

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Makroekonomický model České republiky

Martin Görtler

© 2012 ČZU v Praze

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Katedra ekonomiky

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Gürtler Martin

Provoz a ekonomika

Název práce

Makroekonomický model České republiky

Anglický název

Macroeconomic model of Czech economy

Cíle práce

Cílem diplomové práce je zpracovat analýzu vývoje české ekonomiky mezi léty 1993 - 2010 a následně odvodit, odhadnout a aplikovat ekonometrický model za účelem určení podstatných determinant hospodářského vývoje v České republice a odvození prognózy hospodářského vývoje ve střednědobém horizontu.

Metodika

Zdrojem statistických dat budou především databáze Českého statistického úřadu, České národní banky (ARAD) a Eurostatu.

V teoretické části práce je využita metoda analýzy dokumentu. V empirické části práce je v různé míře použito komparace, analogie, analýzy, syntézy a dedukce. Těžiště empirické části práce spočívá v aplikaci ekonometrické analýzy.

Harmonogram zpracování

01 - 06/2011 Studium literatury a tvorba osnovy práce

07 - 09/2011 Zpracování literární rešerše

09 - 12/2011 Zpracování výsledků práce

01/2012 Závěry a diskuse

02 - 03/2012 Formální úpravy práce

Rozsah textové části

60 - 80 stran

Klíčová slova

HDP, ekonometrický model, Phillipsova křivka, fiskální politika, monetární politika, platební bilance, inflace, měnový kurz, agregátní poptávka, agregátní nabídka

Doporučené zdroje informací

CIPRA, Tomáš. Finanční ekonometrie. 1.vyd. Praha: Ekopress, 2008. ISBN 978-80-86929-43-9.

Charemza W.W., et al. New directions in econometric practice: general to specific modelling, co-integration and vector autoregression, Edward Elgar. Northampton. 2003. ISBN1-85898-603-6

MACH, Miloš. Makroekonomie II: pro magisterské (inženýrské) studium. 3. vyd. Slaný: Melandrium, 2001. ISBN 80-86175-18-9.

MANDEL Martin - TOMŠÍK Vladimír. Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice. 2. vyd. Praha: Management press, 2008. ISBN 978-80-7261-185-0.

SOUKUP Alexandr. Mezinárodní ekonomie. 1. vyd. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 2009. ISBN 978-80-7380-197-7.

PAVELKA, Tomáš. Makroekonomie: základní kurz. 3. vyd. Praha: Melandrium, 2007. ISBN 80-86175-58-4.

Vedoucí práce

Čechura Lukáš, doc. Ing., Ph.D.

Termín odevzdání

březen 2012

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry



prof. Ing. Jan Hron, DrSc., dr.h.c.

Děkan fakulty

V Praze dne 23.11.2011

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 4. 4. 2012

Poděkování

Rád bych touto cestou poděkoval panu Doc. Ing. Lukáši Čechurovi, Ph.D. za příkladné vedení, cenné rady a trpělivé čtení diplomové práce. Rovněž děkuji za inspirující přednášky z ekonometrie a prognostických metod, které mě přivedly k hlubšímu zájmu o tuto krásnou disciplínu a velkou měrou přispěly ke kvalitnímu zpracování této práce.

Makroekonomický model České republiky

Macroeconomic model of Czech economy

Souhrn

Úvodní část diplomové práce uvádí do oblasti hospodářské politiky, makroekonomické analýzy a prognózy. Následuje část zaměřená na popis jednotlivých druhů makroekonomických modelů, jako je DSGE, CGE, či ACE. Provedena je rovněž deskripce vývoje makroekonomického modelování. Závěrem je zmíněn DSGE model České národní banky „g3“. Historická analýza vývoje české ekonomiky v době transformace (1993-2004) je cílem třetí části práce. Empirický výzkum je započat odhadem Keynesiánského makroekonometrického modelu rekursivního typu reálné ekonomiky ČR. Odhad modelu je následován prognostickou částí práce, jež velkou měrou využívá modely založené na Box-Jenkinsově metodologii. Aplikační část práce je potom koncentrována do oblasti veřejných financí, konkrétně je simulován proces fiskální konsolidace, tj. redukce schodku veřejných financí prostřednictvím redukce vládních výdajů. Diplomová práce obsahuje rovněž řadu hospodářsko-politických doporučení, vyplývajících z provedeného výzkumu, stejně tak komparaci výsledků práce se závěry analytických a prognostických útvarů, jak českých, tak zahraničních institucí.

Summary

Introductory part of the diploma thesis introduces the field of economic policy, macroeconomic analysis and forecasts. The following section focused on the description of the types of macroeconomic models such as DSGE, CGE, or ACE. Description is also made the development of macroeconomic modelling. Finally, it is mentioned DSGE model of Czech National Bank „g3“. Historical analysis of Czech economic transformation at the time 1993-2004 belongs to the third part of thesis. Empirical research has begun estimating the Keynesian macroeconometric model in recursive form of the real Czech economy. Estimation of the model is followed by forecasting part of the thesis, which largely uses models based on the Box-Jenkins methodology. The application part is then concentrated in the area of public finance, namely it is simulated the process of fiscal consolidation, i.e. reducing the government deficit by reducing government spending. The thesis also includes a number of economic policy recommendations resulting from research carried out, as well as comparison of results of thesis with the conclusions of analysis and forecasting services, both Czech and foreign institution.

Klíčová slova: HDP, ekonometrický model, Phillipsova křivka, fiskální politika, monetární politika, platební bilance, Box-Jenkinsovy modely, inflace, měnový kurz, agregátní poptávka, agregátní nabídka.

Keywords: GDP, econometric model, Phillips curve, fiscal policy, monetary policy, balance of payments, Box-Jenkins models, inflation, exchange rate, aggregate demand, aggregate supply.

Obsah

1. ÚVOD	12
1.1 Motivace pro řešení dané problematiky	12
2. CÍL PRÁCE A METODIKA	14
2.1 Volba metodického postupu použitého v diplomové práci	14
3. TEORETICKÁ VÝCHODISKA HOSPODÁŘSKÉ POLITIKY A MAKROEKONOMICKÉ ANALÝZY	23
3.1 Oblast zkoumání makroekonomie	23
3.2 Hospodářská politika	23
3.3 Makroekonomická analýza	27
3.4 Makroekonomická prognóza	29
4. MAKROEKONOMICKÉ MODELOVÁNÍ	30
4.1 Definice makroekonomického modelu	30
4.2 Vymezení podstaty a předmětu zkoumání ekonometrie	31
4.3 Oblasti aplikace makroekonomických modelů	32
4.4 Učebnicové (jednoduché teoretické) modely	32
4.5 Empirické (large-scale) modely	33
4.6 Lucasova kritika	35
4.7 CGE (Computable General Equilibrium) modely	37
4.8 DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) modely	39
4.9 ACE (Agent-Based Computational Economics) modely	41
4.10 Makroekonomické modelování v České národní bance – jádrový model „g3“	43
5. TRANSFORMACE ČESKÉ EKONOMIKY	46
5.1 Charakteristika centrálně plánované ekonomiky	46
5.2 Zvolená cesta transformace	48
5.3 Výkonnost a konkurenceschopnost české ekonomiky	49
5.4 Zahraniční obchod	55

5.5	Nezaměstnanost	59
5.6	Inflace	60
5.7	Měnová krize a hospodářský pokles 1997/98	62
6.	MODEL REÁLNÉ EKONOMIKY ČR	67
6.1	Verbální popis a východiska modelu	67
6.2	Formulace ekonomického modelu	68
6.3	Formulace ekonometrického modelu	68
6.4	Deklarace proměnných	69
6.5	Podkladová data	70
6.6	Korelační matice	71
6.7	Odhad parametrů modelu spotřební funkce pomocí BMNČ	72
6.7.1	Zápis odhadnuté spotřební funkce	72
6.7.2	Shoda odhadnutého modelu se skutečností	72
6.7.3	Konfidenční intervaly parametrů odhadnuté spotřební funkce	73
6.7.4	Statistická významnost odhadnutých parametrů a jejich ekonomická verifikace	73
6.8	Testování odhadnutého modelu spotřební funkce	74
6.8.1	Testování autokorelace – Breusch-Godfrey test	74
6.8.2	Testování heteroskedasticity – Whiteův test	74
6.8.3	Testování normality reziduí – Jarque-Bera test	75
6.8.4	Testování stability parametrů – CUSUM test	75
6.9	Odhad parametrů modelu investiční funkce pomocí BMNČ	76
6.9.1	Zápis odhadnuté investiční funkce	76
6.9.2	Shoda odhadnutého modelu se skutečností	76
6.9.3	Konfidenční intervaly parametrů odhadnuté investiční funkce	77

6.9.4	Statistická významnost odhadnutých parametrů a jejich ekonomická verifikace.....	77
6.10	Testování odhadnutého modelu investiční funkce	78
6.10.1	Testování autokorelace – Breusch-Godfrey test.....	78
6.10.2	Testování heteroskedasticity – Whiteův test	78
6.10.3	Testování normality – Jarque-Bera test.....	79
6.10.4	Testování stability parametrů – CUSUM test.....	79
7.	PROGNÓZA BUDOUCÍHO EKONOMICKÉHO VÝVOJE	80
7.1	Postup prognózy.....	80
7.2	Prognóza G – model vládních výdajů	81
7.2.1	Výběr vhodné specifikace a odhad modelu	81
7.2.2	Testování autokorelace stochastického procesu	82
7.2.3	Ex-post prognóza	82
7.2.4	Ex-ante prognóza	83
7.2.5	Hodnocení ex-ante prognózy.....	85
7.3	Prognóza NX – model čistého exportu.....	86
7.3.1	Výběr vhodné specifikace a odhad modelu	86
7.3.2	Testování autokorelace stochastického procesu	87
7.3.3	Ex-post prognóza	87
7.3.4	Ex-ante prognóza	88
7.3.5	Hodnocení ex-ante prognózy.....	90
7.4	Prognóza I – model tvorby hrubého kapitálu	91
7.4.1	Model použitý pro prognózu – investiční funkce	91
7.4.2	Ex-ante prognóza	91
7.4.3	Hodnocení ex-ante prognózy.....	93
7.5	Prognóza C – model soukromé spotřeby.....	94

7.5.1	Model použitý pro prognózu – spotřební funkce	94
7.5.2	Ex-ante prognóza	94
7.5.3	Hodnocení ex-ante prognózy	96
7.6	Prognóza Y (reálné HDP).....	97
7.6.1	Model použitý pro prognózu – makroekonomická identita	97
7.6.2	Ex-ante prognóza	97
7.6.3	Hodnocení ex-ante prognózy	99
7.6.4	Podíl jednotlivých složek agregátní poptávky na tvorbě Y	100
7.7	Prognóza poptávky po penězích – monetární model M2	101
7.7.1	Volba specifikace a odhad modelu	101
7.7.2	Podkladová data	102
7.7.3	Testování autokorelace stochastického procesu	103
7.7.4	Ex-post prognóza	103
7.7.5	Ex-ante prognóza	104
7.7.6	Hodnocení ex-ante prognózy	106
7.7.7	Porovnání vývoje reálné peněžní zásoby a reálného HDP	106
8.	SIMULACE SCÉNÁŘE – DOPAD FISKÁLNÍCH ŠKRTŮ NA REÁLNOU EKONOMIKU	110
8.1	Popis výchozí situace	110
8.2	Simulovaný scénář možného budoucího vývoje.....	111
8.3	Simulace dopadu fiskálních škrťů na soukromou spotřebu ceteris paribus	113
8.4	Simulace celkového dopadu na reálnou ekonomiku	114
8.5	Výsledky simulovaného scénáře	115
9.	DISKUSE A ZHODNOCENÍ VÝSLEDKŮ PRÁCE	119
10.	HOSPODÁŘSKO-POLITICKÁ DOPORUČENÍ	123
11.	ZÁVĚR	125

12.	SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY	127
13.	PŘÍLOHY	138
	Příloha 1: Seznam použitých proměnných	139
	Příloha 2: Seznam tabulek	141
	Příloha 3: Seznam grafů, schémat a obrázků	143
	Příloha 4: Struktura jádrového modelu „g3“	145
	Příloha 5: Struktura inflace v modelu g3	146
	Příloha 6: Dodatečné tabulky a grafy dokládající vývoj české ekonomiky v období transformace	147
	Příloha 7: Vývoj úrokových plateb a jejich podílu na HDP	152
	Příloha 8: Ekonomický vývoj v Evropě	153
	Příloha 9: Prognóza vývoje v evropských zemích provedená Evropskou komisí	154
	Příloha 10: Teritoriální struktura zahraničního obchodu ČR s EU 27 v roce 2010	155
	Příloha 11: Testování vhodné specifikace modelu vládních výdajů	156
	Příloha 12: Testování vhodné specifikace modelu čistého exportu	159
	Příloha 13: Testování vhodné specifikace monetárního modelu M2	163

1. ÚVOD

*„Ekonom potřebuje, za první – dobrou ekonomickou teorii, aby ho vedla; za druhé – statistiku, aby mu poskytla kvalitní empirické údaje; a za třetí – potřebuje znát historii“
(J. A. Schumpeter) ... aby se z ní dokázal poučit (dodatek autora).*

Komplexnost a dynamika dnešního světa, z něj dělá pro ty, jež ho chtějí nebo musí pochopit, předmět každodenního sledování a celoživotního zkoumání. Ekonomie je vědou o světě, společnosti, lidském chování a uvažování. Je plná rovnic, ideologických textů, či hospodářsko-politických opatření. Matematizace do ekonomie vnáší exaktnost a rigoróznost přírodních věd. Ne nadarmo u zrodu moderní ekonomie stáli tak výborní matematici, jakým byl například León Walras, Alfred Marshall, John Hicks, Francois Quesnay, či Augustin Cournot, jež jako první nakreslil funkci poptávky. Ekonomie ovšem není pouze „fyzikou v prostření společenských věd“ (autor práce). Základním stavebním prvkem zkoumání ekonomie je člověk a jeho spotřebitelské chování. Složitě a hezky vypadající, ovšem těžko pochopitelné matematicko-ekonomické teorie jsou zbytečné, pokud nedokážou popsat jednoduché lidské chování. Matematický model je dobrým sluhou, ale špatným pánem – pánem musí být vždy analytik, ekonom. Ekonometrie je vědou na pomezí věd přírodních, ke kterým má asi o něco blíže, a věd společenských. Jejím úkolem je nalézt „informační zlato“ v rozbourané řeči statistických dat, jejichž povaha je na hony vzdálena povaze dat experimentálních. Správně formulovaný ekonometrický model dokáže zachytit „dynamiku a řád“ světa, v jednoznačných charakteristikách, parametrech. Ekonometrie dělá z modelu to, čím má být, zjednodušeným odrazem světa. Pro ekonomické analytiku a vědce je ekonometrický model vhodným prostředkem, jak poznávat dění kolem sebe. Nezasvěceným, může naopak připadat zvláštní, popisovat chování lidských tvorů prostřednictvím rovnic, či prognóza jejich chování v budoucnu. To proč tak ekonometrie svede, je dána tím, že dokáže zachytit a popsat neurčitost.

1.1 Motivace pro řešení dané problematiky

Doba, v které se dnešní ekonomie nachází, je složitá. Minulé prognózy se ukázaly být jako ne úplně vydařené, lidé ekonomům vyčítají jejich neschopnost předpovědět krizi a politici čím dál více jednají proti ekonomickým zákonům. Důkazem je neustále se zvyšující saldo

veřejných rozpočtu, acyklická hospodářská politika, tržní distorzita vládních opatření nebo utváření politických uskupení, jež zdaleka nemají optimální ekonomické vlastnosti. Naopak lze zase říci, že dnešní doba je časem příležitosti. Příležitosti zkoumat ekonomiku v situaci, která je sice složitá, nicméně výjimečná. Charakteristika hospodářského propadu z roku 2008 je srovnávána dokonce s Velkou hospodářskou depresí 30. let. Jejich příčinu lze sice shodně hledat na finančních trzích, ovšem současná situace je jiná především v tom, že existuje dostatek ekonomických nástrojů, kterými ji lze zkoumat. Tvorba nových teorií a podrobný popis situace je to, co může současná ekonomie své budoucí dceři zanechat. Čím více bude ekonomický výzkum koordinován s hospodářsko-politickým rozhodováním, tím lépe se podaří současnou situaci zvládnout.

