

**Česká zemědělská univerzita v Praze**

**Provozně ekonomická fakulta**

**Katedra ekonomiky**



**Diplomová práce**

**Makroekonomický model České republiky**

**Miroslav Ovad**

© 2015 ČZU v Praze

# ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Katedra ekonomiky

Provozně ekonomická fakulta

## ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Miroslav Ovad, DiS.

Hospodářská politika a správa

Název práce

**Makroekonomický model České republiky**

Anglický název

**Macroeconomic Model of the Czech Republic**

---

### Cíle práce

Cílem práce je odvodit makroekonomický model České republiky a na jeho základě zpracovat ex-post a ex-ante analýzu vývoje HDP, potenciálního produktu a produkční mezery.

### Metodika

V práci budou v různé míře využity metody komparativní, empirické, logické, statistické a metody analýzy a syntézy. Hlavní část práce bude založena na ekonometrickém modelování.

## Rozsah textové části

70 – 80 stran

## Klíčová slova

ekonometrie, HDP, makroekonomický model, makroekonomie, potenciální produkt

---

## Doporučené zdroje informací

ANDĚL, Jiří. Matematická statistika. Praha: SNTL, 1985. ISBN 04-003-85.

BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA. Makroekonomie. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010, 292 s. ISBN 978-80-7380-245-5.

HANKE, John E a Arthur G REITSCH. Understanding business statistics. Homewood, IL: Irwin, c1991, xviii, 878 p. ISBN 0-256-06627-2.

HÁTLE, Jaroslav a Jiří LIKEŠ. Základy počtu pravděpodobnosti a matematické statistiky. vyd. 1. Praha: SNTL, 1972, 463 s. ISBN 04-329-71.

HUŠEK, Roman. Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2009, 344 s. ISBN 978-80-245-1623-3.

SEKERKA, Bohuslav. Makroekonomie. Praha: Profess Consulting, 2007, 488 s. ISBN 978-80-7259-050-6.

---

## Vedoucí práce

doc. Ing. Lukáš Čechura, Ph.D.

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 PEF ČZU

V Praze dne 24. 01. 2015

### Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Makroekonomický model České republiky" jsem vypracoval 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 autor uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne 24.1.2015

---

## Poděkování

Rád bych touto cestou poděkoval vedoucímu práce doc. Ing. Lukáši Čechurovi, Ph.D., za cenné rady při tvorbě práce a především za to, že mi dal příležitost napsat práci na toto téma.

# Makroekonomický model České republiky

---

## Macroeconomic model of Czech republic

### Souhrn

Diplomová práce se zabývá sestavením makroekonomického modelu České republiky a predikcí HDP. V první části práce jsou rozepsána teoretická východiska, která jsou ve druhé části využita k výpočtům a interpretaci výsledků. Podkladem jsou čtvrtletní časové řady za období od 1. čtvrtletí 1996 po 1. čtvrtletí 2014. Pomocí vytvořeného modelu je predikován vývoj HDP České republiky na čtyři čtvrtletí dopředu, tedy na období 2. čtvrtletí 2014 až 1. čtvrtletí 2015. Z hodnot HDP je vypočítán potenciální produkt a následně produkční mezera České republiky za sledované období. K výpočtu jsou použity tři metody - Hodrick-Prescottův filtr, Kalmanův filtr a Cobb-Douglasova produkční funkce. Výsledky produkční mezery jsou následně využity při určení fází hospodářského cyklu ekonomiky ČR ve sledovaném období.

### Summary

The diploma thesis deals with the drawing up of the macroeconomic model of the Czech republic and the predictions of GDP. First part of the diploma thesis includes description of the theoretical starting points, which are in the second part used for the calculations and the results interpretation. The source of the data are quarterly time-series for the period from 1. quarter of 1996 after 1. quarter of 2014. This created model was used to prediction of the GDP of the Czech Republic at the 4 quarters ahead, which means for period since 2. quarter of 2014 until 1. quarter of 2015. From the values of the GDP is calculated the potential output and subsequently the output gap of the Czech Republic for the observed period. For the calculation of the potential output was used three methods - Hodrick-Prescott filter, Kalman filter and Cobb-Douglas production function. The results of calculated output gap are subsequently used for determination of the stages of the economic cycle of the Czech Republic in the observed period.

**Klíčová slova:** makroekonomie, ekonometrie, HDP, produkční mezera, potenciální produkt

**Keywords:** macroeconomy, econometrics, GDP, output gap, potential output

## Obsah

1	Úvod.....	10
2	Cíl práce a metodika .....	11
2.1	Ekonometrický model.....	11
2.2	Lineární regresní model.....	11
2.3	Testování statistických hypotéz .....	14
3	Literární rešerše .....	14
3.1	Hrubý domácí produkt.....	14
3.1.1	Hospodářský růst .....	16
3.2	Potenciální produkt.....	16
3.2.1	Produkční funkce .....	17
3.2.2	Hodrick – Prescottův filtr .....	19
3.2.3	Kalmanův filtr.....	20
3.3	Mezera výstupu.....	20
3.4	Fáze hospodářského cyklu.....	21
3.5	Spotřební funkce.....	21
3.5.1	Keynesova spotřební funkce.....	22
3.5.2	Teorie mezičasové volby .....	22
3.5.3	Hypotéza životního cyklu .....	23
3.5.4	Teorie permanentního důchodu .....	24
3.5.5	Hypotéza racionálních očekávání .....	25
3.6	Investiční funkce.....	26
3.7	Funkce vládních výdajů .....	26
4	Výsledky práce .....	27
4.1	Ekonometrická formulace C .....	27
4.1.1	Testování odhadnuté spotřební funkce .....	29
4.2	Ekonometrická formulace I .....	31
4.2.1	Testování odhadnuté investiční funkce.....	32
4.3	Ekonometrická formulace G.....	34
4.3.1	Testování odhadnuté funkce vládních výdajů .....	36
4.4	Predikce vývoje exogenních proměnných .....	38
4.4.1	Model úrokové sazby - r .....	39
4.4.2	Ex-post analýza úrokové sazby.....	42
4.4.3	Prognóza vývoje úrokové sazby - r.....	42
4.4.4	Model čistého exportu - NX .....	43
4.4.5	Ex-post analýza čistého exportu - NX .....	46
4.4.6	Prognóza vývoje čistého exportu - NX.....	47
4.4.7	Model maloobchodních tržeb - Tmalo.....	48
4.4.8	Ex-post analýza maloobchodních tržeb - Tmalo .....	50
4.4.9	Prognóza vývoje maloobchodních tržeb - Tmalo .....	51
4.5	Predikce vývoje endogenních proměnných .....	52
4.5.1	Ex-post analýza - C.....	52
4.5.2	Prognóza spotřeby - C.....	52
4.5.3	Ex-post analýza - I .....	53
4.5.4	Prognóza investic - I .....	54
4.5.5	Ex-post analýza - G.....	55

4.5.6	Prognóza vládních výdajů – G.....	55
4.6	Ex-post analýza HDP .....	57
4.7	Prognóza HDP .....	58
4.8	Výpočet potenciálního produktu.....	59
4.8.1	Aplikace Cobb-Douglasovy produkční funkce.....	59
4.8.2	Aplikace Hodrick-Prescottova filtru .....	62
4.8.3	Aplikace Kalmanova filtru.....	65
4.8.4	Potenciální produkt - shrnutí výsledků .....	68
4.9	Výpočet mezery výstupu .....	70
4.10	Určení fáze hospodářského cyklu .....	72
5	Závěr .....	73
6	Seznam použitých zdrojů.....	75
7	Přílohy.....	77

### Seznam grafů

Graf 4-1:	Skutečná a vyrovnaná C.....	29
Graf 4-2:	Normalita reziduí C.....	30
Graf 4-3:	Skutečná a vyrovnaná I.....	33
Graf 4-4:	Normalita reziduí I.....	34
Graf 4-5:	Skutečná a vyrovnaná G .....	36
Graf 4-6:	Normalita reziduí G .....	37
Graf 4-7:	Skutečná a vyrovnaná r .....	41
Graf 4-8:	ACF a PACF reziduí - r .....	41
Graf 4-9:	Prognóza - r.....	43
Graf 4-10:	Skutečná a vyrovnaná NX.....	45
Graf 4-11:	ACF a PACF reziduí - NX.....	46
Graf 4-12:	Prognóza - NX .....	47
Graf 4-13:	Skutečná a vyrovnaná Tmalo .....	49
Graf 4-14:	ACF a PACF reziduí - Tmalo .....	50
Graf 4-15:	Prognóza - Tmalo.....	51
Graf 4-16:	Spotřeba domácností - C .....	53
Graf 4-17:	Prognóza investic - I .....	55
Graf 4-18:	Prognóza vládních výdajů - G.....	56
Graf 4-19:	Skutečné a vyrovnané hodnoty HDP .....	57
Graf 4-20:	Prognóza vývoje HDP.....	58
Graf 4-21:	Vývoj HDP - roční .....	59
Graf 4-22:	Skutečné HDP (Y) a potenciální HDP (Y*) .....	61
Graf 4-23:	Rezidua regrese, (Y - Y*) .....	62
Graf 4-24:	HP filtr, čtvrtletní řada HDP, $\lambda = 1600$ .....	63
Graf 4-25:	HP filtr, roční řada HDP, $\lambda = 100$ .....	63
Graf 4-26:	HP filtr, roční řada HDP, $\lambda = 20$ .....	64
Graf 4-27:	HP filtr - cyklická komponenta, roční řada HDP, $\lambda = 20$ .....	65
Graf 4-28:	Kalmanův filtr - řada naměřených hodnot Y a řada stavů X .....	67
Graf 4-29:	Kalmanův filtr - bílý šum (Y - X) .....	67
Graf 4-30:	Potenciální produkt - souhrnný přehled .....	68
Graf 4-31:	Rezidua (Y - Y*) - souhrnný přehled.....	69
Graf 4-32:	Průměr z Y* a skutečné Y.....	69
Graf 4-33:	Mezera výstupu - v % z potenciálního produktu .....	70



Graf 4-34: Mezera výstupu v % z potenciálu - průměr z počítaných přístupů .....	71
Graf 4-35: Juglarovy hospodářské cykly .....	72

### **Seznam tabulek**

Tabulka 4-1: Výsledky modelů SARIMA pro úrokovou sazbu .....	39
Tabulka 4-2: Prognóza ex-post - r .....	42
Tabulka 4-3: Prognóza ex-ante - r .....	42
Tabulka 4-4: Výsledky modelů SARIMA pro čistý export .....	44
Tabulka 4-5: Prognóza ex-post - NX .....	46
Tabulka 4-6: Prognóza ex-ante - NX .....	47
Tabulka 4-7: Výsledky modelů SARIMA pro maloobchodní tržby .....	48
Tabulka 4-8: Prognóza ex-post - Tmalo .....	50
Tabulka 4-9: Prognóza ex-ante - Tmalo .....	51
Tabulka 4-10: Ex-post analýza - C .....	52
Tabulka 4-11: Ex-post analýza - I .....	53
Tabulka 4-12: Ex-post analýza - G .....	55
Tabulka 4-13: Ex-post analýza HDP .....	57
Tabulka 4-14: Prognóza HDP .....	58
Tabulka 4-15: Míra inflace v % .....	71

# 1 Úvod

V listopadu roku 2013 přistoupila Česká národní banka k intervenci na devizovém trhu, aby oslabila kurz koruny vůči Euru. To se také stalo a tento krok vyvolal širokou veřejnou diskusi, neboť se jednalo o jedno z nejzásadnějších rozhodnutí měnové politiky za poslední desetiletí. Jedni tento zásah obhajovali, jiní ho naopak ostře kritizovali a označovali za obrovskou chybu, přičemž na obou stranách figurovali jak laici, tak renomovaní ekonomové. Česká národní banka své motivy zdůvodnila snahou o udržení cenové stability a oživení hospodářského růstu v delším období, snahou o zvýšení růstu cen (tedy inflace) na cílovou hodnotu 2 %, podporou exportu, což má mít za následek tvorbu nových pracovních míst, a v neposlední řadě také snahou o zvýšení spotřeby u "drobných střídalů" (viz vyjádření viceguvernéra ČNB<sup>1</sup>). Nejedna občan ČR si ohledně posledního zmíněného cíle musí klást otázku, co má tedy dělat, když vláda na jednu stranu jasně deklaruje, že nebude na důchody, snaží se to napravit více "pilíři" a říká tedy "občane, šetři si", a na druhou stranu ČNB prohlašuje, že je třeba, aby národ střídalů tolik nestřídal a více utrácel. Dle vyjádření ČNB<sup>2</sup> přinese tento krok v první fázi nepříjemné důsledky pro občany v podobě zvýšení cen dováženého zboží, ale v dlouhém období mají převážít pozitivní důsledky jako udržení cenové stability a rychlejšího oživení hospodářského růstu.

Tato práce se nezabývá otázkami, proč je inflační cíl zrovna 2 % nebo zda je obhajitelné, že každý takovýto umělý zásah zvýhodňuje určité skupiny oproti jiným (např. exportéry oproti dovozcům apod.). Zabývá se makroekonomickým modelováním - tedy jedním z důležitých analytických nástrojů, jehož výsledky používá Česká národní banka při svém rozhodování.

Obsahem diplomové práce je stručný popis důležitých teoretických východisek a nástrojů, které jsou podstatné pro formulaci ekonometrického modelu. Pozornost je věnována konstrukci ukazatele hrubého domácího produktu, hospodářskému růstu, potenciálnímu produktu a způsobům jeho odhadu, spotřební funkci, investiční funkci, produkční funkci, produkční mezeře ekonomiky a fázím hospodářského cyklu.

---

<sup>1</sup> Dostupné online na stránkách ČNB (14.2.2014):

[http://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro\\_media/clanky\\_rozhovory/media\\_2013/cl\\_13\\_131121\\_hampl\\_ekonom.html](http://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/clanky_rozhovory/media_2013/cl_13_131121_hampl_ekonom.html)

<sup>2</sup> Dostupné online na stránkách ČNB (14.2.2014): <http://>

[http://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro\\_media/clanky\\_rozhovory/media\\_2013/cl\\_13\\_131112\\_holub\\_kral.html](http://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/clanky_rozhovory/media_2013/cl_13_131112_holub_kral.html)

## 2 Cíl práce a metodika

Cílem diplomové práce je odvodit makroekonomický model ČR a s jeho pomocí predikovat vývoj HDP na období čtyř čtvrtletí. Použitím Hodrick-Prescottova filtru, Cobb-Douglasovy produkční funkce a Kalmanova filtru spočítat potenciální produkt ekonomiky v daném roce a následně též dopočítat mezeru výstupu ekonomiky. Makroekonomický model ČR sestavený v této práci je tvořen čtyřmi rovnicemi: třemi stochastickými a jednou identitou. Stochastické jsou rovnice spotřební funkce, investiční funkce a funkce vládních výdajů. Identitou je keynesiánská makroekonomická rovnice hrubého domácího produktu. Zdrojem makroekonomických dat je systém časových řad ARAD České národní banky a údaje Českého statistického úřadu za období od 1. čtvrtletí 1996 do 1. čtvrtletí 2014. Parametry rovnic jsou odhadnuty metodou nejmenších čtverců. Pro prognózu exogenních proměnných jsou použity metody založené na Box-Jenkinsově metodologii. Konkrétně jde o modely SARIMA - sezónní autoregresní integrovaný proces klouzavých průměrů. Endogenní proměnné modelu jsou popsány a analyzovány z pozice ekonomických teorií a poté formulovány v podobě ekonometrické. Do testování ekonometrických funkcí bylo zahrnuto více proměnných, ať už na základě ekonomické teorie nebo na základě inspirace z již existujících ekonometrických modelů. Konečná podoba jednotlivých funkcí je vybrána na základě hodnot příslušných statistických ukazatelů a testů.

### 2.1 Ekonometrický model

Ekonometrická analýza je důležitou metodou, jak z informačních systémů získat komplexnější obraz o ekonomické skutečnosti a hlavně o vztazích, tj. velikosti a směru působení ekonomických sil v hospodářském objektu, který se sleduje (Vysušil, 1996, s. 130). Každý ekonometrický problém je vlastně malá ekonometrická teorie. Je to určitá hypotéza o realitě. U složitějších modelů jde o vyřešení simultánní soustavy rovnic; po vyřešení je možno na základě modelu udělat určitou predikaci (Vysušil, 1996, s. 162).

### 2.2 Lineární regresní model

Popis regrese a regresní funkce lze nalézt ve všech učebnicích matematické statistiky či ekonometrie. Obecný zápis lineárního regresního modelu může mít např. tuto podobu:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (1.1)$$

kde  $y_t$  - vysvětlovaná proměnná v čase  $t$

$x_{tk}$  - vysvětlující proměnná v čase  $t$

$\beta_k$  - parametr (regresní koeficient)

$\varepsilon_t$  - náhodná (reziduální) složka, pro kterou platí  $E\varepsilon_t = 0$ ,  $\text{var } \varepsilon_t = \sigma^2$ , tedy  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$

Lineárním modelem se rozumí takový model, jenž je lineární v parametrech, nemusí však být lineární v proměnných. Pro zápis lineárního regresního modelu se často používá také maticového tvaru:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (1.2)$$

$$X = \begin{pmatrix} x_{10} & x_{11} & \cdots & x_{1k} \\ x_{20} & x_{21} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ x_{n0} & x_{n1} & \cdots & x_{nk} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \cdots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \cdots & x_{nk} \end{pmatrix} \quad (1.3)$$

$$\beta = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix} \quad (1.4)$$

$$\varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_0 \\ \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix} \quad (1.5)$$

kde  $X$  - matice hodnot pozorování o rozměru  $(n \times p)$

$n$  - počet pozorování

$k$  - počet vysvětlujících proměnných

$p$  - počet vysvětlujících proměnných s absolutním členem, tedy  $(k + 1)$

$\beta$  - sloupcový vektor neznámých proměnných  $(p \times 1)$

$\varepsilon$  - sloupcový vektor náhodné (reziduální) složky  $(n \times 1)$ , pro který platí  $E\varepsilon = 0$ ,  $\text{var } \varepsilon = \sigma^2$ , tedy  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$

Podle počtu a závislosti rovnic lze ekonometrické modely dělit na:

- a) Jednorovnicové modely mající charakter stochastického regresního modelu (jedna vysvětlovaná endogenní proměnná závislá na jedné či více vysvětlujících exogenních

proměnných nebo na zpožděných endogenních proměnných a na neměřitelné náhodné složce).

- b) Víceroznicové modely nezávislých rovnic (každou z nich lze zkoumat odděleně).
- c) Simultánní modely (soustava vzájemně závislých rovnic, kde nezpožděné endogenní proměnné vystupují v roli vysvětlovaných i vysvětlujících proměnných a jsou určeny řešením všech rovnic modelu najednou).

Soustavy simultánních rovnic, ve kterých existují přímé či nepřímé zpětné vazby mezi endogenními proměnnými, se nazývají interdependentní soustavy. Modely s jednosměrnými vazbami mezi endogenními proměnnými a s nezávislými náhodnými složkami stochastických rovnic pro stejná pozorování se označují jako rekurzivní soustavy simultánních rovnic. Ekonometrické modely lze dále dělit na analytické a prognostické. Zatímco analytické modely jsou zpravidla spjaty s ekonomickou teorií, prognostické modely odhalují vnitřní, teoretickou závislost ekonomických jevů a procesů. Nejčastěji se při tvorbě modelu volí takový tvar, kde je závislost vysvětlovaných i vysvětlujících proměnných lineární v parametrech, popř. s možností jejich linearizace, jelikož základní úlohou ekonometrického modelování je statistický odhad parametrů modelu.

Východiskem pro konstrukci makroekonomických agregátů je systém národních účtů, který syntetickým způsobem charakterizuje a měří hlavní stránky reprodukčního procesu a národohospodářské proporce (Hušek, 2009, s. 170). Modelů národních ekonomik existuje celá řada a jejich vývoj je do značné míry spojen s rozvojem ekonomické teorie, sběru a kvality statistických dat a také zdokonalováním výpočetní techniky. Podle počtu rovnic, ze kterých se model skládá, se rozlišují modely malé - kolem 10 rovnic, střední - přibližně do 100 rovnic, a velké, které čítají přes 100 rovnic (např. DRI model americké ekonomiky obsahoval 718 rovnic<sup>3</sup>). Rovnice modelu se dělí na stochastické behaviorální rovnice (nebo též rovnice chování) a rovnice definiční. Proměnné modelu jsou endogenní a exogenní. Endogenní proměnné jsou vysvětlovány samotným modelem, kdežto exogenní jsou dány "z vnějšku", nevysvětluje je model.

---

<sup>3</sup> Data Resources Inc.; Otto Eckstein et al., 1974

## 2.3 Testování statistických hypotéz

Pro ověření platnosti statistické hypotézy je nutné nejdříve formulovat dvě hypotézy:

- nulovou hypotézu  $H_0$ , o které se předpokládá, že platí
- alternativní hypotézu  $H_1$ , která platí, pokud je zamítnuta nulová hypotéza

Pokud nulová hypotéza ve skutečnosti platí, ale testování prokázalo hypotézu alternativní, jedná se o chybu I. druhu, jejíž velikost se obvykle označuje jako  $\alpha$ . Platí-li ve skutečnosti alternativní hypotéza, ale test nezamítl platnost nulové hypotézy, jedná se o chybu II. druhu, označovanou jako  $\beta$ . Pravděpodobnost chyby I. druhu ( $\alpha$ ) se nazývá hladina významnosti testu a pravděpodobnost správného zamítnutí ( $1-\beta$ ) síla testu. K otestování hypotéz se použije funkce náhodného výběru, která se označuje jako testovací statistika. Ta se vztahuje k nulové hypotéze a její rozdělení je za předpokladu platnosti nulové hypotézy známo. Obor hodnot testovacího kritéria je rozdělen na obor přijetí hypotézy a obor kritický. Padne-li výběrová hodnota testovacího kritéria do oboru přijetí hypotézy, nulová hypotéza se nezamítá. Padne-li do kritického oboru, nulová hypotéza se zamítá. Existuje mnoho testovacích statistik, výpočet závisí na povaze dat a testované hypotéze. Nejznámější testovací kritéria jsou např. Studentův t-test pro testování rozdílu dvou středních hodnot, F-test pro testování rozdílu dvou rozptylů či  $\chi^2$  test pro testování rozdílu četností souborů. Více o testovacích statistikách viz např. Anděl, 1978 nebo Hátle a Likeš, 1972. V diplomové práci je k testování hypotéz využita p-hodnota, neboť je standardním výstupem většiny statistických aplikací. P-hodnota je pravděpodobnost s jakou testovací statistika nabývá hodnot více svědčících proti testované hypotéze, než je pozorovaná hodnota statistiky. Pro otestování hypotézy tedy stačí porovnat p-hodnotu se zvolenou hladinou testu a je-li p-hodnota menší, pak se nulová hypotéza zamítá.

## 3 Literární rešerše

### 3.1 Hrubý domácí produkt

Každý výrobce či podnikatel si může spočítat, kolik za daný rok vyrobil výrobků nebo jaký poskytl objem služeb. Tyto a další údaje mu následně slouží při ekonomických analýzách, rozhodování, řízení a při srovnávání výkonnosti jemu podobných podniků. Stejně tak chce mít i vláda přehled o výkonnosti celého národního hospodářství a možnost srovnání

s ostatními zeměmi. Není reálné sčítat rozmanité výrobky a služby ve fyzických jednotkách a proto je nutné celkový výstup počítat v univerzální jednotce, tedy v penězích. Ukazatel, o kterém je řeč, se nazývá hrubý domácí produkt. Jeho definice může znít takto: "Hrubý domácí produkt měří objem finální produkce, který byl vytvořen za určité období výrobními faktory, které působily na území státu" (Brčák, Sekerka, 2010, s. 17).

Sběr dat pro výpočet HDP a výpočet samotný provádí v ČR Český statistický úřad. HDP počítá třemi způsoby, a to produkční, výdajovou a důchodovou metodou. Výsledek je pochopitelně u všech metod stejný. V této práci je využita rovnice HDP počítaného výdajovou metodou, kterou prezentuje známá rovnice:

$$HDP = C + I + G + NX \quad (1.6)$$

kde  $C$  je spotřeba domácností,  $I$  jsou hrubé soukromé investiční výdaje,  $G$  jsou vládní nákupy statků a služeb a  $NX$  značí čistý vývoz, tedy vývoz - dovoz.

K tomuto obecně přijímanému postupu výpočtu HDP je možné nalézt i výhrady a zpochybňující hlasy. Vladimír Pikora k tomu např. uvádí: "Jde o to, že podle některých názorů by se veřejné výdaje neměly k hospodářskému růstu přičítat, ale spíš od něho odečítat, protože jsou to vlastně, trochu drsně řečeno, jen "ukradené daně" či další odvody. Ale kde je řečeno, že vláda s těmito "ukradenými daněmi" udělá něco užitečného? Že je skutečně použije na zvýšení blahobytu obyvatel? Co nás vůbec opravňuje myslet si, že vládní výdaje jsou něčím pozitivním, nějakou přidanou hodnotou?" (Pikora, Šichtařová, 2012, s. 25). Dále také uvádí: "A přitom nejde o žádné malé peníze. Ono nenápadné písmenko  $G$  v rovnici podle tvrzení OECD<sup>4</sup> představuje za první dekádu tohoto tisíciletí celých 44 % českého HDP. Neboli za těchto deset let vládní výdaje dosáhly 44 % všeho, co bylo v ekonomice za stejnou dobu vyprodukováno a zahrnuto do výpočtu HDP [...] A to ani nemluví o šedé ekonomice" (Pikora, Šichtařová, 2012, s. 26). Je tedy vidět, že ukazatel HDP není dokonalý a poukazuje se na jeho nedostatky, nelze k němu tedy přistupovat dogmaticky v ohledu na jeho schopnost vyjádřit míru blahobytu či bohatství dané země.

---

<sup>4</sup> Organisation for Economic Co-operation and Development (Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj)

### **3.1.1 Hospodářský růst**

Hospodářský (nebo též ekonomický) růst je možné definovat jako růst schopnosti země vyrábět zboží a poskytovat služby. Toho lze dosáhnout zvýšením objemu používaných zdrojů nebo efektivnějším využitím těch stávajících (Sekerka, 2007, s. 307). Hospodářský růst je cílem vlád snad všech zemí na světě, nikdo si zřejmě nepřeje "nerůst". Takový růst však nepřináší jen pozitiva, ale má i svou stinnou stranu. Lze si to zjednodušeně ilustrovat na příkladu velkého města a malé vesnice. Město oproti vesnici představuje rychlý růst, vysokou životní úroveň jeho obyvatel a kvalitu jejich života. Z jiného úhlu pohledu by však mohlo být pořadí opačné, vezmou-li se v úvahu takové faktory jako např. znečištění prostředí, koncentrace obyvatel, míra hluku, rychlý a chaotický životní styl, vystavení velkému stresu, apod. Bohuslav Sekerka uvádí: "Pro ekonomický růst země by bylo optimální udržovat stabilní tempo růstu, tj. určitý stálý trend hospodářského vývoje" (Sekerka, 2007, s. 307). K takovému vývoji však v reálu nedochází. Ekonomika se typicky pohybuje v cyklech, kdy se střídají období expanze a kontrakce. "Dosud není vytvořena jednotná ekonomická teorie vzniku hospodářských cyklů a jejich atributů (délka, velikost amplitudy apod.). Nejpravděpodobnější je, že příčin působí současně několik. Cyklické výkyvy ekonomického vývoje vznikají v důsledku nerovnoměrného vývoje agregátní nabídky a agregátní poptávky, ale i jednotlivých odvětví" (Sekerka, 2007, s. 313). Je otázkou, jak rychle a kam až lze růst a zda nejrůznější formy podpory růstu, které praktikují vlády zemí, mají nějaký účinek. Nebo nemají-li dokonce účinek opačný. Markéta Šichtařová k touze překotného, rychlého růstu uvádí: "Každý sedlák ví, že štvát koně pořád k vyšší rychlosti přivodí jeho uštvaní. Ale namyšlené lidstvo si myslí, že každoroční růst o 5 procent je nezbytný, jinak se budeme mít zle. Na odpočinek ve stáji, který umožní opětovné tažení povozu, nechceme ani pomyslet. A tak budeme po zásluze odměněni - kůň pojde" (Pikora, Šichtařová, 2012, s. 39).

### **3.2 Potenciální produkt**

Z logiky názvu potenciálního produktu vyplývá závěr, že jde o takový výstup ekonomiky, který by nastal při plném využití disponibilních zdrojů, při plné míře zaměstnanosti. „V dlouhém období lze zvyšování životního standardu trvale udržet jedině růstem kapacit na výrobu zboží a služeb, tedy růstem potenciálního produktu. Zlepšování životního standardu nezávisí na celkovém objemu potenciálního produktu, ale na růstu potenciálního



produktu na obyvatele. Roste-li tedy počet obyvatelstva v dané zemi, potom životní standard obyvatelstva v dlouhém období bude růst jen tehdy, bude-li potenciální produkt růst rychleji než počet obyvatelstva“ (Sekerka, 2007, s. 332). Potenciální produkt má ovšem další význam: „Vykreslení aktuální pozice v hospodářském cyklu poskytuje tzv. mezera výstupu, což je procentní odchylka reálného výstupu od potenciálního produktu vyjadřujícího rovnovážnou úroveň výstupu. Stejně jako rovnovážné úrovně jiných makroekonomických veličin však ani potenciální produkt není pozorovatelná a měřitelná veličina.”<sup>5</sup> Obvyklou definicí potenciálního produktu je, že jde o úroveň výstupu vyrobenou s dostupnou technologií a výrobními faktory, která nezpůsobí změnu inflace (jinými slovy bez tlaků na změnu cen). Vzhledem k obtížnosti a možnostem pozorovat či vypočítat takovou veličinu je na makroekonomické úrovni konvencí ztotožňovat potenciální produkt s trendovým produktem. Úloha zjištění makroekonomického potenciálního produktu je tedy úlohou zjištění trendu vývoje reálného HDP. ČNB používá k výpočtu trendu HDP tři metody. První je Cobb - Douglasova produkční funkce, druhou metodou je Hodrick - Prescottův filtr a třetí Kalmanův filtr. Výsledky analýzy potenciálního produktu jsou důležité pro nastavení stabilizační hospodářské politiky. Z pohledu ČNB jde např. o nastavení výše úrokových sazeb. Ve druhé, praktické části práce bude realizován zjednodušený výpočet trendu HDP všemi třemi zmíněnými metodami.

