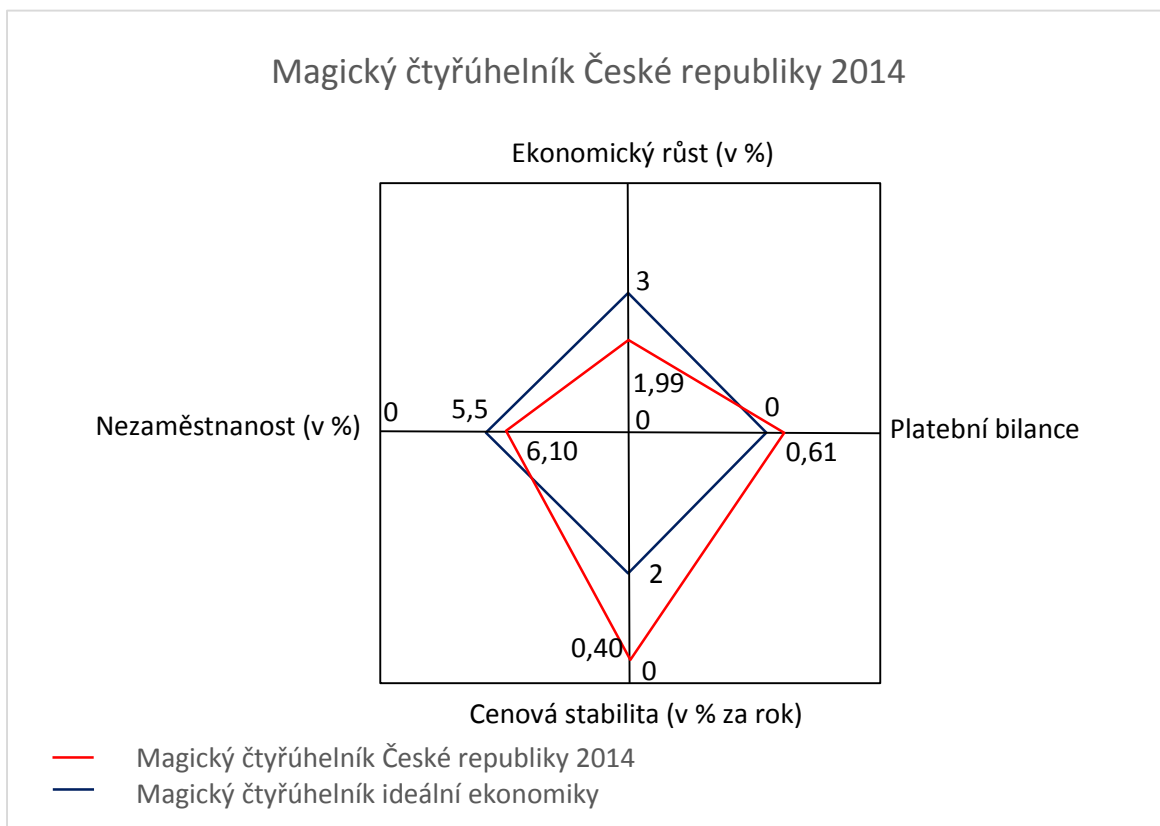
---

<sup>123</sup> JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 329

<sup>124</sup> JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 328

<sup>125</sup> SLANÝ, A, FRANC, A.: *Hospodářská politika – Distanční studijní opora*, Masarykova univerzita, Brno. 2004. 122 s

Graf 15 - Magický čtyřúhelník České republiky v roce 2014



Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

Modrý čtyřúhelník představuje optimální hodnoty hospodářsko-politických cílů, ke kterým se ekonomika snaží přiblížit. Červený čtyřúhelník představuje hodnoty již dosažených cílů makroekonomických ukazatelů České republiky za rok 2014. Lze konstatovat, že plnění hospodářsko-politických cílů se České republice poměrně daří, v porovnání s optimálním magickým čtyřúhelníkem.

Některé z uvedených cílů hospodářské politiky jsou však navzájem protichůdné, „dlouhodobá praxe ukazuje, že nelze dosahovat všech čtyř hospodářsko-politických cílů najednou. Přiblížení se k jednomu cíli totiž zpravidla znamená vzdálení se cíli jinému. Snaha o dosažení jednoho cíle se dostává do konfliktu se snahou o dosažení cílů jiných.“<sup>126</sup>

Jedním z takových konfliktů je inverzní vztah mezi mírou nezaměstnanosti a inflací, jež je charakterizován **Phillipsovou křivkou**. Ta ukazuje, „že si vláda a centrální banka mohou vybrat – buď bude nízká míra nezaměstnanosti, ale za cenu vysoké míry inflace, nebo

<sup>126</sup> JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 328

*bude nízká míra inflace, ale pouze za cenu vysoké míry nezaměstnanosti. Nelze dosáhnout nízké míry inflace a zároveň i nízké míry nezaměstnanosti.* <sup>127</sup>

Dalším konfliktem je vztah mezi mírou nezaměstnanosti a tempem ekonomického růstu, jež je známý pod pojmem **Okunův zákon**, který lze interpretovat následovně: „zvýší-li se skutečná míra nezaměstnanosti o 1% oproti přirozené míře nezaměstnanosti, poklesne reálný produkt o 2-3% oproti hodnotě potenciálního produktu.“<sup>128</sup> To znamená, že pokud existuje vysoká míra nezaměstnanosti, tedy nejsou využity všechny pracovní zdroje, stát není schopen vyrábět na hranici svých produkčních možností, tak dochází k propadu produktu.

Z těchto důvodů je nezbytné, aby byly hospodářsko-politické cíle stanoveny s ohledem na jejich prioritu, a byl mezi nimi nalezen optimální kompromis.

---

<sup>127</sup> PAVELKA, T.: *Makroekonomie – základní kurz*, 2. vyd. MELANDRIUM, 2007. s. 152

<sup>128</sup> JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. s. 148

## 5 Vlastní zpracování

V rámci této kapitoly bude zkonstruován třírovnicový simultánní model, popisující závislosti makroekonomických ukazatelů na vývoji hrubého domácího produktu. Model vychází z ročních podkladových dat, které představují časovou řadu o 21 pozorováních v letech 1994 – 2014. Tabulka podkladových údajů je přiložena v příloze, viz: *Tabulka 36 - Tabulka podkladových údajů pro ekonometrický model.*

### 5.1 Model

První rovnice znázorňuje závislost výdajů domácností na spotřebu na vládních výdajích, míře nezaměstnanosti, indexu spotřebitelských cen a investicích firem minulého období.

Druhá rovnice vychází z předpokladu, že investice firem jsou závislé na výdajích domácností na spotřebu, na hrubém domácím produktu, reálné úrokové sazbě a míře inflace.

Třetí rovnice je identitní a představuje závislost HDP na výdajích domácností na spotřebu, hrubých soukromých investicích, vládních nákupech statků a služeb a saldu vývozu a dovozu. Tento vztah však přímo vyplývá z výdajové metody výpočtu HDP, která je definována v kapitole 4.1.1 *Metody výpočtu HDP* vztahem 4.2.

#### 5.1.1 Ekonomický model

$$y_1 = fce(x_2; x_3; x_5; y_{2(t-1)})$$

$$y_2 = fce(y_1; y_3; x_4; x_7)$$

$$y_3 = fce(y_1; y_2; x_2; x_6)$$

#### 5.1.2 Ekonometrický model

$$y_1 = \gamma_{11}x_1 + \gamma_{12}x_2 + \gamma_{13}x_3 + \gamma_{15}x_5 + \beta_{12}^*y_{2(t-1)} + u_{1t}$$

$$y_2 = \gamma_{21}x_1 + \beta_{21}y_1 + \beta_{23}y_3 + \gamma_{24}x_4 + \gamma_{27}x_7 + u_{2t}$$

$$y_3 = y_1 + y_2 + x_2 + x_6$$

### **5.1.3 Teoretická východiska**

#### **Předpoklady a očekávání první rovnice**

V případě, že se vládní nákupy statků a služeb budou zvyšovat, očekává se, zvýšení i výdajů domácností na spotřebu. V případě, že bude vláda více investovat např. do nových vládních projektů, které mohou znamenat i vznik nových pracovních míst, následně budou domácnosti schopny i více spotřebovávat.

V případě, že se bude zvyšovat míra nezaměstnanosti, očekává se, že výdaje domácností na spotřebu se budou naopak snižovat. Zde je tedy očekávána úměra nepřímá. V případě zvyšování počtu nezaměstnaných nebudou domácnosti disponovat tolika finančními prostředky, proto se očekává, že jejich výdaje na spotřebu budou nižší.

V případě, že se bude zvyšovat index spotřebitelských cen, očekává se, že se budou současně zvyšovat i výdaje domácností na spotřebu z důvodu toho, že za stejný počet kusů daného výrobku budou domácnosti muset vynaložit více peněžních prostředků.

V případě, že se v minulém období zvýšily investice firem, očekává se, že v aktuálním roce dojde k návratnosti investic, což bude doprovázeno zvyšováním příjmů zaměstnanců nebo i zvýšením zaměstnanosti, a v důsledku toho dojde ke zvýšení výdajů domácností na spotřebu.

#### **Předpoklady a očekávání druhé rovnice**

V případě, že se budou zvyšovat výdaje domácností na spotřebu, očekává se snížení investic firem, neboť finanční prostředky domácností jsou vydávány na spotřebu na úkor investic, a naopak.

V případě, že se bude zvyšovat HDP, očekává se i zvýšení investic firem. Tento předpoklad vyplývá přímo z výdajové metody výpočtu HDP definované vztahem 4.2.

V případě, že se bude zvyšovat reálná úroková sazba, očekává se, že investice firem budou klesat, protože si lidé nebudou ochotni půjčovat „drahé“ peníze pro investování.

V případě, že se bude zvyšovat míra inflace, očekává se i zvýšení investic. Při vysoké míře inflace se lidé snaží své úspory ochránit, a proto peníze raději investují do firem, cenných papírů nebo případně do jiné měny.

## 5.1.4 Deklarace proměnných

Tabulka 1 - Deklarace proměnných

Proměnná	Typ proměnné	Jednotky	Značení	Zkratka
Výdaje domácností na spotřebu	endogenní	mld. Kč, b.c./rok	$y_1$	C
Investice firem	endogenní	mld. Kč, b.c./rok	$y_2$	I
Hrubý domácí produkt	endogenní	mld. Kč, b.c./rok	$y_3$	HDP
Jednotkový vektor	exogenní	-	$x_1$	const
Vládní nákupy statků a služeb	exogenní	mld. Kč, b.c./rok	$x_2$	G
Obecná míra nezaměstnanosti	exogenní	%, průměr	$x_3$	Mira_nezam
Reálná úroková sazba	exogenní	%	$x_4$	Urok_sazb
Index spotřebitelských cen	exogenní	%, prům. roku 2005 = 100%	$x_5$	CPI
Saldo vývozu a dovozu	exogenní	mld. Kč, b.c./rok	$x_6$	NX
Míra inflace	exogenní	%, r/r, průměr	$x_7$	Mira_infl
Investice firem minulého období	predeterminovaná	mld. Kč, b.c./rok	$y_{2(t-1)}$	I_1
Náhodná složka 1. rovnice	stochastická	-	$u_{1t}$	-
Náhodná složka 2. rovnice	stochastická	-	$u_{2t}$	-

Zdroj: autorská práce

## 5.1.5 Korelační matice

Korelační matice byly sestaveny z důvodu zjištění přítomnosti nežádoucí multikolinearity. Pro tento účel jsou posuzovány korelační koeficienty mezi vysvětlujícími, resp. predeterminovanými proměnnými. Je třeba podotknout, že v případě první rovnice jsou vysoké hodnoty korelačních koeficientů, které vychází mezi proměnnou C, jakožto proměnnou vysvětlovanou, a ostatními proměnnými, naopak žádoucí. V případě druhé rovnice je to obdobné. Vysoká multikolinearita mezi vysvětlovanou proměnnou I a ostatními vysvětlujícími proměnnými je taktéž žádoucí.

### 1. rovnice:

Tabulka 2 - Korelační matice (vč. multikolinearity) - 1. rovnice

Korelační koeficienty, za použití pozorování 1994 - 2014 5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4329 pro n = 21					
C	G	Mira_nezam	CPI	I_1	
1,0000	0,8792	0,2730	0,9883	0,9643	<b>C</b>
	1,0000	0,2850	<b>0,8458</b>	<b>0,9029</b>	<b>G</b>
		1,0000	0,3763	0,2301	<b>Mira_nezam</b>
			1,0000	<b>0,9479</b>	<b>CPI</b>
				1,0000	<b>I_1</b>

Zdroj: autorská práce dle výstupů ze SW Gretl

V první rovnici se multikolinearita vyskytuje hned mezi třemi vysvětlujícími proměnnými: mezi indexem spotřebitelských cen a vládními výdaji na statky služby, mezi indexem spotřebitelských cen a investicemi firem minulého období, kde multikolinearita přesahuje úroveň 0,9, a taktéž se vysoká multikolinearita vyskytuje mezi investicemi firem minulého období a vládními výdaji na statky a služby.

Bylo tedy nezbytné tento problém vysoké lineární závislosti mezi výše zmíněnými proměnnými vyřešit. Pro odstranění multikolinearity byla zvolena transformace proměnné investic firem minulého období do postupných diferencí. *Tabulka 3 - Korelační matice - 1. rovnice* představuje výslednou korelační matici první rovnice, kde se úspěšně podařilo nežádoucí multikolinearitu eliminovat.

Tabulka 3 - Korelační matice - 1. rovnice

Korelační koeficienty, za použití pozorování 1994 - 2014 5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4329 pro n = 21					
C	G	Mira_nezam	CPI	d_I_1	
1,0000	0,8792	0,2730	0,9883	-0,3107	<b>C</b>
	1,0000	0,2850	<b>0,8458</b>	-0,3469	<b>G</b>
		1,0000	0,3763	-0,3662	<b>Mira_nezam</b>
			1,0000	-0,3379	<b>CPI</b>
				1,0000	<b>d_I_1</b>

Zdroj: autorská práce dle výstupů ze SW Gretl

Mezi proměnnými CPI a G multikolinearita odstraněna nebyla. Avšak dle odhadu této rovnice a vyhodnocení statistické významnosti parametrů lze tuto multikolinearitu považovat za bezpředmětnou, neboť obě tyto proměnné jsou ze statistického hlediska velmi významné.

## 2. rovnice:

Tabulka 4 - Korelační matice (vč. multikolinearity) - 2. rovnice

Korelační koeficienty, za použití pozorování 1994 - 2014 5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4329 pro n = 21					
I	HDP	C	Urok_sazb	Mira_infl	
1,0000	0,9680	0,9511	-0,8167	-0,6473	<b>I</b>
	1,0000	<b>0,9968</b>	<b>-0,8627</b>	-0,7172	<b>HDP</b>
		1,0000	<b>-0,8659</b>	-0,7310	<b>C</b>
			1,0000	<b>0,8776</b>	<b>Urok_sazb</b>
				1,0000	<b>Mira_infl</b>

Zdroj: autorská práce dle výstupů ze SW Gretl

Ve druhé rovnici se taktéž vyskytuje vysoká multikolinearita. Konkrétně mezi proměnnými: výdaji domácností na spotřebu a hrubým domácím produktem, mezi úrokovou sazbou a HDP, mezi úrokovou sazbou a výdaji domácností na spotřebu a mezi úrokovou sazbou a mírou inflace. Vzhledem ke skutečnosti, že proměnná úroková sazba byla zmíněna téměř u každého korelačního koeficientu přesahujícího hodnotu 0,8, pro odstranění multikolinearity byla tato proměnná převedena do postupných diferencí. Následně však bylo potřeba do postupných diferencí převést i proměnnou míru inflace.

Tabulka 5 - Korelační matice - 2. rovnice představuje výslednou korelační matici druhé rovnice, kde se opět úspěšně podařilo nežádoucí multikolinearitu eliminovat.



Tabulka 5 - Korelační matice - 2. rovnice

Korelační koeficienty, za použití pozorování 1994 - 2014 5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4329 pro n = 21					
I	HDP	C	d_Urok_sazb	d_Mira_infl	
1,0000	0,9680	0,9511	0,0874	0,2146	<b>I</b>
	1,0000	<b>0,9968</b>	0,0771	0,1195	<b>HDP</b>
		1,0000	0,0513	0,0984	<b>C</b>
			1,0000	0,4311	<b>d_Urok_sazb</b>
				1,0000	<b>d_Mira_infl</b>

Zdroj: autorská práce dle výstupů ze SW Gretl

Mezi proměnnými C a HDP multikolinearita odstraněna nebyla. Avšak dle stejného postupu jako u rovnice první je tato multikolinearita považována za bezpředmětnou, neboť jsou opět obě tyto proměnné ze statistického hlediska velmi významné.