A to je i hlavním záměrem této práce. Poukázat na důležité jevy, které stojí za vývojem české ekonomiky. Obrátit pozornost do doby jejího vzniku, jež se svojí dynamikou, asi nejvíce podobala dynamice současné. Navrhnout nová východiska. Snažit se odhadnout budoucí vývoj a stanovit možné principy budoucí hospodářské politiky.

2. CÍL PRÁCE A METODIKA

Cílem diplomové práce je zpracovat analýzu vývoje české ekonomiky mezi lety 1993 – 2010 a odvodit, odhadnout a aplikovat ekonometrický model za účelem určení podstatných determinant hospodářského vývoje v České republice a odvození prognózy hospodářského vývoje ve střednědobém horizontu.

Pro dosažení vytyčeného cíle byly stanoveny následující kroky:

- Ověření dostupnosti a četnosti statistických dat, jejich následný sběr, případně úprava.
- Prozkoumat možnosti využití různých druhů modelů v rámci makroekonomické analýzy a ověřit jejich použitelnost z hlediska dostupnosti a četnosti statistických dat.
- Zvolit vhodný typ modelu, jeho specifikaci, ověřit požadované vlastnosti modelu.
- Výběr vhodného postupu využití odhadnutého modelu pro prognostické účely.
- Aplikace odhadnutého modelu a využití prognózy v aplikační oblasti, provedení simulace zvoleného scénáře hospodářsko-politického opatření.
- Provést diskusi nad výsledky práce, jejich konfrontace s výsledky jiných autorů.
- Zpracovat doporučení pro tvorbu hospodářské politiky v budoucím období, prognostickém horizontu.

2.1 Volba metodického postupu použitého v diplomové práci

V teoretické části práce je využita metoda analýzy dokumentů. Výsledky jednotlivých autorů jsou analyzovány, komparovány a následně syntetizovány. Je hledán optimální přístup ke zkoumané oblasti.

Zdrojem statistických dat jsou především databáze Českého statistického úřadu, České národní banky (ARAD) a Eurostatu.

V empirické části práce, pro dosažení vytyčených cílů analýzy vývoje české ekonomiky, byl zvolen ekonometrický přístup normálního modelu lineární regrese, jež lze obecně zapsat pro k vysvětlujících proměnných (Tvrdoň, 2010)

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_{t2} + \gamma_3 x_{t3} + \dots + \gamma_k x_{tk} + u_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2.1)$$

kde y_t je hodnota vysvětlované proměnné y pozorovaná v čase t ; $x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}$ jsou hodnoty vysvětlujících proměnných $x_1 \equiv 1, x_2, \dots, x_k$ pozorované v čase t ; $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k$ jsou neznámé parametry modelu; u_t je reziduální složka modelu.

Za výchozí typ modelu byl vybrán agregátní makroekonomický model rekursivního typu, tedy takový, který připouští pouze dopředné vazby mezi modelovanými endogenními proměnnými. Při volbě vhodné specifikace modelu bylo postupováno prostřednictvím postupných iterací, kdy ze základní obecné báze proměnných byly vyřazovány regresory, jejichž opodstatněnost v rovnici byla vyvrácena v rámci příslušného testování. Popsaný postup lze označit za postup typu general-to-specific, neboli přechod od obecného k specifickému tvaru modelu. Tento přístup k modelování byl primárně využit pro stanovení tvaru spotřební a investiční funkce. Obsah identitní rovnice je jasně stanoven Keynesiánskou makroekonomickou rovnováhou otevřené ekonomiky. Proměnné typu výdajů vlády a čistého exportu byly pro svou povahu modelovány čistě jako exogenní. U vládních výdajů vychází tato charakteristika z autonomního postavení fiskální politiky. Čistý export je potom z velké části determinován mimo domácí ekonomiku, a sice zahraniční nabídkou a poptávkou zboží a služeb. Dynamika modelu byla zachycena pomocí zpožděných endogenních proměnných, případně diferenčních proměnných.

Odhad strukturálních parametrů modelu spotřební a investiční funkce byl proveden prostřednictvím běžné metody nejmenších čtverců (BMNČ), známé rovněž jako OLS – Ordinary Least Squares. Tato metoda hledá odhady strukturálních parametrů modelu tak, že vzhledem k těmto parametrům minimalizuje součet čtverců reziduí (residual sum of squares – RSS), (Čechura et al., 2010)

$$\min RSS = \sum_{t=1}^T [y_t - (\gamma_1 + \gamma_2 x_{t2} + \gamma_3 x_{t3} + \dots + \gamma_k x_{tk})]^2. \quad (2.2)$$

Optimalizační úloha, kdy je přes parametry γ minimalizován vztah (2.2), má řešení – při předpokladu lineárně nezávislých sloupců matice X , z toho vyplývá že, funkce (2.2) chápaná jako funkce argumentů γ je ryze konvexní a stačí položit její parciální derivace podle parametrů γ rovny nule (Cipra, 2008) – následující

$$\Gamma = (X^T X)^{-1} X^T y, \quad (2.3)$$

kde Γ je vektor odhadovaných parametrů rozměru $(k \times 1)$,

X je matice o rozměru $(t \times k)$ napozorovaných hodnot „ k “ vysvětlujících proměnných,

y je vektor $(t \times 1)$ obsahující napozorované hodnoty vysvětlované proměnné.

Statistickou významnost odhadnutých parametrů lze určit pomocí t-testů, případně pomocí p-hodnot. Druhý způsob je využíván v této práci. Testování statistické významnosti odhadnutých parametrů spočívá na principu testování statistických hypotéz, kdy pod nulovou hypotézou H_0 se skrývá statistická nevýznamnost daného parametru. H_0 je testována oproti alternativní hypotéze o významnosti daného odhadnutého parametru. P-hodnota představuje „dosaženou hladinu významnosti“ („level actually attained“), jež vyjadřuje minimální hladinu významnosti, při které lze ještě příslušnou nulovou hypotézu zamítnout (Cipra, 2008). Výsledná p-hodnota se tedy následně porovnává se zvolenou hladinou významnosti α (pravděpodobnost chyby prvního druhu), s tím závěrem, že pokud platí že, p-hodnota je menší než α , potom lze nulovou hypotézu zamítnout a přijmout hypotézu alternativní, o statistické významnosti testovaného parametru (pro opačnou nerovnost je to naopak).

Testování kompatibility odhadnutého modelu s použitými daty je nejčastěji prováděno pomocí koeficientu determinace R^2 . Výpočet R^2 je založený na vztahu (2.2), respektive čím je nezáporná hodnota výsledku rovnice (2.2) menší, tím by měl být zkonstruovaný model přijatelnější. Jelikož RSS závisí na měřítku zvoleném pro hodnoty y , ovšem adekvátnost modelu by se při změně tohoto měřítka měnit neměla, je nutné hodnotu RSS normovat prostřednictvím úplného součtu čtverců (total sum of squares – TSS), jež má tvar (Cipra, 2008)

$$TSS = \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2 . \quad (2.4)$$

Pro výpočet koeficientu determinace lze tedy psát (Cipra, 2008)

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y})^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} , \quad (2.5)$$

kdy $R^2 \in (0,1)$, potom jestliže je tato čtvercová korelace vysoká, tzn. $R^2 \rightarrow 1$, pak model daným datům padne dobře (opačné tvrzení platí pro $R^2 \rightarrow 0$).

Proto, aby koeficient determinace měl svou vypovídací schopnost, musí být v modelu přítomný intercept (konstanta), neboť v opačném případě se nerovnjají průměry hodnot y a \hat{y} (Cipra, 2008).

Vypočtené OLS-hodnoty lze získat pomocí vztahu

$$\hat{y} = X\Gamma , \quad (2.6)$$

kdy pro OLS-rezidua platí

$$\hat{u} = y - \hat{y} = y - X\Gamma . \quad (2.7)$$

Odhadnuté parametry lineárního regresního modelu jsou nejlepší, nestranné a konzistentní, jestliže je splněno kritérium účelové minimalizační funkce (2.2) a zároveň následující předpoklady normálního LRM (Cipra, 2008):

- (P1) $E(u_t) = 0$, tj. střední hodnota reziduální složky je nulová pro všechna t ;
- (P2) $\text{var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$, tj. rozptyl reziduální složky je konstantní a konečný pro všechna t ;
- (P3) $\text{cov}(u_s, u_t) = 0$ pro $s \neq t$, tj. reziduální složky jsou navzájem nekorelované pro všechna $s \neq t$;
- (P4) $\text{cov}(x_{ti}, u_t) = 0$, tj. regresory jsou ve stejném čase nebo pro stejnou průřezovou jednotku nekorelované s reziduální složkou pro všechna i a t ;

(P5) $u_t \sim N(0, \sigma^2)$, tj. reziduální složky jsou normálně rozdělené pro všechna t .

Předpoklad (1) je splněn zahrnutím absolutního členu (interceptu), do kterého se může případný nenulový průměr reziduálních složek přesunout.

Předpoklad (2) o konstantnosti a konečnosti rozptylu reziduí je označován jako předpoklad homoskedasticity, jeho porušení, tzv. heteroskedasticita, je testována pomocí příslušných testů. V této práci je používán Whiteův test (White, 1980), jehož úkolem je provést test homoskedasticity jako test nulové hypotézy. V případě modelu

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_{t2} + \gamma_3 x_{t3} + u_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2.8)$$

Whiteův test vytvoří pomocný model ve tvaru (Cipra, 2008)

$$\hat{u}_t^2 = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \beta_4 x_{t2}^2 + \beta_5 x_{t3}^2 + \beta_6 x_{t2} x_{t3} + \varepsilon_t, \quad (2.9)$$

kteřý je lineární regresi čtverců OLS-reziduí na konstantu, původní regresory, jejich čtverce a jejich součiny (pomocný model typu „with cross terms“), za předpokladu normálně rozdělené reziduální složky ε_t . Motivem takového postupu je zjistit, zda se rozptyl původních chyb, který je reprezentován levou stranou pomocného modelu (2.9) (neboť $\text{var}(u_t) = E(u_t^2)$), systematicky mění v závislosti na všech regresorech původního modelu (včetně jejich jednoduchých nelineárních funkcí).

V pomocném modelu (2.9) je poté proveden souhrnný F-test lineárních omezení (předpoklad platnosti homoskedasticity):

$$H_0: \beta_2 = 0, \beta_3 = 0, \beta_4 = 0, \beta_5 = 0, \beta_6 = 0. \quad (2.10)$$

Příslušný kritický obor na hladině významnosti α pro (2.9), kde počet regresorů $k = 6$ a počet omezení $m = 5$, je potom

$$\frac{T - 6}{5} \times \frac{RRSS - URSS}{URSS} \geq F_{1-\alpha}(5, T - 6), \quad (2.11)$$

kde URSS je neomezený reziduální součet čtverců (2.9),

RRSS je omezený součet čtverců – pravá strana modelu (2.9) je redukována na pouhý intercept.

Alternativně je možné použít χ^2 test (speciální případ LM-testu), při kterém stačí nalézt koeficient determinace z pomocného modelu (2.9)

$$(T - 6) \times R^2 \geq \chi_{1-\alpha}^2(5). \quad (2.12)$$

Předpoklad (3) o nekorelovanosti reziduí se standardně pro autokorelaci prvního řádu testuje pomocí Durbin-Watsonova testu. Tento test je ovšem v rámci v práci odhadnutých modelů neaplikovatelný z následujících důvodů: (1) čtvrtletní četnost použitých časových řad vyžaduje testování autokorelace vyššího řádu než jedna, (2) v modelu se vyskytují regresory se zpožděnou vysvětlovanou proměnnou a (3) regresory jsou náhodné povahy.

Pro testování autokorelovanosti reziduí byl proto zvolen Breusch-Godfreyův test, který při modelování reziduální složky u_t vychází z autoregresního modelu AR(p), kde $p \geq 1$

$$u_t = \varphi_1 u_{t-1} + \varphi_2 u_{t-2} + \dots + \varphi_p u_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (2.13)$$

Test je proveden následujícím způsobem (Cipra, 2008):

(i) Úkolem je otestovat

$$H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = \dots = \varphi_p = 0. \quad (2.14)$$

(ii) BG-test odhadne pomocný model ve tvaru

$$\hat{u}_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + \varphi_1 \hat{u}_{t-1} + \varphi_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \varphi_p \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (2.15)$$

(iii) Na koeficient determinace R^2 v tomto pomocném modelu se aplikuje χ^2 test. Příslušný kritický obor nulové hypotézy (2.14) na hladině významnosti α je

$$(T - p) \times R^2 \geq \chi_{1-\alpha}^2(p). \quad (2.16)$$

Předpoklad (4) o současné nekorelovanosti regresorů s reziduální složkou se ve většině případů netestuje.

Předpoklad (5) o normalitě náhodné složky u_t je možné testovat pomocí Jarque-Bera testu. Normalita modelu se testuje proto, že testové statistiky využívané v ekonometrické praxi jsou obvykle založeny na tomto předpokladu (viz předchozí testy). Při asymptotických vlastnostech modelu je tento předpoklad někdy považován za automaticky splněný. Normální rozdělení je plně určeno prvními dvěma momenty $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, tzn. že normální

rozdělení je symetrické – koeficient špičatosti je roven nule a zároveň mesokurtické – koeficient špičatosti je rovněž nulový.

Test normality Jarque-Bera pracuje s testovou statistikou (Cipra, 2008)

$$W = T \left(\frac{\omega^2}{6} + \frac{\psi^2}{24} \right), \quad (2.17)$$

kde ω je výběrový koeficient šikmosti,

ψ je výběrový koeficient špičatosti.

Za platnosti nulové hypotézy, kterou je normalita uvažovaného regresního modelu

$$H_0: u_t \sim N(0, \sigma^2), \quad (2.18)$$

má statistika (2.18) asymptoticky rozdělení $\chi^2(2)$, takže kritický obor na hladině významnosti α má tvar

$$W \geq \chi_{1-\alpha}^2(2). \quad (2.19)$$

U výše uvedených testů ekonometrické verifikace modelu je vhodné redefinovat p-hodnotu jako maximální hladinu významnosti, při které nulová hypotéza ještě není zamítna. Neboť pod H_0 jsou testovány požadované vlastnosti modelu.

K testování stability modelu, resp. odhadnutých parametrů, je v práci využíváno CUSUM testu. Testy stability tohoto typu jsou založeny na vlastnostech rekurentních OLS-reziduí. Za platnosti nulové hypotézy o neměnnosti parametrů γ v normálním klasickém modelu lineární regrese, mají tzv. CUSUM-statistiky (kumulativní součty, cumulative sums) v jednotlivých časech t přibližně normální rozdělení. Odpovídající CUSUM-test pak detekuje (zde na hladině významnosti 5 %) změnu příslušného modelu, spočívající ve změně parametrů γ v tom okamžiku t , v němž poprvé (Cipra, 2008)

$$|CUSUM_t| \geq 2\sqrt{t - k}. \quad (2.20)$$

V souvislosti s odhadovanými parametry je rovněž důležité zajistit neexistenci perfektní multikolinearity mezi jednotlivými regresory, která by zapříčinila nemožnost separace vlivu těchto jednotlivých regresorů na regresand.