### 3.2.1 Produkční funkce

Potenciální produkt úzce souvisí s produkční funkcí. Obecný tvar produkční funkce může mít tuto podobu:

$$Q = f(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (1.7)$$

kde  $Q$  značí objem produkce a  $X_i$  jednotlivé výrobní faktory. V ekonomické praxi probíhá většina výpočtů se dvěma hlavními výrobními faktory – s prací ( $L$ ) a kapitálem ( $K$ ). V krátkém období je kapitál fixním faktorem, v dlouhém období jsou oba faktory variabilní.

---

<sup>5</sup> Dostupné on-line na:

[http://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/zpravy\\_o\\_inflaci/2010/2010\\_I/boxy\\_a\\_prilohy/zoi\\_I\\_2010\\_box\\_II.html](http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2010/2010_I/boxy_a_prilohy/zoi_I_2010_box_II.html)

### 3.2.1.1 Cobb – Douglasova produkční funkce

Tato funkce z první poloviny 20. století je dílem Charlese Cobba, amerického matematika, a Paula Douglase, amerického ekonomy. Česká národní banka používá Cobb-Douglasovu produkční funkci jako jednu ze tří metod výpočtu a odhadu potenciálního produktu ČR<sup>6</sup>. Funkce počítá se dvěma již zmíněnými faktory, tedy prací a kapitálem, a má obecný tvar:

$$Y = aK^{\alpha}L^{\beta} \quad (1.8)$$

kde  $Y$  je objem produkce  
 $K$  – kapitál  
 $L$  – práce  
 $a, \alpha, \beta$  – kladné parametry

Práce i kapitál mohou být ze své podstaty buď nulové, nebo kladné. Parametr  $a$  je možné charakterizovat jako efektivnost produkce určenou technickým pokrokem. Parametry  $\alpha, \beta$  představují koeficienty pružnosti produkce vzhledem ke kapitálu a práci, jak bude ukázáno níže. Je-li  $\alpha + \beta = 1$ , jedná se o konstantní výnosy z rozsahu, tedy při proporcionální změně výrobních faktorů se docílí stejné změny v objemu produkce. Pokud  $\alpha + \beta < 1$  jsou výnosy z rozsahu klesající, produkce roste pomaleji než výrobní faktory, a naopak při  $\alpha + \beta > 1$  jsou výnosy z rozsahu rostoucí a objem produkce roste rychleji než výrobní faktory.

Pokud je potřeba získat v parametrech lineární tvar, dosáhne se toho aplikací přirozeného logaritmu. Logaritmizací rovnice 1.8 vznikne tento tvar:

$$\ln Y = \ln a + \alpha \ln K + \beta \ln L \quad (1.9)$$

Rovnice 1.8 a 1.9 vyjadřují deterministický vztah. Pokud je žádoucí transformace na vztah stochastický a vyjádření náhodných vlivů působících na objem produkce, přidá se náhodná složka  $u, u > 0$ . Tím se docílí tvaru:

$$Y = aK^{\alpha}L^{\beta}u \quad (1.10)$$

a po zlogaritmování

$$\ln Y = \ln a + \alpha \ln K + \beta \ln L + \ln u \quad (1.11)$$

---

<sup>6</sup> Druhou metodou je vícerovnicový model známý jako Kalmanův filtr, třetí metodou je aplikace Hodrick- Prescottova filtru na časovou řadu HDP.

Výpočtem parciálních derivací podle K a L ze vztahu (1.11) se zjistí jejich mezní produktivita a také fakt, že parametry  $\alpha$ ,  $\beta$  představují koeficienty elasticity produkce vzhledem ke kapitálu ( $\alpha$ ) a práci ( $\beta$ ):

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = \alpha a K^{\alpha-1} L^{\beta} u = \alpha \frac{1}{K} a K^{\alpha} L^{\beta} u = \alpha \frac{Y}{K} \quad (1.12)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = a K^{\alpha} \beta L^{\beta-1} u = \beta \frac{1}{L} a K^{\alpha} L^{\beta} u = \beta \frac{Y}{L} \quad (1.13)$$

### 3.2.2 Hodrick – Prescottův filtr

Hodrick-Prescottův filtr (HP filtr) je další možnou metodou pro výpočet potenciálního produktu. Je metodou jednorozměrnou, to znamená, že se filtr aplikuje na jedinou časovou řadu – v tomto případě na řadu HDP. Časovou řadu  $y_t$  lze rozložit na trendovou část  $g_t$  a na část cyklickou  $c_t$ . Pak platí:

$$y_t = g_t + c_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1.14)$$

HP filtr pak vyjadřuje následující minimalizační úlohu:

$$\min \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \quad (1.15)$$

přičemž zvolená hodnota parametru  $\lambda$  určuje "hladkost" filtru. Čím vyšší hodnota parametru  $\lambda$ , tím "hladší" průběh trendové složky (Cottrell, Lucchetti, 2013, s. 187). Hodrick a Prescott ve své práci z roku 1997 navrhují hodnotu parametru  $\lambda = 1600$  pro čtvrtletní časové řady. Tato hodnota je pro čtvrtletní časové řady přednastavena i v Gretlu, pro ostatní je její defaultní nastavení  $\lambda = 100$ . Parametr vyhlazení je považován za největší slabinu HP filtru, neboť jeho optimální hodnota není známa a před aplikací filtru je nutné hodnotu parametru zvolit. V literatuře lze nalézt některé přístupy snažící se optimalizovat volbu parametru  $\lambda$ , nepanuje na nich však obecná shoda. Za druhou slabinu HP filtru je považováno vychýlení výsledků vyhlazené řady na jejím počátku a konci. Ke zmírnění následků tohoto problému se používá prodloužení vyhlazované časové řady predikcemi, čímž se vychýlení posune o tuto predikci vpřed.

### 3.2.3 Kalmanův filtr

Kalmanův filtr je algoritmus skládající se z fáze filtrace a predikce. Ve fázi filtrace vytváří bodové odhady pro střední hodnoty položek stavového vektoru a kovarianční matici pro položky stavového vektoru a ve fázi predikce pak odhady pro střední hodnoty a kovarianční matice pro příští kolo. Nejdříve je potřeba objasnit, co je to stavový model (angl. state-space model). Stavový model lze zapsat takto:

$$\xi_{t+1} = F_t \xi_t + v_t \quad (1.16)$$

$$y_t = A_t' x_t + H_t' \xi_t + w_t \quad (1.17)$$

kde  $\xi$  – vektor stavu

$F$  – koeficient (číslo, popř. matice)

$v_t$  – proces bílého šumu (nulová střední hodnota, konstantní rozptyl)

$y_t$  – vektor naměřených hodnot, výstupu

$A, H$  – koeficienty (čísla, popř. matice)

$x_t$  – vektor exogenních proměnných

$w_t$  – proces bílého šumu (nulová střední hodnota, konstantní rozptyl)

Provádí-li se měření nějaké veličiny, získají se data, která se nazývají výstupem měření ( $y$ ). Výstup zprostředkovává informaci o stavu měřené veličiny, jako každé měření je však zatížen šumem. Stav tedy není znám, k dispozici je pouze "zašuměný" výstup. Rovnice (1.16) vyjadřuje model dynamiky stavu, který říká, jak závisí nadcházející stav na stavu předchozím. Rovnice (1.17) představuje model výstupu, který říká, jak závisí aktuální výstup na aktuálním stavu. Podrobný popis jednotlivých kroků Kalmanova filtru lze nalézt v uživatelské příručce programu Gretl v kapitole třicáté (Cottrell, Lucchetti, 2013, s. 256) nebo také v knize Tomáše Cipry, kapitole 12.7. (Cipra, 2008, s. 462).

### 3.3 Mezera výstupu

Mezera výstupu je úzce spjata s potenciálním produktem, neboť je vypočítána jako rozdíl mezi reálným a potenciálním produktem. Nejčastěji se udává v procentuálním vyjádření jako odchylka od potenciálu a poskytuje údaje o domácích poptávkových faktorech cenového vývoje ekonomiky. Je-li mezera výstupu negativní, mají ceny tendenci klesat a vznikají nevyužitá výrobní faktory. V takovém případě se hovoří o deflační mezeře.

Naopak je-li mezera výstupu kladná jako např. v rozmezí let 2005 - 2008, pak mají ceny tendenci růst. Je-li tento růst příliš strmý, dochází k tzv. "přehřátí ekonomiky", které se vyznačuje přetěžováním výrobních faktorů. V takovém případě se hovoří o mezeře inflační. Cílem hospodářské politiky státu je, aby mezera výstupu (záporná nebo kladná) byla co nejmenší. V souvislosti s mezerou výstupu je vhodné zmínit korelaci mezi mírou nezaměstnanosti a mírou růstu HDP, která nese název Okunův zákon (podle amerického ekonoma Arthura Okuna). Ta ukazuje, že nárůst nezaměstnanosti o 1 % nad její přirozenou mez znamená pokles HDP zhruba o 2-3 %.

### **3.4 Fáze hospodářského cyklu**

Jak již bylo uvedeno v kapitole 3.5, má potenciální produkt a mezera výstupu význam při určení pozice ekonomiky v hospodářském cyklu. "V obecném smyslu je možno hospodářské cykly charakterizovat jako výkyvy (fluktuace) v ekonomické aktivitě v podobě opakovaného kolísání reálného produktu, zaměstnanosti, investic, zisků a jiných veličin. Výkyvy hospodářského růstu jsou obecně nazývány cykly, které však nejsou cyklické ve smyslu pravidelnosti, a jsou v mnohém nepředvídatelné. Při praktickém sledování hospodářských cyklů se pozornost soustředí obvykle pouze na výkyvy aktuálního reálného produktu. Po určité době se ekonomika opět navrácí ke své rovnováze, tedy stavu relativně vyrovnané agregátní nabídky a poptávky" (Sekerka, 2007, s. 308). Podle délky trvání se rozlišují tři druhy cyklů. Prvním z nich jsou Kitchinovy cykly popisující krátkodobé kolísání reálného produktu (36-40 měsíců). Druhým jsou Juglarovy cykly popisující střednědobé výkyvy reálného produktu (6-11 let). Třetím druhem jsou Kondratěvovy vlny, které popisují dlouhodobé výkyvy v rozmezí 50-60 let (Sekerka, 2007, s. 308 a 309). V práci budou vzhledem k délce časové řady zkoumány cykly Juglarovy. Tento cyklus se obecně dělí na fázi recese, bod zvratu - dno, fázi expanze a druhý bod zvratu - vrchol.

### **3.5 Spotřební funkce**

Teorie spotřební funkce, která se snaží matematicky zachytit zákonitosti v chování spotřebitele, vychází ze tří základních teoretických přístupů. Jsou jimi model mezičasové volby Irwinga Fishera, hypotéza životního cyklu rozpracovaná F. Modiglianem, R. Brumbergem a F. Andou, a hypotéza permanentního důchodu od Miliona Friedmana.

Keynesiánské pojetí spotřební funkce se používá pouze pro krátké období, neboť v dlouhodobém byla její platnost vyvrácena<sup>7</sup>.

### 3.5.1 Keynesova spotřební funkce

V keynesiánském modelu spotřeba závisí především na disponibilním důchodu. Tato závislost je vyjádřena mezním sklonem ke spotřebě, který určuje přírůstek spotřeby na jednotku přírůstu disponibilního důchodu. Celková spotřeba je rozdělena na výdaje autonomní (tedy na základní nutné výdaje nezávislé na výši důchodu) a výdaje indukované disponibilním důchodem. Matematický zápis vypadá následovně:

$$C = C_a + cY_D \quad (1.18)$$

$$c = \frac{\Delta C}{\Delta Y_D} \quad (1.19)$$

kde  $C$  je celková spotřeba  
 $C_a$  - spotřeba autonomní  
 $c$  - mezní sklon ke spotřebě  
 $Y_D$  - disponibilní důchod

Jak již bylo uvedeno, platnost tohoto modelu pro dlouhé období byla vyvrácena a pro dlouhodobé spotřební funkce se využívají modely následující.

### 3.5.2 Teorie mezičasové volby

Teorii mezičasové volby představil ve své knize Teorie úroku Irwing Fisher v roce 1930. Podstata teorie spočívá v preferencích spotřebitele mezi současnou a budoucí spotřebou, která je vyjádřena rovnicí mezičasového rozpočtového omezení:

$$C_A(1 + r) + C_D = m_A(1 + r) + m_D \quad (1.20)$$

kde  $C_A$  je přítomná spotřeba  
 $r$  - úroková míra  
 $C_D$  - budoucí spotřeba  
 $m_A$  - výdělek v aktivním věku

---

<sup>7</sup> Důkaz nefunkčnosti poskytly výzkumy amerického ekonomy Simona Kuznetse na ekonomice USA v letech 1869 - 1958

$m_D$  - výdělek ve stáří, důchod

Optimální kombinace přítomné a budoucí spotřeby je dána bodem, ve kterém se přímka spotřebních možností dotýká nejvyšší dosažitelné indifferenční křivky (Brčák, Sekerka, 2010, s. 51). Cílem je tedy maximalizace funkce  $u(C_A, C_D)$ . Jak je vidět ze vztahu (1.20), ovlivňuje úroková míra přítomnou spotřebu, přičemž zde protichůdně působí substituční efekt snižující  $C_A$ , a důchodový efekt, který naopak  $C_A$  zvyšuje. Záleží na tom, který efekt u daného spotřebitele převáží. Na agregátní úrovni se však důchodový efekt v podstatě vyruší v rámci vzájemných vztahů věřitel - dlužník, kdy se důchod při změně  $r$  u jednoho z nich zvýší, u druhého sníží.

### 3.5.3 Hypotéza životního cyklu

Stejně jako teorie mezičasové volby počítá i hypotéza životního cyklu s předpokladem, že spotřebitel kalkuluje nejen se svým současným důchodem, ale i s důchodem budoucím. Stěžejním bodem je předpoklad, že člověk chce během svého života dosáhnout rovnoměrné spotřeby. V mládí kompenzuje vyšší spotřebu půjčkami, v další fázi života se mu příjem zvyšuje, splatí dluhy a vytváří si rezervu na důchodové období. Mladí lidé a důchodci mají tedy vyšší průměrný sklon ke spotřebě, domácnosti středního věku naopak nižší. Spotřební funkce má tvar:

$$C = cY_L + aW_R \quad (1.21)$$

$$c = \frac{W_L - T}{N_L - T} \quad (1.22)$$

$$a = \frac{1}{N_L - T} \quad (1.23)$$

kde  $C$  je spotřeba

$c$  – mezní sklon ke spotřebě z pracovního důchodu

$a$  – mezní sklon ke spotřebě z bohatství

$Y_L$  – příjem z práce

$W_R$  – bohatství

$W_L$  – celková doba práce v letech

$N_L$  – doba od zahájení práce do smrti

$T$  – počet již odpracovaných let

Ze vzorce (1.22) vyplývá, že mezní sklon ke spotřebě z pracovního důchodu vyjadřuje, jaké procento z ročního pracovního příjmu bude použito na spotřebu. Zbytek představují úspory na zachování rovnoměrné spotřeby v období  $(N_L - W_L)$ , tedy na období důchodu. Spotřeba z bohatství je dle vzorce (1.23) rovnoměrně rozložena na celou dobu  $N_L$ . Z obou vztahů plyne, že pokud dojde v čase  $T$  ke změně pracovního příjmu či bohatství, dojde k novému rozložení spotřeby na období  $(N_L - T)$  a průměrný sklon ke spotřebě v dlouhém období zůstane konstantní v souladu s výsledky výzkumu Simona Kuznetse<sup>8</sup>.

### 3.5.4 Teorie permanentního důchodu

Milton Friedman ve své teorii permanentního důchodu předpokládá, že výše dlouhodobé spotřeby závisí pouze na permanentním důchodu, tzn. na důchodu, kterým si je člověk dlouhodobě jistý. Důchod tranzitorní (přechodný) nemá na spotřebu vliv. Tedy platí

$$Y = Y_P + Y_T \quad (1.24)$$

$$C = cY_{P(t)} \quad (1.25)$$

$$Y_{P(t)} = Y_{P(t-1)} + \theta(Y_t - Y_{P(t-1)}) \quad (1.26)$$

$$C = c(Y_{P(t-1)} + \theta(Y_t - Y_{P(t-1)})) \quad (1.27)$$

$Y$  - celkový důchod

$Y_P$  - permanentní důchod

$Y_T$  - tranzitní (přechodný) důchod

$C$  - celková spotřeba

$c$  - mezní sklon ke spotřebě z permanentního důchodu

$Y_{P(t)}$  - permanentní důchod v čase  $t$

$Y_t$  - celkový důchod v čase  $t$

$\theta$  - vyjadřuje podíl přírůstku důchodu, který spotřebitel považuje za permanentní

Dlouhodobá spotřeba v čase  $t$  je výsledkem součinu mezního sklonu ke spotřebě permanentního důchodu a permanentního důchodu v čase  $t$ , který je součtem permanentního důchodu v čase  $(t-1)$  a částí přírůstku celkového důchodu, jenž je spotřebitelem považován za permanentní.

---

<sup>8</sup> Simon Smith Kuznets: National Product Since 1869



Modely mezičasové volby, životního cyklu a permanentního důchodu nejsou navzájem v rozporu, doplňují se a vytvářejí teorii spotřební funkce (Sekerka, 2007, s. 56). Dlouhodobá spotřební funkce je tedy funkcí permanentního důchodu a reálné úrokové míry:

$$C = C(Y_P, r) \quad (1.28)$$

$C$  - celková spotřeba v dlouhém období

$Y_P$  - permanentní důchod

$r$  - reálná úroková míra

Přitom se předpokládá, že parciální derivace spotřební funkce splňují podmínky:

$$\frac{\partial C}{\partial Y_P} > 0, \frac{\partial C}{\partial r} < 0 \quad (1.29)$$

Potom při konstantní úrokové míře  $r$  platí

$$\uparrow Y_P \Rightarrow \uparrow C, \downarrow Y_P \Rightarrow \downarrow C \quad (1.30)$$

a při konstantním permanentním důchodu  $Y_P$

$$\uparrow r \Rightarrow \downarrow C, \downarrow r \Rightarrow \uparrow C \quad (1.31)$$

### 3.5.5 Hypotéza racionálních očekávání

Při výčtu přístupů k vysvětlení spotřeby je třeba zmínit také hypotézu racionálních očekávání. Ta vznikla na počátku 70. let a jejími autory byli Robert Lucas a Thomas Sargent. Hlavní myšlenkou je, že ekonomické subjekty se rozhodují na základě všech dostupných informací. Tedy nejen na základě událostí minulých, ale také na očekávaném vývoji. Americký ekonom Robert E. Hall, který se hypotézou racionálních očekávání zabýval ve své práci z roku 1978, dospěl k závěru, že individuální spotřebitel vnímá změnu celoživotního nebo permanentního důchodu v sousedních dvou obdobích jako bezvýznamnou, takže ani běžná úroveň spotřeby jako funkce důchodu se téměř neliší od úrovně dosažené v období předcházejícím. Spotřeba v období  $t-1$  je tak dobrou předpovědí běžné spotřeby v období  $t$  a případný rozdíl mezi sousedními úrovněmi spotřeby lze přičíst

pouze překvapivým změnám celoživotního nebo permanentního důchodu v sousedních obdobích (Hušek, 2009, s. 84).

### 3.6 Investiční funkce

Výčet ekonomických teorií zabývajících se agregátními investicemi není tak bohatý jako je tomu u spotřeby. Bohuslav Sekerka ve své knize uvádí model keynesiánský: "Funkce poptávky po individuálních investicích je závislá na porovnání jejich výnosu a úrokové míry  $r$ . Při nižší úrokové míře se předpokládá, že existuje více investičních možností. Z toho plyne, že funkce agregátní poptávky po investicích je klesající funkcí úrokové míry..." (Sekerka, 2007, s. 58). Z důvodu omezené teoretické základny lze nahlédnout do ekonometrické praxe. V Kleinově makroekonomickém modelu, který analyzoval americkou ekonomiku v období let 1921 až 1941, jsou investice determinovány zisky ve sledovaném období  $t$ , dále zisky v období  $t-1$  a zásobou kapitálu na začátku období (Klein, 1950, s. 60). Prototyp malého makroekonomického modelu tranzitivní české ekonomiky vytvořený v 90. letech obsahuje endogenní proměnnou hrubé domácí investice, která je determinována rozdílem HDP minulého a předminulého období ( $Y_{t-1} - Y_{t-2}$ ), úrokovou sazbou PRIBOR 3M<sup>9</sup> zpožděnou o jedno období a umělou nula-jednotkovou proměnnou (Hušek, 2009, s. 196). Jako poslední stojí za zmínku IS-LM model české ekonomiky od Huška a Pelikána z roku 1996, kde pravá strana rovnice hrubých investic obsahuje změnu agregátní poptávky, úrokovou sazbu PRIBOR 3M sniženou o procentní míru inflace a umělou čtvrtletní dummy proměnnou D2 odrážející růst úrokové sazby ve 2. čtvrtletí roku 1997 (Hušek, 2009, s. 199).

### 3.7 Funkce vládních výdajů

V odstavci věnovanému HDP bylo uvedeno, že v současné době se podíl vládních výdajů na HDP vyšplhal takřka na 50 %. Pro zastánce volného trhu a liberalismu (s nimiž se autor ztotožňuje) je takové číslo vskutku „děsivé“. Keynesiánské ekonomické teorie selhaly např. v 70. letech při vysvětlení stagflace nebo při vysvětlení dlouhodobé spotřeby, přesto se zdá, že vlády posledních dekád se jimi víceméně inspiroují. K růstu vládních výdajů existuje několik teoretických přístupů.

---

<sup>9</sup> Prague InterBank Offered Rate (tříměsíční).

Tzv. Wagnerův zákon rostoucích vládních výdajů vychází z předpokladu, že vládní výdaje rostou s růstem důchodu na obyvatele, s hospodářským růstem ekonomiky - a to více než proporcionálně. Kritika této teorie poukazuje na to, že důchodová elasticita poptávky po veřejně poskytovaných statcích nedosahuje jednotkové úrovně. Teorie prahových efektů Peacocka a Wisemana přikládá váhu míře zdanění a skokovému zvýšení daní při kritických situacích, přičemž po odeznění krize se již nevrátí na původní úroveň. Tzv. Baumolův zákon se zabývá vývojem mezd - rostou-li mzdy v soukromém sektoru, usiluje veřejný sektor o srovnání mzdové úrovně. Teorie stupňovitého růstu odůvodňuje růst vládních výdajů technickým a technologickým vývojem.

Zákonem stanovené výdaje, tzn. mandatorní výdaje, vláda vynaložit musí. Jsou to například dávky v nezaměstnanosti, dávky státní sociální podpory nebo dávky sociálního zabezpečení. Je-li tedy vyšší nezaměstnanost, zvýší se i mandatorní výdaje. Ve zprávě k návrhu zákona o státním rozpočtu ČR na rok 2013 je uvedeno, že podíl mandatorních výdajů na celkových výdajích vlády tvořil v návrhu rozpočtu na rok 2012 58,1 %, v návrhu rozpočtu na rok 2013 to bylo již 58,6 %. Z toho vyplývá, že zhruba polovinu vládních výdajů by mělo být možno odvodit např. od demografického vývoje (důchody) a nezaměstnanosti. Druhá polovina, tedy výdaje nemandatorní, bude již spíše souviset s realizací programu dané vlády a namísto ekonomické racionality zde bude hrát zásadní roli politický kalkul. Vývoj této části vládních výdajů by bylo možné zkoumat např. v závislosti na tom, zda je u moci v daném okamžiku levicová či pravicová vláda. Česká politická scéna však podle názoru autora neumožňuje učinit takové jednoznačné rozdělení.

## **4 Výsledky práce**

### **4.1 Ekonometrická formulace C**

Určení ekonometrické podoby spotřební funkce vychází z hypotézy racionálních očekávání a Hallova výsledku, že spotřeba v období  $t-1$  je dobrým odhadem spotřeby v období  $t$ . Tento předpoklad je též v souladu s hypotézou životního cyklu a teorií permanentního důchodu. Spotřeba zpožděná o jedno období je vyjádřena v logaritmickém tvaru z důvodu její linearizace. Do testování byla zahrnuta také úroková míra PRIBOR 3M (měsíční průměr) a čtvrtletní výše mezd a platů. Mzdy a platy se však ukázaly jako statisticky nevýznamná proměnná. Model s úrokovou mírou vykazoval problém s autokorelací

4. řádu. Při snaze o eliminaci (zmírnění) autokorelace pomocí logaritmu nebo prvních diferencí pak tato proměnná nebyla statisticky významná ani na hladině významnosti  $\alpha = 0,1$ . Do testování byl zahrnut také zahraniční obchod, respektive čistý export. Po zahrnutí této proměnné v prvních diferencích (z důvodu eliminace autokorelace) dával model nejlepší výsledky. Finální tvar spotřební funkce je následující:

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log C_{(t-1)} + \alpha_2 dNX_{(t-1)} + \alpha_3 dq_2 + \alpha_4 dq_3 + \alpha_5 dq_4 \quad (1.32)$$

kde  $C_t$  – agregátní spotřeba v čase t

$\alpha_0$  – konstanta

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$  – regresní koeficienty

$C_{(t-1)}$  – agregátní spotřeba v čase (t-1)

$dNX_{(t-1)}$  – čistý export vyjádřený v prvních diferencích, zpožděný o jedno období

$dq_2$  – sezónní dummy proměnná (1 pro 2. čtvrtletí, pro ostatní 0)

$dq_3$  – sezónní dummy proměnná (1 pro 3. čtvrtletí, pro ostatní 0)

$dq_4$  – sezónní dummy proměnná (1 pro 4. čtvrtletí, pro ostatní 0)

Metodou nejmenších čtverců byly získány tyto výsledky:

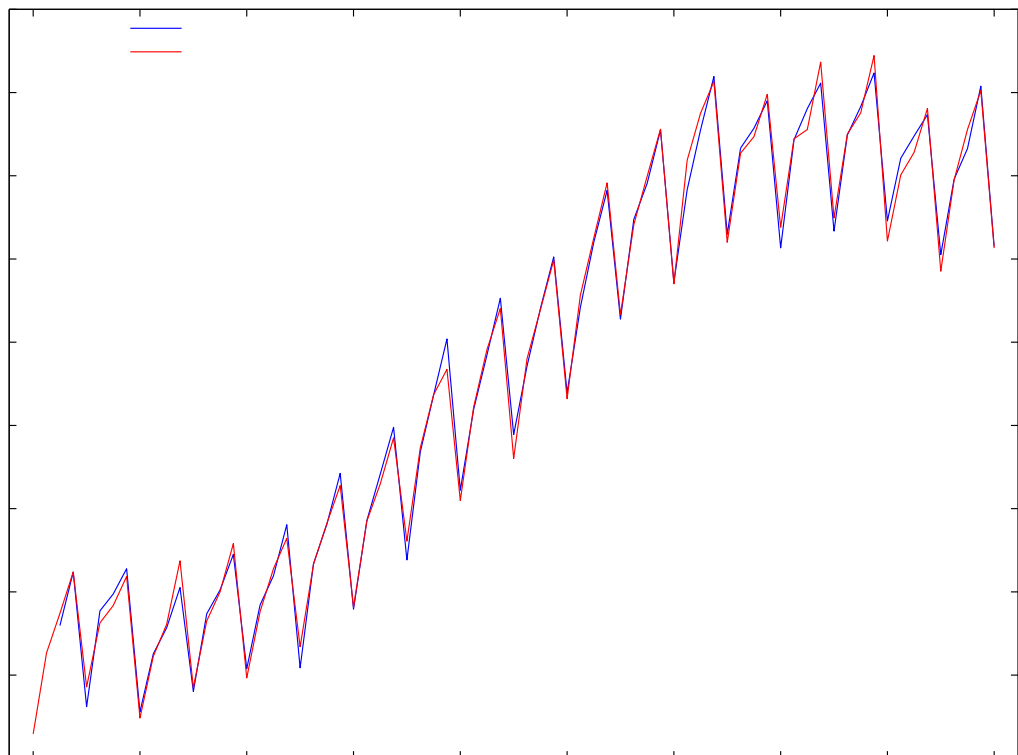
C\_spotrebni\_fce:OLS, za použití pozorování 1996:3-2014:1 (T = 71)  
Závisle proměnná: C

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
Const	-	36305,7	-119,4904	<0,00001	***
	4,33818e+06				
dq2	56355,8	1473,77	38,2393	<0,00001	***
dq3	42336,8	1031,31	41,0516	<0,00001	***
dq4	43289,9	1027,75	42,1211	<0,00001	***
l_C_1	364841	2820,66	129,3459	<0,00001	***
d_NX_1	-0,0920794	0,032683	-2,8173	0,00641	***
Střední hodnota závisle proměnné	374395,8	Sm. odchylka závisle proměnné		48660,64	
Součet čtverců reziduí	5,99e+08	Sm. chyba regrese		3036,788	
Koeficient determinace	0,996383	Adjustovaný koeficient determinace		0,996105	
F(5, 65)	3581,635	P-hodnota(F)		6,47e-78	
Logaritmus věrohodnosti	-666,9277	Akaikovo kritérium		1345,855	
Schwarzovo kritérium	1359,431	Hannan-Quinnovo kritérium		1351,254	
rho (koeficient autokorelace)	0,024345	Durbin-Watsonova statistika		1,936607	

#### 4.1.1 Testování odhadnuté spotřební funkce

Všechny odhadnuté parametry jsou statisticky významné na hladině  $\alpha = 0,01$ . Koeficient determinace  $R^2 = 0,996383 \rightarrow$  odhadnutá spotřební funkce vysvětluje vývoj spotřeby s přesností 99,63 %. Záporná hodnota konstanty neodpovídá skutečnosti, že spotřeba je nezáporná. U čistého exportu byl také očekáván spíše kladný koeficient, předpokládá-li se, že s růstem čistého exportu tuzemských firem rostou mzdy jejich pracovníků a tím jejich spotřeba. Efekt tohoto předpokladu - o růstu mezd s růstem exportu firem - je však dle výsledku mírně převážen jinými efekty, které při růstu čistého exportu působí na spotřebu negativně. Pokud bude např. růst čistého exportu způsoben snížením dovozu, dojde ke snížení nabídky a tím i spotřeby.

Graf 4-1: Skutečná a vyrovnaná C



Zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ .

**LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -**

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,732376

s p-hodnotou =  $P(F(4,61) > 0,732376) = 0,573392$

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, žádná autokorelace až do řádu 4.

### Test normality reziduí -

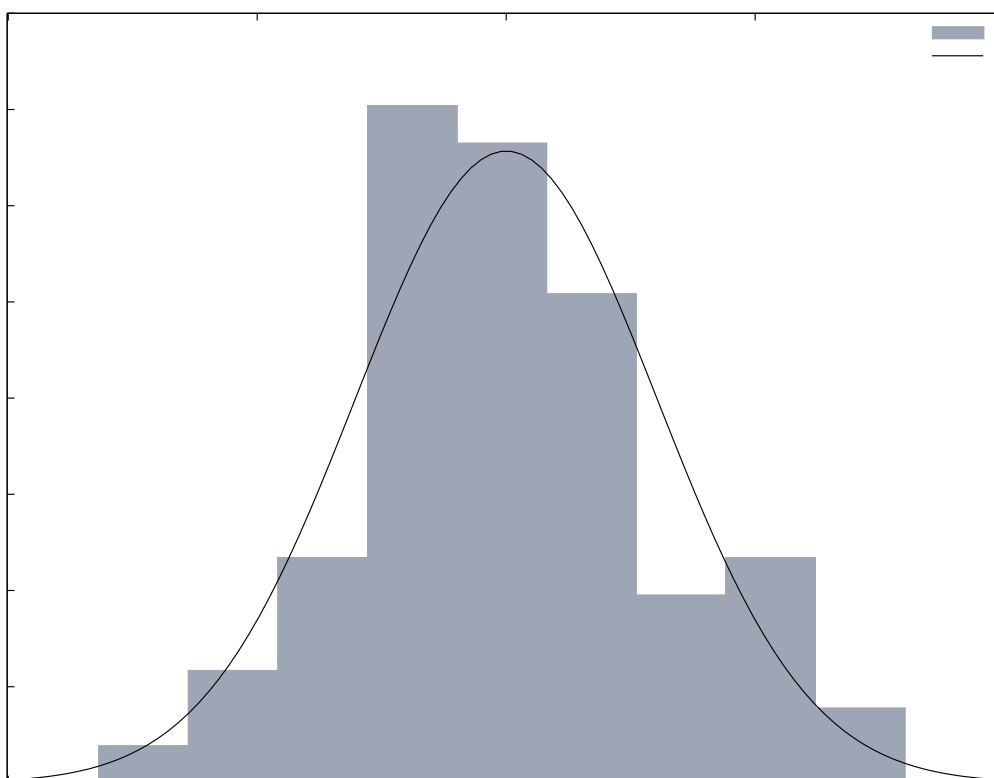
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\text{Chí-kvadrát}(2) = 0,621512$

s p-hodnotou = 0,732893

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, chyby jsou normálně rozdělené.

Graf 4-2: Normalita reziduí C



### Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 8,46509

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(14) > 8,46509) = 0,863718$

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, není zde heteroskedasticita.

### CUSUM test pro stabilitu parametrů -

Nulová hypotéza: žádná změna v parametrech

Testovací statistika: Harvey-Collier  $t(64) = 1,67588$

s p-hodnotou =  $P(t(64) > 1,67588) = 0,0986418$

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, parametry jsou stabilní.

## 4.2 Ekonometrická formulace I

Při formulaci investiční funkce se vyskytl problém s podkladovými daty, kdy nebylo vždy možné zjistit údaje v potřebném rozsahu (např. míru inflace od roku 1996 ve čtvrtletních intervalech). Úroková sazba PRIBOR 3M se při testování ukázala jako statisticky nevýznamná a byla z rovnice vyřazena. Naopak dobré výsledky se ukázaly při testování vládních výdajů zpožděných o 3 období (čtvrtletí), které byly zkoumány v souladu s myšlenkou vytěšňovacího efektu vládních výdajů na soukromé investice. Stejně jako u soukromé spotřeby, i zde byl do testování zahrnut zahraniční obchod v podobě čistého exportu, který měl na hodnoty modelu pozitivní vliv. Namísto zisků, které byly použity v Kleinově modelu, byly testovány maloobchodní tržby ve formě procentního podílu k bazickému roku 2010, které se při zpoždění o jedno období ukázaly statisticky významné na hladině  $\alpha = 0,05$ . Údaje maloobchodních tržeb byly dostupné až od roku 2000 - chybějící hodnoty časové řady za roky 1996 - 1999 byly dopočítány lineární regresí za jednotlivá čtvrtletí. Výsledná investiční funkce má tvar:

$$I_t = \beta_0 + \beta_1 \log I_{(t-1)} + \beta_2 dNX_t + \beta_3 G_{(t-3)} + \beta_4 Tmalo_{(t-1)} + \beta_5 dq_2 \quad (1.33)$$

kde  $I_t$  – agregátní investice v čase t

$\beta_0$  – konstanta

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$  – regresní koeficienty

$I_{(t-1)}$  – agregátní investice v čase (t-1)

$dNX_t$  – čistý export vyjádřený v prvních diferencích v čase t

$G_{(t-3)}$  – vládní výdaje zpožděné o tři období

$Tmalo_{(t-1)}$  – maloobchodní tržby zpožděné o jedno období

$dq_2$  – sezónní dummy proměnná (1 pro 2. čtvrtletí, pro ostatní 0)

Metodou nejmenších čtverců byly dosaženy tyto výsledky:

I\_investicni\_fce:OLS, za použití pozorování 1996:4-2014:1 (T = 70)  
Závisle proměnná: I

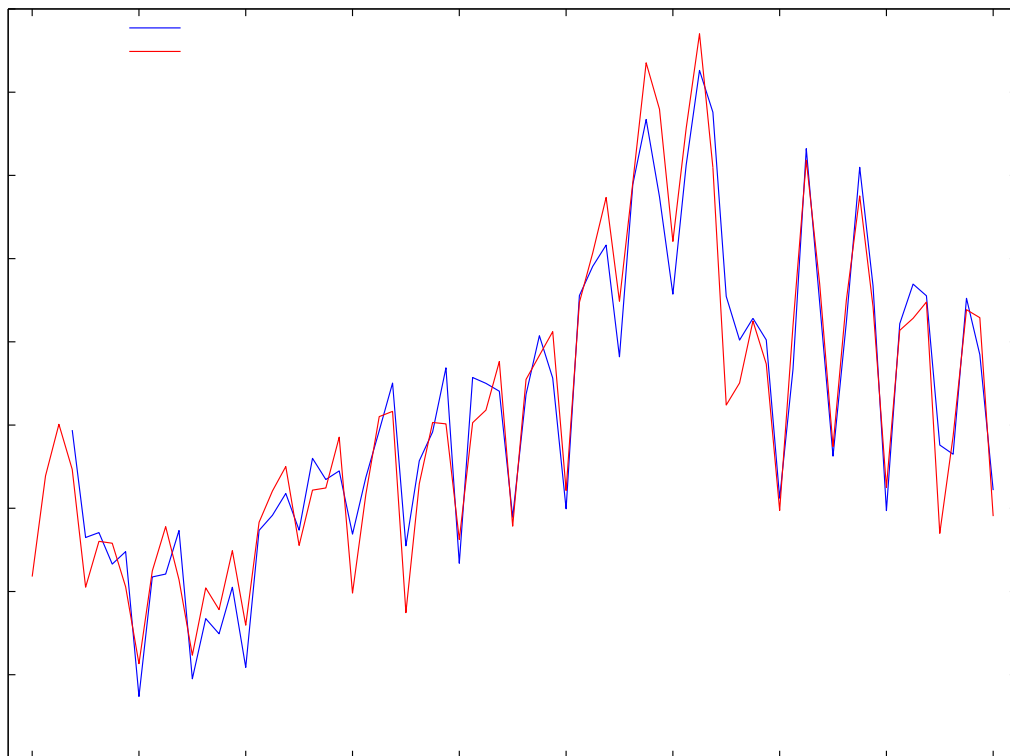
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
Const	-	145786	-15,6231	<0,00001	***
	2,27763e+06				
dq2	32810,5	3221,41	10,1851	<0,00001	***
I_I_1	198491	12246,3	16,2083	<0,00001	***
d_NX	-0,887148	0,0751914	-11,7985	<0,00001	***
G_3	0,467517	0,107535	4,3476	0,00005	***
Tmalo_1	-294,956	134,229	-2,1974	0,03162	**
Střední hodnota závisle proměnné	203456,9	Sm. odchylka závisle proměnné		35913,53	
Součet čtverců reziduí	5,58e+09	Sm. chyba regrese		9338,598	
Koeficient determinace	0,937284	Adjustovaný koeficient determinace		0,932384	
F(5, 64)	191,2948	P-hodnota(F)		4,31e-37	
Logaritmus věrohodnosti	-736,1231	Akaikovo kritérium		1484,246	
Schwarzovo kritérium	1497,737	Hannan-Quinnovo kritérium		1489,605	
rho (koeficient autokorelace)	0,232655	Durbin-Watsonova statistika		1,514932	

#### 4.2.1 Testování odhadnuté investiční funkce

Všechny odhadnuté parametry jsou statisticky významné na hladině  $\alpha = 0,01$ . Parametr maloobchodních tržeb je významný na hladině  $\alpha = 0,05$ . Koeficient determinace  $R^2 = 0,937284 \rightarrow$  odhadnutá investiční funkce vysvětluje vývoj objemu agregátních investic s přesností 93,73 %. Záporné znaménko u konstanty neodpovídá logické nezápornosti investic. U čistého exportu a maloobchodních tržeb bylo očekáváno spíše opačné znaménko koeficientu. Podobně jako v případě soukromé spotřeby však může být působení těchto nezávisle proměnných na závisle proměnnou složitější, než se na první pohled zdá. Nepotvrdil se ani předpoklad, že vyšší vládní výdaje vytlačují soukromé investice.



Graf 4-3: Skutečná a vyrovnaná I



Zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ .

#### **LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -**

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 1,91118

s p-hodnotou =  $P(F(4,60) > 1,91118) = 0,120233$

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, žádná autokorelace až do řádu 4.

#### **Test normality reziduí -**

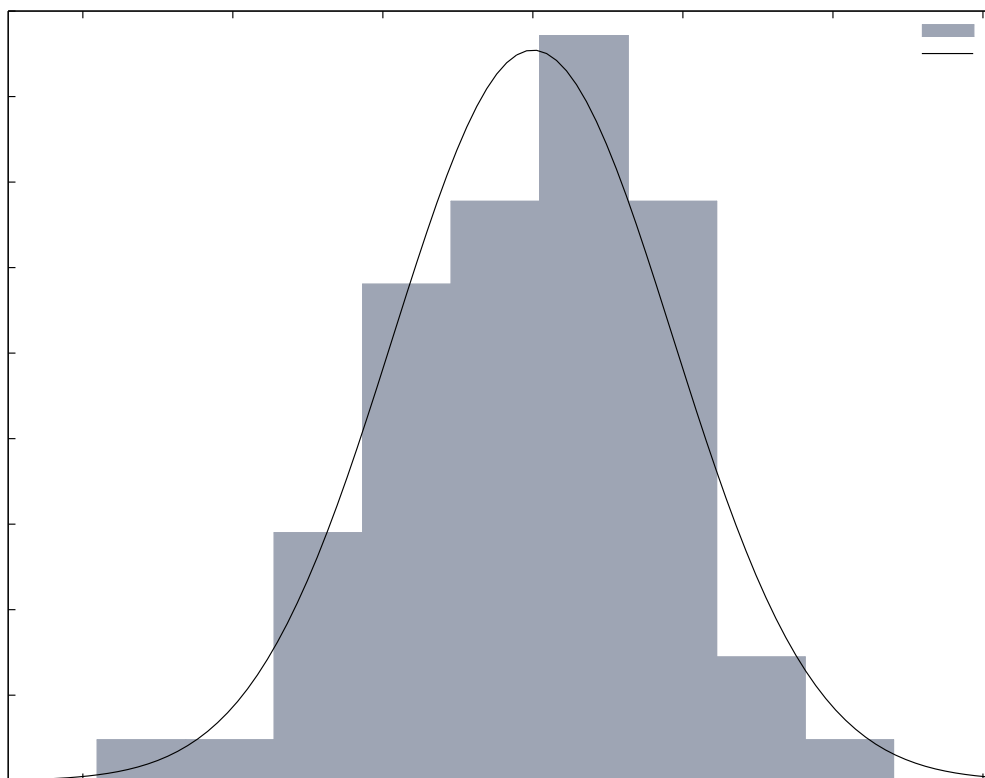
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 2,11053

s p-hodnotou = 0,348101

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, chyby jsou normálně rozdělené.

Graf 4-4: Normalita reziduí I



#### **Whiteův test heteroskedasticity -**

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika:  $LM = 26,1991$

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(19) > 26,1991) = 0,124735$

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, není zde heteroskedasticita.

#### **CUSUM test pro stabilitu parametrů -**

Nulová hypotéza: žádná změna v parametrech

Testovací statistika: Harvey-Collier  $t(63) = 0,360857$

s p-hodnotou =  $P(t(63) > 0,360857) = 0,719414$

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, parametry jsou stabilní.

### **4.3 Ekonometrická formulace G**

Jako vysvětlující proměnné byly pro funkci vládních výdajů použity vládní výdaje zpožděné o jedno období, vládní výdaje zpožděné o dvě období a úroková sazba (PRIBOR 3M). Vládní výdaje zpožděné o jedno období a vládní výdaje zpožděné o dvě období jsou

vyjádřeny v logaritmech z důvodu pozitivní autokorelace 4. řádu. Nezaměstnanost (neumístění uchazeči o zaměstnání v tis. osob) při testování překvapivě nedávala dobré výsledky a jevila se jako statisticky nevýznamná. Testována byla také proměnná představující počet osob v důchodovém věku (údaje v tis. osob). Data byla dostupná pouze v ročních intervalech, čtvrtletní údaje byly aproximovány regresí za použití polynomu 4. stupně s  $R^2 = 0,9997$ . Stejně jako nezaměstnanost se však tato proměnná překvapivě ukázala jako statisticky nevýznamná. Výsledný model má podobu:

$$G_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log G_{(t-1)} + \gamma_2 \log G_{(t-2)} + \gamma_3 r_t + \gamma_4 dq_1 + \gamma_5 dq_2 + \gamma_6 dq_3 \quad (1.34)$$

kde  $G_t$  – agregátní vládní výdaje v čase t

$\gamma_0$  – konstanta

$\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \gamma_5, \gamma_6$  – regresní koeficienty

$G_{(t-1)}$  – agregátní vládní výdaje v čase (t-1)

$G_{(t-2)}$  – agregátní vládní výdaje v čase (t-2)

$r_t$  – úroková sazba PRIBOR 3M v čase t

$dq_1$  – sezónní dummy proměnná (1 pro 1. čtvrtletí, pro ostatní 0)

$dq_2$  – sezónní dummy proměnná (1 pro 2. čtvrtletí, pro ostatní 0)

$dq_3$  – sezónní dummy proměnná (1 pro 3. čtvrtletí, pro ostatní 0)

Metodou nejmenších čtverců byly získány tyto výsledky:

G\_vladni\_vydaje:OLS, za použití pozorování 1996:3-2014:1 (T = 71)  
Závisle proměnná: G

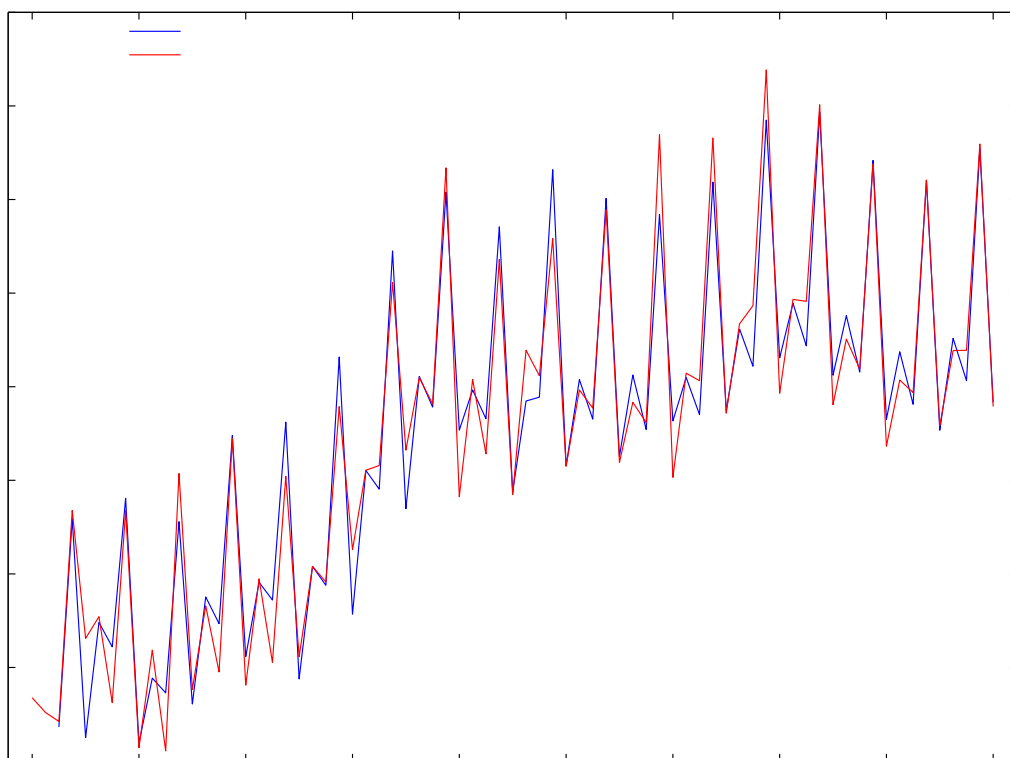
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
Const	-	99361,2	-14,8200	<0,00001	***
	1,47253e+06				
dq1	-40149	2982,2	-13,4629	<0,00001	***
dq2	-18061,4	2625,66	-6,8788	<0,00001	***
dq3	-23406,7	1823,77	-12,8342	<0,00001	***
r_PRI_3M	-326,542	152,384	-2,1429	0,03593	**
l_G_1	108807	17530,3	6,2068	<0,00001	***
l_G_2	29441,8	17457,7	1,6865	0,09658	*
Střední hodnota závisle proměnné	165589,4	Sm. odchylka závisle proměnné		17480,18	
Součet čtverců reziduí	9,70e+08	Sm. chyba regrese		3893,538	
Koeficient determinace	0,954639	Adjustovaný koeficient determinace		0,950387	
F(6, 64)	224,4858	P-hodnota(F)		5,29e-41	

Logaritmus věrohodnosti	-684,0221	Akaikovo kritérium	1382,044
Schwarzovo kritérium	1397,883	Hannan-Quinnovo kritérium	1388,343
rho (koeficient autokorelace)	-0,091635	Durbin-Watsonova statistika	2,182666

#### 4.3.1 Testování odhadnuté funkce vládních výdajů

Odhadnuté parametry jsou statisticky významné na hladině  $\alpha = 0,01$  vyjma parametru úrokové míry, který je významný na hladině  $\alpha = 0,05$ , a parametru vládních výdajů zpožděných o dvě období, který je významný na hladině  $\alpha = 0,1$ . Koeficient determinace  $R^2 = 0,954639 \rightarrow$  odhadnutá funkce vládních výdajů vysvětluje vývoj objemu agregátních vládních výdajů s přesností 95,46 %. Záporné znaménko u konstanty neodpovídá logické nezápornosti vládních výdajů. Koeficient úrokové míry PRIBOR 3M odpovídá předpokladům, tedy zvýšení úrokové míry znamená snížení vládních výdajů.

Graf 4-5: Skutečná a vyrovnaná G



Zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ .

**LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -**

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 2,31551

s p-hodnotou =  $P(F(4,60) > 2,31551) = 0,0675567$

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, není autokorelace až do řádu 4.

### Test normality reziduí -

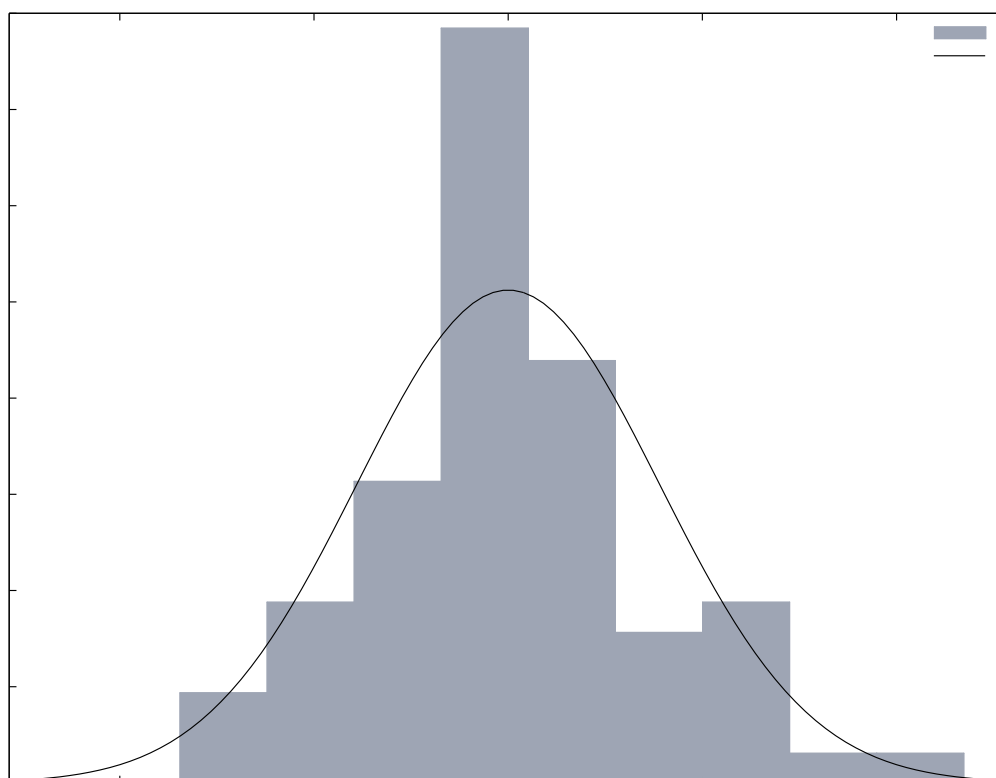
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 1,5148

s p-hodnotou = 0,468884

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, chyby jsou normálně rozdělené.

Graf 4-6: Normalita reziduí G



### Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 22,8768

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(21) > 22,8768) = 0,350585$

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, není zde heteroskedasticita.

### CUSUM test pro stabilitu parametrů -

Nulová hypotéza: žádná změna v parametrech

Testovací statistika: Harvey-Collier  $t(63) = 0,892249$

s p-hodnotou =  $P(t(63) > 0,892249) = 0,375655$

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, parametry jsou stabilní.

## 4.4 Predikce vývoje exogenních proměnných

Ekonometrický model nyní sestává ze tří behaviorálních rovnic a jedné rovnice makroekonomické identity:

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log C_{(t-1)} + \alpha_2 dNX_{(t-1)} + \alpha_3 dq_2 + \alpha_4 dq_3 + \alpha_5 dq_4$$

$$I_t = \beta_0 + \beta_1 \log I_{(t-1)} + \beta_2 dNX_t + \beta_3 G_{(t-3)} + \beta_4 Tmalo_{(t-1)} + \beta_5 dq_2$$

$$G_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log G_{(t-1)} + \gamma_2 \log G_{(t-2)} + \gamma_3 r_t + \gamma_4 dq_1 + \gamma_5 dq_2 + \gamma_6 dq_3$$

$$HDP = C + I + G + NX$$

Nyní je možné shrnout exogenní proměnné obsažené v modelu:  $NX$  (čistý export),  $Tmalo$  (maloobchodní tržby v procentním vyjádření vůči bazickému roku 2010),  $r$  (úroková sazba PRIBOR 3M). Aby bylo možné učinit předpověď HDP, je třeba nejdříve predikovat exogenní proměnné. Vypočtené hodnoty se dosadí do behaviorálních rovnic, jejichž výsledky se následně dosadí do rovnice HDP.

Pro odhad budoucího vývoje exogenních proměnných bude použit model založený na Boxově-Jenkinsově metodologii. "The Box-Jenkins methodology uses both the autoregressive and the moving average techniques for forecasting" (Hanke, Greitsch, 1991, s. 717). "To use Box-Jenkins methodology, the time series of interest must be stationary... a stationary series is one whose basic statistical properties, the mean and variance, remain constant over time" (Hanke, Greitsch, 1991, s. 718).<sup>10</sup> Předpoklad stacionarity řeší integrovaná složka, tedy diference řádu ( $d$ ), sezónní řádu ( $D$ ). Autoregresní část modelu (AR) je odhadována od předchozích ( $p$ ) pozorování, u sezónní části se jedná o autoregresi řádu ( $P$ ). Proces klouzavých průměrů (MA) poskytuje předpovědi na základě lineární kombinace minulých reziduí řádu ( $q$ ), u sezónní složky řádu ( $Q$ ). Sezónní autoregresní

---

<sup>10</sup> Boxova-Jenkinsova metodologie viz např. také (Arlt, Arltová, Rublíková, 2002, s. 85).

integrovaný proces klouzavých průměrů se označuje jako model SARIMA řádu  $(p, d, q)(P, D, Q)$ . Pro hodnocení a výběr nejvhodnějšího modelu nabízí Gretl klasická optimalizační kritéria - tedy Mean Error (ME), Mean Squared Error (MSE), Root Mean Squared Error (RMSE), Mean Absolute Error (MAE), Mean Percentage Error (MPE) a Mean Absolute Percentage Error (MAPE). Lze je v příkazové konzoli pomocí funkce *fcstats* zobrazit jako sloupcový vektor (Cottrell, Lucchetti, 2013, s. 236). Je však také možné použít tzv. kritéria informační, jejichž název souvisí se skutečností, že byla získána na základě poznatků z teorie informace. Tato kritéria vychází z klasického kritéria MSE, přičemž oproti klasickým kritériím obsahují penalizační faktor pro počet proměnných modelu. V Gretlu jsou tato kritéria součástí výstupu příslušného modelu ARIMA a není třeba použít funkci *fcstats*. Jedná se o Akaike's information criterion (AIC), Bayesian information criterion (BIC) a Hannan–Quinn criterion (HQC)<sup>11</sup>.

#### 4.4.1 Model úrokové sazby - r

Výsledky jednotlivých zkoumaných modelů pro úrokovou sazbu jsou shrnuty v následující tabulce:

Tabulka 4-1: Výsledky modelů SARIMA pro úrokovou sazbu

SARIMA model pro úrokovou sazbu PRIBOR 3M						
č. modelu	(p,d,q) (P,D,Q)	sm.od.inovací	log.věrohodnosti	Akaikovo kr.	Schwarzovo kr.	Hannan-Quinnovo
1	(0,0,0) (0,1,0)	3,058594	-174,542	351,084	353,3181	351,9704
2	(0,1,0) (0,1,0)	3,080536	-172,4911	346,9823	349,2018	347,8617
3	(1,1,0) (0,1,0)	2,481798	-158,584	323,168	329,8266	325,8064
4	(0,1,0) (1,1,0)	2,397885	-157,5947	321,1894	327,8479	323,8277
5	(1,1,0) (1,1,0)	2,242328	-152,433	312,866	321,7441	316,3838
6	(0,1,1) (0,1,0)	2,660343	-163,1402	332,2805	338,939	334,9188
7	(0,1,0) (0,1,1)	2,292533	-154,9973	315,9946	322,6532	318,633
8	(0,1,1) (0,1,1)	2,071687	-148,5215	305,043	313,9211	308,5608
9	(2,1,0) (0,1,0)	2,475646	-158,3993	324,7986	333,6766	328,3163
10	(2,1,0) (1,1,0)	2,215162	-151,8595	313,7191	324,8166	318,1163
11	(2,1,0) (2,1,0)	1,989191	-146,5192	305,0385	318,3555	310,3151
12	(0,1,0) (2,1,0)	2,306131	-155,0906	318,1812	327,0592	321,6989
13	(1,1,0) (2,1,0)	2,011331	-146,777	303,554	314,6515	307,9511
14	(0,1,2) (0,1,0)	2,311223	-153,9679	315,9358	324,8138	319,4535
15	(0,1,2) (0,1,1)	1,992956	-145,3244	300,6489	311,7464	305,046
16	(0,1,2) (0,1,2)	1,965392	-145,0531	302,1061	315,4232	307,3828
17	(0,1,0) (0,1,2)	2,295276	-154,6993	317,3986	326,2767	320,9164
18	(0,1,1) (0,1,2)	2,061355	-148,4867	306,9733	318,0709	311,3705
nejlepší hodnota		<b>1,965392</b>	<b>-145,0531</b>	<b>300,6489</b>	<b>311,7464</b>	<b>305,046</b>
model s nejlepší hodnotou		16	16	15	15	15

Jako nejvhodnější model pro úrokovou sazbu se podle informačních kritérií jeví model č. 15, SARIMA (0,1,2) (0,1,1). Obecný zápis tohoto modelu může vypadat takto:

<sup>11</sup> Více o informačních kritériích např. (Cottrell, Lucchetti, 2013, s. 184).

$$(1 - L)^d(1 - L^s)^D y_t = (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2)(1 + \Theta_1 L^4) \epsilon_t \quad (1.35)$$

kde  $L$  je operátor zpětného posunutí, pro který platí  $LY_t = Y_{t-1}$ ,  $L^2 Y_t = Y_{t-2}$ , ...  $L^s Y_t = Y_{t-s}$   
 $d, D$  označují řád nesezónní a sezónní diference  
 $y_t$  – hodnota zkoumané časové řady v čase  $t$   
 $\theta_1, \theta_2$  – parametry nesezónní části procesu MA(2)  
 $\Theta_1$  – parametr sezónní části procesu MA(1)  
 $\epsilon_t$  – proces bílého šumu (nulová střední hodnota, konstantní rozptyl)

Je-li  $(1 - L)^d = \Delta^d$  a  $(1 - L^4)^D = \Delta^D_4$  a zahrne-li se konstanta  $c$ <sup>12</sup>, pak lze model zapsat takto:

$$\Delta^d \Delta^D_4 y_t = c + \epsilon_t + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \theta_2 \epsilon_{t-2} + \Theta_1 \epsilon_{t-4} \quad (1.36)$$

Hodnoty modelu vycházejí následovně:

r\_PRI\_3M: ARIMA, za použití pozorování 1997:2-2014:1 (T = 68)  
Závisle proměnná: (1-L)(1-Ls) r\_PRI\_3M  
Směrodatné chyby založené na Hessiánu

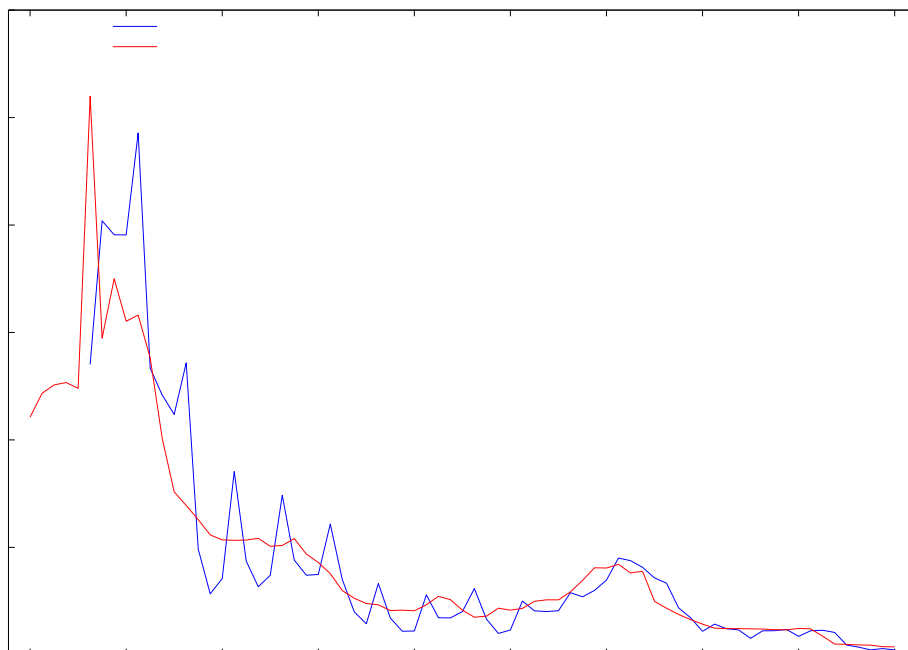
	Koeficient	Směr. chyba	z	p-hodnota	
const	0,00211582	0,0586789	0,0361	0,97124	
theta_1	-0,510778	0,130516	-3,9135	0,00009	***
theta_2	0,329871	0,119751	2,7546	0,00588	***
Theta_1	-0,770145	0,122221	-6,3013	<0,00001	***
Střední hodnota závisle proměnné	-0,021471	Sm. odchylka závisle proměnné		3,080536	
Střední hodnota inovací	-0,125652	Sm. odchylka inovací		1,992956	
Logaritmus věrohodnosti	-145,3244	Akaikovo kritérium		300,6489	
Schwarzovo kritérium	311,7464	Hannan-Quinnovo kritérium		305,0460	

Konstanta není statisticky významná ani na hladině  $\alpha = 0,1$ . Ostatní parametry jsou statisticky významné na hladině významnosti  $\alpha = 0,01$ . Jelikož modely MA vycházejí přímo z lineárního procesu, jsou všechny tyto modely stacionární. Pokud lze proces MA přepsat do konvergujícího procesu AR( $\infty$ ), pak je tento proces invertibilní. Podmínkou invertibility je, že kořeny polynomu  $\theta_q(L)$ , respektive  $\Theta_Q(L)$ , leží uvnitř jednotkového kruhu, tedy  $|\theta_q| < 1$  a  $|\Theta_Q| < 1$ . Z uvedeného vyplývá, že zvolený model je stacionární a invertibilní.