Převedení výše zmíněných vysvětlujících proměnných do postupných diferencí mělo za následek zkrácení časové řady o jedno období. Z tohoto důvodu bude zvolený ekonometrický model odhadován na časové řadě o 20 pozorováních (za období let 1995 až 2014).

### 5.1.6 Identifikace modelu

Ověřovací kritérium:  $k^{**} \geq g^* - 1$

$$k = 8 \quad g = 3$$

#### 1. rovnice:

$$k^{**} = 3 \quad g^* = 1 \quad \rightarrow \quad 3 > 1 - 1 \quad \text{rovnice je přeidentifikovaná}$$

#### 2. rovnice:

$$k^{**} = 5 \quad g^* = 3 \quad \rightarrow \quad 5 > 3 - 1 \quad \text{rovnice je přeidentifikovaná}$$

Identitní rovnici není třeba identifikovat, protože tyto typy rovnic jsou ze své podstaty považovány za identifikované.

Model je tedy přeidentifikovaný, tzn., že je možné jej odhadnout.

## 5.1.7 Odhad modelu

### 1. rovnice:

Tabulka 6 - Odhad 1. rovnice modelu metodou BMNČ

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2014 (T = 20)					
Závisle proměnná: C					
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-682,055	58,3745	-11,6841	<0,00001	***
G	0,349148	0,0739867	4,7191	0,00027	***
Mira_nezam	-27,4831	5,6708	-4,8464	0,00021	***
CPI	21,1719	0,772093	27,4215	<0,00001	***
d_I_1	0,0468476	0,134027	0,3495	0,73154	
Střední hodnota závisle proměnné		1505,965	Sm. odchylka závisle proměnné		410,2248
Součet čtverců reziduí		17066,71	Sm. chyba regrese		33,73100
Koeficient determinace		0,994662	Adjustovaný koeficient determinace		0,993239
F(4, 15)		698,8027	P-hodnota(F)		7,63e-17
Logaritmus věrohodnosti		-95,87030	Akaikovo kritérium		201,7406
Schwarzovo kritérium		206,7193	Hannan-Quinnovo kritérium		202,7125
rho (koeficient autokorelace)		0,288429	Durbin-Watsonova statistika		1,321398
Test normality reziduí -					
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené					
Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 4,64149 s p-hodnotou = 0,0982004					
LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -					
Nulová hypotéza: žádná autokorelace					
Testovací statistika: LMF = 1,44725 s p-hodnotou = P(F(1,14) > 1,44725) = 0,248919					
Breusch-Paganův test heteroskedasticity -					
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita					
Testovací statistika: LM = 3,29273 s p-hodnotou = P(Chí-kvadrát(4) > 3,29273) = 0,510085					
Test RESET pro specifikaci -					
Nulová hypotéza: specifikace je adekvátní					
Testovací statistika: F(2, 13) = 3,95572 s p-hodnotou = P(F(2, 13) > 3,95572) = 0,045513					
Chowův test pro strukturální zlom při pozorování 2006 -					
Nulová hypotéza: žádný strukturální zlom					
Testovací statistika: F(5, 10) = 1,87526 s p-hodnotou = P(F(5, 10) > 1,87526) = 0,185896					

Zdroj: SW Gretl

## 2. rovnice:

Tabulka 7 - Odhad 2. rovnice modelu metodou DMNČ

Model 2: TSLS, za použití pozorování 1995-2014 (T = 20)					
Závisle proměnná: I					
Instrumentováno: HDP C					
Instrumentální proměnné: const d_Urok_sazb d_Mira_infl Mira_nezam CPI G d_I_1 NX					
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>z</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	256,405	32,1825	7,9672	<0,00001	***
C	-0,9195	0,252564	-3,6407	0,00027	***
HDP	0,617141	0,11682	5,2829	<0,00001	***
d_Urok_sazb	-9,03559	5,26712	-1,7155	0,08626	*
d_Mira_infl	5,99318	2,95217	2,0301	0,04235	**
Střední hodnota závisle proměnné		788,3577	Sm. odchylka závisle proměnné		181,7364
Součet čtverců reziduí		15041,71	Sm. chyba regrese		31,66672
Koeficient determinace		0,976112	Adjustovaný koeficient determinace		0,969742
F(4, 15)		147,6594	P-hodnota(F)		7,48e-12
rho (koeficient autokorelace)		0,321441	Durbin-Watsonova statistika		1,303564
Test normality reziduí - Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené Testovací statistika: $\chi^2(2) = 0,7432$ s p-hodnotou = 0,68963					
LM test pro autokorelaci až do řádu 1 - Nulová hypotéza: žádná autokorelace Testovací statistika: LMF = 1,72637 s p-hodnotou = $P(F(1,14) > 1,72637) = 0,21159$					
Pesaran-Taylorův test heteroskedasticity - Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita Asymptotická testovací statistika: $z = 1,33388$ s p-hodnotou = 0,182243					

Zdroj: SW Gretl

### Zápis odhadnutého ekonometrického modelu:

$$y_1 = -682,0550x_1 + 0,3492x_2 - 27,4831x_3 + 21,1719x_5 + 0,0469y_{2(t-1)} + u_{1t}$$

$$y_2 = 256,4050x_1 - 0,9195y_1 + 0,6171y_3 - 9,0356x_4 + 5,9932x_7 + u_{2t}$$

$$y_3 = y_1 + y_2 + x_2 + x_6$$

## 5.2 Ekonomická verifikace

### 1. rovnice

Tabulka 8 - Ekonomická verifikace a interpretace 1. rovnice

Proměnná	Parametr	Hodnota parametru	Interpretace
<b>G</b>	$\gamma_{12}$	0,349148	Zvýší-li se vládní výdaje o 1 mld. Kč/rok, výdaje domácností na spotřebu se zvýší o 0,3492 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>Mira_nezam</b>	$\gamma_{13}$	-27,4831	Pokud se zvýší míra nezaměstnanosti o 1 p. b., výdaje domácností na spotřebu se sníží o 27,4831 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>CPI</b>	$\gamma_{15}$	21,1719	Zvýší-li se index spotřebitelských cen o 1 p. b., výdaje domácností na spotřebu se zvýší o 21,1719 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>d_I_1</b>	$\beta_{12}^*$	0,0469	Pokud se v minulém roce zvýšily investice o 1 mld. Kč/rok, výdaje domácností na spotřebu v aktuálním roce se zvýší o 0,0465 mld. Kč/rok, ceteris paribus.

Zdroj: autorská práce

Z hlediska směru odpovídají všechny odhadnuté parametry první rovnice odhadnutého ekonometrického modelu stanoveným teoretickým předpokladům a očekáváním první rovnice. Intenzity změn vysvětlované proměnné při jednotkových změnách jednotlivých vysvětlujících, resp. predeterminovaných proměnných za podmínek ceteris paribus, jsou dle uvážení reálné.

## 2. rovnice:

Tabulka 9 - Ekonomická verifikace a interpretace 2. rovnice

Proměnná	Parametr	Hodnota parametru	Interpretace
<b>C</b>	$\beta_{21}$	-0,9195	Zvýší-li se výdaje domácností na spotřebu o 1 mld. Kč/rok, hrubé soukromé investice se sníží o 0,9195 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>HDP</b>	$\beta_{23}$	0,6171	Pokud se zvýší hrubý domácí produkt o 1 mld. Kč/rok, investice firem se zvýší o 0,6171 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>d_Urok_sazb</b>	$\gamma_{24}$	-9,0356	Pokud se úroková sazba zvýší o 1 p. b., investice firem se sníží o 9,0356 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>d_Mira_infl</b>	$\gamma_{27}$	5,9932	Zvýší-li se míra inflace o 1 p. b., hrubé soukromé investice se zvýší o 5,9932 mld. Kč/rok, ceteris paribus.

Zdroj: autorská práce

Z hlediska směru odpovídají všechny odhadnuté parametry druhé rovnice odhadnutého ekonometrického modelu stanoveným teoretickým předpokladům a očekáváním druhé rovnice. Intenzity změn vysvětlované proměnné při jednotkových změnách jednotlivých vysvětlujících (příp. predeterminovaných) proměnných za podmínek ceteris paribus, jsou dle uvážení reálné.

Všechny parametry odhadnutého modelu lze považovat za ekonomicky ověřené.

## 5.3 Statistická verifikace

### 5.3.1 Testování významnosti strukturálních parametrů

Významnost odhadnutých parametrů je ověřena na základě p-hodnoty na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ .

$H_0 : \gamma_i = 0$  parametr není významný („N“)

$H_A : \gamma_i \neq 0$  parametr je významný („V“)

#### 1. rovnice:

Tabulka 10 - Významnost strukturálních parametrů 1. rovnice

Proměnná	const	G	Mira_nezam	CPI	d_I_1
Parametr	$\gamma_{11}$	$\gamma_{12}$	$\gamma_{13}$	$\gamma_{15}$	$\beta_{12}^*$
P-hodnota	<0,00001	0,00027	0,00021	<0,00001	0,73154
Významnost	V	V	V	V	N

Zdroj: autorská práce

Jak je patrné z tabulky: *Tabulka 10 - Významnost strukturálních parametrů 1. rovnice*, na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  jsou odhadnuté parametry  $\gamma_{11}$ ,  $\gamma_{12}$ ,  $\gamma_{13}$  a  $\gamma_{15}$  významné, to znamená, že  $H_0$  o nevýznamnosti parametrů je zamítnuta. Tyto parametry by však byly významné i na hladině  $\alpha = 0,01$ . Parametr  $\beta_{12}^*$  bohužel ani na jedné z hladin významnosti významný není, a v tomto případě  $H_0$  zamítnout nelze.

#### 2. rovnice:

Tabulka 11 - Významnost strukturálních parametrů 2. rovnice

Proměnná	const	C	HDP	d_Urok_sazb	d_Mira_infl
Parametr	$\gamma_{21}$	$\beta_{21}$	$\beta_{23}$	$\gamma_{24}$	$\gamma_{27}$
P-hodnota	<0,00001	0,00027	<0,00001	0,08626	0,04235
Významnost	V	V	V	N	V

Zdroj: autorská práce

Ve druhé rovnici jsou na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  významné parametry  $\gamma_{21}$ ,  $\beta_{21}$ ,  $\beta_{23}$  a  $\gamma_{27}$ . Na hladině významnosti  $\alpha = 0,01$  by byly významné pouze parametry  $\gamma_{21}$ ,

$\beta_{21}$ ,  $\beta_{23}$ . Avšak na hladině významnosti  $\alpha = 0,1$  by byly významné všechny parametry v rovnici.

### 5.3.2 Významnost celého modelu

Významnost celého modelu je ověřena pomocí F-testu na základě jeho p-hodnoty.

$H_0: \gamma_i = 0$  celý model není významný

$H_A: \gamma_i \neq 0$  celý model je významný

#### **1. rovnice:**

P-hodnota (F) = 7,63e-17

#### **2. rovnice:**

P-hodnota (F) = 7,48e-12

Dle p-hodnot F-testů u obou rovnic lze jednoznačně určit, že obě rovnice resp. celý model je významný. Nulová hypotéza je zamítnuta ve prospěch hypotézy alternativní.

### 5.3.3 Shoda modelu s daty

#### **1. rovnice:**

$R^2 = 0,994662$                        $\overline{R^2} = 0,993239$

Míra těsnosti závislosti v první rovnici na základě koeficientu determinace dosahuje 99,47 %. Změny vysvětlované proměnné (výdajů domácností na spotřebu) jsou z 99,47 % závislé na změnách vysvětlujících proměnných. Na základě korigovaného koeficientu determinace lze usoudit, že shoda modelu s daty je 99,32 %.

#### **2. rovnice:**

$R^2 = 0,976112$                        $\overline{R^2} = 0,969742$

Koeficient determinace druhé rovnice informuje, že změny vysvětlované proměnné (investice firem) jsou z 97,61% závislé na změnách vysvětlujících proměnných. Korigovaný koeficient determinace druhé rovnice udává, že z 96,97% je model shodný s daty.

V obou rovnicích se jedná o velmi silnou závislost vysvětlovaných proměnných na celém modelu.

## 5.4 Ekonometrická verifikace

### 5.4.1 Testování normality

$H_0$  : náhodná složka je normálně rozdělená

$H_A$  : náhodná složka není normálně rozdělená

#### **1. rovnice:**

Jacque-Bara test pro normalitu s testovací statistikou  $\chi^2(2) = 4,641$  s P-hodnotou = 0,0982004.

P-hodnota je větší než hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ . Na zvolené hladině významnosti nelze nulovou hypotézu zamítnout. Náhodná složka první rovnice je normálně rozdělena. Grafické znázornění normálního rozdělení náhodné složky první rovnice je v grafu: *Graf 20 - Normální rozdělení náhodné složky 1. rovnice*, který tvoří přílohu této práce: *Příloha č. 14 - Normální rozdělení náhodné složky 1. rovnice*.

#### **2. rovnice:**

Jacque-Bara test pro normalitu s testovací statistikou  $\chi^2(2) = 0,7432$  s P-hodnotou = 0,68963.

P-hodnota je opět větší než hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ . Na zvolené hladině významnosti taktéž nelze nulovou hypotézu zamítnout. Náhodná složka druhé rovnice je normálně rozdělena. Grafické znázornění normálního rozdělení náhodné složky druhé rovnice je v grafu: *Graf 21 - Normální rozdělení náhodné složky 2. rovnice*, jež tvoří přílohu: *Příloha č. 15 - Normální rozdělení náhodné složky 2. rovnice*.



Náhodné složky obou rovnic jsou normálně rozdělené.

### 5.4.2 Testování autokorelace

$H_0$  : model je prostý autokorelace 1. řádu

$H_A$  : model je prostý autokorelace 1. řádu

#### **1. rovnice:**

Breusch-Godfrey test s testovací statistikou LMF = 1,44725 s p-hodnotou 0,248919.

Po porovnání p-hodnoty s hladinou významnosti lze konstatovat, že nulovou hypotézu nelze zamítnout. První rovnice je prostá autokorelace 1. řádu.

#### **2. rovnice:**

Godfrey test s testovací statistikou LMF = 1,72637 s p-hodnotou 0,21159.

Po porovnání p-hodnoty s hladinou významnosti lze konstatovat, že nulovou hypotézu nelze zamítnout. Druhá rovnice je taktéž prostá autokorelace 1. řádu.

V celém modelu se nevyskytuje autokorelace 1. řádu.

### 5.4.3 Testování heteroskedasticity

$H_0$  : v modelu se vyskytuje homoskedasticita

$H_A$  : v modelu se vyskytuje heteroskedasticita

#### **1. rovnice:**

Breusch-Pagan test s testovací statistikou LM = 3,29273 s p-hodnotou 0,510085.

Nulovou hypotézu o přítomnosti homoskedasticity nelze zamítnout, neboť je p-hodnota větší než hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ .

## **2. rovnice:**

Pesaran-Taylorův test s asymptotickou testovací statistikou  $z = 1,33388$  s p-hodnotou 0,182243.

Homoskedasticita se vyskytuje i v případě druhé rovnice.

V obou rovnicích se heteroskedasticita nevyskytuje, to znamená, že odhady parametrů jsou nestranné a konzistentní, ale i eficientní. Homoskedasticita by v modelu byla přítomna i na hladině  $\alpha = 0,01$ , což lze považovat za velmi uspokojivé.

### **5.4.4 Testování funkční formy modelu**

$H_0$  : model je lineární v parametrech

$H_A$  : model není lineární v parametrech

RESET test s testovací statistikou  $F(2, 13) = 3,95572$  s p-hodnotou = 0,045513.

Testována byla specifikace první rovnice pro druhé a třetí mocniny. V tomto případě je nulová hypotéza zamítnuta ve prospěch hypotézy alternativní, neboť p-hodnota je menší než hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ . Na této hladině významnosti tedy model není lineární v parametrech. Avšak na hladině významnosti  $\alpha = 0,01$ , tedy z 90%, je zvolená funkční forma lineární zvolena správně.

### **5.4.5 Testování stability parametrů**

$H_0$  : parametry jsou v čase stabilní

$H_A$  : parametry nejsou v čase stabilní

Chow test s testovací statistikou  $F(5, 10) = 1,87526$  s p-hodnotou = 0,185896.

Testováním strukturálního zlomu první rovnice byla potvrzena stabilita parametrů v čase, neboť p-hodnota tohoto testu je větší než zvolená hladina významnosti, a tudíž nulovou hypotézu nelze zamítnout.

## 5.5 Redukovaný tvar modelu

Redukovaný tvar modelu je vymezen na základě vztahu 3.21 a 3.22.