Při prognóze exogenních proměnných byly využity lineární modely, vycházející z Box-Jenkinsovy metodologie. Základem těchto modelů je autoregresní proces řádu p [AR(p)], při zápisu s interceptem (Arlt a Arltová, 2009)

$$X_t = \delta + \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_p X_{t-p} + a_t, \quad (2.21)$$

a proces klouzavých průměrů řádu q [MA(q)], zapsaný opět s interceptem (Arlt a Arltová, 2009)

$$X_t = \delta + a_t + \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q}, \quad (2.22)$$

Je-li možné proces MA vyjádřit ve formě konvergující reprezentace AR(∞), tj. $(1 + \pi_1 B + \pi_2 B^2 + \dots)X_t = a_t$, kde $\sum_{j=1}^{\infty} |\pi_j| < \infty$, potom se označuje jako invertibilní (Arlt a Arltová, 2009).

B je označováno jako operátor zpoždění, pro který platí $BX_t = X_{t-1}$, obecně potom $B^s X_t = X_{t-s}$.

Pro náhodné složky modelu (2.21) a (2.22) platí

$$a_t = iid(0, \sigma^2), \quad (2.23)$$

tzv. stochastický proces má vlastnosti bílého šumu, respektive při určitém zjednodušení, lze říci, že je stacionární (platnost slabého předpokladu o nulovém průměru a konstantním rozptylu).

Stochastický proces se označuje jako stacionární, jsou-li charakteristiky jeho náhodných veličin v čase neměnné. Odhadnutý model splňuje podmínku stacionarity, nachází-li se kořeny jeho odhadnutého autoregresního polynomu vně jednotkového kruhu v komplexní rovině (Cipra, 2008). Modely stacionárních časových řad třídy AR, MA a ARMA (smíšený proces) jsou charakteristické specifickou formou autokorelační funkce a parciální autokorelační funkce, takže jejich odhady lze použít při identifikaci modelu konkrétních analyzovaných časových řad (Arlt a Arltová, 2009). Grafem autokorelační funkce je korelogram.

Při porušení předpokladu stacionarity, dochází k problému tzv. zdánlivé regrese. Důvodem nestacionarity je ve většině případů trendový vývoj dané časové řady.

Model nestacionární časové řady lze stacionarizovat prostřednictvím d-tých diferencí, potom o takovém modelu je možné mluvit, jako o modelu integrovaného procesu řádu d [I(d)]. Zápisem integrovaného smíšeného procesu je model ARIMA (p,d,q).

Jelikož většina makroekonomických proměnných je ovlivněna sezónností, bylo v práci využito především SARIMA modelů, které modelování sezónnosti umožňují.

Přičemž obecný zápis modelu SARIMA (p,d,q)(P,D,Q) s konstantou a čtvrtletní sezónností vypadá následovně (Arlt a Arltová, 2009).

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^4)(1-B)^d(1-B^4)^D X_t = \sum_{j=1}^4 \delta_j D_{j,t} + \theta_q(B)\Theta_Q(B^4) a_t. \quad (2.24)$$

Pro dosažení dostatečně robustních odhadů vyžaduje Box-Jenkinsova metodologie delší časové řady. Jako minimální délka se doporučuje padesát pozorování.

Pro výpočty byl použit ekonometrický software Gretl.

3. TEORETICKÁ VÝCHODISKA HOSPODÁŘSKÉ POLITIKY A MAKROEKONOMICKÉ ANALÝZY

3.1 Oblast zkoumání makroekonomie

Makroekonomie se zabývá strukturou, výkonností a chováním ekonomiky jako celku. Hlavním úkolem makroekonomů je analyzovat a pokusit se pochopit základní faktory, které ovlivňují celkový vývoj ekonomiky, s ohledem na celkovou produkci zboží a služeb (HDP), nezaměstnanost, inflaci a mezinárodní směnu. Konkrétně, makroekonomická analýza usiluje o vysvětlení příčin a dopadů krátkodobých fluktuací HDP (hospodářského cyklu), a o vysvětlení hlavních determinant dlouhodobého vývoje (ekonomického růstu), (Snowdon a Vane, 2005).

3.2 Hospodářská politika

Hospodářská politika je obecně přístup státu k ekonomice své země (Urban et al., 1994). Jde o činnost, při níž nositelé hospodářské politiky používají určitých nástrojů a svěřených pravomocí k tomu, aby ovlivnili ekonomický a sociální vývoj, přičemž se snaží dosáhnout určitých ekonomických (v širších souvislostech i celospolečenských) cílů (Slaný et al., 2003).

Slaný et al. (2003, s. 86) dodává: „*Samotný pojem hospodářská politika zahrnuje zdánlivě dvě samostatné oblasti: hospodářství a politiku.*“. Pomocí hospodářské politiky dochází k praktickému aplikování ekonomické teorie a ekonomického výzkumu. Je nutné sladit politické preference, vedené snahou politiků o znovuzvolení, s ekonomicky optimálním řešením.

Středem zájmu makroekonomické hospodářské politiky je dosahování všeobecné makroekonomické rovnováhy, efektivnosti využití zdrojů, hospodářského růstu a stabilizace krátkodobých hospodářských výkyvů (proto je většinou nazývána politikou

stabilizační).¹ Podle dílčích oblastí, kterými se makroekonomická politika zabývá, ji lze členit na politiku monetární, fiskální, mezinárodní a důchodovou (Slaný et al., 2003).

Nositelem hospodářské politiky může být státní i nestátní instituce, případně neformalizovaná skupina či jednotlivec, který hraje aktivní roli v tvorbě, provádění a kontrole hospodářské politiky (Žák et al., 2002). Mandel a Tomšík (2008) rozlišují pouze dva subjekty národohospodářské politiky s dostatečně účinnými makroekonomickými nástroji, s jejichž pomocí mohou hospodářskou politiku státu aktivně provádět, vládu a centrální banku.

Cíle na makroekonomické úrovni je rovněž možné charakterizovat magickým čtyřúhelníkem, z čehož vyplývá, že dosahování určitých cílů může být, zejména krátkodobě, konfliktní (tuto konfliktnost ilustruje například krátkodobá Phillipsova křivka).

OECD stanovila na základě podrobných makroekonomických analýz a empirických výzkumů optimální strukturu magického čtyřúhelníku hospodářsko-politických cílů (Žák, 2006)²:

- meziroční tempo růstu reálného produktu = 3 %,
- průměrná roční míra nezaměstnanosti = 5 %³,
- průměrná roční míra inflace = 2 %,
- podíl salda běžného účtu platební bilance na nominálním HDP = 0 %.

Žák (2006, s. 31) ke vztahu mezi skutečným a optimálním stavem poznamenává: „*Čím více se bude magický čtyřúhelník sledované země blížit magickému čtyřúhelníku optimálnímu, tím lze hospodářskou politiku považovat za úspěšnější a účinnější.*“.

Mimo tyto tradiční cíle hospodářské politiky existuje ještě jeden obecný, avšak nejdůležitější cíl, svoboda a demokracie. Neboť jak uvádí Slaný et al. (2003, s. 90): „*Pouze ve svobodné společnosti se rozhoduje, jaký ekonomický systém bude zvolen, jaké uspořádání ekonomiky bude dominující, který z návrhů bude přijat.*“.

¹ Mikroekonomická hospodářská politika se soustřeďuje především na zvyšování efektivity při alokaci zdrojů.

² Hodnoty optimálního čtyřúhelníku jsou ovšem pouze přibližné, stanovené jako průměrné hodnoty vyspělých zemí OECD, a tudíž nereflektující rozdíly mezi jednotlivými státy.

³ Jedná se o odhad přirozené míry nezaměstnanosti.

Mandel a Tomšík (2008) agregují cíle hospodářské politiky na zajištění vnitřní a vnější rovnováhy. Jejich teze vychází z předpokladu, že tři vrcholy magického čtyřúhelníku (míru inflace, míru nezaměstnanosti a hospodářský růst) jsou vzájemně propojeny a tvoří tzv. vnitřní rovnováhu. Oporu pro toto tvrzení lze nalézt v ekonomické teorii – Phillipsova křivka, Okunův zákon a funkce agregátní nabídky (případně vztah mezi produkční mezerou a mírou inflace).

Vnitřní rovnováha nastává v situaci, kdy se velikost produkce v ekonomice rovná velikosti potenciálního produktu, tzn. ekonomika pracuje s plně využitými zdroji. Nezaměstnanost je na své přirozené úrovni, inflace je relativně stabilní a nízká (Žák, 2006).

Vnější rovnováhu lze ztotožnit s vyrovnanou platební bilancí. V této situaci pak neexistují žádné tlaky na devizový kurz, na zvyšování zahraničního dluhu, apod. (Žák, 2006).

„Platební bilance země je soustava účtů, které zachycují finanční toky se zahraničím. Ve zjednodušené podobě je tvořena běžným účtem, finančním účtem a změnou devizových rezerv. Běžný účet zachycuje vývoz a dovoz zboží a služeb, výnosy a důchody plynoucí ze zahraničí a do zahraničí a jednostranné převody (např. dary nebo dědictví). Finanční účet zachycuje vývoz kapitálu (nákupy zahraničních aktiv domácími osobami) a dovoz kapitálu (nákupy domácích aktiv zahraničními osobami)“ (Holman, 2010, s. 112).

Tok zboží a služeb přes hranice státu, je vždy ekvivalentní toku finančních prostředků, sloužících k financování akumulace kapitálu (Mankiw, 2010). Neboli, vnější rovnováhy (rovnováhy platební bilance) je dosaženo, v případě, že saldo běžného účtu je vyrovnáno opačným saldem finančního účtu. Nástrojem, který vnější rovnováhu nastoluje, je měnový kurz (Holman, 2010).⁴

Měnové kurzy jsou díky svému silnému vlivu na běžný účet platební bilance a jiné makroekonomické veličiny považovány, za jednu z nejdůležitějších cen v otevřené ekonomice. Čím je ekonomika otevřenější, tím je problematika měnového kurzu důležitější (Soukup, 2009).

⁴ Mimo kurzového vyrovnacího procesu zná ekonomická teorie ještě tři další možnosti tržní nápravy platební bilance: cenový, důchodový a monetární vyrovnávací proces. Zjednodušeně řečeno, poslední tři jmenované jsou spojené s podmínkami tzv. „currency boardu“, kdežto dosahování rovnováhy prostřednictvím měnového kurzu předpokládá existenci floatingu.

Prostřednictvím nástrojů (prostředků) hospodářské politiky dochází k uskutečňování vytyčených cílů (Slaný et al., 2003). V rámci simultánního dosahování vnitřní a vnější rovnováhy se jedná o nástroje politiky měnicí výdaje a politiky přesunující výdaje. Politika měnicí výdaje mění absolutní výši celkových výdajů v ekonomice (výdaje spotřební, investiční, výdaje na export a import). Mezi její nástroje patří snižování nebo zvyšování úrokových sazeb, peněžní zásoby, změna vládních výdajů, daní, atd. Politika přesunující výdaje vede k přesunu výdajů mezi domácím sektorem a zahraničím. Jedná se např. o devalvaci či revalvaci měny, zavedení cel a kvót, apod. (Žák, 2006).

Podmínkou, při výběru nástrojů k dosažení určitého daného cíle, je požadavek jejich systémové konformity. Žák (2003, s. 11) tuto konformitu vysvětluje: „*Je zapotřebí, aby v každém systému byly používány pouze takové nástroje, které jsou s tímto systémem v souladu, které tomuto systému odpovídají a které ho v žádném případě nenarušují. Kupř. v tržním systému by neměl být používán systém centrálně řízených cen [...]*“. Požadavek co možná největší stálosti, rozuměno ve smyslu předvídatelnosti a průhlednosti, hospodářské politiky, zformuloval německý ordoliberalista Walter Eucken. Tento požadavek je dnes znám pod pojmem Euckenovo pravidlo. Euckenovi šlo zejména o to, aby hospodářsko-politická opatření vyvolávala dlouhodobou důvěru u ekonomických subjektů.⁵ Byla to právě Freiburská škola, jejímž členem byl Eucken, která jako první přišla s myšlenkou, že existuje podstatná vazba a podmíněnost mezi hospodářským a právním řádem. Tato myšlenka se stala jádrem úvah této školy (Holman et al., 2005a).

Tinbergenovo pravidlo⁶ říká, že „*k úspěšnému dosažení n nezávislých cílů hospodářské politiky musíme mít k dispozici minimálně stejný počet samostatných nástrojů*“ (Mandel a Tomšík, 2008, s. 294). Ke každému jednotlivému cíli musí být tedy možnost vyčlenit jeden samostatně působící nástroj. Tinbergenův princip ovšem neříká nic o tom, který nástroj použít k dosažení onoho daného cíle, nespojuje tedy konkrétní nástroj s konkrétním cílem. Tento problém přiřazení řeší Mundellův princip⁷; ten postuluje, že každému cíli je přiřazen takový nástroj, který má na něj největší vliv (Žák, 2006). Jelikož je v praxi velmi obtížné určit, který nástroj je skutečně nejúčinnější, začalo se postupně prosazovat jiné přiřazovací

⁵ Tato důvěra ekonomických subjektů je důležitá zejména v modelu racionálních očekávání.

⁶ Autorem je nizozemský ekonom Jan Tinbergen (1903 – 1995).

⁷ Autorem je kanadský ekonom Robert A. Mundell (nar. 1932).

pravidlo, Meadeho princip⁸ zodpovědnosti. Ten požaduje, aby za každý makroekonomický cíl byla zodpovědná jediná státní instituce, která má na použitý nástroj výlučný vliv. Jde tedy o to, přidělit vždy jeden nástroj jedné speciální instituci, s odpovědností udržovat přijatelnou úroveň jediného přesně definovaného cíle (Žák, 2006).

3.3 Makroekonomická analýza

Makroekonomická analýza zkoumá vývoj ekonomiky jako celku, v jeho historických a příčinných vztazích i základních souvislostech. Na základě konkrétního průběhu vývoje ekonomiky hodnotí účinnost makroekonomické politiky a dává doporučení na zaměření hospodářské politiky v příštím období (Slaný et al., 2003).

Kvalitní makroekonomická analýza vyžaduje dodržování několika zásadních principů (Slaný et al., 2003):

- 1) modelový přístup jako (téměř) výlučný nástroj,
- 2) jednoduchost,
- 3) stochastický popis ekonomických jevů,
- 4) rozlišování trvalých a dočasných šoků,
- 5) strukturální povaha analýzy.

Ad. 1) Model je zjednodušeným obrazem reality. Právě ono zjednodušení, umožňuje analytikům zkoumat složité makroekonomické vztahy a potažmo ekonomiku jako celek, což by jinak pro její složitost nebylo možné. Model, na základě ekonomické teorie a s použitím matematicko-statistických metod, se snaží objasnit vztahy mezi jednotlivými veličinami uvnitř ekonomiky. Pomocí matematického aparátu lze zajistit konzistentní propojení ekonomických předpokladů modelu s jeho závěry a rovněž formální srozumitelnost modelu. Model je praktickým nástrojem makroekonomické analýzy.

Ad. 2) Čím je model jednodušší, tím je ve většině případů také srozumitelnější. Při analýze a pokusech o vysvětlení reálných ekonomických jevů, je efektivní začínat nejprve od všeobecných behaviorálních základů, které mají obecnou povahu a platí v co

⁸ Autorem je britský ekonom James Edward Meade (1907 – 1995).

nejvšeobecnější míře. Teprve to, co zůstane nevysvětleno (neodfiltrováno) nebo je v rozporu s intuicí vyplývající z oněch všeobecných základů, lze modelovat na základě speciálních případů. Tím tento přístup respektuje, v současné době obecně přijímaný systém, výstavby makroekonomie na důsledných mikroekonomických základech.

„Čím podrobnější takový (modelový) nástroj je, tím menší přehled a intuici o základních mechanizmech chování ekonomiky bude svým uživatelům dávat [...].“ (Beneš, Vávra a Vlček, 2002, s. 199).