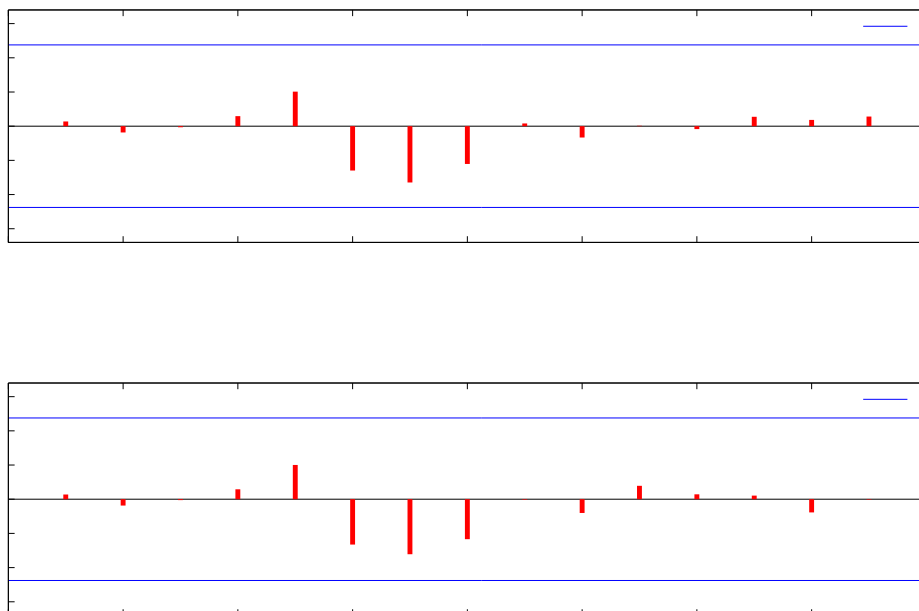
<sup>12</sup> Není-li střední hodnota procesu nulová ( $E(X_t) \neq 0$ ), pak se model doplňuje o absolutní člen (intercept) „c“.



Graf 4-7: Skutečná a vyrovnaná r



Graf 4-8: ACF a PACF reziduí - r



Dle výše uvedeného grafu autokorelační funkce a parciální autokorelační funkce se rezidua modelu nezdají být výrazně korelovaná.

Po dosazení koeficientů má model úrokové sazby tvar:

$$\Delta^d \Delta_4^D r_t = 0,00211582 + \epsilon_t - 0,210778\epsilon_{t-1} + 0,329871\epsilon_{t-2} - 0,770145\epsilon_{t-4} \quad (1.37)$$

#### 4.4.2 Ex-post analýza úrokové sazby

Analýza skutečných hodnot, vyrovnaných hodnot a reziduí vykazuje tyto hodnoty:

Tabulka 4-2: Prognóza ex-post - r

Střední chyba	-0,12565
Střední kvadratická chyba	5,8836
Odmocnina střední kvadratické chyby	2,4256
Střední absolutní chyba	1,2995
Střední procentuální chyba	1,3256
Střední absolutní procentuální chyba	28,749
Theilovo U <sup>13</sup>	2,2832

Střední absolutní chyba hodnot předpovídaných modelem činí 1,2995 procentních bodů úrokové míry PRIBOR 3M. Absolutní procentuální chyba je ve výši takřka 30 %. Jak je vidět z grafu 4-7, největší chyby mezi skutečnými a vyrovnanými hodnotami jsou na počátku sledovaného období, kdy byly hodnoty úrokové sazby několikanásobně větší než v období pozdějším. Střední chyba a střední procentuální chyba ukazují o dost nižší hodnoty, z čehož vyplývá, že chyby odhadů "nad" a "pod" skutečné hodnoty byly přibližně vyrovnané.

#### 4.4.3 Prognóza vývoje úrokové sazby - r

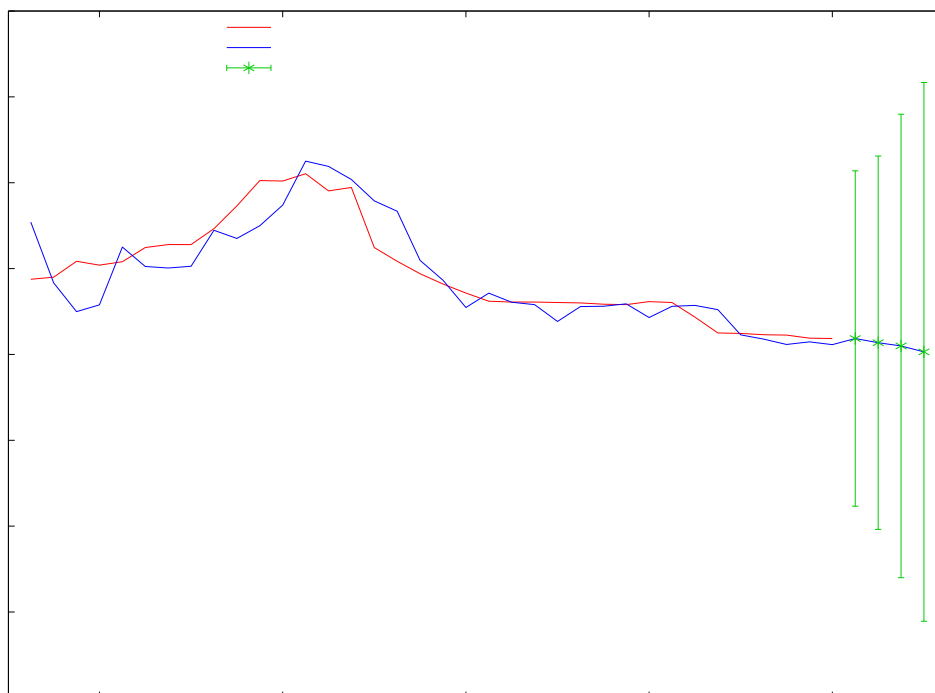
Předpověď ex-ante na období 2014:2 - 2015:1:

Tabulka 4-3: Prognóza ex-ante - r

období	Předpověď	směr. chyba	95% konfidenční int.	
2014:2	0,37	1,993	-3,54	4,28
2014:3	0,27	2,219	-4,08	4,62
2014:4	0,20	2,755	-5,2	5,6
2015:1	0,06	3,202	-6,22	6,34

<sup>13</sup> Theilovo U je metodou měření kvality prognózy - hodnoty blízké 0 značí vysokou přesnost.

Graf 4-9: Prognóza - r



Z analýzy ex-post bylo možné usuzovat, že konfidenční interval pro předpověď ex-ante bude dost široký. Od roku 2012 se však úroková sazba PRIBOR pohybuje pod jednocentní úrovní, klesá a nic nenaznačuje tomu, že by se tato skutečnost měla změnit. Z logiky úrokové sazby je navíc dolní hranice omezena nulou a „minusová“ čísla proto mohou být vyloučena. Vypočítané hodnoty tak lze považovat za dobrou, krátkodobou předpověď vývoje úrokové sazby PRIBOR 3M.

Jelikož byly všechny modely konstruovány během prvního čtvrtletí 2014, tedy ještě předtím, než byly známy hodnoty jednotlivých ukazatelů za 2. čtvrtletí 2014, je možné nyní za toto období vyhodnotit přesnost předpovědi modelu. Výše úrokové sazby PRIBOR 3M za 2. čtvrtletí 2014 je 0,35 %<sup>14</sup>. Předpověď daná modelem je 0,37 %, což znamená chybu -0,02 procentního bodu. To je chyba ve výši -5,71 %.

#### 4.4.4 Model čistého exportu - NX

Nejlepší výsledky informačních kritérií pro čistý export dosáhl model č. 8 - SARIMA (0,1,1) (0,1,1).

<sup>14</sup> Dostupné na <http://www.kurzy.cz/cnb/ekonomika/pribor-3m/> ke dni 31.8.2014.

Tabulka 4-4: Výsledky modelů SARIMA pro čistý export

SARIMA model pro čistý export						
č. modelu	(p,d,q) (P,D,Q)	sm.od.inovací	log.věrohodnosti	Akaikovo kr.	Schwarzovo kr.	Hannan-Quinnovo
1	(0,0,0) (0,1,0)	13282,88	-752,505	1507,01	1509,244	1507,896
2	(0,1,0) (0,1,0)	12689,12	-738,4821	1478,964	1481,184	1479,844
3	(1,1,0) (0,1,0)	12224,73	-736,4799	1478,96	1485,618	1481,598
4	(0,1,0) (1,1,0)	11390,53	-732,0712	1470,142	1476,801	1472,781
5	(1,1,0) (1,1,0)	10979,71	-729,6203	1467,241	1476,119	1470,758
6	(0,1,1) (0,1,0)	12145,74	-736,0627	1478,125	1484,784	1480,764
7	(0,1,0) (0,1,1)	10691,78	-728,339	1462,678	1469,336	1465,316
8	(0,1,1) (0,1,1)	10092,99	-724,6666	1457,333	1466,211	1460,851
9	(2,1,0) (0,1,0)	12180,81	-736,2433	1480,487	1489,365	1484,004
10	(2,1,0) (1,1,0)	10907,42	-729,2	1468,4	1479,498	1472,797
11	(2,1,0) (2,1,0)	10496,28	-726,8545	1465,709	1479,026	1470,986
12	(0,1,0) (2,1,0)	10909,89	-729,4501	1466,9	1475,778	1470,418
13	(1,1,0) (2,1,0)	10526,9	-727,0559	1464,112	1475,209	1468,509
14	(0,1,2) (0,1,0)	11432,46	-733,7547	1475,509	1484,388	1479,027
15	(0,1,2) (0,1,1)	10062,87	-724,5073	1459,015	1470,112	1463,412
16	(0,1,2) (0,1,2)	10046,86	-724,424	1460,848	1474,165	1466,125
17	(0,1,0) (0,1,2)	10687,75	-728,3126	1464,625	1473,503	1468,143
18	(0,1,1) (0,1,2)	10089,86	-724,644	1459,288	1470,385	1463,685
nejlepší hodnota		<b>10046,86</b>	<b>-724,424</b>	<b>1457,333</b>	<b>1466,211</b>	<b>1460,851</b>
model s nejlepší hodnotou		16	16	8	8	8

Obecně lze model SARIMA (0,1,1)(0,1,1)<sub>4</sub> zapsat např. takto:

$$(1 - L)^d(1 - L^4)^D y_t = (1 + \theta_1 L)(1 + \Theta_1 L^4) \epsilon_t \quad (1.38)$$

kde  $L$  je operátor zpětného posunutí, pro který platí  $LY_t = Y_{t-1}$ ,  $L^2 Y_t = Y_{t-2}$ , ...  $L^s Y_t = Y_{t-s}$

$d, D$  označují řád nesezónní a sezónní diference

$y_t$  – hodnota zkoumané časové řady v čase  $t$

$\theta_1$  – parametr nesezónní části procesu MA(1)

$\Theta_1$  – parametr sezónní části procesu MA(1)

$\epsilon_t$  – proces bílého šumu (nulová střední hodnota, konstantní rozptyl)

Je-li  $(I - L)^d = \Delta^d$  a  $(I - L^4)^D = \Delta^D_4$ , a zahrneme-li konstantu, pak lze model zapsat takto:

$$\Delta^d \Delta^D_4 y_t = c + \epsilon_t + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \Theta_1 \epsilon_{t-4} \quad (1.39)$$

Hodnoty modelu pro čistý export vycházejí následovně:

NX: ARIMA, za použití pozorování 1997:2-2014:1 (T = 68)

Závisle proměnná: (1-L)(1-L<sub>s</sub>) NX

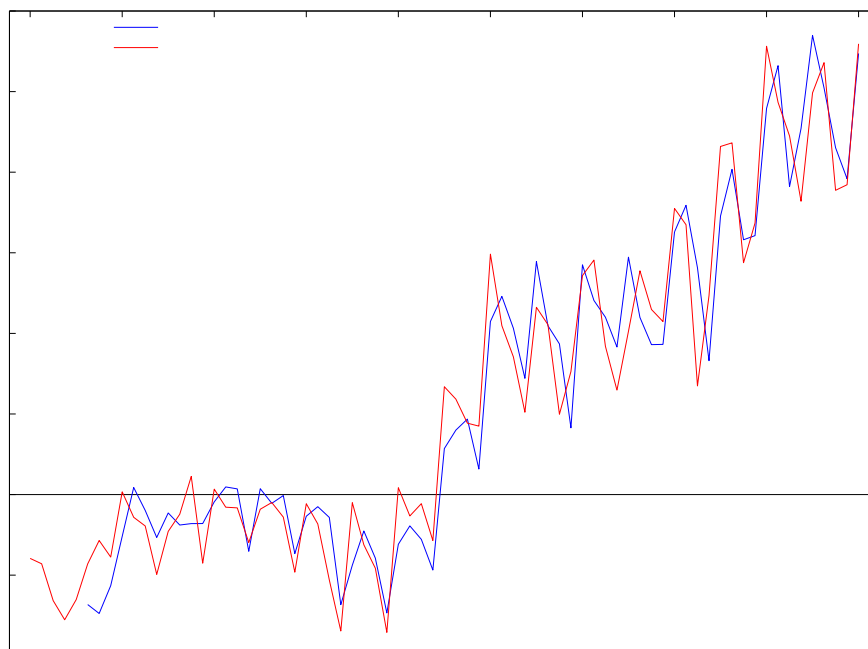
Směrodatné chyby založené na Hessiánu

	Koeficient	Směr. chyba	z	p-hodnota	
const	100,494	300,357	0,3346	0,73794	
theta_1	-0,368045	0,126993	-2,8982	0,00375	***
Theta_1	-0,663664	0,094388	-7,0312	<0,00001	***

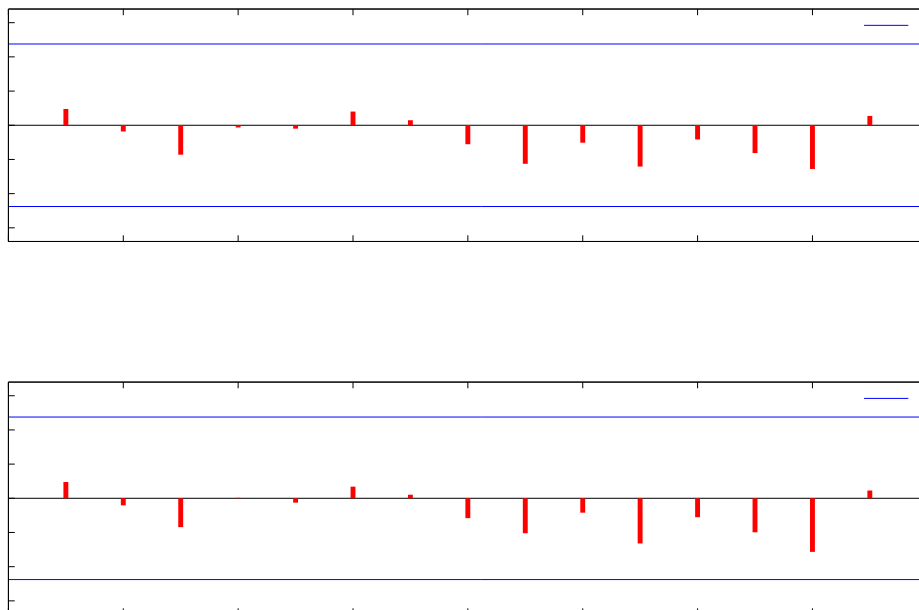
Střední hodnota závisle proměnné	329,3235	Sm. odchylka závisle proměnné	12689,12
Střední hodnota inovací	325,9725	Sm. odchylka inovací	10092,99
Logaritmus věrohodnosti	-724,6666	Akaikovo kritérium	1457,333
Schwarzovo kritérium	1466,211	Hannan-Quinnovo kritérium	1460,851

Konstanta není statisticky významná ani na hladině  $\alpha = 0,1$ . Ostatní parametry jsou statisticky významné na hladině významnosti  $\alpha = 0,01$ . Model je stacionární a splňuje také podmínku invertibility, tedy  $|\theta_i| < 1$  a  $|\Theta_i| < 1$ .

Graf 4-10: Skutečná a vyrovnaná NX



Graf 4-11: ACF a PACF reziduí - NX



Dle korelogramu nejsou rezidua modelu výrazně korelovaná.

Po dosazení koeficientů do modelu získá tento tvar:

$$\Delta^d \Delta_4^D NX_t = 100,494 + \epsilon_t - 0,368045\epsilon_{t-1} - 0,663664\epsilon_{t-4} \quad (1.40)$$

#### 4.4.5 Ex-post analýza čistého exportu - NX

Analýza skutečných hodnot, vyrovnaných hodnot a reziduí vykazuje tyto hodnoty:

Tabulka 4-5: Prognóza ex-post - NX

Střední chyba	325,97
Střední kvadratická chyba	1,0533e+008
Odmocnina střední kvadratické chyby	10263
Střední absolutní chyba	8611,4
Střední procentuální chyba	32,17
Střední absolutní procentuální chyba	98,581
Theilovo U	0,88163

Střední chyba hodnot předpovídaných modelem činí 325,97 mil. Kč, v absolutním vyjádření činí 8611,4 mil. Kč. Průměrná procentuální chyba vychází 32,17 %, což je

značně vysoké číslo. Při pohledu na graf 4-10, kde křivka vyrovnaných hodnot poměrně dobře popisuje vývoj skutečných hodnot, je takto vysoká průměrná procentuální chyba nečekaná. Analýza procentuálních chyb za jednotlivé roky ukázala na extrémní hodnotu v prvním kvartále roku 1998, kde skutečná výše NX 685 mil. Kč a předpovídaná výše NX -10 381,45 mil. Kč vykazují procentuální chybu 1615,54 %. Obdobný případ se vyskytuje také v prvním kvartále roku 2004. Při vynechání těchto dvou extrémních hodnot, průměrná procentuální chyba rázem klesne na -3,83 %, což už je mnohem příznivější výsledek.

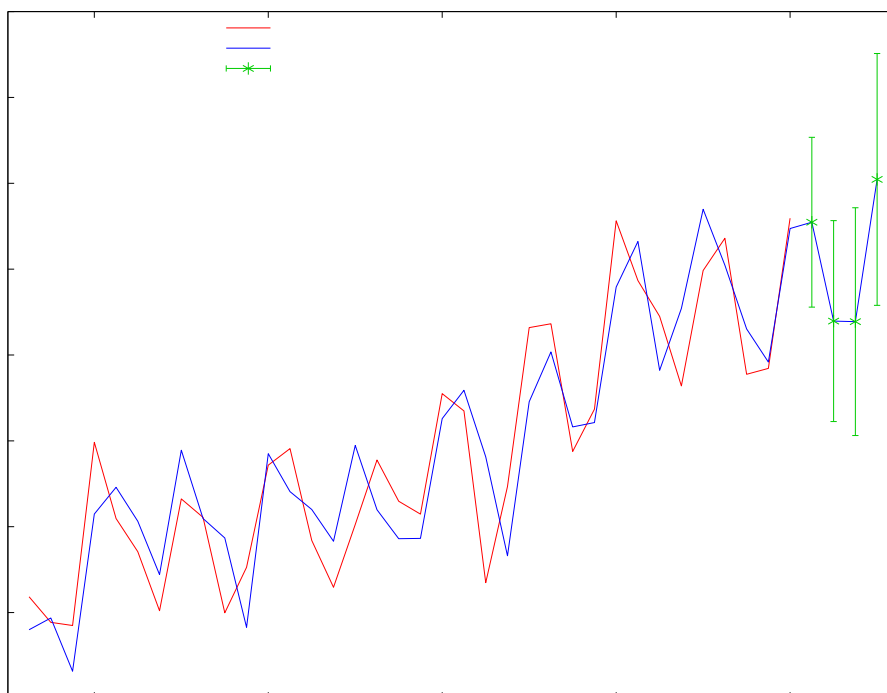
#### 4.4.6 Prognóza vývoje čistého exportu - NX

Předpověď ex-ante na období 2014:2 - 2015:1:

Tabulka 4-6: Prognóza ex-ante - NX

Období	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční int.	
2014:2	110938,21	10092,988	91156,31	130720,10
2014:3	87900,38	11939,482	64499,43	111301,34
2014:4	87772,87	13536,398	61242,02	114303,72
2015:1	120905,17	14963,853	91576,55	150233,78

Graf 4-12: Prognóza - NX



Jak lze vidět na grafu 4-12, míra volatility čistého exportu je vysoká. Tato skutečnost se ostatně podepsala na výsledcích ex-post prognózy. Vyjde-li se ze střední procentuální

chyby jak je popsána výše, tedy s vynecháním dvou extrémních hodnot, potom se dají očekávat spíše podstřelené výsledky ex-ante prognózy.

Databáze časových řad ARAD České národní banky vykazuje hodnotu exportu za 2. čtvrtletí roku 2014 ve výši 850 842 mil. Kč, vývozu ve výši 750 777 mil. Kč. Čistý export je tedy 100 065 mil. Kč. Model udává hodnotu 110 938,21 mil. Kč. Výsledkem je chyba ve výši -10 873,2 mil. Kč, procentuálně -10,87 %.

#### 4.4.7 Model maloobchodních tržeb - Tmalo

Stejně jako v případě čistého exportu vyšel i pro maloobchodní tržby nejlépe model č. 8 - SARIMA (0,1,1)(0,1,1). Koeficient parametru  $\theta_1$  však v tomto modelu nabývá hodnoty -1 a nesplňuje tak podmínku invertibility. Stejný problém vykazuje i model č. 7, který je druhý v pořadí s nejlepšími hodnotami informačních kritérií. Vybrán byl model č. 17, SARIMA (0,1,0)(0,1,2).

Tabulka 4-7: Výsledky modelů SARIMA pro maloobchodní tržby

SARIMA model pro maloobchodní tržby						
č. modelu	(p,d,q) (P,D,Q)	sm.od.inovací	log.věrohodnosti	Akaikovo kr.	Schwarzovo kr.	Hannan-Quinnovo
1	(0,0,0) (0,1,0)	4,074774	-194,3354	390,6707	392,9048	391,5571
2	(0,1,0) (0,1,0)	3,262398	-176,3915	354,7831	357,0026	355,6625
3	(1,1,0) (0,1,0)	3,225877	-176,1335	358,267	364,9255	360,9053
4	(0,1,0) (1,1,0)	2,970568	-170,8568	347,7137	354,3722	350,352
5	(1,1,0) (1,1,0)	2,94089	-170,2154	348,4307	357,3088	351,9485
6	(0,1,1) (0,1,0)	3,220066	-176,0153	358,0305	364,689	360,6688
7	(0,1,0) (0,1,1)	2,44428	-163,0436	332,0872	338,7457	334,7255
8	(0,1,1) (0,1,1)	2,382987	-161,3436	330,6872	339,5652	334,2049
9	(2,1,0) (0,1,0)	3,182999	-175,249	358,4979	367,376	362,0157
10	(2,1,0) (1,1,0)	2,87252	-168,6895	347,379	358,4766	351,7762
11	(2,1,0) (2,1,0)	2,817076	-167,5063	347,0127	360,3297	352,2893
12	(0,1,0) (2,1,0)	2,900211	-169,3988	346,7977	355,6757	350,3154
13	(1,1,0) (2,1,0)	2,863048	-168,5912	347,1823	358,2799	351,5795
14	(0,1,2) (0,1,0)	3,067213	-172,9875	353,975	362,853	357,4927
15	(0,1,2) (0,1,1)	2,382105	-161,3156	332,6311	343,7287	337,0283
16	(0,1,2) (0,1,2)	2,383495	-160,9921	333,9842	347,3013	339,2609
17	(0,1,0) (0,1,2)	2,438248	-162,4134	332,8267	341,7048	336,3445
18	(0,1,1) (0,1,2)	2,383444	-160,9923	331,9846	343,0821	336,3818
nejlepší hodnota		<b>2,382105</b>	<b>-160,9921</b>	<b>330,6872</b>	<b>338,7457</b>	<b>334,2049</b>
model s nejlepší hodnotou		15	16	8	7	8

Model SARIMA (0,1,0)(0,1,2)<sub>4</sub> lze zapsat takto:

$$(1 - L)^d(1 - L^4)^D y_t = (1 + \theta_1 L^4 + \theta_2 L^8) \epsilon_t \quad (1.41)$$

Stejně jako v předchozích případech je-li  $(I - L)^d = \Delta^d$  a  $(I - L^4)^D = \Delta^D_4$ , a zahrne-li se konstanta, pak lze model zapsat:



$$\Delta^d \Delta_4^D y_t = c + \epsilon_t + \theta_1 \epsilon_{t-4} + \theta_2 \epsilon_{t-8} \quad (1.42)$$

Hodnoty modelu vycházejí následovně:

Tmalo: ARIMA, za použití pozorování 1997:2-2014:1 (T = 68)

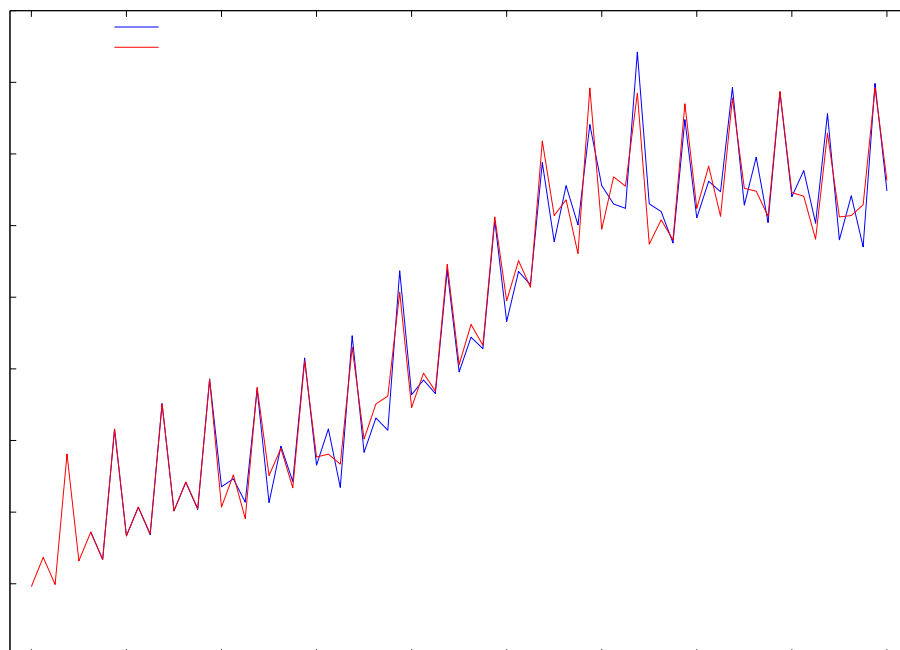
Závisle proměnná: (1-L)(1-Ls) Tmalo

Směrodatné chyby založené na Hessiánu

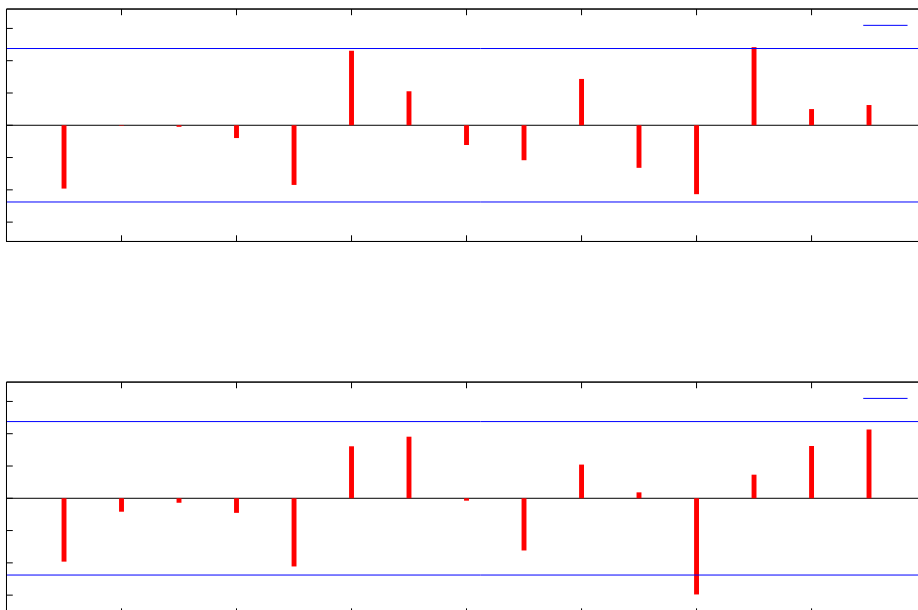
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>z</i>	<i>p-hodnota</i>	
Const	-0,0306198	0,0619781	-0,4940	0,62128	
Theta_1	-0,858266	0,162738	-5,2739	<0,00001	***
Theta_2	-0,141734	0,122104	-1,1608	0,24574	
Střední hodnota závisle proměnné		0,022059	Sm. odchylka závisle proměnné		3,262398
Střední hodnota inovací		0,058508	Sm. odchylka inovací		2,438248
Logaritmus věrohodnosti		-162,4134	Akaikovo kritérium		332,8267
Schwarzovo kritérium		341,7048	Hannan-Quinnovo kritérium		336,3445

Konstanta a parametr  $\theta_2$  nejsou statisticky významné ani na hladině významnosti  $\alpha = 0,1$ . Parametr  $\theta_1$  je statisticky významný na hladině  $\alpha = 0,01$ . Model je stacionární a splňuje také podmínku invertibility.