### Matice Beta

$$B = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0,9195 & 1 & -0,6171 \\ -1 & -1 & 1 \end{pmatrix} \quad B^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -0,7897 & 2,6119 & 1,6119 \\ 0,2103 & 2,6119 & 2,6119 \end{pmatrix}$$

$$-B^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0,7897 & -2,6119 & -1,6119 \\ -0,2103 & -2,6119 & -2,6119 \end{pmatrix}$$

### Matice Gama

$$\Gamma = \begin{pmatrix} 682,0550 & -0,3492 & 27,4831 & 0 & -21,1719 & 0 & 0 & -0,0469 \\ -256,4050 & 0 & 0 & 9,0356 & 0 & 0 & -5,9932 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

### Matice Multiplikátorů

$$M = \begin{pmatrix} -682,0550 & 0,3492 & -27,4831 & 0 & 21,1719 & 0 & 0 & 0,0469 \\ 1208,3573 & 1,3362 & 21,7045 & -23,6003 & -16,7203 & 1,6119 & 15,6538 & -0,0370 \\ 526,3023 & 2,6853 & -5,7786 & -23,6003 & 4,4516 & 2,6119 & 15,6538 & 0,0099 \end{pmatrix}$$

Zápis redukované formy odhadnutého ekonometrického modelu dle vztahu 3.21:

$$y_1 = -682,0550x_1 + 0,3492x_2 - 27,4831x_3 + 21,1719x_5 + 0,0469y_{2(t-1)} + v_{1t}$$

$$y_2 = 1208,3573x_1 + 1,3362x_2 + 21,7045x_3 - 23,6003x_4 - 16,7203x_5 \\ + 1,6119x_6 + 15,6538x_7 - 0,0370y_{2(t-1)} + v_{2t}$$

$$y_3 = 526,3023x_1 + 2,6853x_2 - 5,7786x_3 - 23,6003x_4 + 4,4516x_5 + 2,6119x_6 \\ + 15,6538x_7 + 0,0099y_{2(t-1)} + v_{3t}$$

## Interpretace redukované formy modelu

Interpretace první rovnice redukované formy modelu je shodná s interpretací uvedenou v rámci ekonomické verifikace v kapitole 5.2 *Ekonomická verifikace*, neboť se jedná o rovnici, ve které nefigurují žádné vysvětlované endogenní proměnné na pravé straně.

### 2. rovnice:

Tabulka 12 - Interpretace parametrů redukované formy modelu – 2. rovnice

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
<b>const</b>	1208,3573	Budou-li všechny vysvětlující proměnné nulové, hodnota investic firem bude 1208,3573 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>G</b>	1,3362	Zvýší-li se vládní výdaje o 1 mld. Kč/rok, investice firem se zvýší o 1,3362 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>Mira_nezam</b>	21,7045	Pokud se zvýší míra nezaměstnanosti o 1 p. b., investice firem se zvýší o 21,7045 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>d_Urok_sazb</b>	-23,6003	Zvýší-li se úroková sazba o 1 p. b., investice firem o 23,6003 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>CPI</b>	-16,7203	Pokud se zvýší index spotřebitelských cen o 1 p. b., investice firem se sníží o 16,7203 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>NX</b>	1,6119	Zvýší-li se saldo vývozu a dovozu o 1 mld. Kč/rok, investice firem se zvýší o 1,6119 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>d_Mira_infl</b>	15,6538	Pokud se zvýší míra inflace o 1 p. b., investice firem se zvýší o 15,6538 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>d_I_1</b>	-0,0370	Pokud se v minulém roce zvýšily investice o 1 mld. Kč/rok, investice firem se v aktuálním roce sníží o 0,0370 mld. Kč/rok, ceteris paribus.

Zdroj: autorská práce

Působení vládních výdajů na investice firem může být považováno za reálné, neboť růsty investic v soukromém a veřejném sektoru se stejným směrem ovlivňují navzájem. Pokud budou vládní výdaje na statky a služby vyšší, vláda tak bude více podporovat nejen výstavu infrastruktury či zvyšovat mzdy státních úředníků, ale její výdaje ve formě kapitálových výdajů přímo podnikatelských subjektům nebo v podobě investičních půjček budou taktéž vyšší.

Za předpokladu zvyšování míry nezaměstnanosti se budou investice firem také zvyšovat, protože budou firmy investovat například do nových budov a strojů, aby pomohli zaměstnanost snížit.

Parametr úrokové sazby odpovídá stanoveným teoretickým předpokladům a očekávání druhé rovnice, avšak intenzita tohoto parametru oproti strukturální formě narostla více jak 2,5 krát a taktéž je tomu u parametru míry inflace v redukované formě.

Vliv indexu spotřebitelských cen byl multiplikován přes parametr endogenní proměnnou výdajů domácností na spotřebu a jeho působení na investice firem má poměrně vysokou intenzitu, avšak tomu je z důvodu, že výdaje domácností na spotřebu jsou právě indexem spotřebitelských cen ovlivňovány nejvíce. Pokud se tedy CPI bude zvyšovat, toto zvýšení může vést ke snížení investic firem.

Zvýšení salda dovozu a vývozu povede ke zvýšení investic, neboť zvýšení samotného vývozu indikuje příznivou ekonomickou situaci, a to povede k většímu investování firem do svého rozvoje.

Vliv investic minulého období na investice aktuální lze považovat taktéž za správný, neboť pokud firmy investovali již v minulém období, v aktuálním období se jejich investice sníží.

Všechny parametry redukované formy druhé rovnice odpovídají teoretickým předpokladům.

### 3. rovnice:

Tabulka 13 - Interpretace parametrů redukované formy modelu – 3. rovnice

Proměnná	Hodnota parametru	Interpretace
<b>const</b>	526,3023	Budou-li všechny vysvětlující proměnné nulové, hodnota HDP bude 526,3023 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>G</b>	2,6853	Zvýší-li se vládní výdaje o 1 mld. Kč/rok, HDP se zvýší o 2,6853 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>Mira_nezam</b>	-5,7786	Pokud se zvýší míra nezaměstnanosti o 1 p. b., HDP se sníží o 5,7786 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>d_Urok_sazb</b>	-23,6003	Zvýší-li se úroková sazba o 1 p. b., HDP se sníží o 23,6003 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>CPI</b>	4,4516	Pokud se zvýší index spotřebitelských cen o 1 p. b., HDP se zvýší o 4,4516 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>NX</b>	2,6119	Zvýší-li se saldo vývozu a dovozu o 1 mld. Kč/rok, HDP se zvýší o 2,6119 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>d_Mira_infl</b>	15,6538	Pokud se zvýší míra inflace o 1 p. b., HDP se zvýší o 15,6538 mld. Kč/rok, ceteris paribus.
<b>d_I_1</b>	0,0099	Pokud se v minulém roce zvýšily investice o 1 mld. Kč/rok, HDP se v aktuálním roce zvýší o 0,0099 mld. Kč/rok, ceteris paribus.

Zdroj: autorská práce

Parametry vládních výdajů, čistého exportu a investic minulého období v redukováném tvaru odpovídají teoretickým předpokladům, neboť tvoří výdajovou metodu měření HDP. Co se týká jejich intenzity, lze je považovat za reálné. Investice minulého období se již promítly do HDP v minulém období, a v aktuálním období se proto může jednat pouze o doznívající efekt, proto je intenzita u této proměnné nízká.

Se zvýšením míry nezaměstnanosti bude HDP klesat. Tento předpoklad vychází z Okunova zákona, jež byl popsán v kapitole 4.4 *Syntéza – tzv. Magický čtyřúhelník*. I tento předpoklad koresponduje s výsledkem redukované formy. Pokud se totiž bude míra

nezaměstnanosti zvyšovat, zaměstnaných bude méně, a nebudou tak využity všechny pracovní zdroje, což bude mít dopad na produktivitu české ekonomiky, kdy stát nebude schopen vyrábět na hranici svých produkčních možností, a to následně povede ke snížení HDP.

Vliv zvyšování úrokové sazby povede ke snížení HDP, neboť jak již bylo uvedeno výše, pokud bude úroková sazba vyšší, lidé si nebudou půjčovat „drahé“ peníze pro své investování a investice firem klesnou. A pokles investic pak zapříčiní pokles samotného HDP.

Na výši HDP mají velký vliv index spotřebitelských cen a míra inflace. Jejich směr působení je správný, protože čím více se budou statky a služby zdražovat, tím více HDP poroste. Tento fakt odráží nominální domácí produkt, ve kterém se změny cenové hladiny promítají.

Všechny parametry redukované formy třetí rovnice odpovídají teoretickým předpokladům.

Ve všech případech výše odhadnuté parametry redukované formy odpovídají teoretickým východiskům. Avšak je nezbytné podotknout, že v redukované formě se jedná o komplexní působení vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou endogenní proměnnou. Vzhledem k simultánnosti modelu jsou parametry vysvětlujících proměnných již ovlivněny ostatními proměnnými v modelu. Působení jedné proměnné pak může být „přebito“ působením jiné proměnné a celková intenzita může být v konečném důsledku jiná, v některých případech to může ovlivnit i směr působení dané proměnné v opačný.

## 5.6 Aplikace modelu

### 5.6.1 Výpočet pružností

Průměrné pružnosti za období 1995 až 2014 byly vypočteny podle vztahu 3.24. Interpretace pružností je aplikována podle vztahu 3.25.

#### 1. rovnice

Tabulka 14 - Interpretace pružností – 1. rovnice

Proměnná	Parametr	Pružnost	Interpretace
<b>G</b>	$\gamma_{12}$	0,1780	Zvýší-li se vládní výdaje o 1 %, výdaje domácností na spotřebu se zvýší o 0,1780 % ceteris paribus.
<b>Mira_nezam</b>	$\gamma_{13}$	- 0,1220	Pokud se zvýší míra nezaměstnanosti o 1 %, výdaje domácností na spotřebu se sníží o 0,1220 %, ceteris paribus.
<b>CPI</b>	$\gamma_{15}$	1,3958	Zvýší-li se index spotřebitelských cen o 1 %, výdaje domácností na spotřebu se zvýší o 1,3958 %, ceteris paribus.
<b>d_I_1</b>	$\beta_{12}^*$	0,0012	Pokud se investice firem minulého roku zvýšily o 1 %, výdaje domácností na spotřebu se v aktuálním roce zvýší o 0,0012 %, ceteris paribus.

Zdroj: autorská práce

Z výše uvedených výpočtů pružností pro první rovnici a jejich interpretací lze usoudit, že největší vliv na výdaje domácností na spotřebu má index spotřebitelských cen. Naopak nejnižší vliv na výdaje domácností na spotřebu mají investice firem minulého období.

Výše uvedené výsledky korespondují se statistickou významností odhadnutých strukturálních parametrů. Parametr  $\beta_{12}^*$  ani na 10% hladině významnosti významný není, proto je jeho vliv téměř zanedbatelný.



## 2. rovnice

Tabulka 15 - Interpretace pružností – 2. rovnice

Proměnná	Parametr	Pružnost	Interpretace
<b>C</b>	$\beta_{21}$	-1,7565	Zvýší-li se výdaje domácností na spotřebu o 1 %, investice firem se sníží o 1,7565 %, ceteris paribus.
<b>HDP</b>	$\beta_{23}$	2,4301	Pokud se zvýší hrubý domácí produkt o 1 %, investice firem se zvýší o 2,4301 %, ceteris paribus.
<b>d_Urok_sazb</b>	$\gamma_{24}$	0,0048	Pokud se úroková sazba zvýší o 1 %, investice firem se zvýší o 0,0048 %, ceteris paribus.
<b>d_Mira_infl</b>	$\gamma_{27}$	-0,0037	Zvýší-li se míra inflace o 1 %., hrubé soukromé investice se sníží o 0,0037 %, ceteris paribus.

Zdroj: autorská práce

Na investice firem má dle vypočtených průměrných pružností největší vliv hrubý domácí produkt a výdaje domácností na spotřebu. U hrubého domácího produktu vychází pružnost poměrně vysoká. Důvodem tohoto výsledku může být skutečnost, že Česká republika je poměrně vyspělou ekonomikou, a jakmile se začne zemi lépe dařit a HDP se tak začne zvyšovat, lidé spíše své „přebytečné“ finanční prostředky investují. Tato teorie je podpořena i všeobecně známým faktem rozvíjejících se finančních společností a finančních poradců, kteří zapříchují zvyšování finanční gramotnosti obyvatelstva.

U proměnných úrokové sazby a míry inflace však došlo k otočení směru působení na vysvětlovanou proměnnou. Důvodem jsou záporné průměrné hodnoty těchto proměnných, neboť trendy obou proměnných jsou klesající a průměrné diference, které musely být zavedeny kvůli vysoké multikolinearitě, jsou záporné. Z tohoto důvodu lze u těchto proměnných brát v potaz pouze intenzitu, nikoliv směr.

### 3. rovnice

Tabulka 16 - Interpretace pružností – 3. rovnice

Proměnná	Pružnost	Interpretace
<b>C</b>	0,4851	Zvýší-li se výdaje domácností na spotřebu o 1 %, hrubý domácí produkt se zvýší o 0,4851 %, ceteris paribus.
<b>I</b>	0,2540	Pokud se zvýší investice firem o 1 %, hrubý domácí produkt se zvýší o 0,2540 %, ceteris paribus.
<b>G</b>	0,2474	Pokud se vládní výdaje na statky a služby zvýší o 1 %, hrubý domácí produkt se zvýší o 0,2474 %, ceteris paribus.
<b>NX</b>	0,0135	Zvýší-li se čistý export o 1 %, hrubý domácí produkt se zvýší o 0,0135 %, ceteris paribus.

Zdroj: autorská práce

Z výše uvedených pružností vyplývá, že největší vliv na hrubý domácí produkt mají výdaje domácností na spotřebu. Investice firem a vládní výdaje na statky a služby mají téměř totožný vliv. Nejmenší vliv na HDP má čistý export.

Intenzita vlivu jednotlivých výdajů, které ovlivňují výši hrubého domácího produktu, je totožná s tím, jak se jednotlivé výdaje na tvorbě HDP podílejí (viz *Graf 9 - Procentuální podíl průměru jednotlivých výdajů na HDP za roky 1994-2014*). Třetí rovnice je identitní a jednotlivé parametry proměnných v této rovnici jsou jedničky, a proto jsou pružnosti pouhým podílem jednotlivých výdajů na hrubém domácím produktu.

## 5.6.2 Prognóza

### Výpočet trendových funkcí vysvětlujících proměnných

Parametry jednotlivých trendových funkcí pro všechny predeterminované proměnné byly odhadnuty na základě metody BMNČ uvedené ve vztahu 3.27:

$$\Gamma^* = \begin{pmatrix} 518,7603 & 6,2468 & -0,6340 & 68,9842 & -243,5131 & -0,8542 & 70,4912 \\ 23,7260 & 0,0417 & 0,0201 & 2,8858 & 27,1939 & 0,0356 & -3,4944 \end{pmatrix}$$

Zápis odhadnutých lineárních trendových funkcí dle vztahu 3.28:

Vládní nákupy statků a služeb:	$x_2 = 518,7603 + 23,7260t$
Míra nezaměstnanosti:	$x_3 = 6,2468 + 0,0417t$
Úroková sazba v diferencích:	$x_4 = -0,6340 + 0,0201t$
Index spotřebitelských cen:	$x_5 = 68,9842 + 2,8858t$
Saldo vývozu a dovozu:	$x_6 = -243,5131 + 27,1939t$
Míra inflace v diferencích:	$x_7 = -0,8542 + 0,0356t$
Investice minulého období v diferencích:	$y_{2(t-1)} = 70,4912 - 3,4944t$

### Stanovení budoucích hodnot pro roky 2015 až 2017

Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných jsou stanoveny na základě vztahu 3.28 dosazením časových období prognostického horizontu do jednotlivých odhadnutých lineárních trendových funkcí.

$T$  ... počet známých období

$h$  ... prognostický horizont

$$T = 20 \quad h = 3$$

Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných jsou uvedeny v tabulce: *Tabulka 17 - Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2015-2017.*

**Tabulka 17 - Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2015-2017**

Proměnná	X2	X3	X4	X5	X6	X7	y <sub>2(t-1)</sub>
<b>2015</b>	1017,0057	7,1232	-0,2110	129,5858	327,5588	-0,1058	-2,8909
<b>2016</b>	1040,7317	7,1649	-0,1909	132,4716	354,7527	-0,0702	-6,3853
<b>2017</b>	1064,4577	7,2066	-0,1707	135,3574	381,9466	-0,0345	-9,8797

Zdroj: autorská práce

Kompletní teoretické hodnoty všech predeterminovaných proměnných za sledované období včetně teoretických hodnot období prognostického horizontu jsou uvedeny v tabulce: *Tabulka 37 - Teoretické hodnoty predeterminovaných proměnných*, která tvoří přílohu: *Příloha č. 16 - Teoretické hodnoty predeterminovaných proměnných.*

Avšak hodnoty proměnných  $x_4$  (reálné úrokové sazby v diferencích) a  $x_7$  (míry inflace v diferencích) musely být upraveny, neboť dle vypočteného lineárního trendu (u obou ukazatelů klesajícího) by hodnoty v prognostickém horizontu nabývaly záporných hodnot, a tyto ukazatele by záporných hodnot nabývat neměly. Proto pro období prognostického horizontu byla u proměnné  $x_4$  zvolena neměnná úroková sazba, tudíž hodnoty diferencí budou nulové. Pro korekci proměnné  $x_7$  byly vyhledány prognózované hodnoty míry inflace na roky 2015 až 2017<sup>129</sup> a tyto hodnoty byly následně do požadované podoby diferencovány. Taktéž musela být upravena data proměnné  $y_{2(t-1)}$  (investic firem minulého období v diferencích), neboť byl lineární trend odhadován na diferencovaných hodnotách a odhadnuté budoucí hodnoty neodpovídaly skutečnosti rostoucích investic. Vzhledem k faktu, že investice firem jsou zpožděnou proměnnou, hodnota pro rok 2015 mohla být diferencována ještě ze skutečných hodnot. Pro roky 2016 a 2017 byly na základě skutečných hodnot investic firem lineární trendovou funkcí, uvedenou v kapitole 4.1.1 *Metody výpočtu HDP*, podkapitole *Investice firem*, odhadnuty teoretické hodnoty pro roky 2015 a 2016, které byly následně diferencovány.