Ad. 3) Stochastický popis ekonomických jevů vychází ze samotné podstaty fungování ekonomiky. Ekonomiku nelze popsat pouze pomocí systematickým mechanismů (deterministických procesů), vycházejících z ekonomické teorie. Na ekonomický vývoj mají vliv také nesystematické jevy – šoky a inovace. Tyto stochastické složky mají význam zejména při modelování hospodářských cyklů a v modelech ekonomického růstu. Vliv a působení těchto náhodných jevů nikdy nelze přesně změřit ani předpovědět.

„Musíme se postavit čelem k tomu, že nemůžeme zodpovědět všechny otázky, na které jsme dotazováni.“ (Manski, 1995, s. 8).

Ad. 4) Tento princip umožňuje teoreticky definovat trendovou a cyklickou složku v jednotlivých veličinách (typické pro vývoj HDP). Trendová složka je ta část vývoje veličiny, která je výsledkem působení trvalých šoků. Rozdíl mezi skutečnou hodnotou a trendem je praxi znám pod pojmem mezera, v podstatě se jedná o cyklickou složku vývoje. Mezera (např. mezera HDP) se často kvantitativně vyjadřuje jako procento z trendové hodnoty. Pro příklad, trvalý šok představuje např. změna produkční technologie, dočasný šok může být reprezentován šokem poptávkovým.

Ad. 5) Strukturální povaha analýzy spočívá nejen ve vysvětlení jednotlivých jevů, ale je nutné zkoumat také jejich příčiny. Při sestavování modelu se tedy analytik musí v hojně míře obracet směrem k ekonomické teorii. Ve strukturálních formách analýzy jsou charakteristiky chování ekonomických veličin odvozovány z behaviorálních ekonomických základů. Naproti tomu hlavním cílem redukovaného modelu je co nejpřesnější popis chování zkoumaných ekonomických veličin.

3.4 Makroekonomická prognóza

Makroekonomická prognóza navazuje na makroekonomickou analýzu a přináší další základní informace pro hospodářsko-politické rozhodování. Prognóza je v širokém slova smyslu výpověď o budoucnosti (Slaný et al., 2003).

Prognóza ekonomických procesů v podstatě znamená, výpověď o působení ekonomických zákonitostí v budoucím období, s přihlédnutím k mnohostranné složitosti působení různých faktorů na hospodářské procesy. Do každé prognózy vstupuje faktor neurčitosti, na druhé straně prognóza pomáhá snížit míru jeho působení. S posunem časového horizontu prognózy se zvětšuje rozsah, ve kterém nejistota, neznalost podmínek a příslušných informací, charakterizuje budoucí průběh ekonomických procesů (Tvrdoň, 2010).

Je nutné odlišovat mezi prognózou, predikcí a hypotézou.⁹ Prognóza je objektivní výpověď o budoucnosti, s relativně vysokou mírou pravděpodobnosti, zatímco od predikce příslušná míra pravděpodobnosti není požadována. Predikce je svým způsobem podmíněná prognóza. Úkol prognózy je obsáhlejší, poněvadž musí anticipovat i vývoj podmínek za níž se uskuteční predikce. Hypotéza je předběžné konstatování o nějakém jevu, který není dosud vědecky uspokojivě prokázán. Je to domněnka o podstatě určitého jevu, jeho pravděpodobné vysvětlení (Tvrdoň, 2010).

Prognózu lze rozlišit na ex ante a ex post (Cipra, 2008):

- v případě ex ante prognózy je hodnoty regresorů nutno nejprve najít, pomocí předpovědí v dalších modelech, v nichž tyto proměnné figurují jako vysvětlované,
- v případě prognózy ex post jsou hodnoty regresorů předem známé.

⁹ Termíny prognóza a predikce se často používají jako synonyma i ve vysoce odborných textech. Není to z důvodu nepochopení autorů těmito pojmy, ale zejména ze stylistického hlediska.

4. MAKROEKONOMICKE MODELOVÁNÍ

4.1 Definice makroekonomického modelu¹⁰

Obecně lze říci, že makroekonomický model je analytický nástroj určený k popisu fungování ekonomiky dané země, či regionu. Zároveň lze dodat, že makroekonometrické modelování se pohybuje na pomezí vědy a umění, jelikož vyžaduje mimo znalostí ekonomické teorie a ekonometrických metod, značnou úroveň kreativity a schopnosti postihnout co nejpřesněji popisovanou realitu. Umění spočívá ve schopnosti nalézt správné nastavení předpokladů, které budou dostatečně konkrétní a reálné, a umožní tak co nejlepší využití dostupných dat (Malinvaud, 1966).

Makroekonometrický model je soustava behaviorálních rovnic, stejně tak soubor institucionálních a definičních vztahů, reprezentujících chování ekonomických subjektů (agentů), potažmo celé ekonomiky (Valadkhani, 2004).

Schematické zjednodušení, které odmýšlí od nedůležitých aspektů, aby odhalilo vnitřní fungování, tvar (formu) nebo konstrukci složitějšího mechanismu (Klein, 1983).

Makroekonometrický systém je makro systém, jehož vztahy jsou numerické. To znamená: (a) že všechny vztahy mají specifický matematický tvar, charakterizovaný různými parametry (konstanty, koeficienty a exponenty proměnných, atd.); (b) že všechny parametry vystupují jako specifické hodnoty, které byly odhadnuty na základě relevantních statistických dat (Challen a Hagger, 1983).

Napodobitelné schéma systematického myšlení o ekonomických jevech. (Howrey et al., 1981).

Pomocí modelování lze vysvětlit konkrétní data a přispět tak, k lepšímu rozhodnutí v důsledku lepšího ekonomického porozumění (Pesaran a Smith, 1985).

Poskytuje formální a kvantifikovatelný rámec, který je nenahraditelným doplňkem v procesu politického myšlení (Wallis, 1993).

¹⁰ Často se používá také označení makroekonometrické modely, ovšem ne všechny makroekonomické modely jsou zároveň makroekonometrické. Lze říci, že pojem makroekonometrický model je užším vymezením a v tomto ohledu bude také ve většině textu na makroekonomické modelování nahlíženo.

Kleinova definice dává důraz na zjednodušující předpoklady modelu. Challen a Hagger zdůrazňují technické vlastnosti ekonometrické analýzy dat. Makroekonomický model zahrnuje systematické úvahy o fungování ekonomiky, což vyplývá z definice Howreyho. Pesaran a Smith oceňují užitečnost makroekonomického modelu v rámci rozhodovacího procesu. Wallis vidí makroekonomický model jako jedinečný nástroj pro hodnocení politiky.

4.2 Vymezení podstaty a předmětu zkoumání ekonometrie

Obecně lze „ekonometrii“ chápat jako „měření v rámci ekonomie“ (Maddala, 1992). Je to sjednocení statistiky, ekonomické teorie a matematiky, jež představuje ekonometrii (Frisch, 1930). Fiala (2008) Frischovu definici rozšiřuje o oblast informatiky, která v poslední době nabývá na stále větším významu a je spojená především s poznatky softwarového inženýrství.

Ekonometrie poskytuje empirický obsah ekonomickým jevům. Ani „teorie bez měření“ ani „měření bez teorie“ nejsou dostatečné pro vysvětlení ekonomických jevů (Frisch, 1930).

Ekonometrie si klade za cíl, poskytnout empirický obsah ekonomickým vztahům, pro testování ekonomických teorií, předpovídání, rozhodování a následné hodnocení (Geweke, Horowitz a Pesaran, 2007).

Ekonometrie má svůj původ v rozpoznávání empirických zákonitostí a v systematickém pokusu tyto zákonitosti zobecnit ve formě ekonomických zákonů (Klein, 1971).

Ekonometrický model je matematický model, který je specifikován tak, aby vyhovoval omezením daným dostupností dat. Ekonometrický model je abstraktní reprezentace fungování ekonomických sil v reálném světě (Fiala, 2008).

Ekonometrická analýza je proces vytváření a aplikace ekonometrického modelu pro analyzování ekonomických vztahů a procesů. Jedná se o celý proces ekonometrického modelování ekonomické reality. Při ekonometrické analýze se postupuje ve čtyřech základních fázích, které se nazývají specifikace, kvantifikace, verifikace a aplikace (Fiala, 2008).

Postup ekonometrického zkoumání lze shrnout do následujících bodů (Gujarati, 2004):

- 1) Volba ekonomické teorie, či stanovení hypotézy.
- 2) Specifikace matematického modelu pro zvolenou teorii.
- 3) Specifikace statistického, či ekonometrického modelu.
- 4) Získání dat.
- 5) Odhad parametrů ekonometrického modelu.
- 6) Testování statistických hypotéz.
- 7) Prognózování nebo predikování
- 8) Použití modelu pro kontrolu či k politickým účelům.

4.3 Oblasti aplikace makroekonomických modelů

Společnou funkcí makroekonomických modelů je pomoci ekonomům předpovídat průběh chování ekonomiky (Abel, Bernanke a Croushore, 2008). Soustava rovnic, či behaviorálních vztahů, může být po empirické verifikaci použita k simulaci efektů, plynoucích ze změny provádění politiky – fiskální, monetární, ale i ostatních makroekonomických politik (Valadkhani, 2004). Proto jsou makroekonomické modely široce využívány akademickou obcí v rámci výuky a výzkumu, mezinárodními organizacemi, centrálními bankami, vládami jednotlivých států a velkými korporacemi, jakož i ekonomickými konzultanty a expertními skupinami. Různé typy makroekonomických modelů slouží různým účelům a mají různé výhody a nevýhody (viz níže v rámci specifikace jednotlivých druhů).

4.4 Učebnicové (jednoduché teoretické) modely

Jedná se o modely s malým počtem proměnných a rovnic, které lze vyjádřit prostřednictvím grafu. Tyto modely jsou především statické, ale není to pravidlem. Proměnné modelu reprezentují spíše makroekonomické agregáty (GDP, celková zaměstnanost), než chování individuálních ekonomických subjektů. Pro snadnou ilustraci ekonomických vztahů jsou vhodné pro didaktické účely. Jejich praktické využití je ovšem bez podstatné restrukturalizace modelu minimální. Příkladem mohou být keynesiánské

modely IS-LM (Hicks, 1937) a IS-LM-BP (Mundell, 1963 a Fleming, 1962), případně Solowův neoklasický model růstu (Solow, 1956).

4.5 Empirické (large-scale) modely

Challen a Hagger (1983) rozdělují empirické makroekonometrické modely do pěti kategorií: (1) KK (Keynes-Klein) model, (2) PB (Phillips-Bergstrom) model, (3) WJ (Walras-Johansen) model, (4) WL (Walras-Leontief) model, (5) MS (Muth-Sargent) model.

Hlavním účelem KK modelu je vysvětlit keynesiánský poptávkově orientovaný model krátkodobých makroekonomických fluktuací. Základní keynesiánský model byl kritizován z důvodu absence nabídkové strany trhu, neoklasické produkční funkce, jakož i z pohledu malého zaměření se na trh peněz, relativní ceny a očekávání. KK model je založen na předpokladu samočisticí funkce trhu zboží ($AD=AS$), je formulován v diskrétním, nikoli spojitým čase, dynamická dimenze modelu je dána zahrnutím zpožděných závislých a nezávislých proměnných, je také znám jako nelineární. Stochastické chování je zachyceno prostřednictvím tzv. náhodných poruch (Valadkhani, 2004).

PB model je také poptávkově orientovaný dynamický model definovaný ve spojitém čase, užívající jak keynesiánské, tak neoklasické teorie k analýze stabilizační politiky. PB model využívá k odhadu strukturálních parametrů stochastického modelu především diferenciálních a diferenčních rovnic (Valadkhani, 2004).

WJ model je multisektorový model, který předpokládá, že se ekonomika skládá z různých vzájemně závislých trhů, které dosahují rovnovážného stavu prostřednictvím zisk maximalizujícího chování výrobců a užitek maximalizujícího chování spotřebitelů, na konkurenčním trhu (Walras, 1954). Mezi jeho vlastnosti patří vysoká nelinearita a používání logaritmických diferencí.

Čtvrtý typ, model WL, je považován jako nejvhodnější pro analýzu rozvojových zemí. Je příkladem modelu všeobecné rovnováhy s využitím input-output tabulky (Valadkhani, 2004).

Poslední typ makroekonomického modelu podle Challengera a Haggera (1983) je MS model, založený na vývoji teorie racionálních očekávání. Je velmi podobný KK modelu s ohledem na dynamičnost, nelinearitu, stochasticitu a diskrétní časové rozdělení. MS model patří mezi supply-side modely, zdůrazňující úlohu očekávání. Sargent (1976) navrhl dopředu hledící (forward-looking) model, z něhož vyplývá neexistence krátkodobého tradeoff mezi inflací a nezaměstnaností. Jeho závěry jsou v rozporu s keynesiánskými a monetaristickými předpoklady a lze je zařadit do směru nové klasické školy (New Classical School of Economics).

Když v průběhu 40. a 50. let docházelo v jednotlivých státech k hromadění národohospodářských údajů, ekonomové, s cílem popsat dynamiku těchto dat, začínají konstruovat kvantitativní modely založené na analýze časových řad. Stejně jako jednoduché teoretické modely, tak i ty empirické popisovaly vztahy mezi agregátními veličinami, ovšem s větším důrazem na detail. Z počátku byly empirické makroekonomické modely konstruovány pro uplatnění Keynesovi Obecné teorie, nicméně v průběhu času do makroekonomických modelů začínají pronikat závěry i ostatních ekonomických škol. Průkopníkem makroekonometrického modelování byl Jan Tinbergen, jenž před druhou světovou válkou, sestavil první makroekonometrický model pro holandskou ekonomiku. Makroekonometrické modely začínají nabývat na vážnosti po druhé světové válce, když Jacob Marschak zakládá na Cowles Commission speciální tým pro makroekonomické modelování (Valadkhani, 2004). První model pro rozvojovou zemi, konkrétně Indii, byl zkonstruován Narasimhamem (Narasimham, 1956) Od 60. let 20. století dochází k rozvoji large-scale modelů, obsahujících sto až tisíc rovnic a popisujících vývoj stejného počtu proměnných. Tím se začala objevovat potřeba výpočetního zpracování pomocí počítačů. Large-scale modely užívají velké objemy dat a jejich předpovědi jsou založeny na minulých korelacích, na místo teoretických vztahů. Od 70. let dochází ke komercializaci komplexních makro modelů, jako zdroje informací v rámci soukromých podniků.

Hlavním krokem ke globalizaci makroekonometrických modelů byl vznik Projektu LINK pod vedením Lawrence Kleina. Projekt LINK je mezinárodní síť více než šedesáti národních a nadnárodních ekonomicko-výzkumných institucí a organizací. Činnost konsorcia je koordinována společně Oddělením OSN pro hospodářské a sociální otázky

(DESA) a výzkumným centrem Projektu LINK na univerzitě v Torontu. Konsorcium poskytuje globální, regionální a národní ekonomické prognózy a hodnocení hospodářských politik, které jsou založeny na integrovaném globálním ekonometrickém modelu, s cílem zlepšit provádění makroekonomických politik v jednotlivých zemích. Slouží rovněž jako zdroj pomoci při rozvoji schopností ekonomické prognózy a analýzy v rozvojových zemích. Systém se rozrostl z původních jedenácti výzkumníků a sedmy modelů v roce 1960, na 250 účastníků z šedesáti zemí, 79 modelů nyní poskytuje komplexní pokrytí světové ekonomiky (DPAD et al., 2002). V Projektu LINK svět představuje uzavřený systém přibližně 20 000 rovnic (Bodkin, 1988). Mimo to v rámci OSN funguje ještě WEFM – World Economy Forecasting Model, který se používá na národní úrovni pro tvorbu celosvětově konzistentních krátkodobých projekcí. A GPM – Global Policy Model, což je nástroj pro zkoumání politických scénářů a jejich dopadu na světovou ekonomiku.