Graf 4-13: Skutečná a vyrovnaná Tmalo



Graf 4-14: ACF a PACF reziduí - Tmalo



Dle korelogramu nejsou rezidua modelu výrazně korelovaná.

Po dosazení koeficientů do modelu, má rovnice tvar:

$$\Delta^d \Delta_4^D Tmalo_t = -0,0306198 + \epsilon_t - 0,858266\epsilon_{t-4} - 0,141734\epsilon_{t-8} \quad (1.43)$$

#### 4.4.8 Ex-post analýza maloobchodních tržeb - Tmalo

Analýza skutečných hodnot, vyrovnaných hodnot a reziduí vykazuje tyto hodnoty:

Tabulka 4-8: Prognóza ex-post - Tmalo

Střední chyba	0,058508
Střední kvadratická chyba	6,5324
Odmocnina střední kvadratické chyby	2,5558
Střední absolutní chyba	1,9218
Střední procentuální chyba	0,075031
Střední absolutní procentuální chyba	2,101
Theilovo U	0,18578

Střední chyba hodnot předpovídaných modelem činí 0,058 procentního bodu, v absolutním vyjádření 1,9218 procentního bodu. Průměrná procentuální chyba je 0,075 %, což je dobrý

výsledek. Z výsledků v grafu 4-13 je vidět, že křivka vyrovnaných hodnot popisuje vývoj skutečných hodnot velice dobře.

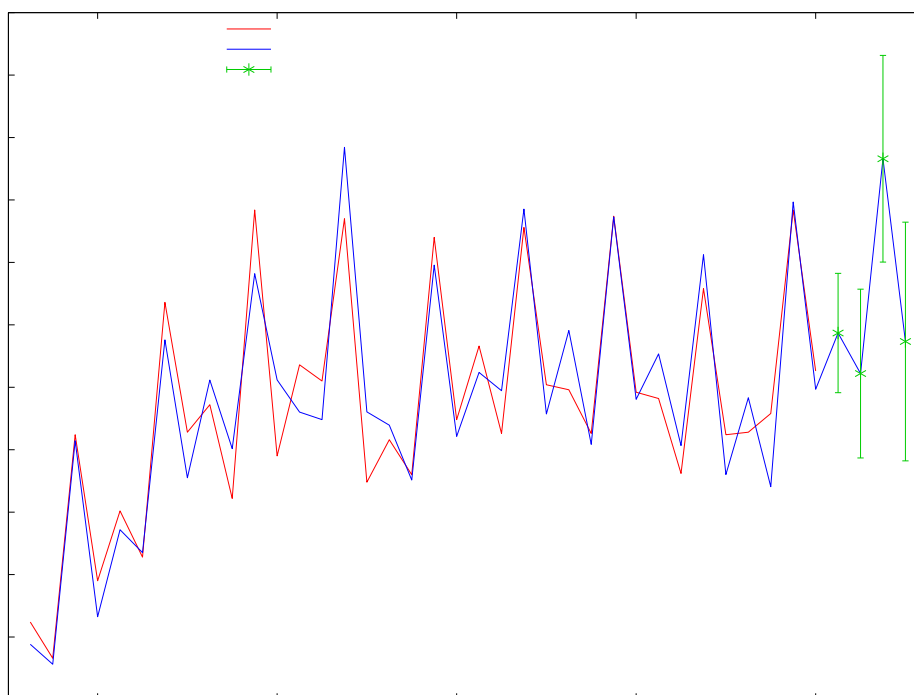
#### 4.4.9 Prognóza vývoje maloobchodních tržeb - Tmalo

Předpověď ex-ante na období 2014:2 - 2015:1:

Tabulka 4-9: Prognóza ex-ante - Tmalo

období	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční int.	
2014:2	109,3	2,44	104,6	114,1
2014:3	106,1	3,45	99,3	112,9
2014:4	123,3	4,22	115,0	131,6
2015:1	108,7	4,88	99,1	118,2

Graf 4-15: Prognóza - Tmalo



Vyjde-li se z výsledků ex-post prognózy, lze očekávat lehce nadhodnocené výsledky ex-ante prognózy. Vezmou-li se ale v úvahu jen rezidua za posledních osm období, vycházely spíše podhodnocené předpovědi.

Databáze časových řad ARAD České národní banky vykazuje za 2. kvartál roku 2014 hodnotu maloobchodních tržeb oproti bazickému roku 2010 ve výši 109,7 %. Hodnota předpovídaná modelem jest 109,3 %. To znamená chybu 0,4 procentního bodu, tedy procentuální chybu 0,36 %.

## 4.5 Predikce vývoje endogenních proměnných

### 4.5.1 Ex-post analýza - C

Tabulka 4-10: Ex-post analýza - C

Střední chyba	1,1232e-010
Střední kvadratická chyba	8,4428e+006
Odmocnina střední kvadratické chyby	2905,6
Střední absolutní chyba	2262,4
Střední procentuální chyba	-0,0039615
Střední absolutní procentuální chyba	0,61002
Theilovo U	0,13787

Z koeficientu determinace odhadnuté spotřební funkce bylo možné předpokládat dobré výsledky ex-post analýzy. Tento předpoklad se potvrdil - střední procentuální chyba ve výši -0,0039615 % a absolutní procentuální chyba ve výši 0,61002 % je skvělý výsledek. V průměru vycházely mírně nižší hodnoty.

### 4.5.2 Prognóza spotřeby - C

Do rovnice 1.32 se dosadí příslušné hodnoty regresních koeficientů, čímž se získá rovnice:

$$C_t = -4338180 + 364841 \log C_{(t-1)} - 0,0920794 dNX_{(t-1)} + 56355,8 dq_2 + 42336,8 dq_3 + 43289,9 dq_4 \quad (1.44)$$

Po dosazení proměnných se vypočítá objem spotřeby na období 2014:2 – 2015:1.

$$C_{2014:2} = -4338180 + 364841 \log C_{2014:1} - 0,0920794 dNX_{2014:1} + 56355,8 = 423502,3139 \quad (1.45)$$

kde  $\log C_{2014:1} = 12,90575$ ;  $dNX_{2014:1} = 34976$ ;  $dq_2 = 1$ ;  $dq_3 = 0$ ;  $dq_4 = 0$

V tuto chvíli se může vyhodnotit přesnost předpovědi oproti skutečnosti, neboť v době sestavování modelu nebyly údaje za druhý kvartál 2014 ještě známé, kdežto v době výpočtu již jsou. V databázi časových řad ARAD<sup>15</sup> je ke dni 19. 9. 2014 uvedena hodnota výdajů na konečnou spotřebu domácností ve výši 426 726 mil. Kč. To znamená chybu ve výši -3 223,686 mil. Kč, procentuálně -0,7554 %. To je velmi dobrý výsledek. Vezmou-li

<sup>15</sup> Dostupné on-line na:

[http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.PARAMETRY\\_SESTAVY?p\\_sestuid=21358&p\\_strid=CCAA B&p\\_lang=CS](http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.PARAMETRY_SESTAVY?p_sestuid=21358&p_strid=CCAA B&p_lang=CS)

se v úvahu dosavadní výsledky, lze u odhadu výše HDP očekávat podobně příznivý výsledek. Nyní lze spočítat prognózu spotřeby na zbývající období:

$$C_{2014:3} = -4338180 + 364841 \log C_{2014:2} - 0,0920794 dNX_{2014:2} + 42336,8 = 431236,1435 \quad (1.46)$$

kde  $\log C_{2014:2} = 12,95631$ ;  $dNX_{2014:2} = -919,79$ ;  $dq_2 = 0$ ;  $dq_3 = 1$ ;  $dq_4 = 0$

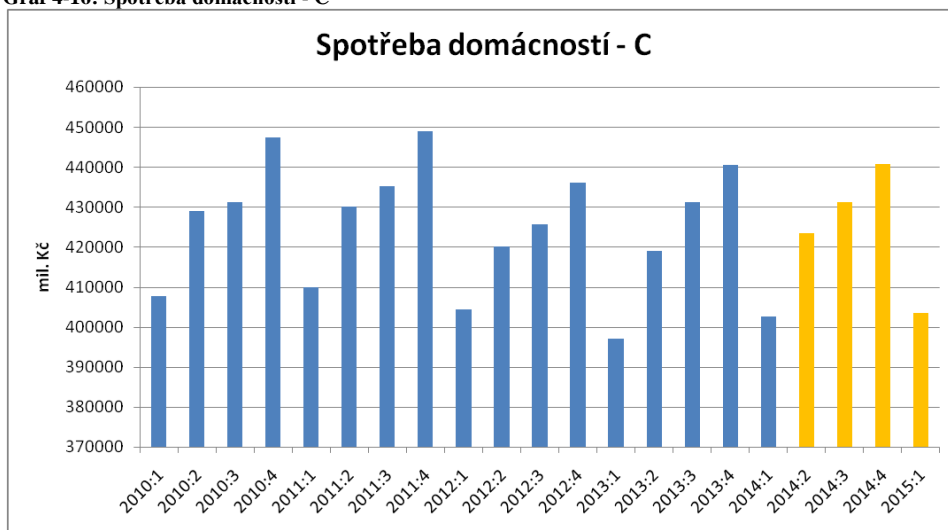
$$C_{2014:4} = -4338180 + 364841 \log C_{2014:3} - 0,0920794 dNX_{2014:3} + 43289,9 = 440828,3354 \quad (1.47)$$

kde  $\log C_{2014:3} = 12,97441$ ;  $dNX_{2014:3} = -23038$ ;  $dq_2 = 0$ ;  $dq_3 = 0$ ;  $dq_4 = 1$

$$C_{2015:1} = -4338180 + 364841 \log C_{2014:4} - 0,0920794 dNX_{2014:4} = 403455,2598 \quad (1.48)$$

kde  $\log C_{2014:4} = 12,99641$ ;  $dNX_{2014:4} = -127,51$ ;  $dq_2 = 0$ ;  $dq_3 = 0$ ;  $dq_4 = 0$

Graf 4-16: Spotřeba domácností - C



### 4.5.3 Ex-post analýza - I

Tabulka 4-11: Ex-post analýza - I

Střední chyba	-3,1515e-010
Střední kvadratická chyba	7,9734e+007
Odmocnina střední kvadratické chyby	8929,4
Střední absolutní chyba	7381
Střední procentuální chyba	-0,1556
Střední absolutní procentuální chyba	3,7291

Theilovo U	0,32613
------------	---------

Investiční funkce nedosáhla při ex-post analýze tak dobrých výsledků jako funkce spotřeby. Přesto jsou výsledky velice dobré. Střední procentuální chyba vyšla -0,1556 %, střední absolutní procentuální chyba 3,7291 %. Stejně jako v případě spotřební funkce, dává i investiční funkce v průměru mírně podhodnocené výsledky.

#### 4.5.4 Prognóza investic - I

Do rovnice 1.33 se dosadí příslušné hodnoty regresních koeficientů, čímž se získá rovnice:

$$I_t = -2277630 + 198491 \log I_{(t-1)} - 0,887148 dNX_t + 0,467517 G_{(t-3)} - 294,956 Tmalo_{(t-1)} + 32810,5 dq_2 \quad (1.49)$$

Vypočítá se objem investic na období 2014:2 – 2015:1.

$$I_{2014:2} = -2277630 + 198491 \log I_{2014:1} - 0,887148 dNX_{2014:2} + 0,467517 G_{2013:3} - 294,956 Tmalo_{2014:1} + 32810,5 = 205724,4256 \quad (1.50)$$

kde  $\log I_{2014:1} = 12,09015$ ;  $dNX_{2014:2} = -919,79$ ;  $G_{2013:3} = 173888$ ;  $Tmalo_{2014:1} = 106,3$ ;  $dq_2 = 1$

Stejně jako u soukromé spotřeby se i nyní může vyhodnotit přesnost prognózy se skutečností. V systému časových řad ČNB ARAD je ke dni 19. 9. 2014 uvedena hodnota tvorby hrubého kapitálu za II. čtvrtletí 2014 ve výši 218.352 mil. Kč. To znamená chybu ve výši -12 627,574 mil. Kč, procentuálně -5,7831 %. Další období vychází následovně:

$$I_{2014:3} = -2277630 + 198491 \log I_{2014:2} - 0,887148 dNX_{2014:3} + 0,467517 G_{2013:4} - 294,956 Tmalo_{2014:2} = 230564,089 \quad (1.51)$$

kde  $\log I_{2014:2} = 12,23429$ ;  $dNX_{2014:3} = -23037,8$ ;  $G_{2013:4} = 195924$ ;  $Tmalo_{2014:2} = 109,3$ ;  $dq_2 = 0$

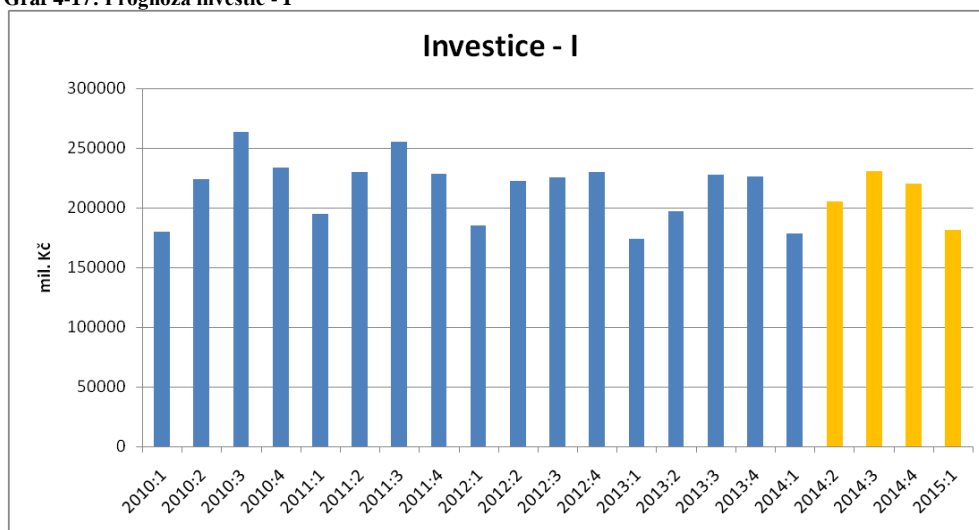
$$I_{2014:4} = -2277630 + 198491 \log I_{2014:3} - 0,887148 dNX_{2014:4} + 0,467517 G_{2014:1} - 294,956 Tmalo_{2014:3} = 220700,181 \quad (1.52)$$

kde  $\log I_{2014:3} = 12,34828$ ;  $dNX_{2014:4} = -127,51$ ;  $G_{2014:1} = 167884$ ;  $Tmalo_{2014:3} = 106,1$ ;  $dq_2 = 0$

$$I_{2015:1} = -2277630 + 198491 \log I_{2014:4} - 0,887148 dNX_{2015:1} + 0,467517 G_{2014:2} - 294,956 Tmalo_{2014:4} = 181755,309 \quad (1.53)$$

kde  $\log I_{2014:4} = 12,30456$ ;  $dNX_{2015:1} = 33132,3$ ;  $G_{2014:2} = 177110$ ;  $Tmalo_{2014:4} = 123,3$ ;  $dq_2 = 0$

Graf 4-17: Prognóza investic - I



#### 4.5.5 Ex-post analýza - G

Tabulka 4-12: Ex-post analýza - G

Střední chyba	-1,8241e-010
Střední kvadratická chyba	1,3665e+007
Odmocnina střední kvadratické chyby	3696,6
Střední absolutní chyba	2715,5
Střední procentuální chyba	-0,049293
Střední absolutní procentuální chyba	1,6694
Theilovo U	0,20823

Funkce vládních výdajů dosáhla střední procentuální chyby ve výši -0,049293 % a střední absolutní procentuální chyby ve výši 1,6694 %, což jsou jen o málo horší výsledky než v případě spotřební funkce a tedy výsledky velice dobré. Stejně jako v předchozích dvou případech vycházely v průměru podstřelené hodnoty.

#### 4.5.6 Prognóza vládních výdajů – G

Do rovnice 1.34 se dosadí příslušné hodnoty regresních koeficientů, čímž se získá rovnice:

$$G_t = -1472530 + 108807 \log G_{(t-1)} + 29441,8 \log G_{(t-2)} - 326,542r_t - 40149dq_1 - 18061,4dq_2 - 23406,7dq_3 \quad (1.54)$$

Dále se vypočítají hodnoty vládních výdajů na období 2014:2 – 2015:1.

$$G_{2014:2} = -1472530 + 108807 \log G_{2014:1} + 29441,8 \log G_{2013:4} - 326,542r_{2014:2} - 18061,4 = 177110,4293 \quad (1.55)$$

kde  $\log G_{2014:1} = 12,03103$ ;  $\log G_{2013:4} = 12,18548$ ;  $r_{2014:2} = 0,37$ ;  $dq_1 = 0$ ;  $dq_2 = 1$ ;  $dq_3 = 0$

Opět je porovnána vypočtená hodnota se skutečnou – v systému časových řad ČNB ARAD je ke dni 17. 9. 2014 uvedena hodnota vládních výdajů (a neziskových institucí) za II. čtvrtletí 2014 ve výši 176.269 mil. Kč (169514+6755). To nám dává chybu ve výši 841,429 mil. Kč, procentuálně 0,4774 %, což je velmi dobrý výsledek. Další období vychází následovně:

$$G_{2014:3} = -1472530 + 108807 \log G_{2014:2} + 29441,8 \log G_{2014:1} - 326,542r_{2014:3} - 23406,7 = 173071,5854 \quad (1.56)$$

kde  $\log G_{2014:2} = 12,08453$ ;  $\log G_{2014:1} = 12,03103$ ;  $r_{2014:3} = 0,27$ ;  $dq_1 = 0$ ;  $dq_2 = 0$ ;  $dq_3 = 1$

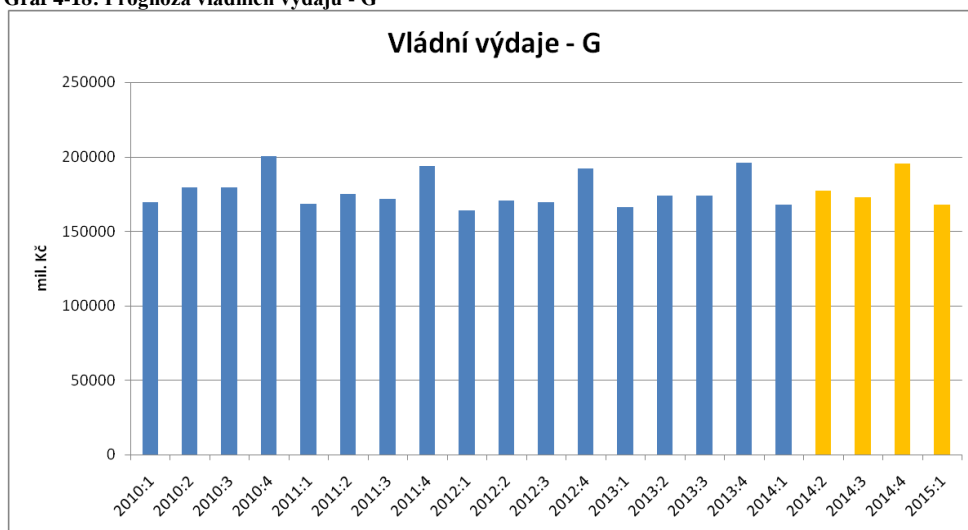
$$G_{2014:4} = -1472530 + 108807 \log G_{2014:3} + 29441,8 \log G_{2014:2} - 326,542r_{2014:4} = 195566,3099 \quad (1.57)$$

kde  $\log G_{2014:3} = 12,06146$ ;  $\log G_{2014:2} = 12,08453$ ;  $r_{2014:4} = 0,2$ ;  $dq_1 = 0$ ;  $dq_2 = 0$ ;  $dq_3 = 0$

$$G_{2015:1} = -1472530 + 108807 \log G_{2014:4} + 29441,8 \log G_{2014:3} - 326,542r_{2015:1} - 40149 = 168079,4433 \quad (1.58)$$

kde  $\log G_{2014:4} = 12,18365$ ;  $\log G_{2014:3} = 12,06146$ ;  $r_{2014:4} = 0,06$ ;  $dq_1 = 1$ ;  $dq_2 = 0$ ;  $dq_3 = 0$

**Graf 4-18: Prognóza vládních výdajů - G**





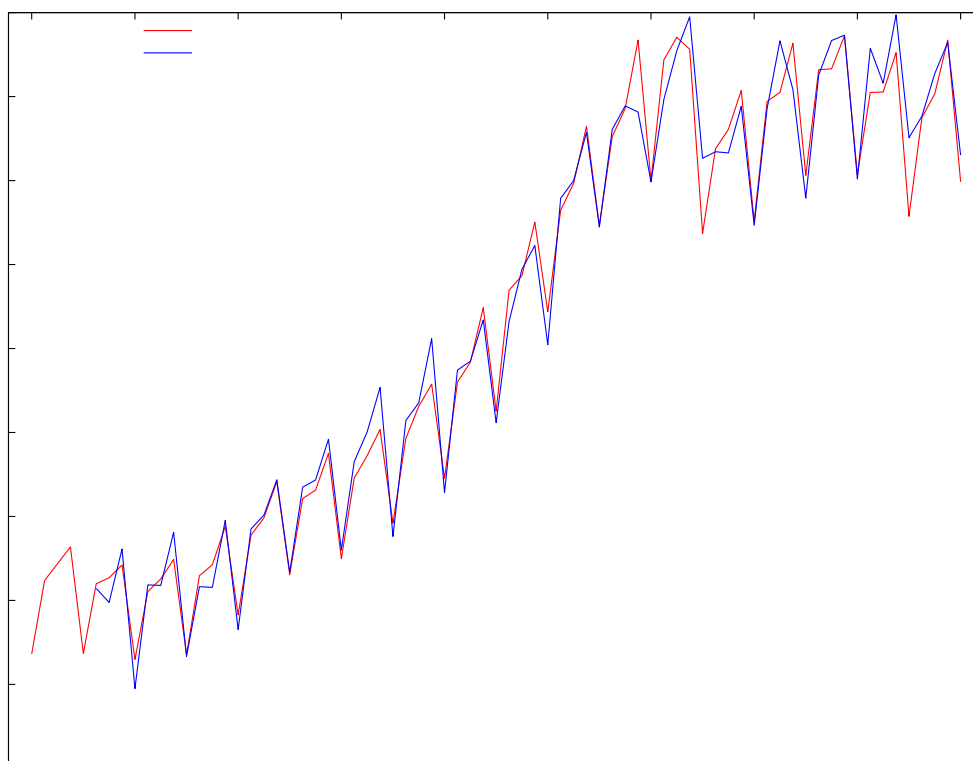
## 4.6 Ex-post analýza HDP

Tabulka 4-13: Ex-post analýza HDP

Střední chyba	1656,063
Střední kvadratická chyba	230585718,8
Odmocnina střední kvadratické chyby	15185,049
Střední absolutní chyba	10821,681
Střední procentuální chyba	0,2069
Střední absolutní procentuální chyba	1,3856

Jelikož výsledky ex-post analýzy jednotlivých komponentů HDP dopadly velice dobře, dají se logicky očekávat stejně dobré výsledky samotného HDP. Střední procentuální chyba má hodnotu 0,2069 %, což představuje průměrnou chybu ve výši 1.656.063.000 Kč. Průměrná chyba ve výši jedné a půl miliardy Kč k celkovému objemu HDP je velice uspokojivým výsledkem. Střední absolutní procentuální chyba se dostala na 1,3856 %, což již v průměru činí necelých jedenáct miliard Kč. Průměrně model generoval mírně nadsazené odhady. Průběh skutečných a vyrovnaných hodnot HDP ilustruje graf 4-19.

Graf 4-19: Skutečné a vyrovnané hodnoty HDP



## 4.7 Prognóza HDP

Vypočítané hodnoty spotřeby domácností, investic, vládních výdajů a čistého exportu se dosadí do rovnice 1.6, čímž se získá prognózovaný hrubý domácí produkt. Výsledky shrnuje následující tabulka:

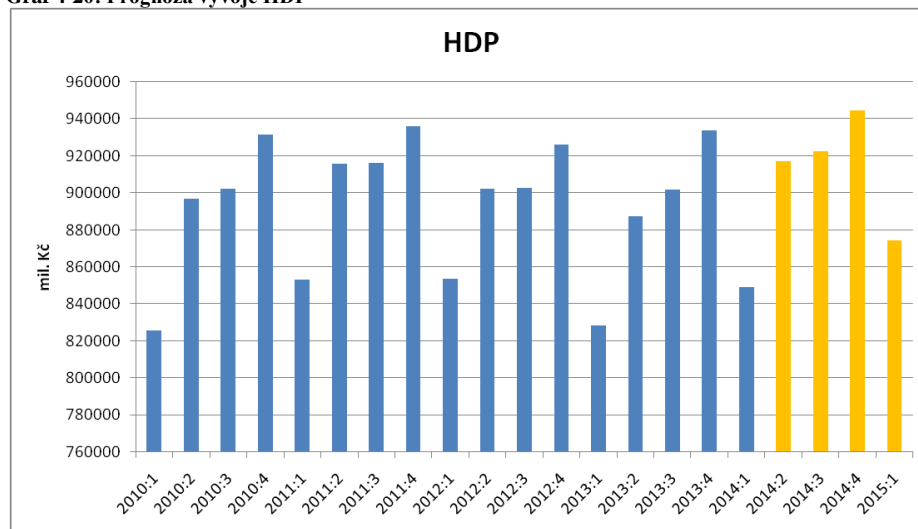
Tabulka 4-14: Prognóza HDP

období	HDP	C	I	G	NX
2014:2	<b>917 275,379</b>	423 502,314	205 724,426	177 110,429	110 938,210
2014:3	<b>922 772,198</b>	431 236,143	230 564,089	173 071,585	87 900,380
2014:4	<b>944 867,697</b>	440 828,335	220 700,181	195 566,310	87 772,870
2015:1	<b>874 195,182</b>	403 455,260	181 755,309	168 079,443	120 905,170

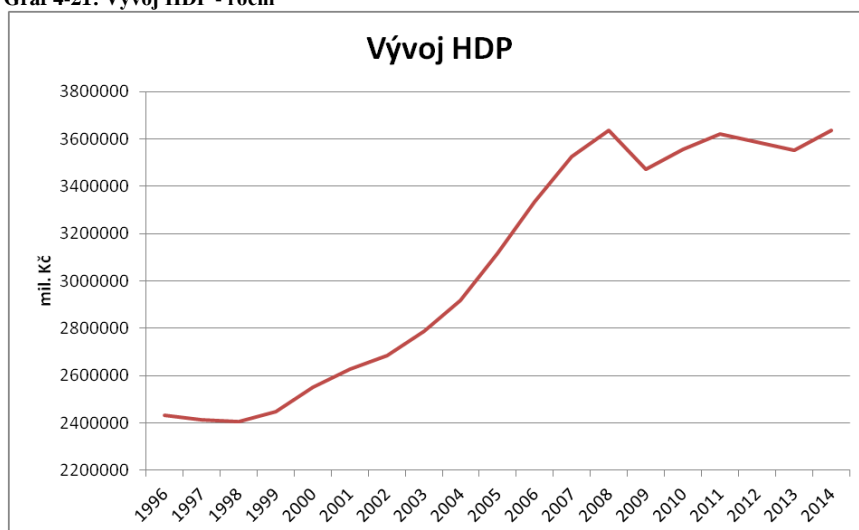
v mil. Kč

Nahlédne-li se znovu do databáze časových řad ARAD (popř. sečtou-li se skutečné hodnoty jednotlivých proměnných za období 2014:2) získá se skutečná hodnota HDP za druhé čtvrtletí roku 2014, tedy částka 910 911 mil. Kč. Z tohoto výsledku vyplývá chyba ve výši 6364,379 mil. Kč, v procentuálním vyjádření 0,6987 %. S ohledem na hodnoty prognózy endogenních proměnných není takto dobrý výsledek až tolik překvapující. Jak lze vidět na grafech 4-20 a 4-21, prognóza je taková, že HDP v roce 2014 poroste.