<sup>129</sup> Prognóza vybraných makroekonomických ukazatelů. [online]. Ministerstvo Práce a sociálních věcí [cit. 31.10. 2015]. < <http://www.mpsv.cz/cs/869>>

*Tabulka 18 - Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2015-2017 (upravené)* obsahuje budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných v modifikované podobě.

**Tabulka 18 - Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2015-2017 (upravené)**

Proměnná	x2	x3	x4	x5	x6	x7	y2(t-1)
<b>2015</b>	1017,0057	7,1232	0	129,5858	327,5588	0,1	27,9340
<b>2016</b>	1040,7317	7,1649	0	132,4716	354,7527	1,2	100,5474
<b>2017</b>	1064,4577	7,2066	0	135,3574	381,9466	0,3	29,3006

Zdroj: autorská práce

### Stanovení prognózy endogenních proměnných

Dosažením budoucích hodnot predeterminovaných proměnných uvedených v *Tabulka 18 - Budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných na roky 2015-2017 (upravené)* do vztahu 3.26 jsou získány bodové předpovědi endogenních vysvětlovaných proměnných.

Kompletní teoretické hodnoty všech endogenních vysvětlovaných proměnných za sledované období včetně teoretických hodnot období prognostického horizontu jsou uvedeny v tabulce: *Tabulka 38 - Teoretické hodnoty vysvětlovaných endogenních proměnných*, která tvoří přílohu: *Příloha č. 17 - Teoretické hodnoty vysvětlovaných endogenních proměnných*.

$$\hat{Y}_{T+h} = \begin{pmatrix} 2222,1501 & 1083,6970 & 4650,4117 \\ 2293,7865 & 1126,4212 & 4815,6921 \\ 2358,6834 & 1143,1602 & 4948,2480 \end{pmatrix}$$

**Tabulka 19 - Bodová prognóza endogenních vysvětlovaných proměnných na roky 2015-2017**

Proměnná	y1	y2	y3
<b>2015</b>	2222,1501	1083,6970	4650,4117
<b>2016</b>	2293,7865	1126,4212	4815,6921
<b>2017</b>	2358,6834	1143,1602	4948,2480

Zdroj: autorská práce

Pro stanovení intervalové prognózy je nejprve dle vztahu 3.31 vypočtena odmocninová střední chyba odhadu RMSE jednotlivých endogenních vysvětlovaných proměnných.

$$RMSE = (29,2119 \quad 77,2579 \quad 71,3245)$$

$$RMSE_C = 29,2119$$

$$RMSE_I = 77,2579$$

$$RMSE_{HDP} = 71,3245$$

Intervalová prognóza jednotlivých vysvětlovaných endogenních proměnných je vypočtena podle vztahu 3.30.

**Tabulka 20 - Intervalová prognóza výdajů domácností na spotřebu na roky 2015-2017**

<b>y<sub>1</sub></b>	<b>95% dolní mez</b>	<b>95% horní mez</b>
<b>2015</b>	2163,7263	2280,5739
<b>2016</b>	2235,3627	2352,2103
<b>2017</b>	2300,2596	2417,1073

Zdroj: autorská práce

**Tabulka 21 - Intervalová prognóza investic firem na roky 2015-2017**

<b>y<sub>2</sub></b>	<b>95% dolní mez</b>	<b>95% horní mez</b>
<b>2015</b>	929,1813	1238,2128
<b>2016</b>	971,9054	1280,9369
<b>2017</b>	988,6445	1297,6760

Zdroj: autorská práce

**Tabulka 22 - Intervalová prognóza HDP na roky 2015-2017**

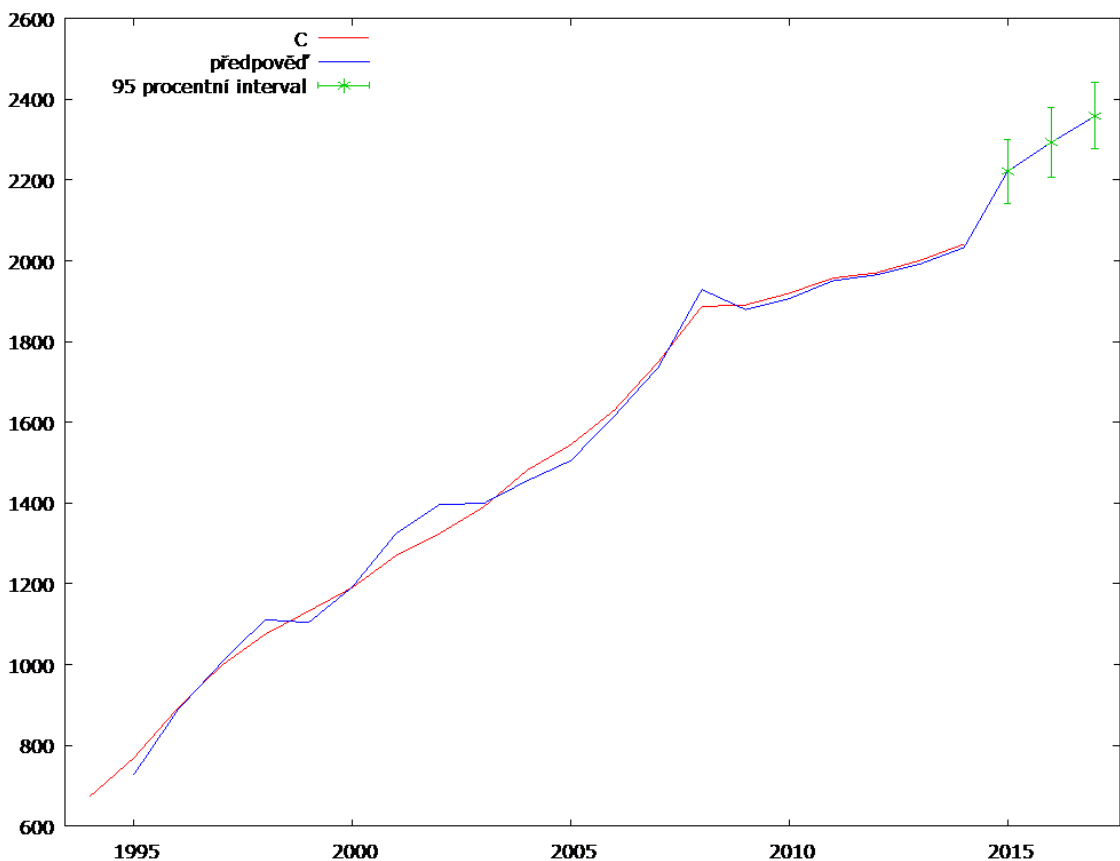
<b>y<sub>3</sub></b>	<b>95% dolní mez</b>	<b>95% horní mez</b>
<b>2015</b>	4507,7626	4793,0607
<b>2016</b>	4673,0431	4958,3411
<b>2017</b>	4805,5990	5090,8970

Zdroj: autorská práce

Na základě výše uvedených vypočtených bodových a intervalových předpovědí jsou zkonstruovány následující grafy, které znázorňují skutečné a teoretické hodnoty endogenních vysvětlovaných proměnných za sledované období, včetně bodové prognózy na období zvoleného prognostického horizontu a včetně 95% konfidenčního intervalu.

Následující graf: *Graf 16 - Výdaje domácností na spotřebu - skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval* je sestaven v SW Gretl na základě údajů uvedených v tabulce: *Tabulka 39 - Výdaje domácností na spotřebu – skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval*, tvořící přílohu: *Příloha č. 18 - Výdaje domácností na spotřebu – skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval* a zobrazuje skutečné, teoretické hodnoty výdajů domácností na spotřebu za období 1995 až 2014, včetně prognózy a 95% konfidenčního intervalu prognózy na roky 2015 až 2017.

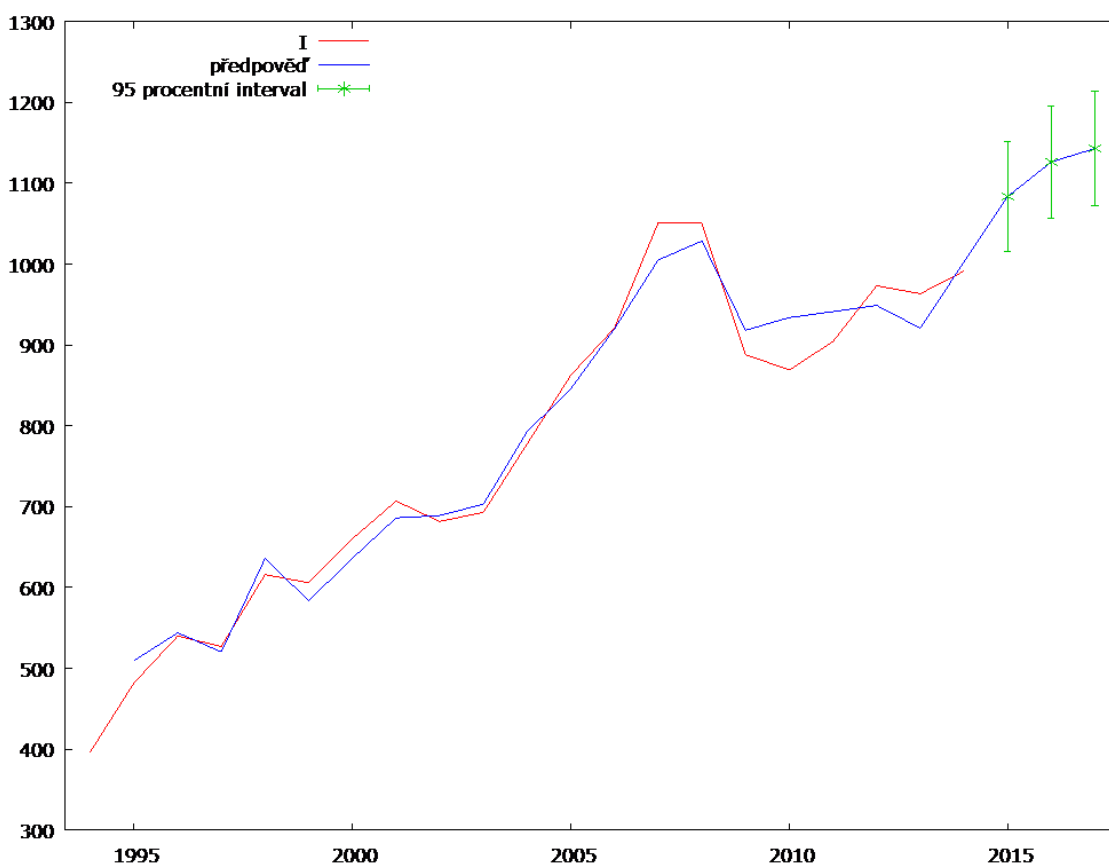
**Graf 16 - Výdaje domácností na spotřebu - skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval**



Zdroj: SW Gretl

Graf 17 - Investice firem - skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval vychází z podkladových údajů uvedených v tabulce: *Tabulka 40 - Investice firem – skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval*, tvořící přílohu: *Příloha č. 19 - Investice firem – skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval*, je zkonstruován za použití SW Gretl a zobrazuje skutečné, teoretické hodnoty investic firem za období 1995 až 2014, včetně prognózy a 95% konfidenčního intervalu prognózy na roky 2015 až 2017.

Graf 17 - Investice firem - skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval

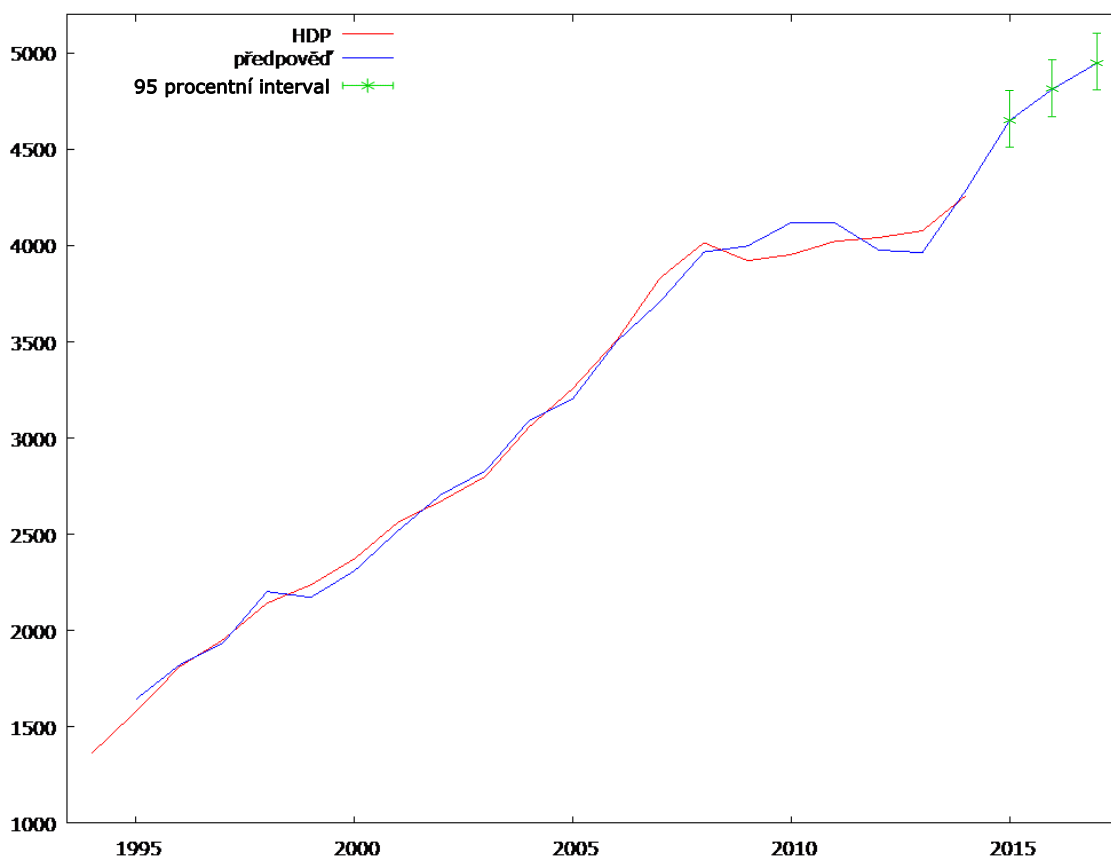


Zdroj: SW Gretl



Graf 18 - HDP - skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval zobrazuje skutečné, teoretické hodnoty HDP za období 1995 až 2014 včetně prognózy a 95% konfidenčního intervalu prognózy na roky 2015 až. Tento graf byl sestrojen v SW Gretl na základě podkladových údajů uvedených v tabulce: *Tabulka 41 - HDP– skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval*, tvořící přílohu: *Příloha č. 20 - HDP – skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval*.

Graf 18 - HDP - skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval



Zdroj: SW Gretl

Pro zhodnocení přesnosti prognózy hrubého domácího produktu byla prognóza dle sestaveného a odhadnutého ekonometrického modelu této práce (dále jen „prognóza DP“) porovnána s prognózou, kterou deklaruje ČNB<sup>130</sup>. *Tabulka 23 - HDP - porovnání prognózy DP a ČNB* zobrazuje prognózované hodnoty HDP dle obou zdrojů na roky 2015 až 2017.