4.6 Lucasova kritika

Lucasova kritika vychází především z ekonometrické praxe 60. let, kdy většina makroekonometrických modelů byla odhadnuta na základě pozorovaných vztahů, v rámci historických dat. Phillipsova křivka je typickým a asi nejznámějším příkladem modelování této doby (Phillips, 1958). Tvzení, že lze dlouhodobě udržet nízkou míru nezaměstnanosti, za předpokladu zvyšující se míry inflace, zpochybnil Milton Friedman (1968) a Edmund Phelps (1968). Jejich kritika je založena na mechanismu adaptivních očekávání a vyplývá z ní, že Phillipsova substitute je iluzorní, možná pouze v případě neočekávaného zvyšování inflace (případ 60. let). Friedmanovi a Phelpsovi závěry potvrdila stagflace 70. let.

Robert Lucas (1976) argumentoval tím, že selhání Phillipsovi křivky v 70. letech je pouze jedním z mnoha příkladů, které ukazují na obecné problémy empirických předpovědních modelů. Poukázal na to, že napozorované makroekonomické závislosti podle nichž jsou modely odvozeny, se mění v souvislosti s typem prováděné politiky. Předpovědi založené na minulých korelacích jsou potom chybné. Problém nastává kdykoliv, chování soukromých agentů závisí do jisté míry na prováděné vládní politice a tato závislost není

brána v úvahu.¹¹ Proto keynesiánské modely mohou být užitečné pro předvídání budoucích stavů ekonomiky za podmínky neměnné vládní politiky, jsou ovšem fatálně chybné pro analýzu ekonomických dopadů plynoucích ze změny této politiky (Tesfatsion, 2010). Nejsou schopny poskytnout spolehlivé vodítko při formulaci měnové, fiskální a jiných druhů politik, pro jejich nedostatečné teoretické a ekonometrické základy (Lucas a Sargent, 1978). Lucas a Sargent (1978) zároveň nevěří, že menší či větší úpravy těchto modelů povedou k signifikantnímu zlepšení jejich vypovídacích schopností. V kontextu Phillipsovi křivky to znamená, že vztah mezi inflací a nezaměstnaností pozorovaný v ekonomice s obvykle nízkou mírou inflace, by se lišil od vztahu pozorovaného v ekonomice s vysokou mírou inflace (Blanchard, 2000). Parametry empirických modelů nebyly dosti hluboké (strukturální). Odhadnutá funkční forma ekonometrického modelu je hluboká (strukturální), jestliže je nezávislá na očekávaných nebo vnímaných změnách provádění vládní politiky – Lucasova kritika je postavena na racionálních očekáváním agentů (Tesfatsion, 2010). Aby bylo dosaženo takto kvalitního modelu, je třeba dostatečně silných mikroekonomických základů (fundací), jež jsou ve vztahu k prováděné vládní politice invariantní (Lucas, 1976).

Základní argument hovořící proti diskreční politice vlády je ten, že může destabilizovat strukturu ekonomiky. Pouze v případě, že změny vládní politiky budou plně prodiskutovány a pochopeny, mohou být následné změny struktury ekonomiky ekonometricky předvídatelné. Pokud soukromé subjekty nemají stabilní základ pro predikci vládního chování, jejich očekávání budou pravděpodobně nestabilní a dopad vládního chování na jednání soukromých subjektů by se pak jen stěží dal předvídat. Vztah mezi vládou a individuálními agenty nelze chápat jako Stackelbergovu asymetrickou hru jednoho aktivního vůdce a skupiny pasivních následovníků (Tesfatsion, 2010).

¹¹ V ekonomii se za agenta považuje, osoba, společnost (firma), nebo organizace, jež ovlivňuje ekonomiku prostřednictvím výroby, prodeje nebo koupě (Cambridge Dictionaries Online).

4.7 CGE (Computable General Equilibrium) modely¹²

Obecně se uvádí, že CGE modely vznikly na začátku 70. let, když Adelman a Robinson (1978) sestavili model pro jihokorejskou ekonomiku. Tento model a všechny jeho reformulace, poté daly vzniknout mnoha typům CGE modelů založených na principu Arrow-Debreuovy všeobecné rovnováhy a na mikroekonomické teorii. Avšak jejich skutečné kořeny sahají až do 30. let k Wassily Leontiefovi, který se pokusil sestavit účetní input-output tabulku pro americkou ekonomiku (Mitra-Kahn, 2008). Leontief vytvořil účetní systém, který zahrnoval „*všechna odvětví průmyslu, zemědělství a dopravy [a] také jednotlivé rozpočty všech soukromých osob*“ (Leontief, 1951, s. 11). Jeho postup byl podobný tomu, který použil F. Quesnay ve Francii 18. století (Mitra-Kahn, 2008).

Quesnayho Ekonomická tabulka (Tableau Economique - 1758) byla významným metodologickým přínosem, protože poprvé ukázala ekonomiku jako proces reprodukce – jako neustále se opakující kruhový tok zboží a peněz. Implikuje představu, že společnost a její ekonomika jsou v permanentním a přirozeném koloběhu, který udržuje sám sebe a zajišťuje tak rovnováhu a harmonii podobnou té, jakou lze nalézt v přírodě. Byla vlastně svého druhu prvním ekonomickým modelem, i když značně zjednodušeným a velmi agregovaným, který popisoval vazby mezi sektory ekonomiky a mezi hlavními společensko-ekonomickými třídami lidí. Quesnay svou tabulku prezentoval jako numerický příklad prosté reprodukce (kdy nedochází k ekonomickému růstu), (Holman et al., 2005a).

Výpočetní model obecné rovnováhy (CGE), může být charakterizován jako integrovaný systém nelineárních simultánních rovnic odvozených z mikroekonomické teorie optimalizace chování všech aktérů ekonomiky (tj. spotřebitelů, výrobců, vlády, atd.), které se snaží zachytit všechny transakce, jež se mezi těmito aktéry uskutečňují a přináší tak rovnovážné numerické řešení. Modely obecné rovnováhy jsou v porovnání s jinými modely založené na silném teoretickém rámci, do kterého jsou vsazena reálná data (Křístková, 2009).

¹² Někdy označované také jako AGE modely, Applied General Equilibrium Models. CGE modely jsou právě příkladem neekonometrických makroekonomických modelů. Zjednodušeně je možné říci, že nejsou založeny na odhadu strukturálních parametrů, nýbrž na optimalizaci účelové funkce. V práci je tento druh modelů zmíněn proto, že se jedná o poměrně dosti využívaný nástroj makroekonomické analýzy, především tedy v oblasti mimofinanční, jak je nicméně dále v textu uvedeno.

CGE modely jsou významné z hlediska multisektorového modelování a představují užitečné nástroje pro ekonomické plánování na národní i regionální úrovni (Křístková, 2009). Obsahují vždy větší počet proměnných než rovnic, některé z proměnných jsou tedy exogenní, určené mimo model.

Neoklasické CGE modely jsou založeny na racionálním chování ekonomických agentů. K jejich vzniku přispěl především pokrok v rámci WJ a WL modelů (Valadkhani, 2004). Hlavním cílem CGE modelů je provádět politické analýzy ekonomických zdrojů, mezinárodního obchodu, efektivnosti jednotlivých odvětví výroby a rozdělování příjmů (Capros, Karadeloglou a Mentzas, 1990). Jsou rovněž použitelné pro analýzu daňové reformy nebo globálního oteplování (Mitra-Kahn, 2008). To vše se zohledněním vzájemných transakcí mezi všemi sektory ekonomiky (Rutherford a Paltsev, 1999).

Většina CGE modelů je komparativně statických. To znamená, že generují hodnoty endogenních proměnných pouze pro počáteční a konečnou rovnováhu. Tedy analyzují stav ekonomiky před a po provedení politického opatření, ovšem neposkytují informace o přizpůsobovacím procesu. Tento problém se snaží řešit současné CGE modely zakomponováním dynamické složky (Valadkhani, 2004).

S komparativní statikou v rámci CGE přišel jako první Leif Johansen a stal se tak otcem počítatelných modelů všeobecné rovnováhy (Mitra-Kahn, 2008).

CGE model se skládá mimo rovnic, jež popisují proměnné modelu, také z poměrně podrobné databáze. Databáze, reprezentovaná buď input-output tabulkou nebo SAM maticí (Social Accounting Matrix), zahrnuje veškerá ekonomická data na úrovni státu. Matice SAM představuje konzistentní účetní rámec, který za pomoci ekonomické teorie uvede do pohybu s využitím rovnic chování, které odhadují směr a intenzitu působení šoků v systému, jako například odstranění cel nebo subvencí (Taylor a von Arnim, 2007).

Modely tohoto typu jsou použitelné pro modelování ekonomik zemí, jejichž zdroje ekonomických dat ve formě časových řad jsou omezené nebo nejsou relevantní (např. pro poruchy způsobené změnou politického režimu). Proto CGE modely nacházejí uplatnění při analýze rozvíjejících se zemí.

4.8 DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) modely

Částečně v reakci na Lucasovu kritiku začínají klasičtí RBC ekonomové 80. a 90. let budovat mikroekonomicky fundované modely založené na racionální volbě, ve vztahu k cenám zboží a strategiím ostatních agentů, a to jak v současném, tak budoucím období (Abel, Bernanke a Croushore, 2008). Tyto modely se označují zkratkou DSGE¹³, v překladu dynamické stochastické modely všeobecné rovnováhy. Ve vztahu k Lucasovým požadavkům na makroekonomické modely Woodford (2009, s. 5) konstatuje: „*Najednou, Walrasův model konkurenční rovnováhy byl jediným druhem modelu s těmito prvky, kterému bylo dobře rozumět [...]*“. Stejně jako ostatní modely všeobecné rovnováhy, DSGE modely jsou zaměřeny na popis chování ekonomiky jako celku, na základě analýzy vzájemného působení mnoha mikroekonomických rozhodovacích procesů. Konstrukce DSGE modelů začíná specifikací množiny agentů (domácnosti, firmy, ale i vláda, či centrální banka), tj. nadefinování preferencí – co agenti chtějí, technologie – co jsou agenti schopni vyprodukovat a institucionálního rámce – způsob jakým agenti jednají. V rámci DSGE modelů jsou agenti často bráni jako identičtí (reprezentativní domácnost, firma), což zjednodušuje výpočetní náročnost modelu a umožňuje provádět v průměru správné předpovědi. Výjimkou ovšem nejsou ani modely, které dávají větší důraz na realitu a berou v úvahu různorodé (heterogenní) agenty nebo různé typy adaptivních očekávání. DSGE abstrahují od sektorových detailů, z čehož vyplývá i menší počet rovnic, či proměnných oproti large-scale modelům. Čeho se DSGE vzdaly v rámci odvětvové podrobnosti, to se na druhou stranu pokusily získat ve své větší logické konzistenci. Nyní je všeobecně přijímáno, že makroekonomická analýza by měla pracovat s takovými modely, jež mají konzistentní základy mezičasové všeobecné rovnováhy, tzn. umožňují jak analýzu krátkodobých fluktuací, tak analýzu dlouhodobého růstu – takovými modely DSGE jsou (Woodford, 2009).

V rámci DSGE modelování se v průběhu času vyčlenily dva hlavní proudy, jeden jde v duchu zakladatelů tohoto typu modelu Kydlanda a Prescottta (1982) – Real Business Cycle (RBC) teorie – a staví na neoklasické teorii růstu, za předpokladu flexibilních cen,

¹³ V odborné literatuře lze tyto modely stejně tak najít pod označení SDGE, či DGE.

s cílem objasnit vliv reálných ekonomických šoků na průběh hospodářského cyklu. Zatímco klasičtí ekonomové přijali Lucasovu kritiku de facto okamžitě, keynesiánci dlouho pochybovali o možnosti nalézt mikroekonomické fundace k makroekonomickému modelu. Proto svou pozornost obrátili skoro výhradně k large-scale modelům, založeným na agregátních poptávkových a nabídkových křivkách (Abel, Bernanke a Croushore, 2008). S DSGE modelováním v keynesiánském konceptu přišli jako první Rotemberg a Woodford (1997). New Keynesian DSGE modely mají podobou konstrukci jako RBC modely, ovšem předpokládají, že ceny jsou stanoveny na monopolistickém konkurenčním trhu a nelze je okamžitě a bez nákladů upravit. Keynesiánci vkládají větší důvěru do rukou vlády a věří, že právě vláda může svými opatřeními zlepšit blahobyt země, zatímco klasičtí ekonomové spatřují vládní pokusy o stabilizaci hospodářského cyklu za kontraproduktivní (Abel, Bernanke a Croushore, 2008). V současné době, tak jak dochází k vývoji DSGE modelů a jejich co největšímu přizpůsobování realitě, jsou často v rámci jednoho modelu používány jak teorie klasické, tak keynesiánské.

DSGE modely jsou v současné době kritizovány pro jejich neschopnost předpovědět finanční krizi. Mnoho autorů napadá předpoklady, na kterých stojí tyto modely, včetně efektivních finančních trhů a racionálních očekávání, jelikož je považuje za příliš zjednodušující. Stejně tak je kritizován koncept identických agentů. DSGE modely přijímají tradiční názor, že existuje nějaký ideální stav rovnováhy, ke kterému směřují všechny ceny v ekonomice. Že je to často pravda, je asi důvod, proč si DSGE modely vedou dobře v ekonomikách s běžným (tradičním) průběhem (amplitudou) hospodářského cyklu. Naproti tomu v době krize si vedou špatně, jelikož jejich dynamicko stochastický element zahrnuje pouze menší výkyvy kolem rovnovážného stavu, nicméně při „havárii“ rovnováha neexistuje. Jelikož jsou DSGE modely používány ve většině centrálních bank, jejich selhání má vážné dopady na ekonomiku. Jako alternativa jsou nabízeny ACE modely, jejichž intenzivnější rozvoj je otázkou cca posledních deseti let a jenž odstraňují některé nevýhody DSGE (The Economist, 2010).

4.9 ACE (Agent-Based Computational Economics) modely¹⁴

ACE je výpočetní studium ekonomiky, v kterém je ekonomika modelována jako vyvíjející se systém autonomních, vzájemně se ovlivňujících agentů. Decentralizovaná tržní ekonomika se skládá z velkého počtu ekonomických agentů, kteří jsou ve vzájemné kontinuální interakci, z které se zároveň učí (Tesfatsion, 2003).

ACE je způsob myšlení, spíše než technologie. Myšlení, jež se skládá z popisu systému z hlediska jeho dílčích částí (Bonabeau, 2002).

Agent-based modelování nepředpokládá, že ekonomika může dosáhnout ustálené rovnováhy. Ekonomika není ovlivňována (řízena) způsobem top-down (shora dolů), jako je tomu u DSGE modelů. ACE modely nepracují s předpokladem reprezentativního agenta – stejní obchodníci, firmy nebo domácnosti, jejichž individuální chování odráží chování ekonomiky jako celku, ale využívají bottom-up (zdola nahoru) přístupu k popisu zvláštních pravidel chování každého agenta (The Economist, 2010).

Chování agentů se může utvářet přímo v modelu, prostřednictvím jejich vzájemných interakcí, kdežto u konvenčních modelů (CGE, DSGE) probíhají interakce pouze nepřímo v rámci procesu stanovení cen. Proto lze pomocí ACE modelů popsat napodobené chování, časté u investorů pohybujících se na finančních trzích – tvorba spekulacních bublin. Neboť agenti se mohou poučit ze zkušenosti nebo měnit své strategie podle většinového názoru – investiční optimismus či pesimismus (The Economist, 2010).