Graf 4-20: Prognóza vývoje HDP



Graf 4-21: Vývoj HDP - roční



## 4.8 Výpočet potenciálního produktu

### 4.8.1 Aplikace Cobb-Douglasovy produkční funkce

Pro sestavení modelu Cobb-Douglasovy produkční funkce se vychází z rovnice 1.9. Komplikovanější otázkou je, jaká data v rovnici použít. Údaje o výši produkce, tedy  $Y$ , jsou známy. Parametry  $\alpha$ ,  $\beta$  byly odhadnuty pomocí metody nejmenších čtverců, je třeba tedy znát ještě proměnné  $L$  a  $K$ . Za práci byly dosazeny hodnoty pracovní síly (= ekonomicky aktivní) celkem v tis. osob, které jsou dostupné v tabulce 05.01 Českého statistického úřadu s názvem "Zaměstnanost a nezaměstnanost v České republice podle výsledků výběrového šetření pracovních sil (VŠPS)". Podkladová data pro kapitál jsou k nalezení opět na stránkách Českého statistického úřadu v sekci časových řad nefinančních aktiv. Konkrétně se pak jedná o tabulku "CFK\_Vc - stavy čistého fixního kapitálu k 31.12., věcná struktura, ceny roku 2010 (v mil. Kč), AN.113 Stroje a zařízení". Odhady údajů pro chybějící rok 2014 byly provedeny za pomoci modelů ARIMA, jejichž výsledky jsou uvedeny v příloze. Nyní je možné přistoupit k aplikaci metody nejmenších čtverců na rovnici 1.9, čímž se získají tyto výsledky:

CDPF: OLS, za použití pozorování 1996-2014 (T = 19)

Závisle proměnná:  $l_Y$

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
Const	4,04934	9,86914	0,4103	0,68703	
$l_P$	0,289422	1,20059	0,2411	0,81256	
$l_K_3$	0,577747	0,0442222	13,0646	<0,00001	***

Střední hodnota závisle proměnné	14,92381	Sm. odchylka závisle proměnné	0,166655
Součet čtverců reziduí	0,025136	Sm. chyba regrese	0,039636
Koeficient determinace	0,949721	Adjustovaný koeficient determinace	0,943436
F(2, 16)	151,1113	P-hodnota(F)	4,08e-11
Logaritmus věrohodnosti	36,00508	Akaikovo kritérium	-66,01016
Schwarzovo kritérium	-63,17684	Hannan-Quinnovo kritérium	-65,53065
rho (koeficient autokorelace)	0,681942	Durbin-Watsonova statistika	0,499294

Zvolená hladina významnosti  $\alpha = 0,01$

#### **Test normality reziduí -**

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\chi^2(2) = 7,36671$

s p-hodnotou = 0,0251385

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, chyby jsou normálně rozdělené.

#### **Whiteův test heteroskedasticity -**

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 2,5225

s p-hodnotou =  $P(\chi^2(5) > 2,5225) = 0,773103$

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, není zde heteroskedasticita.

#### **LM test pro autokorelaci až do řádu 4 -**

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 3,8379

s p-hodnotou =  $P(F(4,12) > 3,8379) = 0,0311483$

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, žádná autokorelace do řádu 4.

#### **CUSUM test pro stabilitu parametrů -**

Nulová hypotéza: žádná změna v parametrech

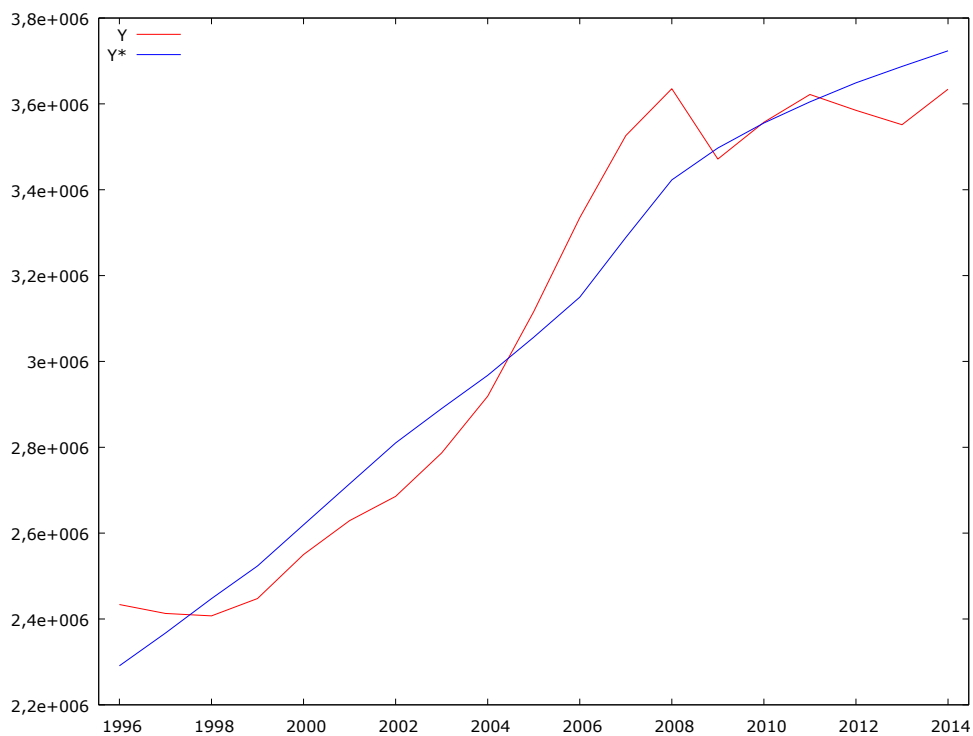
Testovací statistika: Harvey-Collier  $t(15) = 0,0859545$

s p-hodnotou =  $P(t(15) > 0,0859545) = 0,932639$

→ Nulovou hypotézu nelze zamítnout, parametry jsou stabilní.

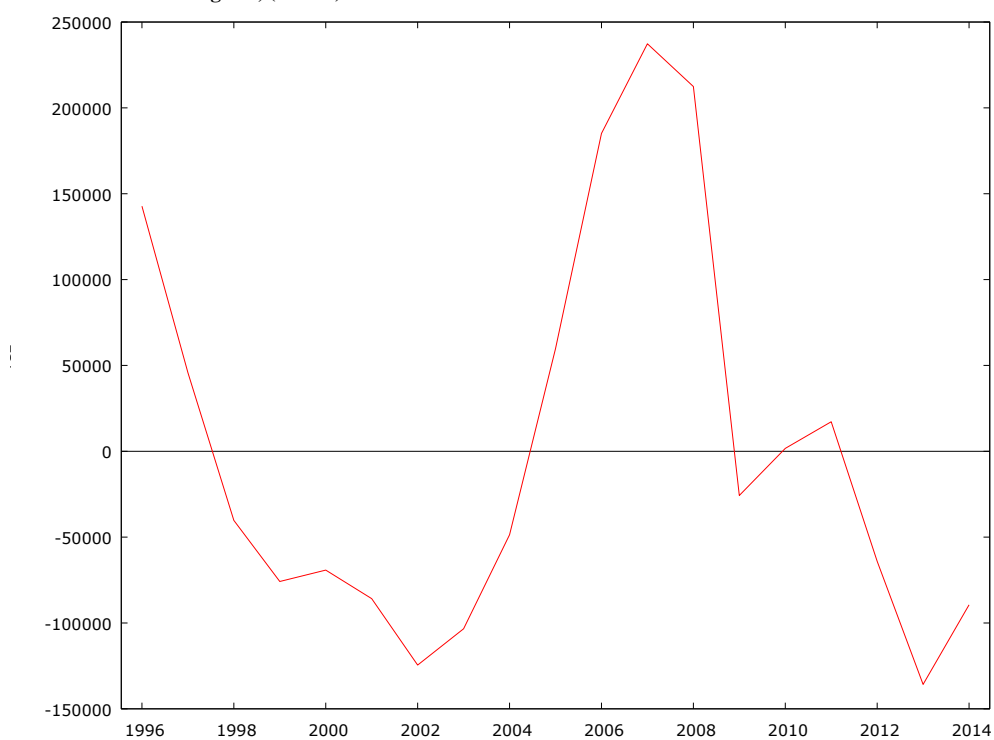
Podle hodnoty koeficientu determinace je vidět, že zvolená produkční funkce vysvětluje vývoj HDP s přesností 94,97 %. Konstanta a práce nejsou statisticky významné, kapitál je významný na hladině významnosti 0,01. Součet koeficientů  $\alpha$  a  $\beta$  je menší než 1, což znamená klesající výnosy z rozsahu. Řada potenciálního produktu se dostane dosazením do rovnice 1.8, přičemž parametr  $a$  je ve zlogaritmovaném tvaru a je nutné jeho hodnotu převést do tvaru základního (umocněním čísla  $e$  logaritmem parametru  $a$ ). Řada vyrovnaných hodnot (potenciální produkt) a skutečných hodnot HDP má po spočítání následující průběh:

Graf 4-22: Skutečné HDP (Y) a potenciální HDP (Y\*)



Rezidua regrese pak vypadají následovně:

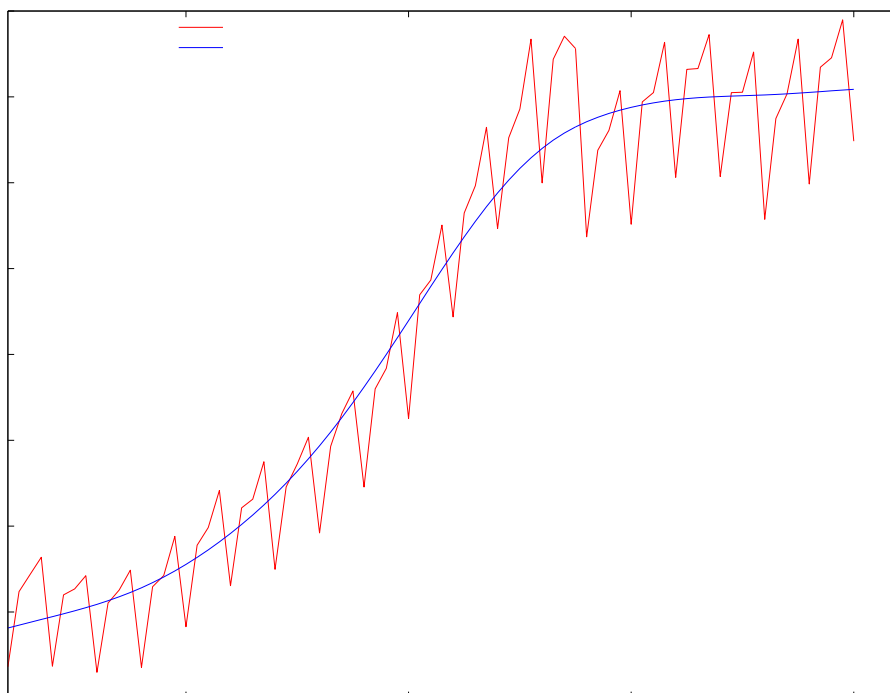
**Graf 4-23: Rezidua regrese, (Y - Y\*)**



#### **4.8.2 Aplikace Hodrick-Prescottova filtru**

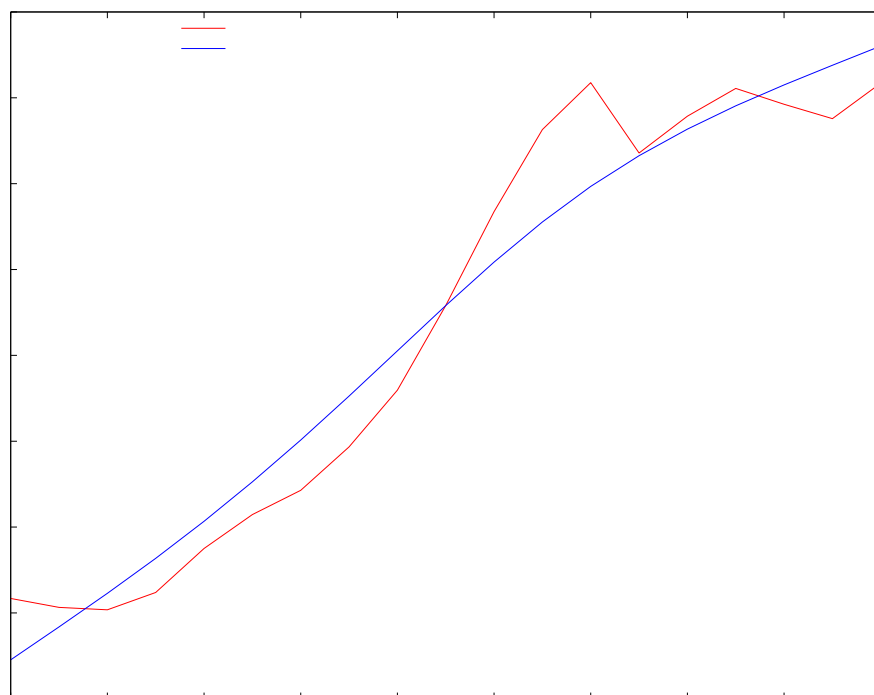
Gretl nabízí ve svém grafickém uživatelském rozhraní několik jednorozměrných filtrů, mezi nimi i HP filtr. Filtr byl aplikován na roční data HDP ve stálých cenách za roky 1996 - 2014 (19 pozorování), přičemž rok 2014 je výsledkem predikce z předchozích kapitol. Otázkou je, jaká hodnota se má určit pro parametr vyhlazení  $\lambda$ . Při aplikaci filtru na čtvrtletní data (1996:1 - 2015:1) s parametrem  $\lambda = 1600$ , vypadá trend následovně:

Graf 4-24: HP filtr, čtvrtletní řada HDP,  $\lambda = 1600$



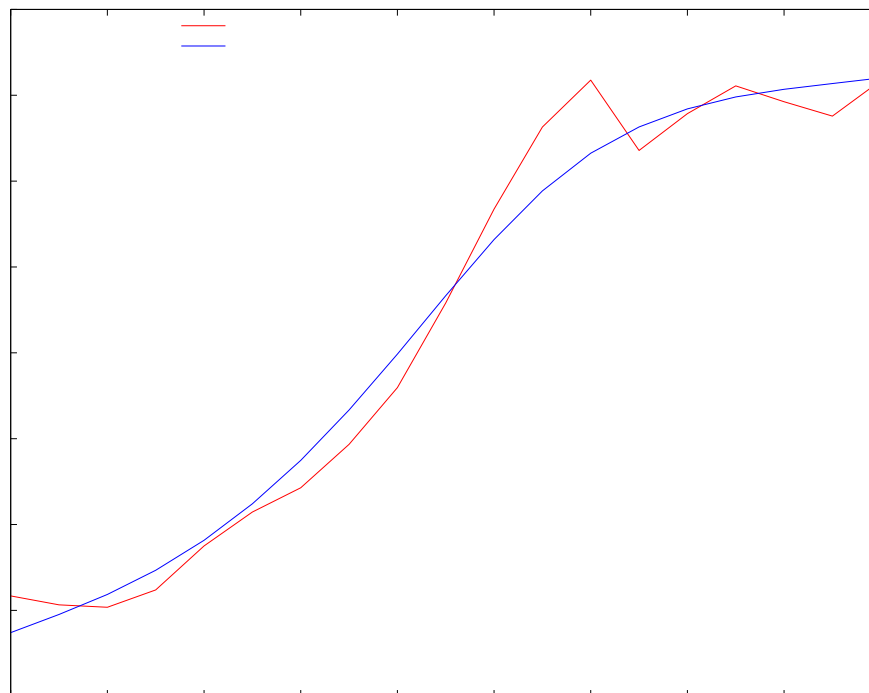
Při aplikaci na roční data a ponechání přednastavené hodnoty pro parametr vyhlazení  $\lambda = 100$  má křivka filtru tento tvar:

Graf 4-25: HP filtr, roční řada HDP,  $\lambda = 100$



Jak je vidět, je vyhlazení pro tuto roční řadu HDP při srovnání s vyhlazením čtvrtletní řady s doporučeným parametrem  $\lambda = 1600$  příliš vysoké. Sníží-li se parametr vyhlazení na  $\lambda = 20$ , pak již vyhlazená řada dostává podobný průběh:

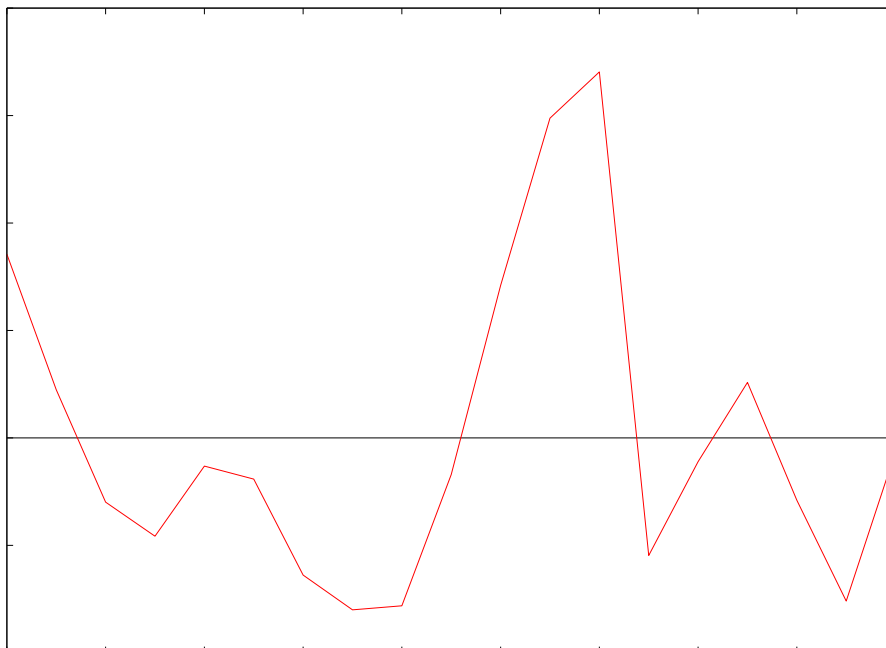
Graf 4-26: HP filtr, roční řada HDP,  $\lambda = 20$



K vyhodnocení mezery výstupu pomocí HP filtru byla použita třetí varianta, tedy roční řada HDP s parametrem  $\lambda = 20$ .



Graf 4-27: HP filtr - cyklická komponenta, roční řada HDP,  $\lambda = 20$



### 4.8.3 Aplikace Kalmanova filtru

Přístup ke Kalmanovu filtru nenabízí Gretl v rámci grafického uživatelského rozhraní a je potřeba použít konzoli Gretlu a jednotlivé příkazy. Pro uchování a editaci je optimální vytvořit nový skript. V první fázi je třeba nastavit parametry filtru a poté samotnou funkci. V rámci Kalmanova filtru nabízí Gretl funkce *kfilter*, *ksmooth* a *ksimul*. První dvě jmenované se použijí, pokud je k dispozici řada pozorování  $y_t$  a je žádoucí zjistit řadu stavů  $\zeta_t$ , přičemž vedlejším výstupem jsou chyby měření. Funkce *ksimul* dělá opak - generuje procesy bílého šumu  $w_t$ ,  $v_t$  a řadu stavů  $\zeta_t$ , vedlejším výstupem je pak řada  $y_t$ . Vytvořený skript má následující podobu:

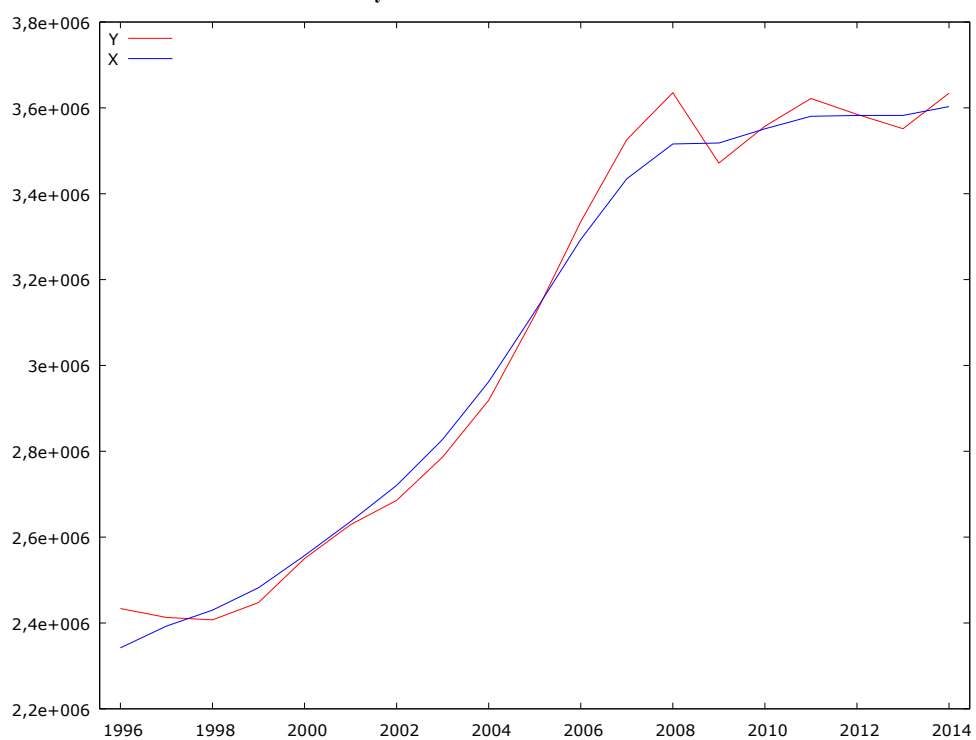
```
gretl: KALMAN_MIRUS.inp
/* -- KALMANŮV FILTR -- */
/* -- funkce local_level -- */
function matrix local_level (series Y)
  /* -- skalární veličiny */
  scalar s1 = 1
  scalar s2 = 1
  /* -- Kalmanův filtr - set-up -- */
  kalman
    obsy Y
    obsymat 1000
    statemat 1000
    statevar s2
    obsvar s1
  end kalman --diffuse
  /* -- Maximum Likelihood Estimation -- */
  mle ll = ERR ? NA : $kalman_llt
    ERR = kfilter()
    params s1 s2
  end mle --hessian
  return s1 ~ s2
end function

/* -- funkce loclev_sm -- */
function series loclev_sm (series Y, scalar s1, scalar s2)
  kalman
    obsy Y
    obsymat 1
    statemat 1
    statevar s2
    obsvar s1
  end kalman --diffuse
  series ret = ksmooth()
  return ret
end function

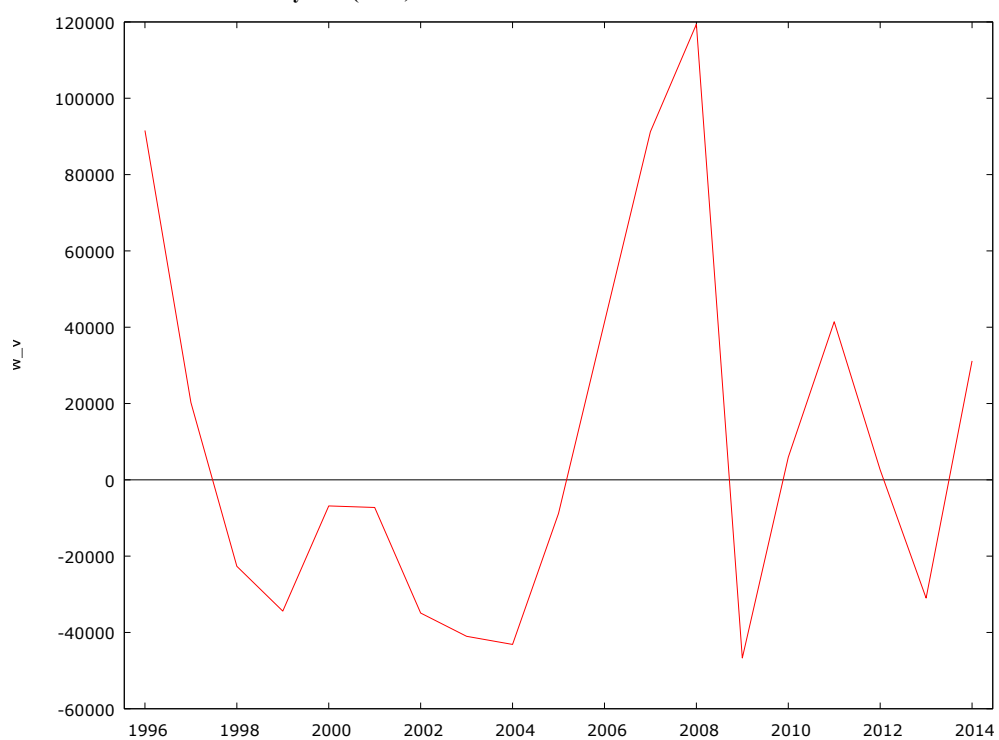
/* -- main script -- */
set lbfgs on
open HDP_rocni_pro_filttry.gdt
matrix Vars = local_level(Y)
X = loclev_sm(Y, Vars[1], Vars[2])
w_v = Y - X
```

Po spuštění skriptu se vygeneruje řada stavů  $X$  a chyby měření  $w_v$ . Průběh stavových hodnot, naměřených hodnot a jejich rozdílů ukazují grafy níže:

Graf 4-28: Kalmanův filtr - řada naměřených hodnot  $Y$  a řada stavů  $X$



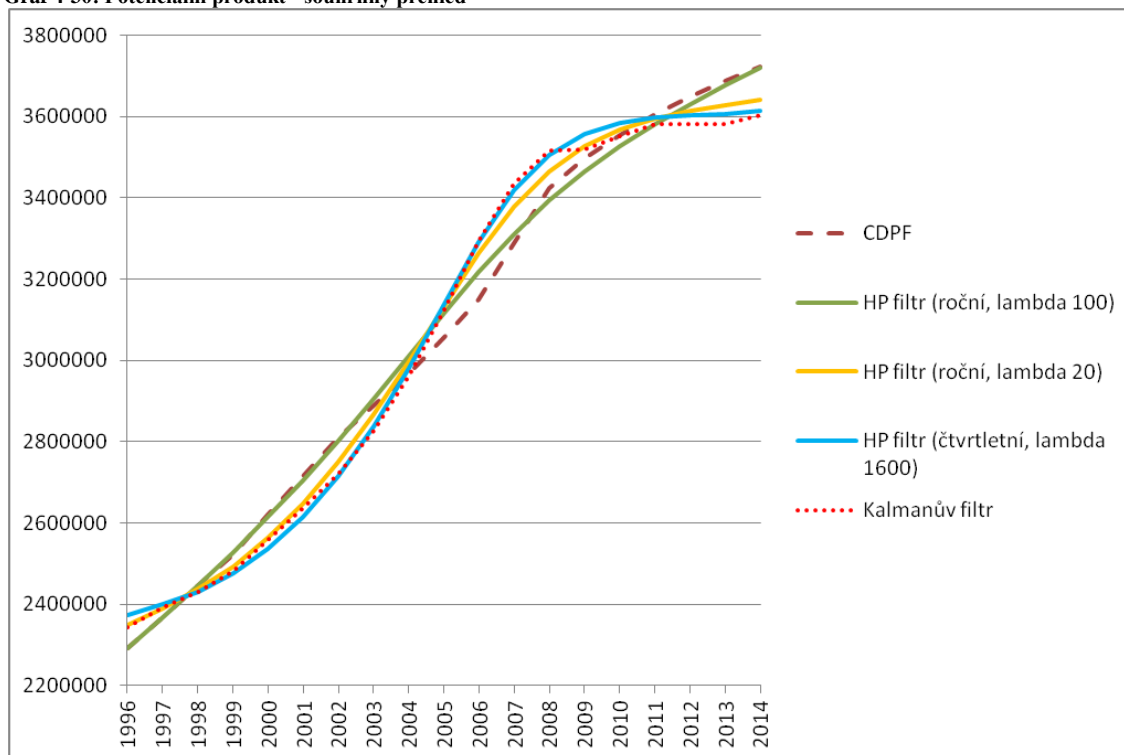
Graf 4-29: Kalmanův filtr - bílý šum ( $Y - X$ )



#### 4.8.4 Potenciální produkt - shrnutí výsledků

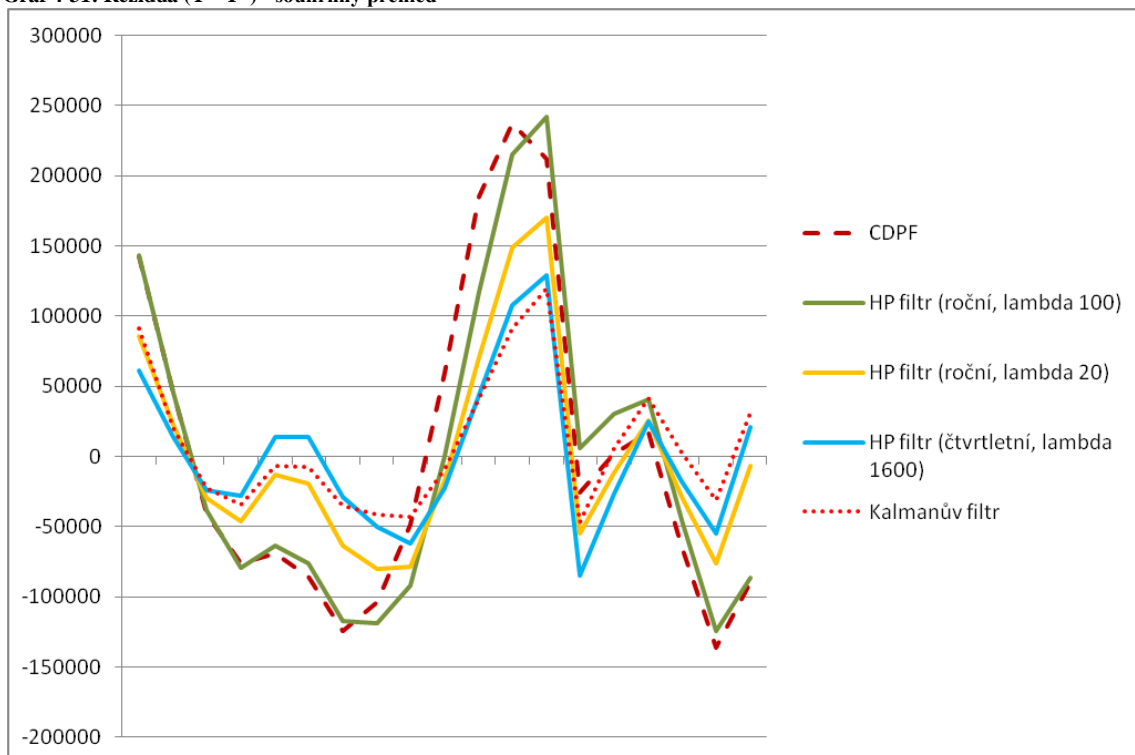
Pro výpočet potenciálního produktu byly ve zjednodušené podobě použity tři metody. Výsledky je nyní možné porovnat. Nejdříve se porovnají výše potenciálního produktu dle všech použitých metod výpočtu:

Graf 4-30: Potenciální produkt - souhrnný přehled



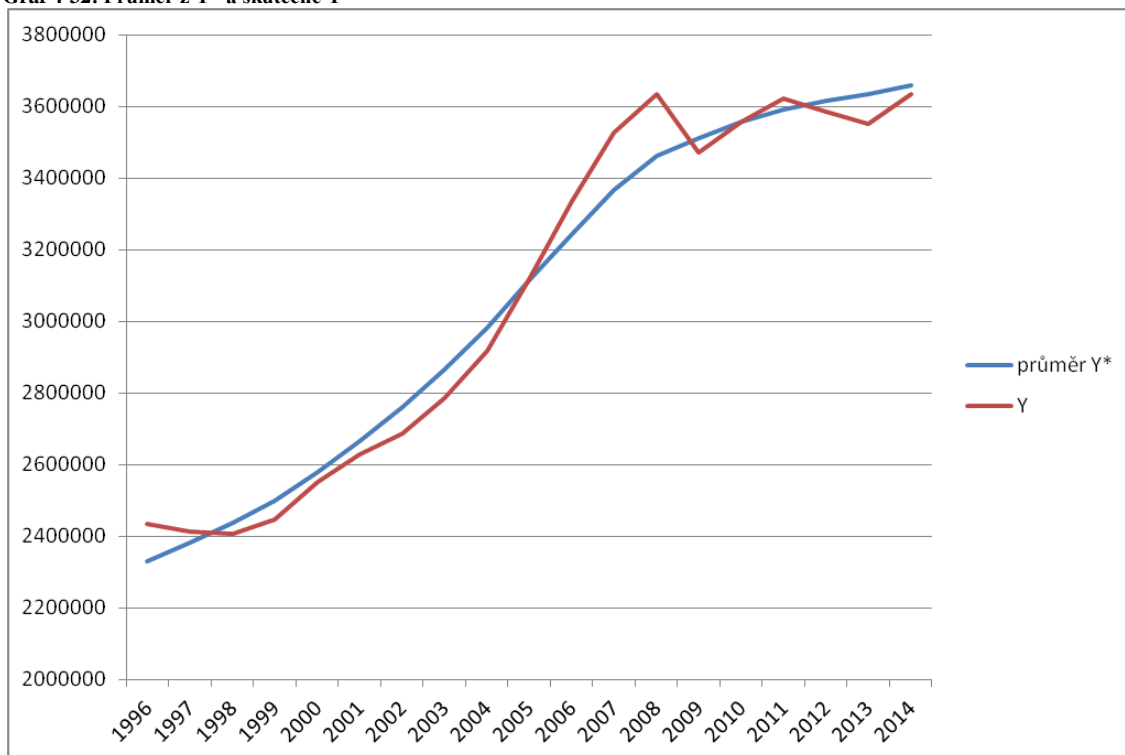
Jak ukazuje graf 4-30, podobné hodnoty potenciálního produktu dávají HP filtr (roční data, lambda 20), HP filtr (čtvrtletní data, lambda 1600) a Kalmanův filtr. Jejich průběh je více pružný oproti výsledkům Cobb - Douglasovy produkční funkce a HP filtru (roční data, lambda 100). Obzvláště na konci řady nenaznačují poslední dvě zmiňované metody pokles rychlosti růstu potenciálu na rozdíl od prvních tří jmenovaných metod. Podobně jako vývoj potenciálního produktu si lze shrnout průběh reziduí mezi reálným HDP a vypočtenými potenciálními produkty:

Graf 4-31: Rezidua ( $Y - Y^*$ ) - souhrnný přehled



Logicky je zde opět vidět podobný průběh křivek některých přístupů jako u vývoje potenciálního produktu. Zprůměrováním potenciálu se získají tyto výsledky:

Graf 4-32: Průměr z  $Y^*$  a skutečné  $Y$

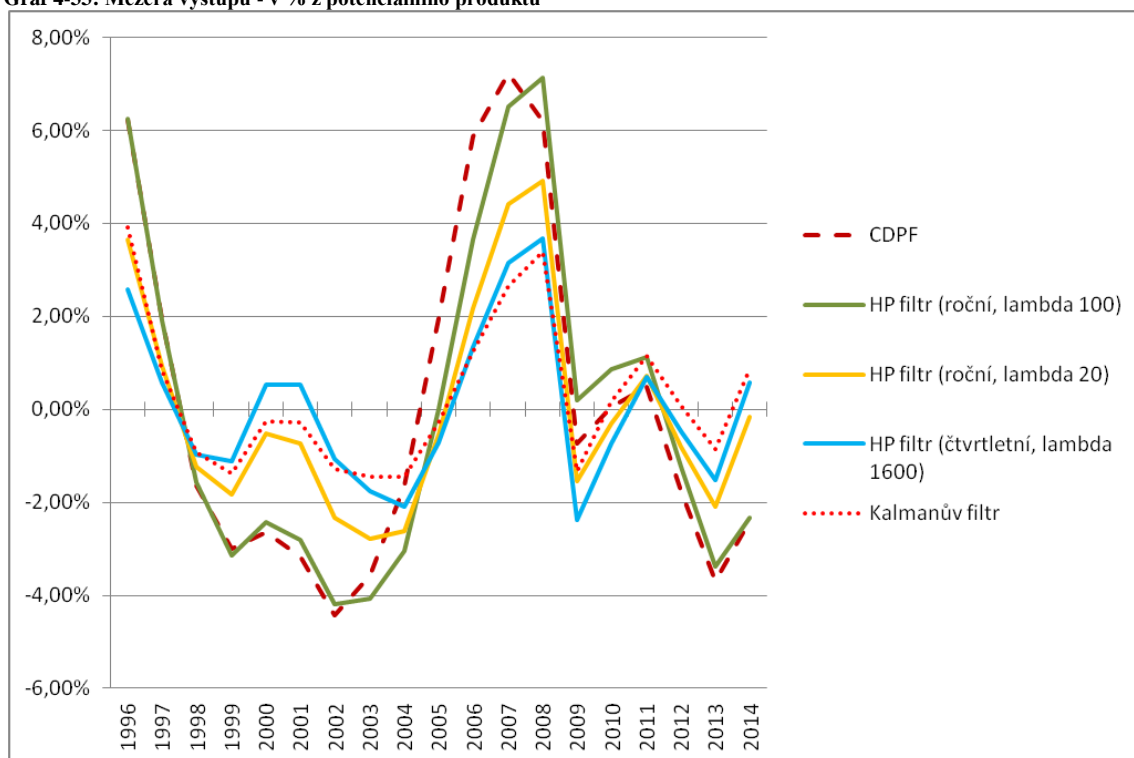


Bude-li se jako potenciální produkt brát průměr ze všech počítaných přístupů, pak je vidět, že od roku 1998 do roku 2005 se reálný produkt pohyboval pod potenciálem. Následně se dostal nad potenciální produkt a dále rostl až do roku 2008, kdy následoval prudký pád zpět pod potenciál. Od té doby se až na jeden výkyv pohybuje pod jeho úrovní. Konec řady však naznačuje optimistický vývoj a možnost, že se reálný HDP dostane na úroveň či dokonce nad úroveň potenciálu již v roce 2015.

#### 4.9 Výpočet mezery výstupu

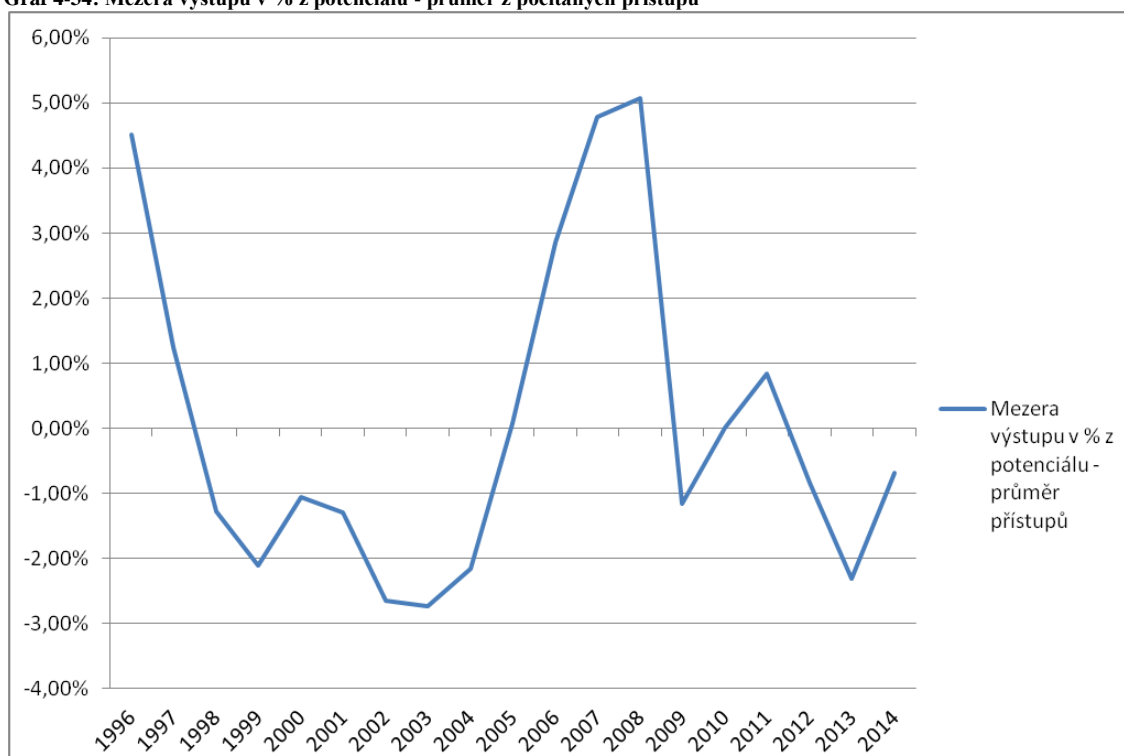
Mezera výstupu vyjádřená procentuálně z potenciálního produktu má totožný graf jako rezidua ( $Y-Y^*$ ):

Graf 4-33: Mezera výstupu - v % z potenciálního produktu



Na grafu 4-33 je vidět, že zhruba od roku 1998 do roku 2005 byl reálný produkt pod potenciálem (vyjma výsledků potenciálu získaného pomocí HP filtru ze čtvrtletních dat s lambdou 1600). Toto období vykazuje vysokou míru nejistoty vzhledem k velkému rozpětí výsledků použitých přístupů (stejně jako období mezi lety 2006 - 2008).

Graf 4-34: Mezera výstupu v % z potenciálu - průměr z počítaných přístupů



Průměrná mezera výstupu z počítaných přístupů ukazuje negativní (deflační) mezeru přibližně v období let 1998-2005, 2009-2010 a 2013-2014. Kladná (inflační) mezera připadá na roky 1996-1997, 2006-2008 a 2011-2012. Z tabulky "03.04 Míra inflace, vývoj spotřebitelských cen vybraných výrobků v ČR" dostupné na stránkách Českého statistického úřadu lze ověřit, zda vývoj inflace koresponduje s výsledky mezery výstupu. Údaje o roční míře inflace byly srovnány do tabulky, proveden výpočet meziroční změny inflace a za období, která byla stanovena výše, byly dopočítány průměrné změny inflace. Výsledkem je tato tabulka:

Tabulka 4-15: Míra inflace v %

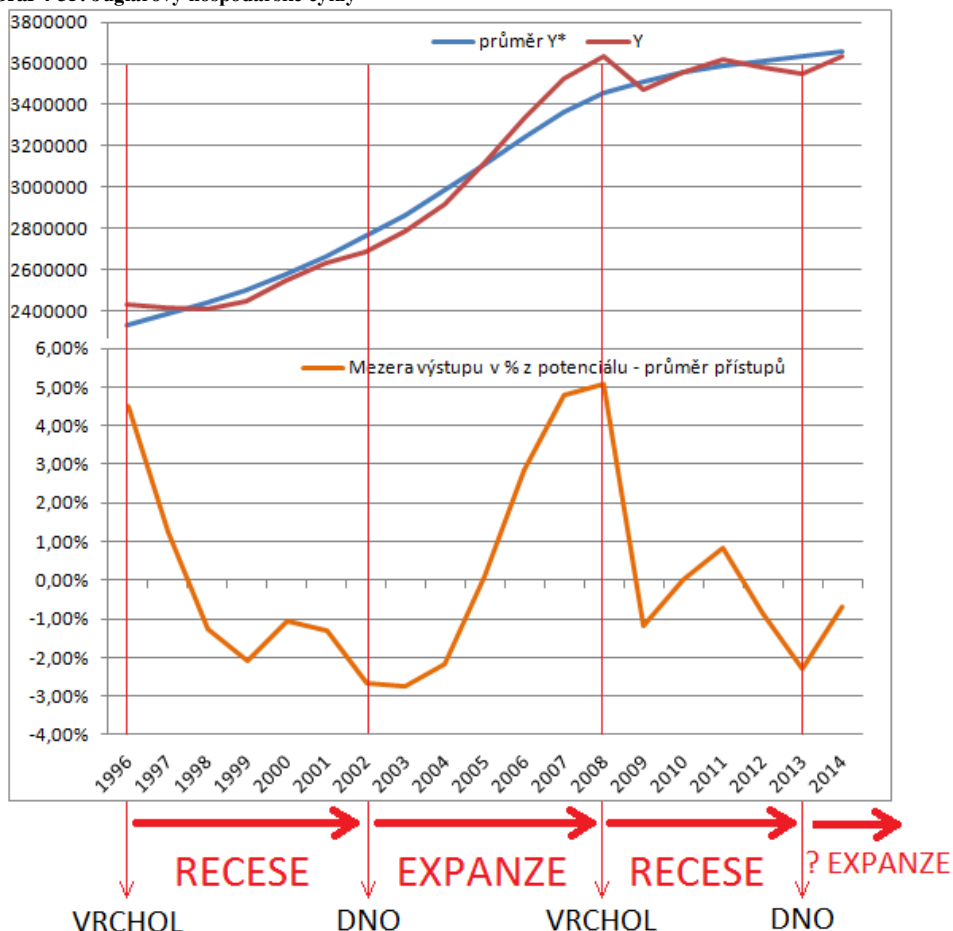
rok	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
míra inflace v %	8,8	8,5	10,7	2,1	3,9	4,7	1,8	0,1	2,8	1,9	2,5	2,8	6,3	1	1,5	1,9	3,3	1,4	1,9
meziroční změna	-0,3	-0,3	2,2	-8,6	1,8	0,8	-2,9	-1,7	2,7	-0,9	0,6	0,3	3,5	-5,3	0,5	0,4	1,4	-1,9	0,5
průměr za dané období	-0,3		-0,825							1,467			-2,4		0,9		-0,7		

Kromě počátečního sledovaného intervalu let 96-97 korespondují průměrné změny inflace s vypočítanou mezerou výstupu - při záporné mezeře výstupu je za dané období průměrným výsledkem deflace, při kladné pak inflace. Za roky 96-97 není ve výpočtu zohledněno celé období dané produkční mezery, neboť není spočítané. Je proto možné, že při zohlednění období před rokem 1996 by byla výsledkem inflace, nikoliv deflace.

## 4.10 Určení fáze hospodářského cyklu

Na grafech zprůměrovaného potenciálního produktu a mezery výstupu je možné identifikovat fáze Juglarových hospodářských cyklů.

Graf 4-35: Juglarovy hospodářské cykly



Začátek sledovaného období v roce 1996 lze označit jako vrchol. Následuje šestileté období recese, které ústí v roce 2002 v bod zvratu - dno. Do roku 2008 probíhá šestileté období expanze, které se přes vrchol opět převrací do recese trvající (s menším výkyvem) až do roku 2013. Výsledky předpovědi na rok 2014 a pro první čtvrtletí roku 2015 naznačují, že toto období by mohlo být počátkem další expanze. Pokud se vezme v úvahu délka cyklu od vrcholu k vrcholu či od jednoho dna ke druhému, trvá cca 10 let, což odpovídá rozpětí stanovenému pro Juglarovy cykly.



## 5 Závěr

Česká tržní ekonomika začala psát svoji historii relativně nedávno a to transformací z ekonomiky centrálně plánované komunistickým režimem. Ten se na vývoji ekonomiky zásadně podepsal – zatímco na počátku 20. století byla první republika mezi deseti nejvyspělejšími státy světa, na jeho konci již za nejlepšími výrazně zaostávala. Transformace po roce 1989 zahrnovala takové procesy jako privatizace, restituce, restrukturalizace a technologická modernizace. K výsledkům analýzy hospodářského cyklu je možné přiřadit některé nejdůležitější události, které se k jednotlivým etapám vázaly. Počáteční expanze ekonomiky byla ukončena měnovou krizí v roce 1997, která byla spojena se změnou fixního kurzu na floating, politickými aspekty a obzvláště pak s následnými devizovými intervencemi ČNB proti znehodnocování koruny. Petr Mach ve svém článku k měnové krizi uvádí: "V únoru 1996 centrální banka rozšířila flukтуаční pásmo, aby nebyla nucena v zájmu udržení kurzu koruny v jeho mezích tolik intervenovat. Toto opatření znamenalo zastavení růstu devizových rezerv a přispělo tím ke zpomalení růstu množství peněz v ekonomice. Plán rozpočtu na rok 1997 však zastavení růstu množství peněz nebral v úvahu, a byl tak postaven na nerealistických hodnotách. Vláda plánovala příjmy na základě dostupných odhadů růstu cenové hladiny a reálného ekonomického růstu. Bohužel žádný renomovaný analytik nebral v úvahu kvantitativní teorii peněz, z níž plyne, že tempo růstu nominálního produktu nemůže ceteris paribus převyšovat tempo růstu množství peněz."<sup>16</sup> Od roku 2003 byl nastartován dlouhodobější růst ovlivněný vstupem ČR do Evropské unie v roce 2004. Růst se vyznačoval vysokým tempem, v roce 2006 dokonce 7 %! Expanzi ukončila světová finanční krize v roce 2008, jejíž prvotní příčinou byla krize na americkém hypotéčním trhu. Ta uvrhla ekonomiku do recese, která až na menší oživení v letech 2010 a 2011 trvala až do roku 2013. Podle výsledků analýzy se zdá, že se ekonomika v roce 2014 z krize již oklepala a směřuje opět k růstu. Při pohledu na některé aspekty hospodářského vývoje v ČR a také v Evropě, je nanejvýš pravděpodobné, že další krize je teprve přede dveřmi. Za celé sledované období (1996-2014) byl vždy státní rozpočet ČR sestaven jako deficitní nehledě na to, jaká vláda byla u moci a jestli ekonomika rostla nebo byla v útlumu,

---

<sup>16</sup> Dostupné online na:

<http://www.petrmach.cz/node/116%20a%20https://www.google.cz/webhp?sourceid=chrome-instant&ion=1&espv=2&ie=UTF-8#q=krize%201997%20%C4%8Dr>

přičemž deficit se v některých letech pohyboval okolo sta miliard Kč (v roce 2009 činil dokonce takřka 200 miliard Kč). Dluh postupně narůstá stále vyšším tempem a jeho výše na začátku roku 2015 činí něco přes 1,6 bilionu Kč, což představuje cca 46 % HDP České republiky. Státní dluh ČR je však ještě relativně "nízký" v porovnání se zadlužením jiných států Evropské unie. Dle údajů Eurostatu k roku 2013 má např. Itálie dluh ve výši 127,9 % HDP, Portugalsko 128 % HDP, Francie a Španělsko 92 % HDP, Řecko dokonce 174,9 % HDP<sup>17</sup>. Těžko si lze představit, že by tolik výkonnostně rozdílné státy jako Německo a Řecko mohli dlouhodobě vydržet v měnové unii a Řecko pravděpodobně dříve či později eurozónu opustí, ne-li dokonce celou unii. Přestože byl uzavřen Pakt stability a růstu, který měl zaručit určitou rozpočtovou kázeň členů i nečlenů eurozóny, k výraznějším změnám nedošlo - prosadily se výjimky a změkčila pravidla pro sankce, což bylo obzvláště demotivující pro menší státy, které se dohodnutá pravidla snažily dodržet.

V prosinci 2014 klesla míra inflace na 0,1 % a reálně je tak ekonomika velice blízko deflaci, což je zcela mimo plány ČNB (tyto tendence vývoje spotřebitelských cen odpovídají vypočítané mezeře výstupu). Tento pokles se promítl v prudkém oslabení koruny (nad 28 CZK/EUR), neboť mezi spekulanty panují obavy z další intervence ČNB. Je-li však deflace následkem pomalého hospodářského růstu, nikoliv příčinou, neměly by být takové obavy oprávněné a zvýšení inflace zásahem ČNB by k rychlejšímu hospodářskému růstu nevedlo. Pakliže je za poklesem růstu spotřebitelských cen snížení cen ropy a nikoliv pokles agregátní poptávky, není třeba se takového vývoje a případně i krátkodobé deflace obávat ani proti ní zasahovat.

Výsledky práce naznačují, že HDP bude růst, mezera výstupu by se mohla v roce 2015 přehoupnout do kladných čísel a že by se ekonomika mohla nacházet na začátku fáze expanze v rámci hospodářského cyklu. Jaký však bude skutečný vývoj lze v tuto chvíli těžko předvídat. Evropská unie je v současnosti destabilizovaná ekonomicky i politicky, ke stabilitě rozhodně nepřispívá ani ukrajinská krize či hrozba teroristických útoků. Největším problémem pak zůstává obrovské zadlužení některých členských zemí. Přestože je učiněná prognóza pro ČR spíše příznivá, je naše ekonomika závislá na vnějším prostředí (obzvláště na německé ekonomice) a vývoj v Evropě tak bude mít zásadní vliv i na naše hospodářství.

---

<sup>17</sup> Dostupné online na:  
<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tsdde410&plugin=1>

## 6 Seznam použitých zdrojů

1. BRČÁK, Josef a Bohuslav SEKERKA. *Makroekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2010, 292 s. ISBN 978-80-7380-245-5.
2. PIKORA, Vladimír a Markéta ŠICHTAŘOVÁ. *Nahá pravda, aneb, Co nám neřekli o našich penězích a budoucnosti*. 1. vyd. Praha: NF Distribuce, 2012, 256 s. ISBN 978-80-260-2811-6.
3. SEKERKA, Bohuslav. *Makroekonomie*. Praha: Profess Consulting, 2007, 488 s. ISBN 80-7259-050-2.
4. HUŠEK, Roman. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2009, 344 s. ISBN 978-80-245-1623-3.
5. VYSUŠIL, Jiří. *Základy managementu*. Vyd. 1. Praha: HZ Praha, 1996, 296 s. ISBN 80-860-0900-9.
6. ARLT, Josef, Markéta ARLTOVÁ a Eva RUBLÍKOVÁ. *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. Vyd. 1. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, 2002, 147 s. ISBN 80-245-0307-7.
7. HANKE, John E a Arthur G REITSCH. *Understanding business statistics*. Homewood, IL: Irwin, c1991, xviii, 878 p. ISBN 02-560-6627-2.
8. Allin Cottrell, Riccardo “Jack” Lucchetti. *Gretl User’s Guide, Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library*. March, 2013
9. CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Ekopress: , 2008, 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.
10. ANDĚL, Jiří. *Matematická statistika*. 2. vyd. Praha: SNTL, 1978, 346 s.
11. HÁTLE, Jaroslav a Jiří LIKEŠ. *Základy počtu pravděpodobnosti a matematické statistiky*. vyd. 1. Praha: SNTL, 1972, 463 s.
12. OKUN, Arthur, M, *Potential GNP, its measurement and significance*. Cowles Foundation Paper 190, Yale University, 1962
13. KLEIN, Lawrence R. *Economic fluctuations in the United States, 1921-1941*. New York: Wiley, 1950, xi, 174 s.
14. LUCAS, Robert E a Thomas J SARGENT. *Rational expectations and econometric practice*. Minneapolis: University of Minnesota Press, c1981, xl, 689 s. ISBN 0816609179.

15. FRIEDMAN, Milton. *A theory of the consumption function: a study by the National Bureau of Economic Research, new York*. 1st ed. Princeton: Princeton University Press, 1957, xvi, 243 s. National Bureau of Economic Research, no. 63. ISBN 0691041822.
16. MODIGLIANI, Franco, Andrew B ABEL a Simon JOHNSON. *The collected papers of Franco Modigliani*. Cambridge, Mass.: MIT Press, c1980-, v. <1-6>. ISBN 02621345436.
17. KOROTAYEV, Andrey V and TSIREL, Sergey V., *A Spectral Analysis of World GDP Dynamics: Kondratieff Waves, Kuznets Swings, Juglar and Kitchin Cycles in Global Economic Development, and the 2008–2009 Economic Crisis*. Structure and Dynamics, Social Dynamics and Complexity, Institute for Mathematical Behavioral Sciences, UC Irvine, 2010, 55 s.

**Zdroje dostupné z internetu:**

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Datové řady* [on-line]. Dostupný z WWW: <http://www.czso.cz>

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Databáze časových řad ARAD* [on-line]. Dostupný z WWW: [http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.STROM\\_DRILL?p\\_strid=0&p\\_lang=CS](http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.STROM_DRILL?p_strid=0&p_lang=CS)

KURZY.CZ. *Ekonomické ukazatele* [on-line]. Dostupný z WWW: <http://www.kurzy.cz>  
EUROSTAT. *Economy and finance* [on-line]. Dostupný z WWW: <http://ec.europa.eu/eurostat>

PETR MACH. *Měnová krize z hlediska změn devizových rezerv* [on-line]. Dostupný z WWW: <http://www.petrmach.cz>

## 7 Přílohy

### Modely ARIMA pro pracovní sílu *L* a kapitál *K*.

ARIMA model pro pracovní sílu L						
č. modelu	(p,d,q)	sm.od.inovací	log.věrohodnosti	Akaikovo kr.	Schwarzovo kr.	Hannan-Quinnovo
1	(0,0,0)	52,00221	-96,14962	194,2992	195,1896	194,422
2	(0,1,0)	30,44506	-81,67735	165,3547	166,1879	165,4375
3	(1,1,0)	28,46202	-81,0849	168,1698	170,6694	168,4183
4	(0,1,1)	20,71379	-77,09072	160,1814	162,6811	160,4299
5	(1,1,1)	20,73885	-77,08427	162,1685	165,5014	162,4998
6	(2,0,0)	27,53475	-86,02449	180,049	183,6105	180,5401
7	(2,1,0)	23,78831	-78,36253	164,7251	168,0579	165,0563
8	(2,0,1)	19,81359	-81,86945	173,7389	178,1908	174,3528
9	(2,0,2)	16,44746	-79,84374	171,6875	177,0297	172,4241
10	(2,1,2)	13,40302	-72,18391	156,3678	161,3671	156,8648
11	(2,1,1)	17,93208	-74,7103	159,4206	163,5867	159,8347
12	(0,0,2)	18,2862	-81,10932	170,2186	173,7801	170,7097
13	(0,1,2)	20,81794	-77,04659	162,0932	165,426	162,4245
14	(1,1,2)	18,66862	-75,94067	161,8813	166,0474	162,2955
15	(1,0,0)	29,64807	-87,20353	180,4071	183,0782	180,7754
16	(0,0,1)	29,10127	-87,68719	181,3744	184,0455	181,7427
nejlepší hodnota		<b>13,40302</b>	<b>-72,18391</b>	<b>156,3678</b>	<b>161,3671</b>	<b>156,8648</b>
model s nejlepší hodnotou		10	10	10	10	10

ARIMA model pro kapitál K							
č. modelu	(p,d,q)	sm.od.inovací	log.věrohodnosti	Akaikovo kr.	Schwarzovo kr.	Hannan-Quinnovo	
1	(0,0,0)	544835,6	-262,7748	527,5496	528,4399	527,6723	
2	(0,1,0)	33482,97	-200,7261	403,4522	404,2854	403,5351	
3	(1,1,0)	25616,09	-196,9531	399,9063	402,4059	400,1548	
4	(0,1,1)	21273,2	-194,9756	395,9512	398,4508	396,1997	
5	(1,1,1)	20521,33	-194,4294	396,8589	400,1918	397,1902	
6	(2,0,0)	25925,44	-212,9417	433,8833	437,4448	434,3744	
7	(2,1,0)	23702,73	-195,7615	399,5229	402,8558	399,8542	
8	(2,0,1)	22759,58	-212,2631	434,5263	438,9781	435,1401	
9	(2,0,2)	nepodařilo se vypočítat numerický hesián					
10	(2,1,2)	19219,96	-193,6633	399,3266	404,3259	399,8235	
11	(2,1,1)	20303,47	-194,4176	398,8352	403,0013	399,2494	
12	(0,0,2)	152709	-243,8693	495,7387	499,3002	496,2298	
13	(0,1,2)	20795,63	-194,4858	396,9715	400,3044	397,3028	
14	(1,1,2)	20290,98	-194,4184	398,8367	403,0028	399,2509	
15	(1,0,0)	98834,37	-234,6082	475,2164	477,8875	475,5847	
16	(0,0,1)	282627,2	-252,947	511,8941	514,5652	512,2624	
nejlepší hodnota		<b>19219,96</b>	<b>-193,6633</b>	<b>395,9512</b>	<b>398,4508</b>	<b>396,1997</b>	
model s nejlepší hodnotou		10	10	4	4	4	