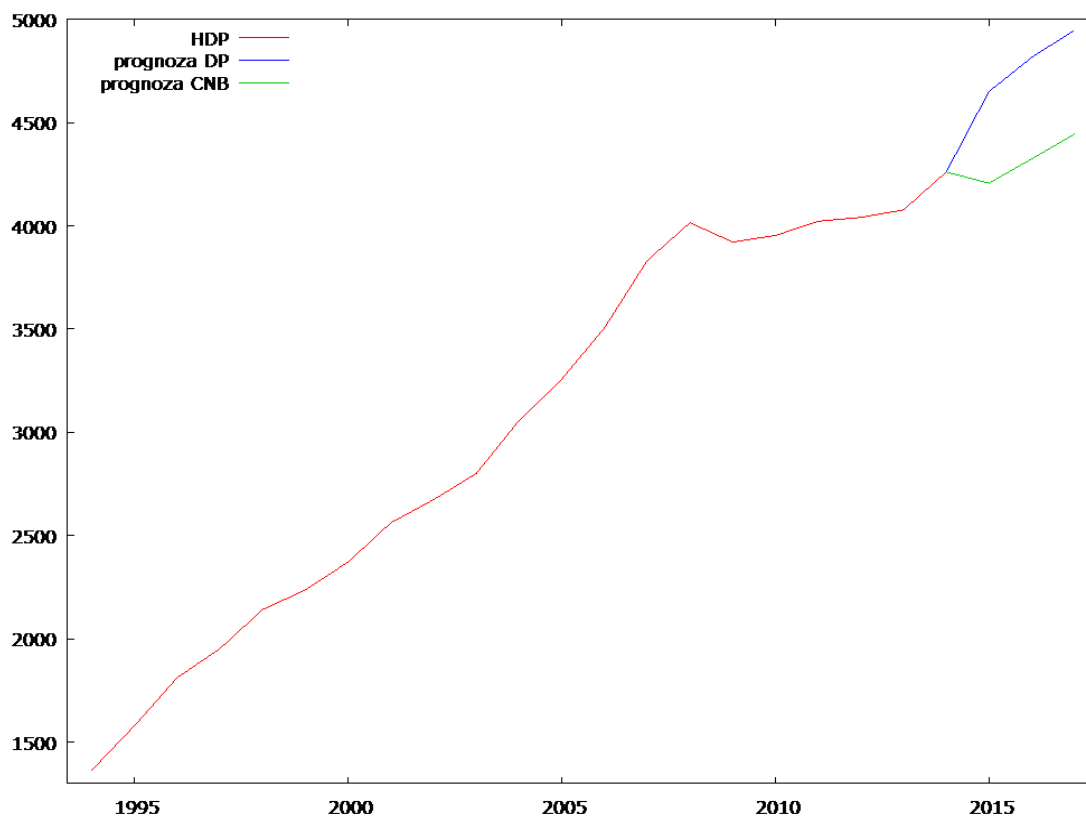
**Tabulka 23 - HDP - porovnání prognózy DP a ČNB**

y1	prognóza DP	prognóza ČNB
2015	4650,4117	4206,5535
2016	4815,6921	4324,4239
2017	4948,2480	4444,5468

Zdroj: autorská práce

Na základě získaných údajů byl v SW Gretl sestrojen *Graf 19 - HDP - porovnání prognózy DP a ČNB*, ze kterého lze názorně posoudit rozdílnost obou prognóz.

**Graf 19 - HDP - porovnání prognózy DP a ČNB**



Zdroj: autorská práce v SW Gretl

<sup>130</sup> Aktuální Prognóza ČNB (zveřejněná 6.8.2015). *Tabulka klíčových makroekonomických indikátorů*. [online]. ČNB [cit. 31.10. 2015]. <[https://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/prognóza](https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/prognóza)>

Na první pohled je patrné, že prognóza DP je optimističtější, očekáváno je rychlejší tempo růstu, než je tomu tak u prognózy dle ČNB. V roce 2015 by dle prognózy DP měl být hrubý domácí produkt ve výši 4 650,4117 mld. Kč, ale dle prognózy ČNB pouze 4 206,5535 mld. Kč, což je rozdíl cca 443 mil. Kč. A v roce 2017 by prognóza DP měla dosahovat téměř 5 miliard Kč, ale ČNB očekává v tomto roce HDP ve výši 4,5 miliardy Kč. Je však jasné, že blíže skutečnosti bude prognóza stanovená odborníky ČNB, na základě získaných detailnějších informací a za použití přesnějších, propracovanějších metod. Avšak přesnost obou prognóz ukáže jen čas.

Pro jednotlivé endogenní vysvětlované proměnné byla na základě vztahu 3.32 zkonstruována střední absolutní procentuální chyba MAPE.

$$MAPE_C = 1,6967$$

$$MAPE_I = 8,1078$$

$$MAPE_{HDP} = 1,9263$$

Střední absolutní procentuální chyba MAPE výdajů domácností na spotřebu deklaruje vysoce kvalitní předpověď. V průměru je chyba prognózy této proměnné 1,7%. Velice kvalitní bude i předpověď hrubého domácího produktu, kde se autorka dopouští v průměru chyby 1,9%. Méně kvalitní předpověď bude u investic firem. Hodnota MAPE této proměnné je 8,1%, tzn., že chybovost prognózy bude v průměru 8,1%, avšak hodnota MAPE je do 10%, což značí, že předpověď bude stále použitelná.

## 6 Závěr

Hlavním cílem této diplomové práce bylo charakterizovat podstatné determinanty a jejich vliv na vývoj HDP v České republice pomocí ekonometrických nástrojů. K naplnění toho cíle byly definovány cíle dílčí, které byly s použitím stanovené metodiky postupně naplněny.

V kapitole 4 *Literární rešerše* byly definovány a charakterizovány nejpodstatnější pojmy národního hospodářství, které úzce souvisejí a ovlivňují vývoj hrubého domácího produktu. Nejrozsáhlejší část této kapitoly je věnována samotnému HDP, jeho principům a především metodám výpočtu HDP. Detailněji byla charakterizována výdajová metoda výpočtu HDP včetně popisu a charakteristiky dílčích výdajů, ze kterých je HDP tvořeno, neboť následně sestavený ekonometrický model vychází právě z této metody. Všechny tyto makroekonomické ukazatele, ze kterých je ekonometrický model sestaven, jsou doplněny o grafická znázornění svého vývoje ve sledovaném období, tedy v letech 1994-2014. Pro posouzení trendu vývoje jednotlivých ukazatelů jsou grafy doplněny o lineární trendové funkce. Aby bylo možné posoudit, z kolika procent tyto lineární trendové funkce odpovídají skutečným hodnotám, byl vypočten koeficient determinace. Na konci této kapitoly je spíše pro zajímavost sestaven tzv. Magický čtyřúhelník, který hodnotí stabilitu a výkonnost ekonomiky na základě čtyř makroekonomických cílů hospodářské politiky České republiky v roce 2014. V porovnání s optimálními hodnotami lze říci, že plnění hospodářsko-politických cílů se České republice poměrně daří.

Kapitola 5 *Vlastní zpracování* představuje stěžejní část diplomové práce. V rámci této kapitoly byl na základě výdajové metody výpočtu HDP zkonstruován třírovnicový simultánní model, jehož první rovnice znázorňuje závislost výdajů domácností na spotřebu na vládních výdajích, míře nezaměstnanosti, indexu spotřebitelských cen a investicích firem minulého období. Druhá rovnice vychází z předpokladu, že investice firem jsou závislé na výdajích domácností na spotřebu, na hrubém domácím produktu, reálné úrokové sazbě a míře inflace. A rovnice třetí představuje samotnou výdajovou metodu výpočtu HDP.

Na základě sestavených korelačních matic musely být proměnné investice firem minulého období, míra inflace a úroková sazba převedeny do postupných diferencí, a z tohoto důvodu se časová řada, na které byl model odhadován, zkrátila o jedno období. Avšak tato úprava byla nezbytná, a nežádoucí multikolinearita byla tímto zákrokem

eliminována. Ještě před samotným odhadem byla provedena identifikace modelu, na základě které bylo zjištěno, že model, resp. první dvě rovnice jsou přeidentifikované, a již nic nebránilo tomu, provést odhad modelu.

Sestavený ekonometrický model byl odhadován po jednotlivých rovnicích. První rovnice byla odhadnuta běžnou metodou nejmenších čtverců a druhá rovnice dvoustupňovou metodou nejmenších čtverců, neboť tato rovnice obsahuje simultánní vztah. Poslední rovnice modelu je identitní, a proto odhadována nebyla. Odhadnuté parametry první a druhé rovnice byly následně verifikovány z ekonomického, statistického a ekonometrického hlediska. Ekonomická verifikace prokázala, že směr a intenzita odhadnutých parametrů odpovídá stanoveným předpokladům a očekáváním. V rámci statistické verifikace byla prokázána významnost téměř všech parametrů v modelu. Pouze u parametru zpožděných diferencovaných investic firem minulého období v první rovnici, a u parametru diferencované úrokové sazby v rovnici druhé, významnost prokázána nebyla. Na základě F-testu byla otestována a následně prokázána i významnost modelu jako celku. Koeficientem determinace byla dokázána velmi vysoká shoda modelu s daty a závislost změn endogenních vysvětlovaných proměnných na změnách vysvětlujících proměnných. Změny výdajů domácností na spotřebu, jakožto endogenní vysvětlované proměnné první rovnice, jsou z 99,47% závislé na změnách vysvětlujících proměnných. Korigovaný koeficient determinace první rovnice vyšel 99,32%. Koeficient determinace u druhé rovnice dosáhl 97,61%, a korigovaný koeficient determinace 96,97%. Výsledky statistické verifikace lze považovat za velmi uspokojivé. Co se týká ekonometrických vlastností odhadnutého modelu, bylo prokázáno, že reziduální složky mají normální rozdělení, že se v modelu nevyskytuje autokorelace 1. řádu, a že v modelu není přítomna heteroskedasticita. Na základě výsledků ekonometrické verifikace lze považovat model za správně specifikovaný a vhodný k aplikaci, a jeho odhad lze označit za BLUE odhad.

Vzhledem k simultánnímu charakteru modelu byla odvozena jeho redukováná forma, jakožto finální podoba ekonometrického modelu, kde parametry redukové formy vyjadřují jak přímé, tak i skrze simultánní vztah zprostředkované efekty všech predeterminovaných proměnných na proměnné endogenní vysvětlované. Ve všech případech byl směr působení parametrů redukové formy shodný s formou strukturální, z čehož lze usoudit, že se ukazatele chovají dle předpokladů trhu s dokonalou konkurencí.

Aplikace ekonometrického modelu byla založena na výpočtu a interpretaci elasticit, ale především na prognóze výdajů domácností na spotřebu, investic firem a zejména hrubého domácího produktu. Na základě elasticit bylo zjištěno, že výdaje domácností na spotřebu jsou nejvíce ovlivňovány indexem spotřebitelských cen. Investice firem nejvíce ovlivňuje samotný hrubý domácí produkt a HDP naopak nejvíce ovlivňují výdaje domácností na spotřebu.

Prognóza ex ante odhadnutého modelu byla odvozena na základě lineárních trendových funkcí predeterminovaných proměnných, a to na roky 2015 až 2017. U některých těchto proměnných musely být budoucí hodnoty, získané z lineární trendové funkce, upraveny, neboť díky jejich klesajícímu trendu by byly jejich hodnoty záporné, a to u míry inflace nebo úrokové sazby bylo vyloučeno. Stanoveny byly bodové a intervalové předpovědi všech endogenních vysvětlovaných proměnných, které jsou společně s jejich teoretickými a skutečnými hodnotami zachyceny do grafu, za účelem snadného zhodnocení a porovnání dosažených výsledků. Prognózy vycházejí více méně dle očekávání. Zjištěno bylo, že výdaje domácností na spotřebu by měly neustále růst, a v roce 2017 by měly dosáhnout 2 359 mld. Kč, což je v porovnání s rokem 2014 (2 042 mld. Kč.) o 318 mld. Kč více. Prognózané hodnoty výdajů domácností na spotřebu mají výraznější rostoucí trend, jehož příčinou může být fakt, že v poslední době dochází ke zdražování především základních potravin, jež se odrazí v indexu spotřebitelských cen, který výdaje domácností na spotřebu ovlivňuje největší měrou. Investice firem by měly mít také nadále rostoucí trend, a v roce 2017 měly dosáhnout na 1 143 mld. Kč, což je o 151 mld. Kč více než v roce 2014. Prognóza HDP taktéž předpokládá výraznější rostoucí trend. V roce 2017 by HDP mělo dosahovat 4 948 mld. Kč, což oproti roku 2014, kdy bylo HPD 4 261 mld. Kč, představuje nárůst o 687 mld. Kč.

Pro zhodnocení kvality předpovědi hrubého domácího produktu, jakožto toho nejdůležitějšího a stěžejního makroekonomického ukazatele, byla prognóza DP porovnána s prognózou odborníků, tedy s prognózou, kterou uvádí ČNB. Pozitivní je to, že obě prognózy předpokládají neustálý růst HDP, avšak prognóza DP očekává rychlejší tempo růstu, a to takové, že v roce 2017 by HDP mělo dosahovat téměř 5 miliard Kč. Dle prognózy ČNB by HDP v tomto roce mělo dosahovat 4,5 miliardy Kč. Rozdíl samozřejmě není zanedbatelný, avšak z tohoto hlediska je prognóza DP hodnocena jako optimističtější, a lze jen doufat, že česká ekonomika se těmito výsledkům bude blížit více.

Pro jednotlivé endogenní proměnné následně byla vypočtena míra MAPE, která odhadnutý model pro tvorbu předpovědi hodnotí jako velmi kvalitní. U výdajů domácností na spotřebu vyšla míra MAPE 1,7% a u HDP 1,9%, což je považováno za velmi nízkou chybovost prognózy, a je hodnoceno velmi pozitivně. U proměnné investice firem chyba prognózy dosahuje již 8,1%, avšak i tato hodnota značí, že předpověď je stále použitelná.

Na základě výsledků ekonometrického modelu lze závěrem konstatovat, že model poskytuje poměrně přesný odhad a v praxi by mohl být použitelný. Avšak aby model vycházel ještě lépe a odhady parametrů byly přesnější a prognóza spolehlivější, mohl by být model doplněn o další dvě rovnice, které by vysvětlovaly zbylé, nevysvětlené výdaje, které výdajovou metodou tvoří HDP. Model by tak byl sice o dost složitější, avšak lze předpokládat, že by o to byl také kvalitnější.

## 7 Seznam použité literatury

### 7.1 Tištěné dokumenty

1. BRČÁK, J., SEKERNA, B.: *Makroekonomie – teorie a praxe*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2014. 223 s.  
ISBN 978-80-7380-492-3
2. BRČÁK, J., SEKERKA, B.: *Mikroekonomie*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2010. 261 s.  
ISBN 978-80-7380-280-6
3. CIPRA, T.: *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*. NTL, Praha a ALFA, Bratislava, 1986, 248 s. ISBN 99-00-00157-X
4. CIPRA, T.: *Finanční ekonometrie*. 2. upravené vyd.. Ekopress, 2013, 538 s.,  
ISBN 978-80-86929-93-4
5. DUCHOŇ, B., ŠAFRÁNKOVÁ, J. *Management. Integrace tvrdých a měkkých prvků řízení*.  
1. vydání. Praha : C.H. Beck, 2008. 378 s. ISBN 978-80-7400-003-4
6. FRIEDMAN, M.: *Za vším hledej peníze*. 1. vydání. Praha. Grada Publishing. 1997. 264 s.  
ISBN 80-7169-480-0
7. GREENE, W.: *Ecomonetric analysis*. 5th edition. Prentide Hall. 2003. 1083 s.  
ISBN 0-13-066189-9
8. GUJARATI, D. N.: *Basic Econometrics* 4th edition. Singapore. Mc Graw-Hill. 2004. 1024 s.  
ISBN 0072478527
9. HANČLOVÁ, J.: *Ekonometrické modelování – Klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vydání.  
Praha. Grada Publishing. 2012. 214 s. ISBN 978-80-7431-088-1
10. HELÍSEK, M.: *Makroekonomie – Základní kurz*. 2. přepracované vydání. MELANDRIUM.  
2002. 325 s. ISBN 80-86175-25-1
11. HINDLS, R., HRONOVÁ, S., SEGER, J., FISCHER, J.: *Statistika pro ekonomy*. 8. vydání,  
Professional Publishing, Praha, 2007. 420 s. ISBN 978-80-86946-43-6