Agent-based modely nepracují s předpokladem efektivních trhů nebo všeobecné rovnováhy. Trhy v ACE modelech jsou spíše jako divoká řeka, nebo systém počasí, tzn. podléhají „neustálým bouřím a nerovnováhám“ všech velikostí. Velké výkyvy a dokonce i poruchy jsou nedílnou součástí těchto modelů. To je dáno tím, že ACE modely obsahují zpětnovazební mechanismus, jenž může zesílit malé nežádoucí vlivy, řečeno v

¹⁴ Rovněž označované jako ABM – Agent Based Models. V tomto případě opět nejde o ekonometrické modelování, spíše lze tento analytický směr zařadit do oblasti computer science, především tedy do ekonomického programování. Jedná se poměrně o nový neortodoxní přístup pronikající do oblasti sociálních věd.

matematických termínech, jsou nelineární, tj. účinek nemusí být v přímém poměru k příčině (The Economist, 2010).

Tvůrce modelu, „modelář“, stanoví počáteční stav ekonomiky specifikací původních vlastností (znaků) agentů – typové vlastnosti, vnitřní normy chování, individuální způsob chování zahrnující způsoby komunikace a učení a soubor informací o sobě samém a o ostatních agentech. Ekonomika se poté v rámci modelu a v průběhu času vyvíjí bez dalších zásahů modeláře. Všechny události, které následně vznikají, musí vyplynout z historické časové řady interakcí agentů (Tesfatsion, 2003).

Rostoucí počet empirických důkazů nasvědčuje tomu, že jednoduché individuální chování může vytvářet složité makro zákonitosti (Tesfatsion, 2003).

Výhody ACE oproti jiným modelovacím technikám je možné vymezit ve třech oblastech: (I) ACE zachycuje jevy, které se neustále vyvíjejí (tzv. emergentní jevy); (II) ACE poskytuje přirozený popis systému; (III) ACE je flexibilní. Emergentní jevy jsou výsledkem vzájemných interakcí jednotlivých agentů, ovšem jejich vlastnosti mohou být odlišné. Tak jako se dopravní zácpa, která je výsledkem chování a interakcí mezi jednotlivými řidiči, pohybuje v opačném směru, než auta která ji zapříčinily. Pomocí jednoduché agent-based simulace, v rámci které je každá osoba modelována jako nezávislý (autonomní) agent, jež následuje svá rozhodnutí, lze vlastně predikovat neustále se vyvíjející kolektivní chování. Nicméně právě vlastnosti emergentních jevů je činí obtížně pochopitelné a predikovatelné (Bonabeau, 2002).

Sporným faktem ACE modelů je jejich odolnost vůči Lucasově kritice. Jelikož ACE modely staví na strategiích jednotlivých agentů, na místo preferencí, je otázkou, zda ony strategie zůstanou neměnné i v situaci změny prováděné politiky. Neboli zda jsou tyto modely dostatečně strukturální.

Ve skutečnosti, ekonomové zajímající se o ACE modelování budou nuceni získat základní znalosti programování a statistických metod, spolu s dobrými znalostmi modelovaného prostředí (Tesfatsion, 2003).

„Vzhledem k zvyšujícímu se zájmu o ACE modelování napříč společenskými vědami, možná není příliš bláhové představit si dobu, kdy schopnosti kreativního programování budou nezbytnou součástí výbavy každého ekonoma.“ (Teshatsion, 2003, s. 23).

4.10 Makroekonomické modelování v České národní bance – jádrový model „g3“

Centrální banky celosvětově zaujímají klíčovou pozici v tvorbě makroekonomických modelů a v jejich používání pro účely hospodářské politiky. V České republice je tento stav umocněn faktem, že opuštění fixního kurzu v roce 1997 a následný přechod k cílování inflace, si doslova vynutily vznik rigorózních nástrojů pro analýzu malé otevřené ekonomiky s plovoucím měnovým kurzem a pro provádění vpřed hledící měnové politiky (Frait a Komárek, 2002).

Pravidelná predikce základních makroekonomických veličin představuje hlavní výstup predikčního a analytického systému každé centrální banky. Cílem této predikce je poskytnout jednotnou představu o výchozím stavu, v němž se ekonomika nachází, a naznačit její pravděpodobný vývoj ve střednědobém horizontu inflačních cílů. Kvůli nejistotě o směru budoucího vývoje je nedílnou součástí predikce i ohodnocení míry této nejistoty (Beneš, Vávra a Vlček, 2002).

Predikční a analytický systém pro podporu měnové politiky (v ČNB pod označením FPAS – Forecasting and Policy Analysis System) se musí skládat z celé řady více či méně formálních nástrojů, které jsou sice izolované, nicméně musejí „umět“ spolu komunikovat – ať už pravidelně (při vytváření predikce), nebo v příležitostných analýzách. Vzhledem k tomu, že měnová politika se musí explicitně pohybovat ve střednědobém rámci inflačních cílů, měl by v centru systému stát jeden „jádrový“ čtvrtletní predikční model (v současnosti g3, dříve QPM), který by při rozumné míře detailnosti popisoval základní prvky transmisního mechanismu a zprostředkoval tak formální podobu jednotného myšlenkového rámce, v němž probíhají měnově politické úvahy. Kolem něho by měly být uspořádány „satelitní“ nástroje, z nichž každý hraje při tvorbě predikce poměrně přesně definovanou roli. Celý systém by měl být navíc dostatečně flexibilní na to, aby byl schopen

zpracovat dodatečné expertní informace, které se vymykají formálnímu zpracování (Beneš, Vávra a Vlček, 2002).

Strukturální model g3 je v ČNB používán od ledna roku 2007, nejprve sloužil pro provádění stínových prognóz a od července 2008 funguje jako jádrový model. Jedná se o model všeobecné rovnováhy malé otevřené ekonomiky (tzv. SOE model). Typově jde o model hospodářského cyklu – DSGE, který je používán pro prognózování a politickou analýzu (Andrle, Hlédik, Kameník a Vlček, 2009). Výhodou DSGE modelů je, že nefungují jako tzv. „black box“, naopak „poskytují příběh“ (Singer, 2010). Důležitou součástí g3 modelu jsou rovněž dopředu hledící (racionálně očekávající) agenti. Modelová dynamika je výsledkem interakcí domácností, firem v jednotlivých odvětvích, fiskální a monetární autority, a jejich protějšků ze zbytku světa. Monetární politika je součástí ekonomiky a je zpracovaná do očekávání spotřebitelů a firem. Z teoretického úhlu pohledu model navazuje na novou keynesiánskou (New-Keynesian) tradici, z čehož vyplývá důraz na nominální strnulosti (frikce) v ekonomice, jež obohacuje dynamikou reálného ekonomického cyklu. K zachycení důležitých vlastností rozvíjející se ekonomiky přispívá víceodvětvový charakter modelu, jehož nedílnou součástí je i permanentní sledování hospodářských šoků (Andrle, Hlédik, Kameník a Vlček, 2009).

Strukturu g3 modelu, graficky zachycenou pomocí Schématu 1 umístěného v Příloze 4, je možné shrnout v několika bodech utříděných podle jednotlivých agentů (Singer, 2010):

Výrobní sektor:

- Užitím práce a kapitálových statků je vytvářen meziprodukt.
- Kombinací meziprojektu a dovezených statků vznikají spotřební statky.
- Meziprodukt a dovážené statky vstupují rovněž do vývozního zboží.
- Ceny finálních statků (C, I, G) jsou strnulé.
- Ceny dovozců jsou rigidní v domácí měně, ceny vývozců v zahraniční.

Domácnosti:

- Spotřebovávají finální statky, nabízejí svoji práci.
- Nominální mzdové kontrakty jsou strnulé.

Měnová autorita:

- Režim cílování inflace – ČNB cíluje měnově politickou inflaci (celková inflace minus primární dopady změn nepřímých daní, více viz Příloha 5).
- Monetární politika je zcela kredibilní a transparentní.

Centrální fiskální autorita:

- Vybírá daně z příjmů, spotřeby, nakupuje zboží, alokuje transfery.
- Může emitovat vládní dluhopisy denominované v domácí měně.
- Solventnost je zajišťována úpravou transferů.

ČNB spoléhá na řadu modelů, jež jsou zkonstruovány pro konkrétní účely, a které poskytují výsledky v rámci různě dlouhých časových horizontů. Pro střednědobé prognózování a politickou analýzu byl vyvinut model, který je více strukturální. V krátkodobém horizontu prognózy, ČNB spoléhá hlavně na ekonometrické modely a expertní posudky. Prognostický proces je soustředěn kolem jádrového modelu. Především jádrovým modelem ČNB byl „Čtvrtletní projekční model“ (QPM), redukovaná forma „New Keynesian“ gapového modelu s některými ad hoc prvky. QPM byl používán od poloviny roku 2002 k podpoře režimu cílování inflace (Andrle, Hlédik, Kameník a Vlček, 2009).

5. TRANSFORMACE ČESKÉ EKONOMIKY¹⁵

5.1 Charakteristika centrálně plánované ekonomiky

„Skutečnou podstatou centrálně plánovaných ekonomik byla neexistence trhů a z toho vyplývající neexistence cen – tedy skutečných cen, které by plnily své informační, alokační a motivační funkce. Místo tržních cen existovaly jen úřední ceny, arbitrárně stanovené státní byrokracií – ceny, které neodrážely nic, co by mohlo být jakýmkoli vodítkem pro efektivní hospodaření na podnikové úrovni, a dokonce ani pro efektivní plánování na centrální úrovni.“ (Holman, 2000b, s. 11).

Centralizace ekonomického rozhodování neumožňovala podnikům samostatně rozhodovat o produkci a odbytu, navíc zabraňovala tržním silám stanovit optimální úroveň nabídky a poptávky. Ceny, mzdy a úrokové míry byly arbitrárně tvořeny centrem a neodrážely ani strukturu spotřebitelských preferencí ani vzácnost ekonomických zdrojů, docházelo tak nutně k neefektivní alokaci zdrojů (Holman, 2000b). Celý cenový systém byl dále pokřiven daněmi, které byly prakticky individuální, Klaus (1991) uvádí, že existovalo přibližně 1500 různých sazeb daně z obratu, a subvencemi (Žídek, 2006).

Podnikání bylo zákonem zakázáno. Manažeři socialistických podniků neměli příliš prostoru pro strategické investiční rozhodování ani pro hledání nových trhů – manažerské schopnosti vedoucích pracovníků tak postupně zakrněly (Holman, 2000b). Hlavním úkolem centra ve vztahu k podnikům bylo plánování hmotných ukazatelů, zejména objemu produkce. Finanční prostředky poté již jen bezhlavě proudily do podniků, buď ve formě dotací nebo vládou schválených úvěrů, motivace podniků k maximalizaci zisku tak byla minimální. Podniky měly na úvěry nárok, investice byly řízeny centrálně, bankovní úředníci tudíž ani nezjišťovali bonitu a kredibilitu dlužníka (Žídek, 2006). Již z výše uvedeného jasně vyplývá, že československá ekonomika v průběhu času začala značně pokulhávat v oblasti technologického pokroku a kvality produkce, ve srovnání s vyspělými západními státy.

¹⁵ Za transformační období je v této práci považován vývoj české ekonomiky mezi lety 1989 a 2004. Tedy od revoluce a vzniku československé tržně orientované ekonomiky až po vstup ČR do EU.

Významným pozitivem centrálně plánovaných ekonomik obecně je jejich makroekonomická stabilita (Žídek, 2006). Socialistické ekonomiky sice prožívaly dlouhá období ekonomického růstu, ale ten byl do značné míry extenzivním růstem, založeným na vysoké míře kapitálových investic a na rostoucí exploataci přírodních zdrojů (zejména dále zmíněná preference těžkého průmyslu). Neexistovala žádná nezaměstnanost, žádná volná výrobní kapacita, vyrábělo se „nadoraz“. Hlavní starostí podniků nebylo „jak a kde prodat“, ale „jak a kde dostat“. Lze říci, že socialistická ekonomika byla permanentně přehřátá – v tržním prostředí by takové přehřátí muselo vést k inflaci, v socialistických ekonomikách vyústilo v reálný nedostatek, objevil se jev potlačené inflace¹⁶ (Holman, 2000b). Makroekonomické nerovnováhy přinesly do socialistických ekonomik až tržní reformy, uskutečňované zejména v Maďarsku a Polsku, v ČSSR o poznání méně – z onoho vyplývá i rozdílný porevoluční vývoj jednotlivých socialistických ekonomik.¹⁷ Jak uvádí Holman (2000b, s. 18), „Československo ještě na konci osmdesátých let prakticky neznalo inflaci ani měnový převis a mělo vyrovnaný jak státní rozpočet tak platební bilanci“.

Ekonomická struktura československého hospodářství byla jednoznačně nakloněna rozvoji průmyslu (zejména těžký a vojenský), za souběžného zanedbávání a potlačení sektoru služeb, který byl marxistickými ekonomy vnímán jako neproduktivní (Žídek, 2006). Holman (2000b) uvádí podíl průmyslu na HDP v roce 1990 48,7 %, stavebnictví 5,2 %, zemědělství 8,6 % a služeb 37,5 %. Tržní struktura ekonomiky byla značně monopolní, většina podniků byla ve vlastnictví státu. Tošovský (2000) píše, že v 80. letech bylo 87 % národního důchodu vytvořeno ve státních podnicích, 10 % v družstvech a jen 2 % v soukromém sektoru. V soukromém sektoru v roce 1989 pracovalo pouze 1,2 % pracovní síly (Žídek, 2006).

Československo bylo spolu s Německou demokratickou republikou nejvyspělejší součástí socialistického bloku (Tříška, 1999). Žídek (2006) upozorňuje, že tato vyspělost byla

¹⁶ Jak vysvětluje Holman (2000b, s. 17-18), „*potlačená inflace se od otevřené inflace tržních ekonomik odlišovala právě tím, že byla doprovázena tržními nerovnováhami. K jejich odstranění by bylo bývalo nutné uvolnit ceny, což by pochopitelně proměnilo potlačenou inflaci v inflaci otevřenou. Hromadění peněžní kupní síly, nekryté zbožím, v rukou podniků i obyvatelstva, vytvářelo měnový převis, který hrozil přeměnit se v inflaci, jakmile by stát opustil regulaci cen*“.

¹⁷ Tržní reformy byly zaměřeny především na delegování rozhodovacích pravomocí na podniky (tržní socialismus), či dokonce na zaměstnance (samosprávný socialismus). Nutno poznamenat, že provedené reformy byly spíše k tíži porevolučnímu vývoji ekonomiky. Z uvedeného i vyplývá, že k přechodu na tržní systém je potřeba ekonomiku transformovat, nikoli pouze reformovat (transformace je tedy širší pojem a týká se změny systému jako celku, ne pouze jeho dílčích částí).

pouze relativní ve vztahu k ještě více zaostalým zemím komunistického bloku – ekonomická úroveň Československa (měřeno v HDP na osobu) byla na počátku 50. let plně srovnatelná s ekonomickou úrovní poválečného Rakouska. Po čtyřiceti letech komunistické nadvlády byl HDP na osobu v Rakousku pět krát vyšší než ČSSR. Židek (2006) ovšem rovněž dodává, že i přesto se Československo na konci 80. let stále řadilo mezi středně vyspělé země, dle statistik OSN (UNDP, 1992) byla země v roce 1990 na 43. místě na světě (HDP na osobu dle směnného kurzu).

1. dubna 1950 byla založena Státní banka československá (SBČS), která svou činnost zahájila o tři měsíce později. Její vznik byl vyústěním snah komunistických funkcionářů o vybudování „centrální banky nového typu“ podle socialistického vzoru (Revenda, 2011). Tato banka se brzy neslavně dostala do povědomí veřejnosti ve spojení s peněžní reformou, provedenou k 1. červnu 1953. Cílem této reformy bylo umožnit přechod ekonomiky na zcela nový socialistický systém. Ve spojení s výsledkem provedené reformy, Revenda (2011, s. 446) hovoří o „*loupeži století*“, neboť jejím důsledkem bylo vysoké znehodnocení úspor veřejnosti. Založení SBČS a centralizace vedly k vytvoření jednostupňového bankovního systému, přičemž centralizace vyvrcholila rokem 1958, kdy Státní banka československá převzala financování a úvěrování investiční výstavby. Jak dále zmiňuje Revenda (2011), celé období od roku 1950 až do konce roku 1989 lze považovat za období tzv. „monobanky“, s tím že měnová politika byla řízena plány (měnový plán se skládal z plánu úvěrového, pokladního a devizového). Mimo to, centrální banka v období centrálně řízené ekonomiky podléhala plně vládě.