### Datová základna modelu

Obs	Y	C	G1	CN	I	HFK	X	M	G	dq1	dq2	dq3	dq4
1996:1	568113	285877	133027	3737	163593	154582	195491	211338	136764	1	0	0	0
1996:2	611851	305309	130729	4461	187794	170360	217730	234908	135190	0	1	0	0
1996:3	621901	314824	129636	4603	200184	183391	215491	241814	134239	0	0	1	0
1996:4	631848	324776	152586	4189	189340	191237	220116	251193	156775	0	0	0	1
1997:1	568435	297161	138767	4344	161036	142804	201074	227141	143111	1	0	0	0
1997:2	609951	312554	141091	4339	172054	160349	235064	252250	145430	0	1	0	0
1997:3	613453	316723	131672	4572	171596	164267	241298	252697	136244	0	0	1	0

1997:4	621126	323716	152269	4482	161135	186701	253315	268832	156751	0	0	0	1
1998:1	564860	289672	127090	4336	142650	153117	254670	253985	131426	1	0	0	0
1998:2	605236	304505	137414	4434	164935	159704	265210	270853	141848	0	1	0	0
1998:3	612804	312201	126596	4493	175596	162010	260273	268066	131089	0	0	1	0
1998:4	624371	327467	156127	4599	162813	172680	258760	278587	160726	0	0	0	1
1999:1	567724	297004	133102	4560	144691	148215	244108	253242	137662	1	0	0	0
1999:2	614713	313020	142057	4526	160863	156584	281485	286363	146583	0	1	0	0
1999:3	621226	320008	135219	4302	155647	155883	279074	274571	139521	0	0	1	0
1999:4	644033	331597	160531	3933	169813	173516	293256	310291	164464	0	0	0	1
2000:1	591380	299314	133180	4934	151901	153733	294359	293011	138114	1	0	0	0
2000:2	638845	315244	144882	4585	176631	162214	318745	321887	149467	0	1	0	0
2000:3	649163	325543	136342	4207	184163	166932	317663	320969	140549	0	0	1	0
2000:4	670760	332872	156536	3895	190027	192478	356721	368620	160431	0	0	0	1
2001:1	615300	306798	137036	4107	171066	165443	351230	354868	141143	1	0	0	0
2001:2	660642	326620	146767	4030	184368	169676	360454	362422	150797	0	1	0	0
2001:3	665680	336448	145235	3914	184877	172593	346088	351682	149149	0	0	1	0
2001:4	687513	345553	164131	3739	197093	197716	379018	398279	167870	0	0	0	1
2002:1	624843	316323	148390	4201	159622	170659	360578	362861	152591	1	0	0	0
2002:2	672837	337021	156919	4158	183342	177441	372846	380141	161077	0	1	0	0
2002:3	686191	345927	157599	3979	202039	180921	354123	375323	161578	0	0	1	0
2002:4	701772	357018	177291	3858	203285	203539	384280	418143	181149	0	0	0	1
2003:1	646029	332186	158936	4285	154911	163687	379479	381487	163221	1	0	0	0
2003:2	696483	354590	166784	4189	185896	177035	394171	406645	170973	0	1	0	0
2003:3	715545	367402	163994	4157	200627	186891	388284	406572	168151	0	0	1	0
2003:4	728732	373495	189112	4270	200289	209327	421522	455728	193382	0	0	0	1
2004:1	672775	341965	153794	4452	172480	168353	391916	390214	158246	1	0	0	0
2004:2	729956	364379	166203	4576	200560	190690	475637	480938	170779	0	1	0	0
2004:3	741872	378220	158031	4793	203594	189145	447888	450144	162824	0	0	1	0
2004:4	774352	388102	178667	4917	215275	210620	483157	494572	183584	0	0	0	1
2005:1	712668	352077	153237	5236	175706	174914	448551	421792	158473	1	0	0	0
2005:2	784710	376044	168277	5619	210977	202218	508243	484563	173896	0	1	0	0
2005:3	793340	387783	165504	5671	216724	202463	501648	483936	171175	0	0	1	0
2005:4	825338	399776	180461	5382	222449	224999	549371	532389	185843	0	0	0	1
2006:1	771862	366417	155268	6243	184267	189233	551901	492234	161511	1	0	0	0
2006:2	832389	391343	163715	5946	229480	205899	565642	523737	169661	0	1	0	0
2006:3	848250	404972	161843	5875	241375	208965	548969	514784	167718	0	0	1	0
2006:4	882314	418289	182868	6029	254699	247179	619119	598690	188897	0	0	0	1
2007:1	823357	386620	155342	6563	229754	224674	610130	563654	161905	1	0	0	0
2007:2	876187	408268	161545	6783	258316	232997	625629	583455	168328	0	1	0	0
2007:3	892897	419873	159378	6794	287062	233879	612077	592137	166172	0	0	1	0
2007:4	933630	431202	190199	6731	275905	272398	693510	662969	196930	0	0	0	1
2008:1	849916	394008	153817	6493	244146	246362	672076	617736	160310	1	0	0	0
2008:2	921888	423733	165146	6301	271301	252306	702108	643913	171447	0	1	0	0
2008:3	935334	435009	164629	6012	294032	250144	651339	614541	170641	0	0	1	0
2008:4	928206	442673	190569	6032	261908	254697	616275	590380	196601	0	0	0	1
2009:1	818487	404014	161149	6027	204801	209018	547287	506766	167176	1	0	0	0
2009:2	868907	425424	170398	6325	210111	215775	576597	521065	176723	0	1	0	0
2009:3	880484	429391	172400	6257	224986	223471	591547	545616	178657	0	0	1	0
2009:4	903616	439570	197267	6585	214667	244358	638793	595861	203852	0	0	0	1
2010:1	825842	407630	163183	6120	179483	194542	622158	551155	169303	1	0	0	0
2010:2	897092	428883	173038	6293	223900	216662	681568	614603	179331	0	1	0	0
2010:3	902500	431095	172865	6256	263649	235045	678611	651651	179121	0	0	1	0
2010:4	931782	447316	193783	6343	233930	255465	734835	685468	200126	0	0	0	1
2011:1	853118	409857	161945	6135	194834	199378	732471	646086	168080	1	0	0	0
2011:2	916007	430017	168741	6345	229975	221353	758079	670798	175086	0	1	0	0
2011:3	916507	435113	165658	6244	255066	231541	726892	669365	171902	0	0	1	0
2011:4	936276	448896	187568	6250	228410	252656	759143	691766	193818	0	0	0	1
2012:1	853597	404320	157457	6189	184980	196029	789928	678657	163646	1	0	0	0
2012:2	902462	420183	164446	6260	222758	212934	777709	680372	170706	0	1	0	0
2012:3	902716	425624	163151	6226	225647	219926	755572	666584	169377	0	0	1	0
2012:4	926149	436165	185708	6373	229569	235304	786205	713414	192081	0	0	0	1
2013:1	828681	397066	159144	6376	173974	182677	747765	648081	165846	1	0	0	0
2013:2	887386	418987	165797	6474	197292	198842	781489	674298	173865	0	1	0	0
2013:3	901699	431128	167371	6517	227725	212895	777081	701575	173888	0	0	1	0
2013:4	933670	440466	189307	6617	225803	239219	808366	731484	195924	0	0	0	1
2014:1	849258	402621	161176	6708	178109	191775	820554	708696	167884	1	0	0	0

obs	W	NX	d_NX	r_PRI_3M	d_G	r_PRI_rok	U	Ud	I_G	I_C	I_I	I_NX
1996:1	120696	-15847	NA	11,06	NA	NA	159,2	1375	11,82601	12,56332	12,00514	NA
1996:2	139873	-17178	-1331	12,17	-1574	12,18	144,1	1381	11,81444	12,62908	12,14310	NA
1996:3	136475	-26323	-9145	12,56	-951	12,36	169,0	1386	11,80738	12,65977	12,20699	NA

1996:4	159616	-31077	-4754	12,67	22536	12,23	186,3	1388	11,96257	12,69089	12,15130	NA
1997:1	135726	-26067	5010	12,40	-13664	11,82	199,6	1395	11,87138	12,60203	11,98938	NA
1997:2	155672	-17186	8881	25,99	2319	19,07	202,6	1399	11,88745	12,65253	12,05556	NA
1997:3	150366	-11399	5787	14,74	-9186	14,76	247,6	1402	11,82220	12,66578	12,05290	NA
1997:4	166241	-15517	-4118	17,50	20507	17,36	268,9	1402	11,96241	12,68762	11,99000	NA
1998:1	145420	685	16202	15,52	-25325	16,08	284,1	1407	11,78620	12,57650	11,86815	6,52942
1998:2	159202	-5643	-6328	15,81	10422	15,84	289,5	1409	11,86251	12,62644	12,01331	NA
1998:3	156248	-7793	-2150	13,82	-10759	13,39	350,7	1410	11,78363	12,65140	12,07594	NA
1998:4	174954	-19827	-12034	10,08	29637	9,31	386,9	1411	11,98746	12,69914	12,00036	NA
1999:1	149789	-9134	10693	7,58	-23064	7,57	433,3	1412	11,83256	12,60150	11,88236	NA
1999:2	163201	-4878	4256	6,95	8921	7,14	435,0	1413	11,89535	12,65402	11,98831	NA
1999:3	160159	4503	9381	6,29	-7062	6,72	469,8	1413	11,84597	12,67610	11,95535	8,41250
1999:4	179675	-17035	-21538	5,58	24943	5,84	487,6	1418	12,01045	12,71168	12,04245	NA
2000:1	157455	1348	18383	5,35	-26350	5,70	493,4	1414	11,83583	12,60925	11,93098	7,20638
2000:2	171626	-3142	-4490	5,33	11353	5,69	451,4	1414	11,91483	12,66110	12,08182	NA
2000:3	169429	-3306	-164	5,34	-8918	5,71	458,3	1414	11,85331	12,69325	12,12358	NA
2000:4	191762	-11899	-8593	5,42	19882	5,90	457,4	1423	11,98562	12,71551	12,15492	NA
2001:1	170876	-3638	8261	5,05	-19288	5,07	451,5	1415	11,85753	12,63394	12,04980	NA
2001:2	186363	-1968	1670	5,09	9654	5,30	420,3	1415	11,92369	12,69655	12,12469	NA
2001:3	184182	-5594	-3626	5,41	-1648	5,66	440,5	1415	11,91270	12,72620	12,12745	NA
2001:4	206274	-19261	-13667	4,69	18721	4,62	461,9	1415	12,03095	12,75290	12,19143	NA
2002:1	183594	-2283	16978	4,30	-15279	4,51	471,7	1416	11,93552	12,66452	11,98056	NA
2002:2	199581	-7295	-5012	3,78	8486	3,94	454,3	1417	11,98964	12,72790	12,11911	NA
2002:3	197231	-21200	-13905	2,99	501	2,96	492,9	1418	11,99274	12,75398	12,21622	NA
2002:4	220067	-33863	-12663	2,63	19571	2,60	514,4	1418	12,10708	12,78554	12,22236	NA
2003:1	193439	-2008	31855	2,39	-17928	2,36	528,2	1420	12,00286	12,71345	11,95061	NA
2003:2	209098	-12474	-10466	2,33	7752	2,28	501,0	1422	12,04926	12,77872	12,13294	NA
2003:3	206926	-18288	-5814	2,06	-2822	2,17	529,4	1424	12,03262	12,81421	12,20920	NA
2003:4	233247	-34206	-15918	2,08	25231	2,30	542,4	1423	12,17242	12,83066	12,20752	NA
2004:1	210721	1702	35908	2,05	-35136	2,30	559,8	1428	11,97191	12,74246	12,05804	7,43956
2004:2	223312	-5301	-7003	2,33	12533	2,76	517,5	1431	12,04813	12,80595	12,20887	NA
2004:3	227178	-2256	3045	2,72	-7955	3,13	530,2	1434	12,00043	12,84323	12,22388	NA
2004:4	253811	-11415	-9159	2,57	20760	2,85	541,7	1435	12,12043	12,86902	12,27967	NA
2005:1	227896	26759	38174	2,08	-25111	2,09	540,5	1441	11,97334	12,77161	12,07657	10,19463
2005:2	242146	23680	-3079	1,75	15423	1,75	489,7	1446	12,06621	12,83746	12,25950	10,07239
2005:3	244703	17712	-5968	1,80	-2721	1,88	503,4	1450	12,05044	12,86820	12,28638	9,78200
2005:4	267526	16982	-730	2,17	14668	2,53	510,4	1456	12,13266	12,89866	12,31245	9,73991
2006:1	244923	59667	42685	2,08	-24332	2,32	514,8	1461	11,99233	12,81153	12,12414	10,99653
2006:2	258631	41905	-17762	2,16	8150	2,55	451,1	1466	12,04156	12,87734	12,34357	10,64316
2006:3	261033	34185	-7720	2,49	-1943	2,94	454,2	1473	12,03004	12,91157	12,39411	10,43954
2006:4	288316	20429	-13756	2,56	21179	2,89	448,5	1482	12,14896	12,94393	12,44784	9,92471
2007:1	267129	46476	26047	2,56	-26992	2,81	430,5	1487	11,99477	12,86520	12,34476	10,74669
2007:2	279624	42174	-4302	2,93	6423	3,38	370,8	1494	12,03367	12,91968	12,46194	10,64956
2007:3	282313	19940	-22234	3,46	-2156	3,82	365,0	1502	12,02078	12,94771	12,56745	9,90048
2007:4	311372	30541	10601	4,05	30758	4,20	354,9	1513	12,19060	12,97433	12,52781	10,32683
2008:1	294633	54340	23799	4,04	-36620	4,24	336,3	1519	11,98486	12,88413	12,40552	10,90302
2008:2	303343	58195	3855	4,21	11137	4,40	297,9	1529	12,05203	12,95686	12,51098	10,97155
2008:3	301951	36798	-21397	3,81	-806	3,89	314,6	1538	12,04732	12,98312	12,59144	10,51320
2008:4	326195	25895	-10903	3,89	25960	4,16	352,3	1556	12,18893	13,00059	12,47575	10,16181
2009:1	289887	40521	14626	2,49	-29425	2,84	448,9	1559	12,02680	12,90920	12,22979	10,60958
2009:2	293674	55532	15011	2,17	9547	2,60	463,6	1570	12,08234	12,96084	12,25539	10,92471
2009:3	294992	45931	-9601	1,88	1934	2,42	500,8	1581	12,09322	12,97012	12,32379	10,73490
2009:4	322328	42932	-2999	1,64	25195	2,20	539,1	1599	12,22515	12,99355	12,27684	10,66737
2010:1	285943	71003	28071	1,43	-34549	1,94	572,8	1605	12,03945	12,91812	12,09784	11,17048
2010:2	296341	66965	-4038	1,24	10028	1,78	500,5	1618	12,09699	12,96894	12,31895	11,11193
2010:3	302009	26960	-40005	1,22	-210	1,78	500,5	1631	12,09582	12,97408	12,48237	10,20211
2010:4	325686	49367	22407	1,22	21005	1,80	561,6	1636	12,20670	13,01102	12,36278	10,87074
2011:1	294028	86385	37018	1,21	-32046	1,82	547,8	1658	12,03220	12,92356	12,17990	11,36657
2011:2	305734	87281	896	1,20	7006	1,80	478,8	1672	12,07303	12,97158	12,34573	11,37689
2011:3	306529	57527	-29754	1,17	-3184	1,73	475,1	1686	12,05468	12,98336	12,44928	10,96001
2011:4	330424	67377	9850	1,16	21916	1,70	508,5	1701	12,17467	13,01455	12,33890	11,11806
2012:1	302226	111271	43894	1,23	-30172	1,77	525,2	1716	12,00546	12,90996	12,12800	11,61972
2012:2	309944	97337	-13934	1,21	7060	1,75	474,6	1731	12,04770	12,94845	12,31384	11,48593
2012:3	309038	88988	-8349	0,87	-1329	1,29	493,2	1746	12,03988	12,96131	12,32673	11,39626
2012:4	338350	72791	-16197	0,50	22704	0,88	545,3	1768	12,16567	12,98578	12,34396	11,19535
2013:1	299269	99684	26893	0,49	-26235	0,78	587,8	1777	12,01881	12,89186	12,06666	11,50976
2013:2	309478	107191	7507	0,46	8019	0,76	540,5	1793	12,06603	12,94560	12,19244	11,58237
2013:3	309834	75506	-31685	0,45	NA	0,74	557,1	1809	12,06617	12,97416	12,33589	11,23197
2013:4	329132	76882	1376	0,38	NA	0,61	596,8	1826	12,18548	12,99559	12,32742	11,25003
2014:1	309398	111858	34976	0,37	NA	0,55	608,3	1842	12,03103	12,90575	12,09015	11,62499

obs	d_U_1	M_baze	CDUG	KUPB	SIPZ	Tmalo	l_r_PRI_3M	d_Ud	l_Ud	l_U
1996:1	NA	196,5	-45,1	-0,40	0	49,6	2,403335	NA	7,226209	5,070161
1996:2	NA	207,6	-50,7	10,60	0	53,7	2,498974	6	7,230563	4,970508
1996:3	-15,1	247,9	-45,3	6,70	0	49,9	2,530517	5	7,234177	5,129899
1996:4	24,9	249,5	-43,1	-1,30	-68930	68,1	2,539237	2	7,235619	5,227358
1997:1	17,3	252,0	-40,1	327,40	0	53,2	2,517696	7	7,240650	5,296315
1997:2	13,3	219,8	-44,4	-23,20	0	57,2	3,257712	4	7,243513	5,311234
1997:3	3,0	236,4	-38,5	4,80	0	53,4	2,690565	3	7,245655	5,511815
1997:4	45,0	227,4	-32,0	6,90	-106837	71,6	2,862201	0	7,245655	5,594340
1998:1	21,3	230,8	-30,8	-110,50	0	56,7	2,742130	5	7,249215	5,649326
1998:2	15,2	234,0	-32,4	166,60	0	60,7	2,760643	2	7,250636	5,668155
1998:3	5,4	225,8	-26,0	-7,40	0	57,0	2,626117	1	7,251345	5,859931
1998:4	61,2	231,8	-36,1	17,10	-117477	75,1	2,310553	1	7,252054	5,958166
1999:1	36,2	210,8	-26,4	-30,40	0	60,2	2,025513	1	7,252762	6,071430
1999:2	46,4	209,3	-28,8	-30,50	0	64,2	1,938742	1	7,253470	6,075346
1999:3	1,7	228,5	-21,2	3,70	0	60,5	1,838961	0	7,253470	6,152307
1999:4	34,8	211,3	-35,6	-16,00	-110938	78,5	1,719189	5	7,257003	6,189495
2000:1	17,8	201,3	-27,0	-54,30	-147847	60,7	1,677097	-4	7,254178	6,201320
2000:2	5,8	223,6	-26,1	-2,30	-137626	65,2	1,673351	0	7,254178	6,112354
2000:3	-42,0	220,4	-29,2	-72,80	-126129	59,1	1,675226	0	7,254178	6,127524
2000:4	6,9	221,7	-46,0	-68,80	-191869	77,4	1,690096	9	7,260523	6,125558
2001:1	-0,9	219,3	-23,3	-43,00	-209307	65,1	1,619388	-8	7,254885	6,112575
2001:2	-5,9	221,6	-11,2	-22,50	-221843	68,9	1,627278	0	7,254885	6,040969
2001:3	-31,2	224,0	-12,4	-13,10	-227475	63,4	1,688249	0	7,254885	6,087910
2001:4	20,2	236,1	-57,4	-252,10	-244068	81,1	1,545433	0	7,254885	6,135348
2002:1	21,4	233,2	-32,2	22,00	-385618	67,7	1,458615	1	7,255591	6,156343
2002:2	9,8	239,1	-13,3	25,40	-359983	68,1	1,329724	1	7,256297	6,118758
2002:3	-17,4	251,7	-14,7	-143,60	-380163	66,7	1,095273	1	7,257003	6,200306
2002:4	38,6	252,7	-49,9	-23,20	-397255	83,0	0,966984	0	7,257003	6,243001
2003:1	21,5	252,9	-11,0	-39,60	-362220	70,2	0,871293	2	7,258412	6,269475
2003:2	13,8	264,7	-10,9	-36,30	-392933	75,1	0,845868	2	7,259820	6,216606
2003:3	-27,2	276,2	-12,2	10,80	-436862	76,2	0,722706	2	7,261225	6,271744
2003:4	28,4	275,1	-45,7	-17,10	-527484	90,7	0,732368	-1	7,260523	6,296004
2004:1	13,0	270,8	-11,6	337,60	-515870	74,6	0,717840	5	7,264030	6,327580
2004:2	17,4	288,4	-7,5	465,40	-584043	79,4	0,845868	3	7,266129	6,249010
2004:3	-42,3	330,6	-14,3	3128,60	-663199	76,9	1,000632	3	7,268223	6,273254
2004:4	12,7	286,8	-37,5	-18118,10	-824994	94,6	0,943906	1	7,268920	6,294712
2005:1	11,5	296,7	-15,5	1408,50	-784575	80,6	0,732368	6	7,273093	6,292495
2005:2	-1,2	305,7	-19,7	1465,00	-752631	86,2	0,559616	5	7,276556	6,193793
2005:3	-50,8	307,2	-16,2	215,30	-828544	83,3	0,587787	4	7,279319	6,221385
2005:4	13,7	309,3	-112,7	2411,70	-837443	101,2	0,774727	6	7,283448	6,235195
2006:1	7,0	311,0	-20,5	2662,30	-898539	89,5	0,732368	5	7,286876	6,243778
2006:2	4,4	333,3	-17,6	-1326,10	-947378	95,1	0,770108	5	7,290293	6,111689
2006:3	-63,7	318,5	-10,9	2785,20	-983661	91,4	0,912283	7	7,295056	6,118538
2006:4	3,1	355,5	-119,0	5804,60	-1083677	111,8	0,940007	9	7,301148	6,105909
2007:1	-5,7	355,4	-12,8	2980,00	-1077800	101,4	0,940007	5	7,304516	6,064947
2007:2	-18,0	372,7	-11,0	482,30	-1151722	103,6	1,075002	7	7,309212	5,915663
2007:3	-59,7	384,8	-10,4	3849,20	-1306207	96,1	1,241269	8	7,314553	5,899897
2007:4	-5,8	378,7	-152,4	14332,30	-1417917	119,2	1,398717	11	7,321850	5,871836
2008:1	-10,1	385,1	-27,7	7446,40	-1414805	99,5	1,396245	6	7,325808	5,818004
2008:2	-18,6	371,9	-50,9	12967,40	-1496131	106,8	1,437463	10	7,332369	5,696758
2008:3	-38,4	374,4	-49,7	2125,40	-1519877	105,5	1,337629	9	7,338238	5,751302
2008:4	16,7	436,5	-156,6	4529,90	-1545029	118,5	1,358409	18	7,349874	5,864483
2009:1	37,7	412,0	-76,5	15792,10	-1512230	97,4	0,912283	3	7,351800	6,106800
2009:2	96,6	432,9	-73,6	4678,90	-1621913	100,8	0,774727	11	7,358831	6,139022
2009:3	14,7	422,6	-64,7	5848,90	-1656301	98,0	0,631272	11	7,365813	6,216207
2009:4	37,2	430,4	-83,6	24913,30	-1727841	117,0	0,494696	18	7,377134	6,289901
2010:1	38,3	421,6	-60,9	2188,30	-1723540	102,4	0,357674	6	7,380879	6,350537
2010:2	33,7	419,9	-60,9	9683,50	-1702295	108,3	0,215111	13	7,388946	6,215608
2010:3	-72,3	439,6	-113,4	14619,80	-1829773	101,3	0,198851	13	7,396949	6,215608
2010:4	0,0	431,5	-100,0	6033,20	-1830394	117,8	0,198851	5	7,400010	6,330790
2011:1	61,1	436,1	-55,3	680,50	-1837953	105,2	0,190620	22	7,413367	6,305910
2011:2	-13,8	444,1	-57,4	-43,40	-1898149	104,8	0,182322	14	7,421776	6,171283
2011:3	-69,0	455,0	-55,9	2809,00	-1870603	101,3	0,157004	14	7,430114	6,163525
2011:4	-3,7	461,3	-50,6	11281,70	-1817623	118,7	0,148420	15	7,438972	6,231465
2012:1	33,4	450,8	-73,3	582,80	-1911705	104,6	0,207014	15	7,447751	6,263779
2012:2	16,7	466,9	-37,7	146,70	-1880313	104,1	0,190620	15	7,456455	6,162472
2012:3	-50,6	459,9	-37,3	6479,80	-1911227	98,1	-0,139262	15	7,465083	6,200915
2012:4	18,6	467,0	-100,3	44721,30	-1875537	112,9	-0,693147	22	7,477604	6,301336
2013:1	52,1	473,3	-70,5	416,40	-1829976	101,2	-0,713350	9	7,482682	6,376387
2013:2	42,5	485,2	-35,3	-352,30	-1888905	101,4	-0,776529	16	7,491645	6,292495
2013:3	-47,3	491,0	-30,9	53678,20	-1834879	102,9	-0,798508	16	7,500529	6,322745
2013:4	16,6	501,5	-25,5	21012,20	-1771782	119,2	-0,967584	17	7,509883	6,391582

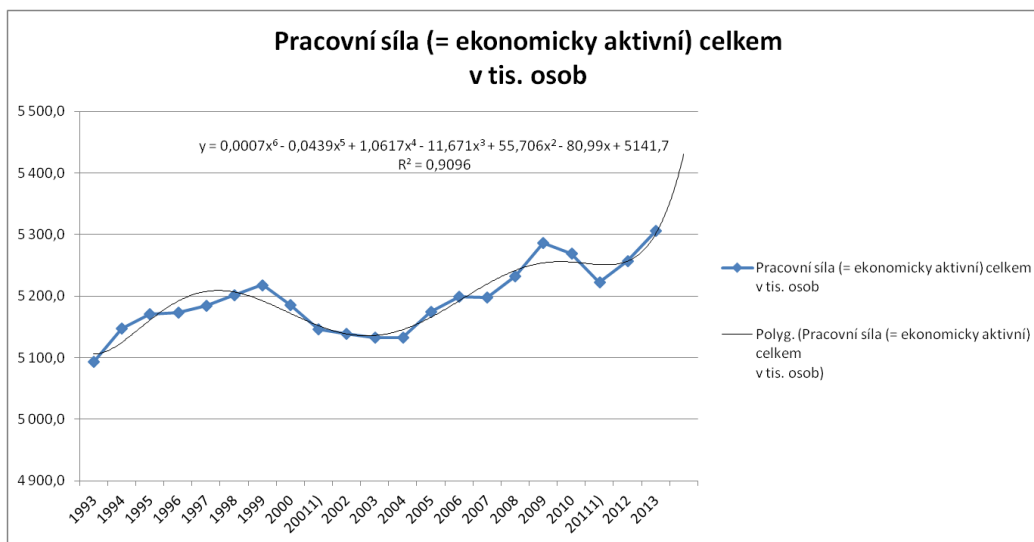


2014:1 39,7 498,4 -3,6 21361,00 -1703246 106,3 -0,994252 16 7,518607 6,410668

## Pracovní síla - ekonomicky aktivní obyvatelstvo

Zaměstnanost a nezaměstnanost v České republice podle výsledků výběrového šetření pracovních sil (VŠPS)																					
(údaje se vztahují k osobám ve věku 15 let a starším)																					
	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001 <sup>1)</sup>	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011 <sup>1)</sup>	2012	2013
Populace ve věku 15 let a více v tis. osob	8 292,7	8 354,6	8 406,4	8 447,5	8 487,0	8 523,2	8 555,3	8 586,4	8 577,4	8 599,1	8 636,9	8 673,3	8 716,0	8 773,4	8 845,0	8 943,8	9 009,3	9 015,4	8 964,7	8 964,6	8 951,5
Pracovní síla (= ekonomicky aktivní) celkem v tis. osob	5 093,6	5 147,9	5 170,6	5 173,5	5 184,8	5 201,5	5 218,2	5 186,1	5 146,0	5 139,1	5 132,3	5 132,5	5 174,2	5 199,4	5 198,3	5 232,3	5 286,5	5 268,9	5 223,0	5 256,9	5 306,0
Ekonomicky neaktivní celkem v tis. osob	3 199,1	3 206,7	3 235,8	3 274,1	3 302,2	3 321,8	3 337,1	3 400,3	3 431,4	3 460,1	3 504,6	3 540,8	3 541,8	3 574,0	3 646,7	3 711,4	3 722,9	3 746,5	3 741,7	3 707,6	3 645,4

zdroj: Český statistický úřad



## Počet osob v důchodovém věku - dopočet čtvrtletních údajů.

polynom 4. stupně		$y = -0,012x^4 + 0,613x^3 - 8,251x^2 + 43,76x + 1332$							
		-0,012	0,613	-8,251	43,76	1332			
	x	x^4	x^3	x^2			0,25	0,5	0,75
	0,75	4	3	2					
1	1,75	9,378906	5,359375	3,0625	1386,484		1374,976	1381,083	1386,484
2	2,75	57,19141	20,79688	7,5625	1402,004		1395,364	1398,941	1402,004
3	3,75	197,7539	52,73438	14,0625	1410,023		1406,773	1408,567	1410,023
4	4,75	509,0664	107,1719	22,5625	1413,284		1412,089	1412,776	1413,284
5	5,75	1093,129	190,1094	33,0625	1414,241		1413,909	1414,094	1414,241
6	6,75	2075,941	307,5469	45,5625	1415,059		1414,543	1414,76	1415,059
7	7,75	3607,504	465,4844	60,0625	1417,616		1416,014	1416,722	1417,616
8	8,75	5861,816	669,9219	76,5625	1423,503		1420,055	1421,643	1423,503
9	9,75	9036,879	926,8594	95,0625	1434,022		1428,113	1430,897	1434,022
10	10,75	13354,69	1242,297	115,5625	1450,186		1441,346	1445,571	1450,186
11	11,75	19061,25	1622,234	138,0625	1472,721		1460,623	1466,461	1472,721
12	12,75	26426,57	2072,672	162,5625	1502,066		1486,526	1494,078	1502,066
13	13,75	35744,63	2599,609	189,0625	1538,37		1519,35	1528,644	1538,37
14	14,75	47333,44	3209,047	217,5625	1581,496		1559,1	1570,094	1581,496
15	15,75	61535	3906,984	248,0625	1631,018		1605,495	1618,072	1631,018
16	16,75	78715,32	4699,422	280,5625	1686,221		1657,965	1671,937	1686,221
17	17,75	99264,38	5592,359	315,0625	1746,103		1715,651	1730,759	1746,103
18	18,75	123596,2	6591,797	351,5625	1809,375		1777,407	1793,321	1809,375
19	19,75	152148,8	7703,734	390,0625	1874,458		1841,8	1858,115	1874,458