12. HOLMAN, R.: *Makroekonomie*. 1. vyd. Praha: Nakladatelství C. H. Beck, 2004. 242 s. ISBN 80-7179-764-2.
13. HŘEBÍK, F.: *Obecná ekonomie*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2008. 223 s. ISBN 978-80-7380-101-4
14. HUŠEK, R.: *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2009, 346 s., ISBN 978-80-245-1623-3
15. HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha, Nakladatelství Oeconomica, 2007, 368 s. ISBN 978-80-245-1300-3
16. JUREČKA, V. a kol.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha: Grada Publishing, 2013. 352 s. ISBN 978-80-247-4386-8
17. KLÍMA, J.: *Makroekonomie*. 1. vydání. Praha: Alfa Publishing, 2006, 144 s. ISBN 80-86851-27-3
18. KONEČNÝ, B., SOJKA, M.: *Malá encyklopedie moderní ekonomie*. Nakladatelství Libri, Praha. 2006, 279 s. ISBN 80-7277-328-3
19. KUBÍČEK, J. a kol.: *Hospodářská politika*. Plzeň. Aleš Čeněk. 2006. 302 s. ISBN 80-86898-99-7
20. MACÁKOVÁ, L. a kol.: *Mikroekonomie základní kurz*, 8. aktual. vydání, MELANDRIUM, 2003. 275 s. ISBN 80-86175-38-3
21. MALÁ, I.: *Statistické úsudky*. Praha. Professional Publishing, 2013, 260 s. ISBN 978-80-7431-127-7
22. MANKIW, N. G.: *Zásady ekonomie*. Praha: Grada Publishing, 1999, 763 s. ISBN 80-7169-891-1
23. MAREK, L. a kol.: *Statistika pro ekonomy – aplikace*. Praha. Professional Publishing, 2005, 423 s. ISBN 80-86419-68-1
24. MAREŠ, P.: *Nezaměstnanost jako sociální problém*. Sociologické nakladatelství, 1998. ISBN 80-901424-9-4.
25. PAVELKA, T.: *Makroekonomie – základní kurz*. 2. vyd. MELANDRIUM, 2007. 278 s. ISBN 978-80-86175-52-2

26. SEKERKA, B., BRČÁK, J., KUČERA, A.: *Ekonomie trochu jinak*. Plzeň: Aleš Čeněk, 2015. 351 s, ISBN 978-80-7380-534-0
27. SOUKUP, J., POŠTA, V., NESET, P., PAVELKA, T., DOBYLOVSKÝ, J.: *Makroekonomie*. 2. aktualizované vydání. Praha. Management Press. 2010. 518 s. ISBN 978-890-7261-219-2
28. ŠIMEK, M.: *Trh práce*, Vysoká škola podnikání, a.s. v Ostravě, 2005. 75 s. ISBN 80-86764-26-5
29. SLANÝ, A, FRANC, A.: *Hospodářská politika – Distanční studijní opora*, Masarykova univerzita, Brno. 2004. 122 s. ISBN 80-210-3476-9
30. TULEJA, P.: *Analýza pro ekonomy*. Praha: Computer Press, 2007. 344 s. ISBN 978-80-251-1801-6.
31. TVRDOŇ, J.: *Ekometrie*. 5. vyd. Praha: ČZU PEF, 2011, 228 s. ISBN 978-80-213-0819-0
32. VERBEEK, M.: *A guide to modern econometrics*. 2nd edition. England: John Wiley&Sons, Ltd. 2004. 446 s. ISBN 0-470-85773-0
33. WOOLDRIDGE, J.M.: *Introductory Econometrics: A Modern Approach, 4th Edition*, Michigan State University, USA, 2009, 865 s. ISBN 13: 978-0-324-66054-8

## 7.2 Elektronické dokumenty a internetové portály

34. *Aktuální Prognóza ČNB (zveřejněná 6.8.2015). Tabulka klíčových makroekonomických indikátorů.* [online]. ČNB [cit. 31.10. 2015]. <[https://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/prognoza](https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/prognoza)>
35. ART, J., ARTLOVÁ, M., RUBLÍKOVÁ, E.: *Analýza ekonomických časových řad s příklady.* [online]. Vysoká škola ekonomická v Praze. 2002 [cit. 4.10. 2015] <<http://nb.vse.cz/~artlova/vyuka/crsbir02.pdf>>
36. HANČLOVÁ, J., TVRDÝ, L. *Úvod do analýzy časových řad.* [online]. Institut geoinformatiky. 2003 [cit. 4.10. 2015] <[http://gis.vsb.cz/panold/Skoleni\\_Texty/TextySkoleni/AnalyzaCasRad.pdf](http://gis.vsb.cz/panold/Skoleni_Texty/TextySkoleni/AnalyzaCasRad.pdf)>
37. *HDP Důchodová metoda.* [online]. Český statistický úřad [cit. 8.9. 2015]. <[http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenkavyber.makroek\\_duchodm](http://apl.czso.cz/pll/rocenka/rocenkavyber.makroek_duchodm)>
38. *Hrubý domácí produkt – HDP .* [online]. Aktuálně.cz [cit. 14.11. 2015]. <<http://www.aktualne.cz/wiki/ekonomika/hruby-domaci-produkt-hdp/r~i:wiki:3100/>>
39. *Prognóza vybraných makroekonomických ukazatelů.* [online]. Ministerstvo Práce a sociálních věcí [cit. 31.10. 2015]. <<http://www.mpsv.cz/cs/869>>
40. *Společná tisková zpráva Českého statistického úřadu a Ministerstva práce a sociálních věcí ČR - Změna výpočtu ukazatele registrované nezaměstnanosti.* [online]. Ministerstvo Práce a sociálních věcí [cit. 5.7. 2015]. <[http://www.mpsv.cz/files/clanky/13856/tz\\_071112a.pdf](http://www.mpsv.cz/files/clanky/13856/tz_071112a.pdf)>
41. *Unemployment rate* [online]. Eurostat [cit. 25.9. 2015]. <<http://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets/-/tesem120>>
42. *Změna metodiky ukazatele registrované nezaměstnanosti.* [online]. Integrovaný portál MPSV [cit. 5.7. 2015]. <[https://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/zmena\\_metodiky](https://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/zmena_metodiky)>

## Seznam grafů:

GRAF 1 - VÝVOJ HDP V BĚŽNÝCH CENÁCH V LETECH 1994-2014 .....	34
GRAF 2 - VÝVOJ HDP VE STÁLÝCH CENÁCH V LETECH 1994-2014 .....	35
GRAF 3 - VÝVOJ VÝDAJŮ DOMÁCNOSTÍ NA SPOTŘEBU V BĚŽNÝCH CENÁCH V LETECH 1994-2014 .....	38
GRAF 4 - VÝVOJ INVESTIC FIREM V BĚŽNÝCH CENÁCH V LETECH 1994-2014 .....	39
GRAF 5 - VÝVOJ REÁLNÉ ÚROKOVÉ MÍRY V LETECH 1994-2014 .....	40
GRAF 6 - VÝVOJ VLÁDNÍCH NÁKUPU STATKŮ A SLUŽEB V BĚŽNÝCH CENÁCH V LETECH 1994-2014 .....	42
GRAF 7 - VÝVOJ SALDA ZAHRA NIČNÍHO OBCHODU V BĚŽNÝCH CENÁCH V LETECH 1994-2014 .....	43
GRAF 8 - VÝVOJ PODÍLŮ JEDNOTLIVÝCH VÝDAJŮ NA HDP V BĚŽNÝCH CENÁCH V LETECH 1994-2014 .....	44
GRAF 9 - PROCENTUÁLNÍ PODÍL PRŮMĚRU JEDNOTLIVÝCH VÝDAJŮ NA HDP ZA ROKY 1994-2014 .....	45
GRAF 10 - VÝVOJ INDEXU SPOTŘEBITELSKÝCH CEN V LETECH 1994-2014 .....	50
GRAF 11 - VÝVOJ MÍRY INFLACE V LETECH 1994-2014 .....	52
GRAF 12 - VÝVOJ OBECNÉ MÍRY NEZAMĚSTNANOSTI V LETECH 1994-2014 .....	57
GRAF 13 - VÝVOJ EKONOMICKY AKTIVNÍHO OBYVATELSTVA V LETECH 1994-2014 .....	58
GRAF 14 - VÝVOJ POČTU VOLNÝCH PRACOVNÍCH MÍST V LETECH 1994-2014 .....	59
GRAF 15 - MAGICKÝ ČTYŘÚHELNÍK ČESKÉ REPUBLIKY V ROCE 2014 .....	61
GRAF 16 - VÝDAJE DOMÁCNOSTÍ NA SPOTŘEBU - SKUTEČNÉ, TEORETICKÉ HODNOTY A 95% KONFIDENČNÍ INTERVAL .....	90
GRAF 17 - INVESTICE FIREM - SKUTEČNÉ, TEORETICKÉ HODNOTY A 95% KONFIDENČNÍ INTERVAL .....	91
GRAF 18 - HDP - SKUTEČNÉ, TEORETICKÉ HODNOTY A 95% KONFIDENČNÍ INTERVAL .....	92
GRAF 19 - HDP - POROVNÁNÍ PROGNÓZY DP A ČNB .....	93
GRAF 20 - NORMÁLNÍ ROZDĚLENÍ NÁHODNÉ SLOŽKY 1. ROVNICE .....	119
GRAF 21 - NORMÁLNÍ ROZDĚLENÍ NÁHODNÉ SLOŽKY 2. ROVNICE .....	119

## Seznam tabulek:

TABULKA 1 - DEKLARACE PROMĚNNÝCH .....	65
TABULKA 2 - KORELAČNÍ MATICE (VČ. MULTIKOLINEARITY) - 1. ROVNICE.....	66
TABULKA 3 - KORELAČNÍ MATICE - 1. ROVNICE.....	67
TABULKA 4 - KORELAČNÍ MATICE (VČ. MULTIKOLINEARITY) - 2. ROVNICE.....	67
TABULKA 5 - KORELAČNÍ MATICE - 2. ROVNICE .....	68
TABULKA 6 - ODHAD 1. ROVNICE MODELU METODOU BMNČ.....	69
TABULKA 7 - ODHAD 2. ROVNICE MODELU METODOU DMNČ.....	70
TABULKA 8 - EKONOMICKÁ VERIFIKACE A INTERPRETACE 1. ROVNICE.....	71
TABULKA 9 - EKONOMICKÁ VERIFIKACE A INTERPRETACE 2. ROVNICE.....	72
TABULKA 10 - VÝZNAMNOST STRUKTURÁLNÍCH PARAMETRŮ 1. ROVNICE.....	73
TABULKA 11 - VÝZNAMNOST STRUKTURÁLNÍCH PARAMETRŮ 2. ROVNICE.....	73
TABULKA 12 - INTERPRETACE PARAMETRŮ REDUKOVANÉ FORMY MODELU – 2. ROVNICE .....	79
TABULKA 13 - INTERPRETACE PARAMETRŮ REDUKOVANÉ FORMY MODELU – 3. ROVNICE .....	81
TABULKA 14 - INTERPRETACE PRUŽNOSTÍ – 1. ROVNICE.....	83
TABULKA 15 - INTERPRETACE PRUŽNOSTÍ – 2. ROVNICE.....	84
TABULKA 16 - INTERPRETACE PRUŽNOSTÍ – 3. ROVNICE.....	85
TABULKA 17 - BUDOUCÍ HODNOTY PREDETERMINOVANÝCH PROMĚNNÝCH NA ROKY 2015-2017 .....	87
TABULKA 18 - BUDOUCÍ HODNOTY PREDETERMINOVANÝCH PROMĚNNÝCH NA ROKY 2015-2017 (UPRAVENÉ).....	88
TABULKA 19 - BODOVÁ PROGNÓZA ENDOGENNÍCH VYSVĚTLOVANÝCH PROMĚNNÝCH NA ROKY 2015-2017 .....	88
TABULKA 20 - INTERVALOVÁ PROGNÓZA VÝDAJŮ DOMÁCNOSTÍ NA SPOTŘEBU NA ROKY 2015-2017 .....	89
TABULKA 21 - INTERVALOVÁ PROGNÓZA INVESTIC FIREM NA ROKY 2015-2017 .....	89
TABULKA 22 - INTERVALOVÁ PROGNÓZA HDP NA ROKY 2015-2017 .....	89
TABULKA 23 - HDP - POROVNÁNÍ PROGNÓZY DP A ČNB .....	93
TABULKA 24 - VÝVOJ HDP V BĚŽNÝCH CENÁCH V LETECH 1994-2014 .....	106
TABULKA 25 - VÝVOJ HDP VE STÁLÝCH CENÁCH V LETECH 1994-2014 .....	107
TABULKA 26 - VÝVOJ VÝDAJŮ DOMÁCNOSTÍ NA SPOTŘEBU V BĚŽNÝCH CENÁCH V LETECH 1994-2014 .....	108
TABULKA 27 - VÝVOJ INVESTIC FIREM V BĚŽNÝCH CENÁCH V LETECH 1994-2014.....	109
TABULKA 28 - VÝVOJ REÁLNÉ ÚROKOVÉ SAZBY V LETECH 1994-2014.....	110
TABULKA 29 - VÝVOJ VLÁDNÍCH NÁKUPŮ STATKŮ A SLUŽEB V BĚŽNÝCH CENÁCH V LETECH 1994-2014 .....	111
TABULKA 30 - VÝVOJ SALDA ZAHRANIČNÍHO OBCHODU V BĚŽNÝCH CENÁCH V LETECH 1994-2014 .....	112
TABULKA 31 - VÝVOJ INDEXU SPOTŘEBITELSKÝCH CEN V LETECH 1994-2014 .....	113
TABULKA 32 - VÝVOJ MÍRY INFLACE V LETECH 1994-2014 .....	114
TABULKA 33 - VÝVOJ OBECNÉ MÍRY NEZAMĚSTNANOSTI V LETECH 1994-2014 .....	115
TABULKA 34 - VÝVOJ EKONOMICKY AKTIVNÍHO OBYVATELSTVA V LETECH 1994-2014 .....	116
TABULKA 35 - VÝVOJ VOLNÝCH PRACOVNÍCH MÍST V LETECH 1994-2014 .....	117

TABULKA 36 - TABULKA PODKLADOVÝCH ÚDAJŮ PRO EKONOMETRICKÝ MODEL .....	118
TABULKA 37 - TEORETICKÉ HODNOTY PREDETERMINOVANÝCH PROMĚNNÝCH .....	120
TABULKA 38 - TEORETICKÉ HODNOTY VYSVĚTLOVANÝCH ENDOGENNÍCH PROMĚNNÝCH .....	121
TABULKA 39 - VÝDAJE DOMÁCNOSTÍ NA SPOTŘEBU – SKUTEČNÉ, TEORETICKÉ HODNOTY A 95% KONFIDENČNÍ INTERVAL .....	122
TABULKA 40 - INVESTICE FIREM – SKUTEČNÉ, TEORETICKÉ HODNOTY A 95% KONFIDENČNÍ INTERVAL .....	123
TABULKA 41 - HDP – SKUTEČNÉ, TEORETICKÉ HODNOTY A 95% KONFIDENČNÍ INTERVAL .....	124

## Seznam příloh:

PŘÍLOHA Č. 1 - VÝVOJ HDP V BĚŽNÝCH CENÁCH.....	106
PŘÍLOHA Č. 2 - VÝVOJ HDP VE STÁLÝCH CENÁCH.....	107
PŘÍLOHA Č. 3 - VÝDAJE DOMÁCNOSTÍ NA SPOTŘEBU.....	108
PŘÍLOHA Č. 4 - INVESTICE FIREM .....	109
PŘÍLOHA Č. 5 - REÁLNÁ ÚROKOVÁ SAZBA .....	110
PŘÍLOHA Č. 6 - VLÁDNÍ VÝDAJE NA NÁKUP STATKŮ A SLUŽEB .....	111
PŘÍLOHA Č. 7 - SALDO ZAHRANIČNÍHO OBCHODU .....	112
PŘÍLOHA Č. 8 - INDEX SPOTŘEBITELSKÝCH CEN.....	113
PŘÍLOHA Č. 9 - MÍRA INFLACE.....	114
PŘÍLOHA Č. 10 - OBECNÁ MÍRA NEZAMĚSTNANOSTI.....	115
PŘÍLOHA Č. 11 - EKONOMICKY AKTIVNÍ OBYVATELSTVO .....	116
PŘÍLOHA Č. 12 - VOLNÁ PRACOVNÍ MÍSTA.....	117
PŘÍLOHA Č. 13 - TABULKA PODKLADOVÝCH ÚDAJŮ.....	118
PŘÍLOHA Č. 14 - NORMÁLNÍ ROZDĚLENÍ NÁHODNÉ SLOŽKY 1. ROVNICE.....	119
PŘÍLOHA Č. 15 - NORMÁLNÍ ROZDĚLENÍ NÁHODNÉ SLOŽKY 2. ROVNICE.....	119
PŘÍLOHA Č. 16 - TEORETICKÉ HODNOTY PREDETERMINOVANÝCH PROMĚNNÝCH .....	120
PŘÍLOHA Č. 17 - TEORETICKÉ HODNOTY VYSVĚTLOVANÝCH ENDOGENNÍCH PROMĚNNÝCH.....	121
PŘÍLOHA Č. 18 - VÝDAJE DOMÁCNOSTÍ NA SPOTŘEBU – SKUTEČNÉ, TEORETICKÉ HODNOTY A 95% KONFIDENČNÍ INTERVAL.....	122
PŘÍLOHA Č. 19 - INVESTICE FIREM – SKUTEČNÉ, TEORETICKÉ HODNOTY A 95% KONFIDENČNÍ INTERVAL.....	123
PŘÍLOHA Č. 20 - HDP – SKUTEČNÉ, TEORETICKÉ HODNOTY A 95% KONFIDENČNÍ INTERVAL .....	124