5.2 Zvolená cesta transformace

Česká republika zvolila pro svou cestu transformace liberální přístup – šokovou terapii. Východiskem liberální přístupu bylo provedení několika základních systémových změn (vytvoření tržních podnětů), na které budou lidé samovolně reagovat: tvrdě pracovat, podnikat, hledat nové trhy, zvyšovat kvalitu služeb. K takovým systémovým změnám patří

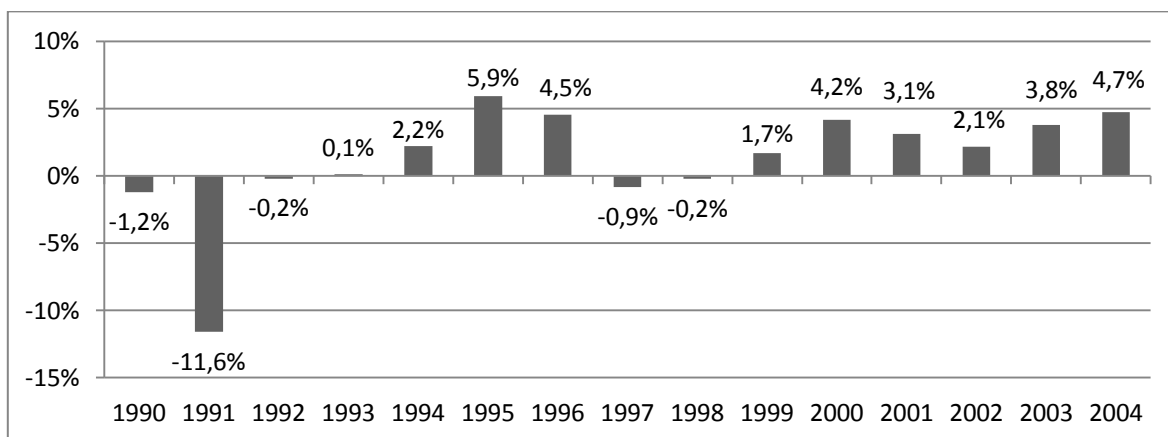
zejména liberalizace trhů a privatizace. Vznik tržních podnětů je předpokladem pro následný vývoj tržních institucí (Holman, 2000b).¹⁸

Zastánci šokové terapie obecně předpokládali rychlé provedení základních reforem, doprovázené stabilizačními opatřeními hospodářské politiky, za souběžného úspupu státu z ekonomiky (Žídek, 2006). Vláda jistě chtěla rovněž využít svého politického kapitálu, jak Balcerowicz pregnančně označil morální stav veřejnosti těsně po revoluci, který byl značně nakloněn prováděným reformám.

Žídek (2006) upozorňuje, že některé změny je možné provést poměrně rychle – cenová liberalizace, liberalizace zahraničního obchodu, uvolnění možnosti zakládat nové podniky, odstranění subvencí, vznik kapitálových a finančních trhů, nebo legislativní zrovnoprávnění všech forem vlastnictví. Ovšem vybudování nového právního řádu nebo změna soudního systému (tj. vynutitelnost práva) a také změna neformálních institucí (např. změna morálního stavu společnosti) jsou úkoly o poznání složitější a dlouhodobější. Nicméně jak také Žídek (2006. s. 28) dodává, „[...] pro úspěšné dosažení cílů transformace také nejdůležitější“.

5.3 Výkonnost a konkurenceschopnost české ekonomiky

Graf 1 – Meziroční tempa růstu reálného HDP mezi roky 1990-2004



Zdroj: ČSÚ (data od roku 1996); ŽÍDEK, L. *Transformace české ekonomiky: 1989-2004*, 2006 (data pro roky 1990-1995). Vlastní zpracování.

¹⁸ Mimo to existoval ještě tzv. gradualistický (institucionální) přístup, který se od „šokové terapie“ odlišoval v náhledu na rychlost transformačního procesu, jak už vypovídá sám název. Zastánci gradualistického přístupu byli zejména sociálně-demokratičtí ekonomové a politiky, kdežto šokový přístup byl obhajován především vládními ekonomy, především Klausem.

Z Grafu 1 je zřejmý cyklický vývoj ekonomiky po roce 1990. V první fázi transformace došlo k hospodářskému poklesu, který trval do roku 1992. Následovala fáze oživení a silného hospodářského růstu, jež byla ukončena měnovou krizí (květen 1997) a následnou krizí celé ekonomiky. Po roce 1999 došlo k opětovné obnově hospodářství.

Transformační pokles se začal projevovat již v roce 1990 (ještě před spuštěním hlavních reforem) a jak uvádí Holman (2000b) měl jednoznačně poptávkový charakter. Vnější příčinou hospodářského poklesu byl rozpad společného socialistického trhu (RVHP), jež pro socialistické podniky představoval stabilní a spolehlivé odbytiště. Navíc odbytiště, které nebylo zdaleka tak náročné na kvalitu produktů, jako trhy kapitalistické. Podobně negativně zapůsobilo i sjednocení Německa, které se projevilo poklesem poptávky po československém zboží na bývalém východoněmeckém trhu (Jonáš, 1997). Pokles exportů a investic měl následně multiplikační dopad i na snížení spotřeby. Samotný nárůst spotřeby v roce 1990, jak dokumentuje Graf 2, byl spojen s předzásobením obyvatelstva, lze říci přímo s nákupní horečkou, související s očekáváním cenové liberalizace od počátku roku 1991 a s určitou mírou nejistoty ohledně budoucího vývoje¹⁹, což dokládá i výrazný pokles spotřeby v tomto roce (Židek, 2006). Vnitřní příčinou hospodářského poklesu byla sama transformace. Cenový skok v prvním roce transformace byl doprovázen mnohem menším vzestupem nominálních mezd, takže reálné mzdy značně klesly (vznikl tzv. mzdový polštář²⁰). Kromě toho náhlý přechod k restriktivní měnové politice, který podnikům zhoršil dostupnost úvěrů, přispěl k ostrému poklesu investiční poptávky. Jonáš (2000) zmiňuje, že kumulovaný pokles HDP dosáhl mezi lety 1990-1992 v ČR přibližně 15 %, což byl nejmenší pokles ze všech transformujících se zemí. Naproti tomu Holman (2000b) uvádí ve vztahu k hloubce transformačního poklesu, že se jednalo především o pokles produktu na potenciální úroveň, neboť socialistické ekonomiky byly permanentně přehřáté.

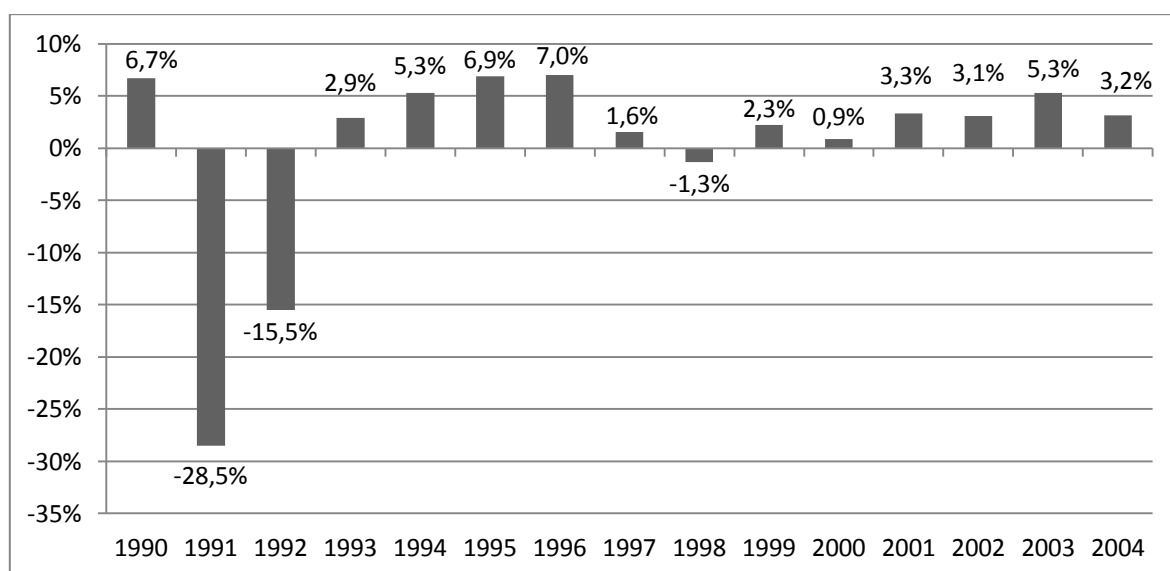
Transformační recese jistě souvisela i s počáteční nevyhovující strukturou ekonomiky – některé neefektivní a nevýdělečné podniky musely zákonitě ukončit svůj provoz. Měnící se struktura podnikatelských subjektů je zachycena v Tabulce 37, případně v Grafu 43 (oboje v Příloze 6), z kterých je zřejmý velký podíl soukromých podnikatelů v prvních letech

¹⁹ V roce 1992 byla významným faktorem poklesu spotřeby i nejistota ohledně dělení státu.

²⁰ Označení mzdový polštář pochází od Václava Klause a vyjadřuje situaci poklesu reálných mezd a z toho vyplývající zlepšení pozice domácích výrobců, umožňující jim snáze a rychleji překonat „šoky“ plynoucí z rozpadu socialistického trhu a transformačního poklesu poptávky. Mimo to vznikl ještě „kurzový transformační polštář“, o kterém bude více zmíněno v následujícím textu.

transformace, související především s provedenými legislativními změnami, liberalizací podnikatelského sektoru a především s chutí obyčejných lidí uplatnit svůj potenciál a kreativně se seberealizovat. Velký podíl malých soukromých podnikatelů v porevolučních letech také poukazuje na nedostatek kapitálu, potřebného pro založení větších obchodních společností. Na dostatek domácích úspor ve spojení s tvorbou hrubého kapitálu upozorňuje Graf 3. Na nabídkové straně trhu k transformačnímu poklesu přispělo omezení nebo úplné ukončení poskytování dotací ze státního rozpočtu, růst cen vstupů, které po liberalizaci stoupaly na světovou úroveň a devalvace koruny. K tomu se ještě připojila restriktivní monetární politika, jejímž cílem bylo zabránit vzniku nekontrolovatelnému růstu cen. Z počátku byla monetární politika prováděna prostřednictvím úvěrových kontingentů (limitů).

Graf 2 – Meziroční vývoj spotřeby domácností ve stálých cenách mezi lety 1990-2004

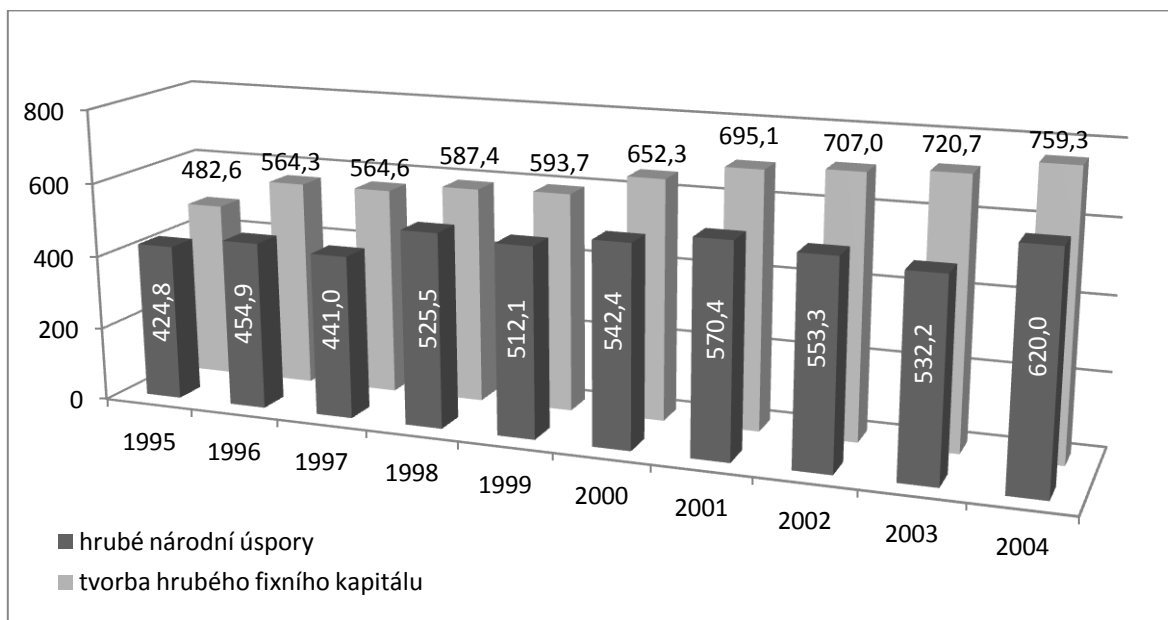


Zdroj: ARAD ČNB (data od roku 1997); JANÁČEK, K. „Podivné“ chování spotřeby v průběhu transformace, 1999 (data pro roky 1990-1996). Vlastní zpracování.

Od roku 1993 se v České republice zrychlil růst peněžní zásoby, což přispělo k obnovení hospodářského růstu v tomto roce a k hospodářské expanzi let 1993–1996. Základním růstovým faktorem byl především vzestup poptávky a v jejím rámci zejména investic. Příčin investičního boomeru bylo několik (Žídek, 2006) – projevovaly se transformační polštáře, bankovní sektor byl ochoten investice financovat a roli hrála i pozitivní očekávání ekonomických subjektů spojená s rychlým postupem reforem. Problematickou skutečností ovšem bylo, že investice nebyly plně pokryty domácími úsporami – viz Graf 3, a tudíž

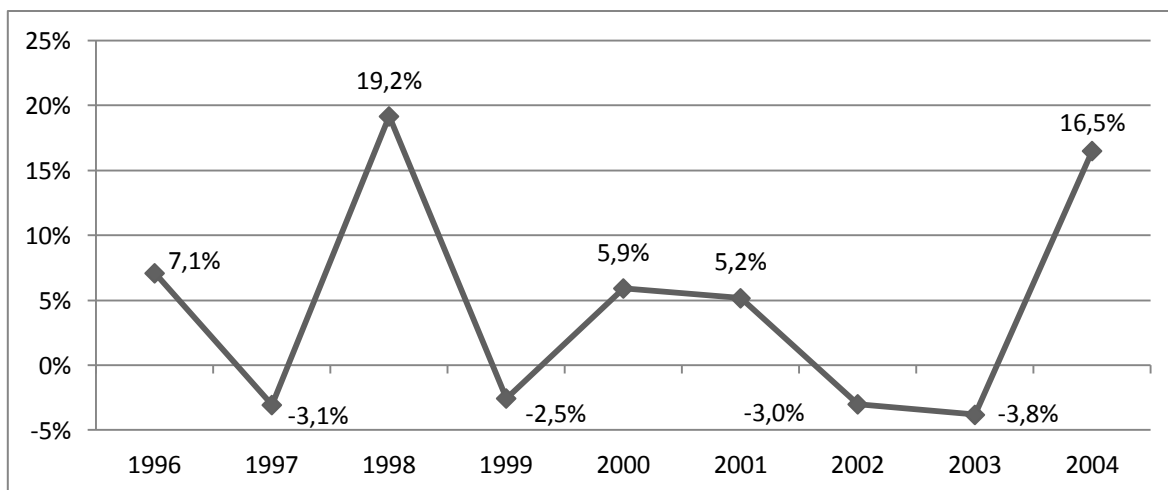
nerovnováha byla vyrovnána přílivem zahraničního kapitálu, jenž způsoboval schodek běžného účtu platební bilance. S nedostatečností domácího kapitálu souvisely i zvolené metody privatizace podniků – především privatizace kupónová.