## 8 Přílohy

### Příloha č. 1 - Vývoj HDP v běžných cenách

Tabulka 24 - Vývoj HDP v běžných cenách v letech 1994-2014

Rok	HDP (mld. Kč/rok)	První absolutní diference	Koeficient růstu
1994	1 364,8230	-	-
1995	1 580,1150	215,29	1,16
1996	1 812,6220	232,51	1,15
1997	1 953,3110	140,69	1,08
1998	2 142,5870	189,28	1,10
1999	2 237,3000	94,71	1,04
2000	2 372,6300	135,33	1,06
2001	2 562,6790	190,05	1,08
2002	2 674,6340	111,96	1,04
2003	2 801,1630	126,53	1,05
2004	3 057,6600	256,50	1,09
2005	3 257,9720	200,31	1,07
2006	3 507,1310	249,16	1,08
2007	3 831,8190	324,69	1,09
2008	4 015,3460	183,53	1,05
2009	3 921,8270	-93,52	0,98
2010	3 953,6510	31,82	1,01
2011	4 022,5110	68,86	1,02
2012	4 041,6100	19,10	1,00
2013	4 077,1090	35,50	1,01
2014	4 260,8860	183,78	1,05
<b>průměr</b>	<b>3 021,3993</b>	-	<b>1,0586</b>
<b>minimum</b>	<b>1 364,8230</b>		
<b>maximu</b>	<b>4 260,8860</b>		
<b>rozptyl</b>	<b>853 447,3557</b>		

Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

## Příloha č. 2 - Vývoj HDP ve stálých cenách

Tabulka 25 - Vývoj HDP ve stálých cenách v letech 1994-2014

Rok	HDP (%, s.c.)	První absolutní diference	Koeficient růstu
1994	2,3898	-	-
1995	6,1795	3,79	2,59
1996	4,2828	-1,90	0,69
1997	-0,6743	-4,96	-0,16
1998	-0,3160	0,36	0,47
1999	1,4381	1,75	-4,55
2000	4,2941	2,86	2,99
2001	3,0516	-1,24	0,71
2002	1,6469	-1,40	0,54
2003	3,6018	1,95	2,19
2004	4,9474	1,35	1,37
2005	6,4423	1,49	1,30
2006	6,8765	0,43	1,07
2007	5,5293	-1,35	0,80
2008	2,7110	-2,82	0,49
2009	-4,8418	-7,55	-1,79
2010	2,2951	7,14	-0,47
2011	1,9638	-0,33	0,86
2012	-0,8084	-2,77	-0,41
2013	-0,7017	0,11	0,87
2014	1,9916	2,69	-2,84
<b>průměr</b>	<b>2,4904</b>	-	<b>0,9909</b>
<b>minimum</b>	<b>-4,8418</b>		
<b>maximum</b>	<b>6,8765</b>		
<b>rozptyl</b>	<b>7,9485</b>		

Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ



### Příloha č. 3 - Výdaje domácností na spotřebu

Tabulka 26 - Vývoj výdajů domácností na spotřebu v běžných cenách v letech 1994-2014

Rok	Výdaje domácností na spotřebu (mld. Kč, b.c.)	První absolutní diference	Koeficient růstu
1994	674,2140	-	-
1995	769,5090	95,30	1,14
1996	891,9670	122,46	1,16
1997	997,3830	105,42	1,12
1998	1 075,0530	77,67	1,08
1999	1 132,8600	57,81	1,05
2000	1 191,0960	58,24	1,05
2001	1 270,1260	79,03	1,07
2002	1 325,3960	55,27	1,04
2003	1 390,3940	65,00	1,05
2004	1 481,5410	91,15	1,07
2005	1 544,6790	63,14	1,04
2006	1 631,0110	86,33	1,06
2007	1 749,4550	118,44	1,07
2008	1 887,0290	137,57	1,08
2009	1 890,8580	3,83	1,00
2010	1 919,9420	29,08	1,02
2011	1 957,4760	37,53	1,02
2012	1 970,5680	13,09	1,01
2013	2 001,4350	30,87	1,02
2014	2 041,5140	40,08	1,02
<b>průměr</b>	<b>1 466,3574</b>	-	<b>1,0570</b>
<b>minimum</b>	<b>674,2140</b>		
<b>maximum</b>	<b>2 041,5140</b>		
<b>rozptyl</b>	<b>183 631,8648</b>		

Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

## Příloha č. 4 - Investice firem

Tabulka 27 - Vývoj investic firem v běžných cenách v letech 1994-2014

Rok	Investice firem (mld. Kč, b.c.)	První absolutní diference	Koeficient růstu
1994	396,6490	-	-
1995	482,0050	85,36	1,22
1996	539,9780	57,97	1,12
1997	527,1550	-12,82	0,98
1998	615,9160	88,76	1,17
1999	606,0790	-9,84	0,98
2000	660,4190	54,34	1,09
2001	706,9800	46,56	1,07
2002	681,6910	-25,29	0,96
2003	693,1240	11,43	1,02
2004	777,8410	84,72	1,12
2005	862,8100	84,97	1,11
2006	921,2030	58,39	1,07
2007	1 051,1610	129,96	1,14
2008	1 050,8880	-0,27	1,00
2009	888,1440	-162,74	0,85
2010	869,1120	-19,03	0,98
2011	904,3590	35,25	1,04
2012	973,2940	68,93	1,08
2013	963,5300	-9,76	0,99
2014	991,4640	27,93	1,03
<b>průměr</b>	<b>769,7049</b>	<b>-</b>	<b>1,0469</b>
<b>minimum</b>	<b>396,6490</b>		
<b>maximum</b>	<b>1 051,1610</b>		
<b>rozptyl</b>	<b>36 841,1054</b>		

Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

## Příloha č. 5 - Reálná úroková sazba

Tabulka 28 - Vývoj reálné úrokové sazby v letech 1994-2014

Rok	Reálná úroková sazba (%)	První absolutní diference	Koeficient růstu
1994	8,50	-	-
1995	9,50	1,00	1,12
1996	10,50	1,00	1,11
1997	13,00	2,50	1,24
1998	9,40	-3,60	0,72
1999	5,00	-4,40	0,53
2000	5,00	0,00	1,00
2001	3,75	-1,25	0,75
2002	1,75	-2,00	0,47
2003	1,00	-0,75	0,57
2004	1,50	0,50	1,50
2005	1,00	-0,50	0,67
2006	1,50	0,50	1,50
2007	2,50	1,00	1,67
2008	1,58	-0,92	0,63
2009	0,25	-1,33	0,16
2010	0,25	0,00	1,00
2011	0,25	0,00	1,00
2012	0,05	-0,20	0,20
2013	0,05	0,00	1,00
2014	0,05	0,00	1,00
<b>průměr</b>	<b>3,64</b>	-	<b>0,7735</b>
<b>minimum</b>	<b>0,05</b>		
<b>maximum</b>	<b>13,00</b>		
<b>rozptyl</b>	<b>15,95</b>		

Zdroj: autorská práce dle údajů ČNB

## Příloha č. 6 - Vládní výdaje na nákup statků a služeb

Tabulka 29 - Vývoj vládních nákupů statků a služeb v běžných cenách v letech 1994-2014

Rok	Vládní nákupy statků a služeb (mld. Kč, b.c.)	První absolutní diference	Koeficient růstu
1994	333,4940	-	-
1995	428,1710	94,68	1,28
1996	533,6670	105,50	1,25
1997	579,2230	45,56	1,09
1998	531,8570	-47,37	0,92
1999	562,7740	30,92	1,06
2000	641,9400	79,17	1,14
2001	702,9880	61,05	1,10
2002	738,3580	35,37	1,05
2003	787,4380	49,08	1,07
2004	824,7160	37,28	1,05
2005	811,8590	-12,86	0,98
2006	915,1560	103,30	1,13
2007	943,2880	28,13	1,03
2008	1010,1830	66,90	1,07
2009	993,2380	-16,94	0,98
2010	1 043,3560	50,12	1,05
2011	969,5480	-73,81	0,93
2012	792,0380	-177,51	0,82
2013	760,9240	-31,11	0,96
2014	786,9380	26,01	1,03
<b>průměr</b>	<b>747,1978</b>	<b>-</b>	<b>1,0439</b>
<b>minimum</b>	<b>333,4940</b>		
<b>maximum</b>	<b>1 043,3560</b>		
<b>rozptyl</b>	<b>37 587,1848</b>		

Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

## Příloha č. 7 - Saldo zahraničního obchodu

Tabulka 30 - Vývoj salda zahraničního obchodu v běžných cenách v letech 1994-2014

Rok	Saldo zahraničního obchodu (mld. Kč, b.c.)	První absolutní diference	Koeficient růstu
1994	-39,5340	-	-
1995	-99,5700	-60,04	2,52
1996	-152,9900	-53,42	1,54
1997	-150,4500	2,54	0,98
1998	-80,2390	70,21	0,53
1999	-64,4130	15,83	0,80
2000	-120,8250	-56,41	1,88
2001	-117,4150	3,41	0,97
2002	-70,8110	46,60	0,60
2003	-69,7930	1,02	0,99
2004	-26,4380	43,36	0,38
2005	38,6240	65,06	-1,46
2006	39,7610	1,14	1,03
2007	87,9150	48,15	2,21
2008	67,2460	-20,67	0,76
2009	149,5870	82,34	2,22
2010	121,2410	-28,35	0,81
2011	191,1280	69,89	1,58
2012	305,7100	114,58	1,60
2013	351,2200	45,51	1,15
2014	440,9700	89,75	1,26
<b>průměr</b>	<b>38,1392</b>	<b>-</b>	<b>1,1175</b>
<b>minimum</b>	<b>-152,9900</b>		
<b>maximum</b>	<b>440,9700</b>		
<b>rozptyl</b>	<b>27 463,1512</b>		

Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

## Příloha č. 8 - Index spotřebitelských cen

Tabulka 31 - Vývoj indexu spotřebitelských cen v letech 1994-2014

<b>Rok</b>	<b>Index spotřebitelských cen (%, prům. roku 2005 = 100%)</b>	<b>První absolutní diference</b>	<b>Koeficient růstu</b>
<b>1994</b>	59,10	-	-
<b>1995</b>	64,50	5,40	1,09
<b>1996</b>	70,20	5,70	1,09
<b>1997</b>	76,20	6,00	1,09
<b>1998</b>	84,40	8,20	1,11
<b>1999</b>	86,20	1,80	1,02
<b>2000</b>	89,40	3,20	1,04
<b>2001</b>	93,60	4,20	1,05
<b>2002</b>	95,40	1,80	1,02
<b>2003</b>	95,50	0,10	1,00
<b>2004</b>	98,10	2,60	1,03
<b>2005</b>	100,00	1,90	1,02
<b>2006</b>	102,50	2,50	1,03
<b>2007</b>	105,40	2,90	1,03
<b>2008</b>	112,10	6,70	1,06
<b>2009</b>	113,30	1,20	1,01
<b>2010</b>	114,90	1,60	1,01
<b>2011</b>	117,10	2,20	1,02
<b>2012</b>	121,00	3,90	1,03
<b>2013</b>	122,70	1,70	1,01
<b>2014</b>	123,20	0,50	1,00
<b>průměr</b>	<b>97,37</b>	-	<b>1,0374</b>
<b>minimum</b>	<b>59,10</b>		
<b>maximum</b>	<b>123,20</b>		
<b>rozptyl</b>	<b>344,87</b>		

Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

## Příloha č. 9 - Míra inflace

Tabulka 32 - Vývoj míry inflace v letech 1994-2014

<b>Rok</b>	<b>Míra inflace (%, r/r, průměr)</b>	<b>První absolutní diference</b>	<b>Koeficient růstu</b>
<b>1994</b>	10,00	-	-
<b>1995</b>	9,10	-0,90	0,91
<b>1996</b>	8,80	-0,30	0,97
<b>1997</b>	8,50	-0,30	0,97
<b>1998</b>	10,70	2,20	1,26
<b>1999</b>	2,10	-8,60	0,20
<b>2000</b>	3,90	1,80	1,86
<b>2001</b>	4,70	0,80	1,21
<b>2002</b>	1,80	-2,90	0,38
<b>2003</b>	0,10	-1,70	0,06
<b>2004</b>	2,80	2,70	28,00
<b>2005</b>	1,90	-0,90	0,68
<b>2006</b>	2,50	0,60	1,32
<b>2007</b>	2,80	0,30	1,12
<b>2008</b>	6,30	3,50	2,25
<b>2009</b>	1,00	-5,30	0,16
<b>2010</b>	1,50	0,50	1,50
<b>2011</b>	1,90	0,40	1,27
<b>2012</b>	3,30	1,40	1,74
<b>2013</b>	1,40	-1,90	0,42
<b>2014</b>	0,40	-1,00	0,29
<b>průměr</b>	<b>4,07</b>	-	<b>0,8513</b>
<b>minimum</b>	<b>0,10</b>		
<b>maximum</b>	<b>10,70</b>		
<b>rozptyl</b>	<b>10,90</b>		

Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

## Příloha č. 10 - Obecná míra nezaměstnanosti

Tabulka 33 - Vývoj obecné míry nezaměstnanosti v letech 1994-2014

Rok	Obecná míra nezaměstnanosti (% , průměr)	První absolutní diference	Koeficient růstu
1994	4,30	-	-
1995	4,00	-0,30	0,93
1996	3,90	-0,10	0,98
1997	4,80	0,90	1,23
1998	6,50	1,70	1,35
1999	8,70	2,20	1,34
2000	8,80	0,10	1,01
2001	8,10	-0,70	0,92
2002	7,30	-0,80	0,90
2003	7,80	0,50	1,07
2004	8,30	0,50	1,06
2005	7,90	-0,40	0,95
2006	7,10	-0,80	0,90
2007	5,30	-1,80	0,75
2008	4,40	-0,90	0,83
2009	6,70	2,30	1,52
2010	7,30	0,60	1,09
2011	6,70	-0,60	0,92
2012	7,00	0,30	1,04
2013	7,00	0,00	1,00
2014	6,10	-0,90	0,87
<b>průměr</b>	<b>6,57</b>	<b>-</b>	<b>1,0176</b>
<b>minimum</b>	<b>3,90</b>		
<b>maximum</b>	<b>8,80</b>		
<b>rozptyl</b>	<b>2,31</b>		

Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ



## Příloha č. 11 - Ekonomicky aktivní obyvatelstvo

Tabulka 34 - Vývoj ekonomicky aktivního obyvatelstva v letech 1994-2014

Rok	Ekonomicky aktivní obyvatelstvo (tis. osob)	První absolutní diference	Koeficient růstu
1994	5 147,94	-	-
1995	5 170,63	22,69	1,00
1996	5 173,46	2,83	1,00
1997	5 184,84	11,38	1,00
1998	5 201,46	16,63	1,00
1999	5 218,21	16,74	1,00
2000	5 186,11	-32,09	0,99
2001	5 145,96	-40,16	0,99
2002	5 139,06	-6,89	1,00
2003	5 132,33	-6,74	1,00
2004	5 132,50	0,18	1,00
2005	5 174,17	41,67	1,01
2006	5 199,36	25,19	1,00
2007	5 198,33	-1,03	1,00
2008	5 232,33	34,00	1,01
2009	5 286,46	54,13	1,01
2010	5 268,89	-17,57	1,00
2011	5 222,97	-45,92	0,99
2012	5 256,95	33,98	1,01
2013	5 306,02	49,07	1,01
2014	5 297,90	-8,12	1,00
<b>průměr</b>	<b>5 203,61</b>	-	<b>1,0014</b>
<b>minimum</b>	<b>5 132,33</b>		
<b>maximum</b>	<b>5 306,02</b>		
<b>rozptyl</b>	<b>2 812,43</b>		

Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

## Příloha č. 12 - Volná pracovní místa

Tabulka 35 - Vývoj volných pracovních míst v letech 1994-2014

Rok	Volná pracovní místa (ks)	První absolutní diference	Koeficient růstu
1994	76 581,00	-	-
1995	88 047,00	11 466,00	1,15
1996	83 976,00	-4 071,00	0,95
1997	62 284,00	-21 692,00	0,74
1998	37 641,00	-24 643,00	0,60
1999	35 117,00	-2 524,00	0,93
2000	52 060,00	16 943,00	1,48
2001	52 084,00	24,00	1,00
2002	40 651,00	-11 433,00	0,78
2003	40 188,00	-463,00	0,99
2004	51 203,00	11 015,00	1,27
2005	52 164,00	961,00	1,02
2006	93 425,00	41 261,00	1,79
2007	141 066,00	47 641,00	1,51
2008	91 189,00	-49 877,00	0,65
2009	30 927,00	-60 262,00	0,34
2010	30 803,00	-124,00	1,00
2011	35 784,00	4 981,00	1,16
2012	34 893,00	-891,00	0,98
2013	35 178,00	285,00	1,01
2014	58 379,00	23 201,00	1,66
<b>průměr</b>	<b>58 268,57</b>	-	<b>0,9865</b>
<b>minimum</b>	<b>30 803,00</b>		
<b>maximum</b>	<b>141 066,00</b>		
<b>rozptyl</b>	<b>758 289 476,44</b>		

Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ

## Příloha č. 13 - Tabulka podkladových údajů

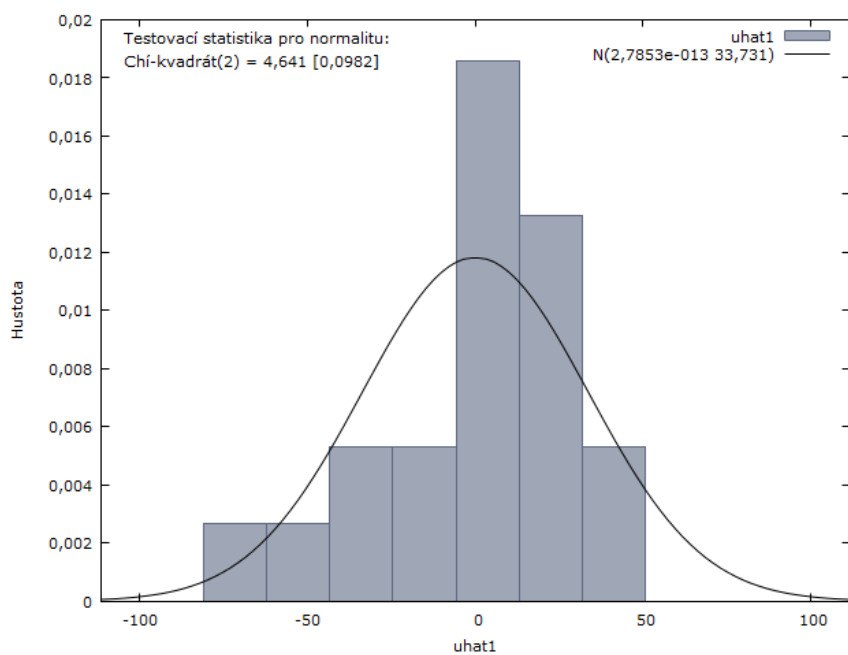
Tabulka 36 - Tabulka podkladových údajů pro ekonometrický model

Rok	Výdaje domácností na spotřebu	Investice firem	Hrubý domácí produkt	JV	Vládní nákupy statků a služeb	Obecná míra nezaměstnanosti	Reálná úroková sazba	Index spotřebitelských cen	Saldo vývozu a dovozu	Míra inflace
Jednotky	mld. Kč (b.c.)/rok	mld. Kč (b.c.)/rok	mld. Kč, (b.c.)/rok	-	mld. Kč (b.c.)/rok	%, průměr	%	%, prům. roku 2005 = 100%	mld. Kč, (b.c.)/rok/rok	%, r/r, průměr
Proměnná	$Y_1$	$Y_2$	$Y_3$	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$	$X_6$	$X_7$
1994	674,21	396,65	1 364,82	1,00	333,49	4,30	8,50	59,10	-39,53	10,00
1995	769,51	482,01	1 580,12	1,00	428,17	4,00	9,50	64,50	-99,57	9,10
1996	891,97	539,98	1 812,62	1,00	533,67	3,90	10,50	70,20	-152,99	8,80
1997	997,38	527,16	1 953,31	1,00	579,22	4,80	13,00	76,20	-150,45	8,50
1998	1 075,05	615,92	2 142,59	1,00	531,86	6,50	9,40	84,40	-80,24	10,70
1999	1 132,86	606,08	2 237,30	1,00	562,77	8,70	5,00	86,20	-64,41	2,10
2000	1 191,10	660,42	2 372,63	1,00	641,94	8,80	5,00	89,40	-120,83	3,90
2001	1 270,13	706,98	2 562,68	1,00	702,99	8,10	3,75	93,60	-117,42	4,70
2002	1 325,40	681,69	2 674,63	1,00	738,36	7,30	1,75	95,40	-70,81	1,80
2003	1 390,39	693,12	2 801,16	1,00	787,44	7,80	1,00	95,50	-69,79	0,10
2004	1 481,54	777,84	3 057,66	1,00	824,72	8,30	1,50	98,10	-26,44	2,80
2005	1 544,68	862,81	3 257,97	1,00	811,86	7,90	1,00	100,00	38,62	1,90
2006	1 631,01	921,20	3 507,13	1,00	915,16	7,10	1,50	102,50	39,76	2,50
2007	1 749,46	1 051,16	3 831,82	1,00	943,29	5,30	2,50	105,40	87,92	2,80
2008	1 887,03	1 050,89	4 015,35	1,00	1 010,18	4,40	1,58	112,10	67,25	6,30
2009	1 890,86	888,14	3 921,83	1,00	993,24	6,70	0,25	113,30	149,59	1,00
2010	1 919,94	869,11	3 953,65	1,00	1 043,36	7,30	0,25	114,90	121,24	1,50
2011	1 957,48	904,36	4 022,51	1,00	969,55	6,70	0,25	117,10	191,13	1,90
2012	1 970,57	973,29	4 041,61	1,00	792,04	7,00	0,05	121,00	305,71	3,30
2013	2 001,44	963,53	4 077,11	1,00	760,92	7,00	0,05	122,70	351,22	1,40
2014	2 041,51	991,46	4 260,89	1,00	786,94	6,10	0,05	123,20	440,97	0,40

Zdroj: autorská práce dle údajů ČSÚ a ČNB

## Příloha č. 14 - Normální rozdělení náhodné složky 1. rovnice

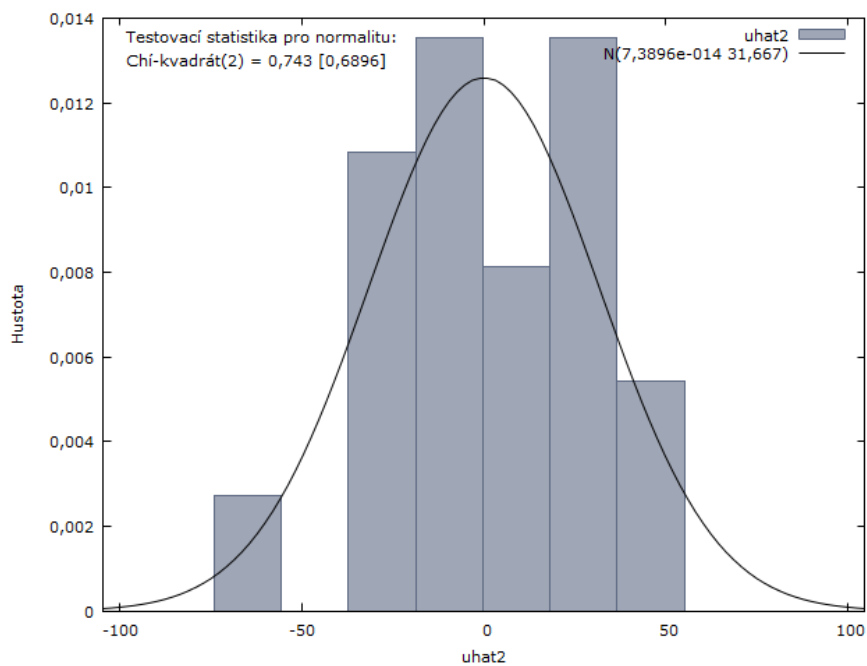
Graf 20 - Normální rozdělení náhodné složky 1. rovnice



Zdroj: SW Gretl

## Příloha č. 15 - Normální rozdělení náhodné složky 2. rovnice

Graf 21 - Normální rozdělení náhodné složky 2. rovnice



Zdroj: SW Gretl

## Příloha č. 16 - Teoretické hodnoty predeterminovaných proměnných

Tabulka 37 - Teoretické hodnoty predeterminovaných proměnných

Značení	G	Mira_nezam	d_Urok_sazb	CPI	NX	d_Mira_infl	d_I_1
Proměnná	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>7</sub>	y <sub>2(t-1)</sub>
1995	542,49	6,29	-0,61	71,87	-216,32	-0,82	67,00
1996	566,21	6,33	-0,59	74,76	-189,13	-0,78	63,50
1997	589,94	6,37	-0,57	77,64	-161,93	-0,75	60,01
1998	613,66	6,41	-0,55	80,53	-134,74	-0,71	56,51
1999	637,39	6,46	-0,53	83,41	-107,54	-0,68	53,02
2000	661,12	6,50	-0,51	86,30	-80,35	-0,64	49,52
2001	684,84	6,54	-0,49	89,18	-53,16	-0,60	46,03
2002	708,57	6,58	-0,47	92,07	-25,96	-0,57	42,54
2003	732,29	6,62	-0,45	94,96	1,23	-0,53	39,04
2004	756,02	6,66	-0,43	97,84	28,43	-0,50	35,55
2005	779,75	6,71	-0,41	100,73	55,62	-0,46	32,05
2006	803,47	6,75	-0,39	103,61	82,81	-0,43	28,56
2007	827,20	6,79	-0,37	106,50	110,01	-0,39	25,06
2008	850,92	6,83	-0,35	109,39	137,20	-0,36	21,57
2009	874,65	6,87	-0,33	112,27	164,40	-0,32	18,08
2010	898,38	6,91	-0,31	115,16	191,59	-0,28	14,58
2011	922,10	6,96	-0,29	118,04	218,78	-0,25	11,09
2012	945,83	7,00	-0,27	120,93	245,98	-0,21	7,59
2013	969,55	7,04	-0,25	123,81	273,17	-0,18	4,10
2014	993,28	7,08	-0,23	126,70	300,36	-0,14	0,60
2015	<b>1017,01</b>	<b>7,12</b>	<b>-0,21</b>	<b>129,59</b>	<b>327,56</b>	<b>-0,11</b>	<b>-2,89</b>
2016	<b>1040,73</b>	<b>7,16</b>	<b>-0,19</b>	<b>132,47</b>	<b>354,75</b>	<b>-0,07</b>	<b>-6,39</b>
2017	<b>1064,46</b>	<b>7,21</b>	<b>-0,17</b>	<b>135,36</b>	<b>381,95</b>	<b>-0,03</b>	<b>-9,88</b>

Zdroj: autorská práce

## Příloha č. 17 - Teoretické hodnoty vysvětlovaných endogenních proměnných

Tabulka 38 - Teoretické hodnoty vysvětlovaných endogenních proměnných

Značení	C	I	HDP
Proměnná	y <sub>1</sub>	y <sub>2</sub>	y <sub>3</sub>
1995	728,2073	586,6093	1 643,4176
1996	887,3558	554,2584	1 822,2912
1997	1 004,2753	504,0492	1 937,0976
1998	1 111,3093	639,4410	2 202,3683
1999	1 104,5095	569,9771	2 172,8476
2000	1 192,5328	596,0971	2 309,7449
2001	1 325,0143	609,2194	2 519,8067
2002	1 397,0951	644,2118	2 708,8540
2003	1 399,2409	712,5557	2 829,4416
2004	1 455,2822	837,6483	3 091,2085
2005	1 505,4462	849,4293	3 205,3585
2006	1 616,4402	929,9933	3 501,3505
2007	1 735,8855	942,1338	3 709,2223
2008	1 929,1809	959,3983	3 966,0082
2009	1 879,3588	976,0815	3 998,2653
2010	1 906,6312	1 049,0417	4 120,2699
2011	1 950,6619	1 006,3832	4 117,7210
2012	1 965,5529	913,5615	3 976,8624
2013	1 992,2600	859,2978	3 963,7017
2014	2 032,9766	1 027,8338	4 288,7184
2015	2 222,1501	1 083,6970	4 650,4117
2016	2 293,7865	1 126,4212	4 815,6921
2017	2 358,6834	1 143,1602	4 948,2480

Zdroj: autorská práce

**Příloha č. 18 - Výdaje domácností na spotřebu – skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval**

Tabulka 39 - Výdaje domácností na spotřebu – skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval

<b>Rok</b>	<b>C skutečné</b>	<b>C teoretické</b>	<b>C 95% dolní mez</b>	<b>C 95% horní mez</b>
1995	769,5090	728,2073	669,7835	786,6311
1996	891,9670	887,3558	828,9320	945,7796
1997	997,3830	1004,2753	945,8515	1062,6992
1998	1075,0530	1111,3093	1052,8855	1169,7331
1999	1132,8600	1104,5095	1046,0857	1162,9333
2000	1191,0960	1192,5328	1134,1090	1250,9566
2001	1270,1260	1325,0143	1266,5905	1383,4381
2002	1325,3960	1397,0951	1338,6713	1455,5189
2003	1390,3940	1399,2409	1340,8171	1457,6648
2004	1481,5410	1455,2822	1396,8584	1513,7060
2005	1544,6790	1505,4462	1447,0224	1563,8701
2006	1631,0110	1616,4402	1558,0164	1674,8640
2007	1749,4550	1735,8855	1677,4617	1794,3093
2008	1887,0290	1929,1809	1870,7571	1987,6048
2009	1890,8580	1879,3588	1820,9350	1937,7826
2010	1919,9420	1906,6312	1848,2074	1965,0550
2011	1957,4760	1950,6619	1892,2380	2009,0857
2012	1970,5680	1965,5529	1907,1291	2023,9767
2013	2001,4350	1992,2600	1933,8361	2050,6838
2014	2041,5140	2032,9766	1974,5528	2091,4004
2015	-	2222,1501	2163,7263	2280,5739
2016	-	2293,7865	2235,3627	2352,2103
2017	-	2358,6834	2300,2596	2417,1073

Zdroj: autorská práce

## Příloha č. 19 - Investice firem – skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval

Tabulka 40 - Investice firem – skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval

Rok	I skutečné	I teoretické	I 95% dolní mez	I 95% horní mez
1995	482,0050	586,6093	432,0936	741,1251
1996	539,9780	554,2584	399,7427	708,7742
1997	527,1550	504,0492	349,5334	658,5650
1998	615,9160	639,4410	484,9252	793,9568
1999	606,0790	569,9771	415,4614	724,4929
2000	660,4190	596,0971	441,5813	750,6128
2001	706,9800	609,2194	454,7037	763,7352
2002	681,6910	644,2118	489,6961	798,7276
2003	693,1240	712,5557	558,0399	867,0714
2004	777,8410	837,6483	683,1326	992,1641
2005	862,8100	849,4293	694,9135	1003,9450
2006	921,2030	929,9933	775,4775	1084,5090
2007	1051,1610	942,1338	787,6180	1096,6496
2008	1050,8880	959,3983	804,8825	1113,9140
2009	888,1440	976,0815	821,5658	1130,5973
2010	869,1120	1049,0417	894,5259	1203,5575
2011	904,3590	1006,3832	851,8674	1160,8989
2012	973,2940	913,5615	759,0458	1068,0773
2013	963,5300	859,2978	704,7820	1013,8135
2014	991,4640	1027,8338	873,3180	1182,3496
2015	-	1083,6970	929,1813	1238,2128
2016	-	1126,4212	971,9054	1280,9369
2017	-	1143,1602	988,6445	1297,6760

Zdroj: autorská práce



## Příloha č. 20 - HDP – skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval

Tabulka 41 - HDP– skutečné, teoretické hodnoty a 95% konfidenční interval

Rok	HDP skutečné	HDP teoretické	HDP 95% dolní mez	HDP 95% horní mez
1995	1580,1150	1643,4176	1500,7686	1786,0667
1996	1812,6220	1822,2912	1679,6422	1964,9403
1997	1953,3110	1937,0976	1794,4485	2079,7466
1998	2142,5870	2202,3683	2059,7193	2345,0173
1999	2237,3000	2172,8476	2030,1986	2315,4966
2000	2372,6300	2309,7449	2167,0959	2452,3939
2001	2562,6790	2519,8067	2377,1577	2662,4557
2002	2674,6340	2708,8540	2566,2049	2851,5030
2003	2801,1630	2829,4416	2686,7926	2972,0906
2004	3057,6600	3091,2085	2948,5595	3233,8576
2005	3257,9720	3205,3585	3062,7095	3348,0075
2006	3507,1310	3501,3505	3358,7015	3643,9995
2007	3831,8190	3709,2223	3566,5733	3851,8713
2008	4015,3460	3966,0082	3823,3592	4108,6572
2009	3921,8270	3998,2653	3855,6163	4140,9143
2010	3953,6510	4120,2699	3977,6208	4262,9189
2011	4022,5110	4117,7210	3975,0720	4260,3700
2012	4041,6100	3976,8624	3834,2134	4119,5115
2013	4077,1090	3963,7017	3821,0527	4106,3508
2014	4260,8860	4288,7184	4146,0694	4431,3674
2015	-	4650,4117	4507,7626	4793,0607
2016	-	4815,6921	4673,0431	4958,3411
2017	-	4948,2480	4805,5990	5090,8970

Zdroj: autorská práce