Graf 3 – Hrubé národní úspory a tvorba hrubého fixního kapitálu (mld. Kč, běžné ceny)



Zdroj dat: Český statistický úřad. Vlastní zpracování.

Graf 4 – Meziroční vývoj tvorby hrubého fixního kapitálu v období let 1996 až 2004



Zdroj dat: Český statistický úřad. Vlastní zpracování.

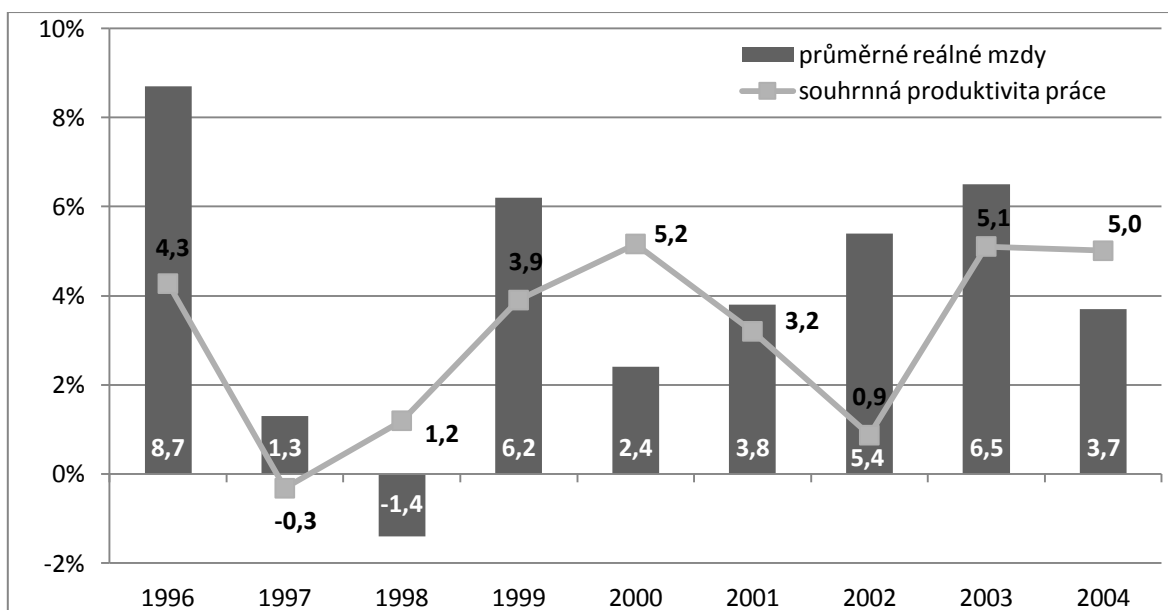
Mezi roky 1993-1996 dosahovala i spotřeba domácností velkých meziročních přírůstků. Domácnosti začaly nakupovat zboží dlouhodobé spotřeby (Janáček, 1999), rostla nabídka atraktivních importů, došlo k vzestupu bohatství domácností (jako důsledek růstu reálných mezd, příjmů z prodeje akcií po kupónové privatizaci a restitucí) a docházelo k zavádění

nových finančních produktů (spotřebitelské úvěry) (Žídek, 2006). V tomto období rovněž docházelo k poklesu vládních výdajů a růst importu převyšoval růst exportu, což vyplývá z výše zmíněného.

Za zmínku stojí, že v listopadu 1995 ratingová společnost Standard and Poor's přidělila České republice jako první postkomunistické zemi hodnocení A a že se v prosinci téhož roku stala ČR – také jako první – plnoprávným členem OECD (Klaus, 2000). Žídek (2006) píše, že se v některých případech ozývaly až euforické hlasy, které zemi pasovaly na středoevropského tygra.

V období let 1995 až 1997 rostla domácí poptávka (zejména spotřeba a investice) téměř dvakrát rychleji než HDP (Hájek, 1997). Agregátní poptávka tak nebyla kryta domácí nabídkou, a proto byla uspokojena ze zahraničí, což se negativně projevilo na deficitu obchodní bilance i bilance běžného účtu (Graf 10 v podkapitole o zahraničním obchodu). Deficit běžného účtu byl vyrovnán přílivem kapitálu. Ten se pak projevoval na inflačních tendencích, na importech i na oné celkové rostoucí domácí poptávce (Žídek, 2006). Negativní aspektem byl také rychlejší růst mezd, jenž převýšil růst produktivity práce. Centrální banka v důsledku znepokojující makroekonomické situace ohrožující rovnováhu ekonomiky přistoupila v polovině roku 1996 k restriktivním opatřením (zvýšila repo sazbu, povinné minimální rezervy a zpřísnila podmínky fungování bank).

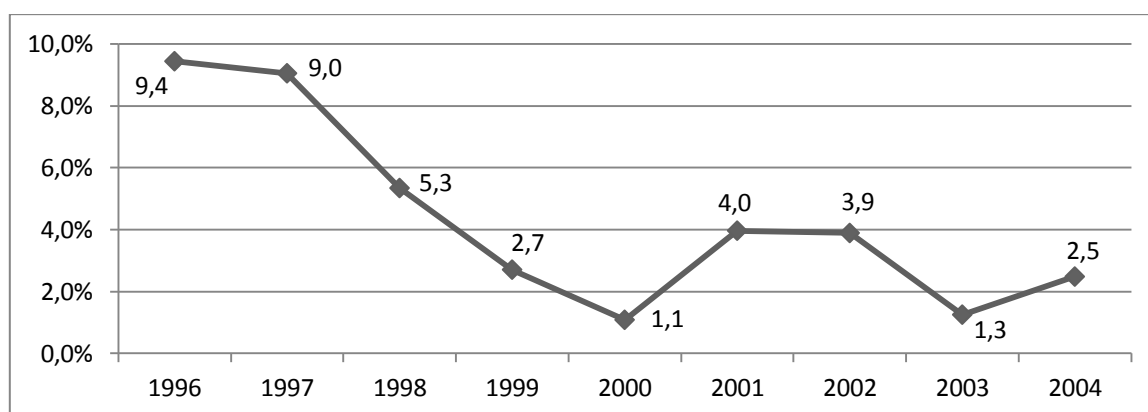
Graf 5 – Meziroční vývoj průměrných reálných mezd a produktivity práce (%)



Zdroj dat: Český statistický úřad. Vlastní zpracování.

Na recesi let 1997-1998 se projevila měnová krize, pokles tempa růstu ekonomiky Německa a ostatních zemí EU, k měnové restrikci se připojila restrikce fiskální v podobě dvou rozpočtových balíčků (duben 1996 a duben 1997), jako reakce na vznikající deficit veřejných financí (situaci státního rozpočtu mapuje Graf 42 v Příloze 6). V červenci 1997 Českou republiku zasáhla vlna ničivých povodní. Hájek (1997) uvádí, že celkové škody způsobené záplavy se odhadují na 60 miliard korun a ztráty rozpočtu v důsledku nižších odvodů na 10 miliard korun. Globální vliv povodní byl potom odhadován na 1 % HDP ČR. Stav ekonomiky v tomto období se projevila v poklesu reálných mezd (Graf 5) a tím i spotřeby domácností, pokles investic byl zapříčiněn odlivem kapitálu v důsledku vzrůstající nedůvěry v českou ekonomiku a jak již bylo uvedeno, rovněž klesaly vládní výdaje.

Graf 6 – Meziroční vývoj jednotkových nákladů práce (%)

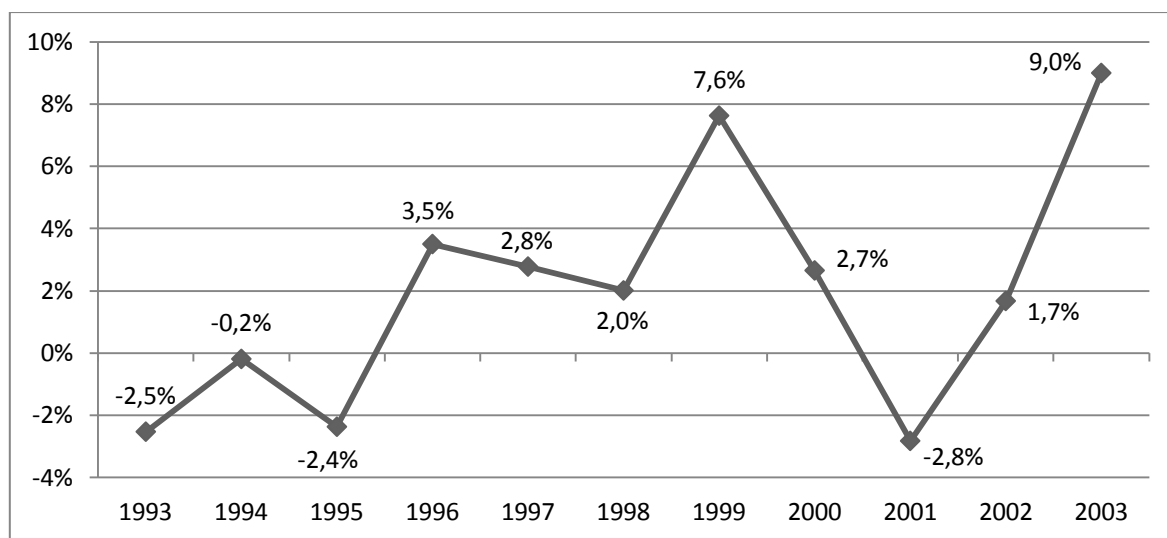


Zdroj dat: Český statistický úřad. Vlastní zpracování.

Obecně zásadní složkou tvorby HDP v České republice je spotřeba, jejíž podíl se pohybuje dlouhodobě na úrovni 50 % HDP, viz Graf 50 v Příloze 6. Hlavním tahounem oživení v roce 1999 byl export, který směřoval převážně do zemí EU – podíl exportu na HDP dosáhl hodnoty 44,5 %, s meziročním nárůstem o 7,6 %, jak je vidět z Grafu 7. V roce 2000 růst ekonomiky dosáhl meziročně hodnoty 4,2 %, přičemž hlavním faktorem byl nárůst fixního kapitálu (meziročně o 5,9 %). Důležitou roli v rozsahu investic hrály přímé zahraniční investice (Ročenka HN, 2001). Nadále pokračoval růst objemu exportu, meziročně o 23,4 % - za hlavní faktor uplatnění českých exportů na světových trzích lze považovat značný nárůst produktivity práce, který byl v roce 2000 pět krát vyšší než růst reálných mezd (Graf 5). Konjunkturální vývoj hospodářství pokračoval do konce sledovaného období (rok 2004). Ekonomika rostla od roku 2000 průměrně o 3 – 4 % ročně.

Výjimkou byl pouze rok 2002, kdy na ekonomiku dopadly další ničivé povodně a její výkon poklesl na hodnotu 2,1 %. Dopad povodní se negativně promítl do bilance služeb, která se v daném roce zhoršila o 37,5 mld. Kč, zejména v důsledku poklesu cestovního ruchu.²¹ Produktivita práce ovšem ve srovnání se západními zeměmi dosahovala stále nízkých hodnot – v roce 2001 dle směnného kurzu jen asi 35 % úrovně SRN a dle parity kupní síly 60 – 68 % (Ročenka HN, 2002).

Graf 7 – Meziroční vývoj podílu exportu na HDP (b.c.) mezi roky 1993-2004



Zdroj dat: Český statistický úřad. Vlastní zpracování.

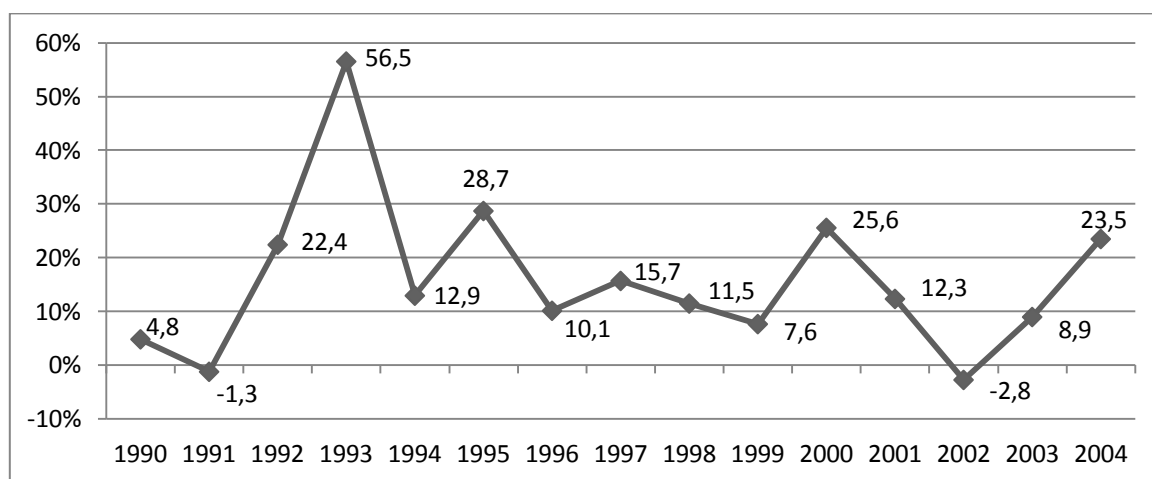
5.4 Zahraníční obchod

Po roce 1989 docházelo k značné liberalizaci zahraničního obchodu, došlo ke zrušení monopolu podniků zahraničního obchodu, 1. ledna 1991 byla zavedena vnitřní směnitelnost měny, došlo ke snížení cel na průměrnou hodnotu 5 % (Jonáš, 1997). Na konci roku 1991 byla uzavřena asociační dohoda s ES, jejíž součástí byla i tzv. asymetrická liberalizace a kdy Evropské společenství ihned odstranilo překážky pro 70 % československých dovozů. Pokles obrátu zahraničního obchodu (Graf 8), stejně tak zhoršení jeho salda v roce 1991 byl důsledkem rozpadu RVHP, a tudíž poklesu poptávky na východních trzích. Dopady rozpadu společného východního trhu podrobně popisuje Židek (2006, s. 135), „[...] projevila se nutnost platit za nákupy v konvertibilních měnách, prudké zhoršení směnných relací v obchodu se zeměmi bývalého SSSR, transformační

²¹ Pokles cestovního ruchu byl ještě umocněn tím, že povodně zasáhly Českou republiku v létě, turisticky nejatraktivnějším období a navíc postihly i zahraničními turisty vyhledávanou Prahu.

recese v ostatních bývalých centrálně plánovaných ekonomikách a také poptávka po západním zboží v těchto zemích. Na druhou stranu neznalost západních trhů limitovala možnosti uplatnění českých vývozu na těchto trzích.“. K největšímu objemu nárůstu exportu došlo v roce 1993, když oproti předchozímu roku narostl téměř o 70 %. Takovýto vysoký nárůst byl zapříčiněn především rozpadem tehdejšího Československa, respektive změnou vnitřního obchodu na vnější. Implicitně z této příčiny vzrostl i import o 45,2 %, který následoval trend z roku 1992, kdy meziročně vzrostl o 40,5 %. Meziroční nárůst mezi roky 1991 a 1992 byl důsledkem liberalizace zahraničního obchodu a zavedení vnitřní směnitelnosti měny, což uvolnilo cestu saturaci domácí poptávky po zahraničním zboží. Přestože mezi Českou republikou a Slovenskem, po jejich oddělení v roce 1993, fungovala celní unie a obchodování probíhalo přes clearingový účet až do doby vstupu obou zemí do EU, vzájemná obchodní výměna obou států klesala.²²

Graf 8 – Meziroční vývoj obrátu zahraničního obchodu mezi lety 1990-2004 (%)



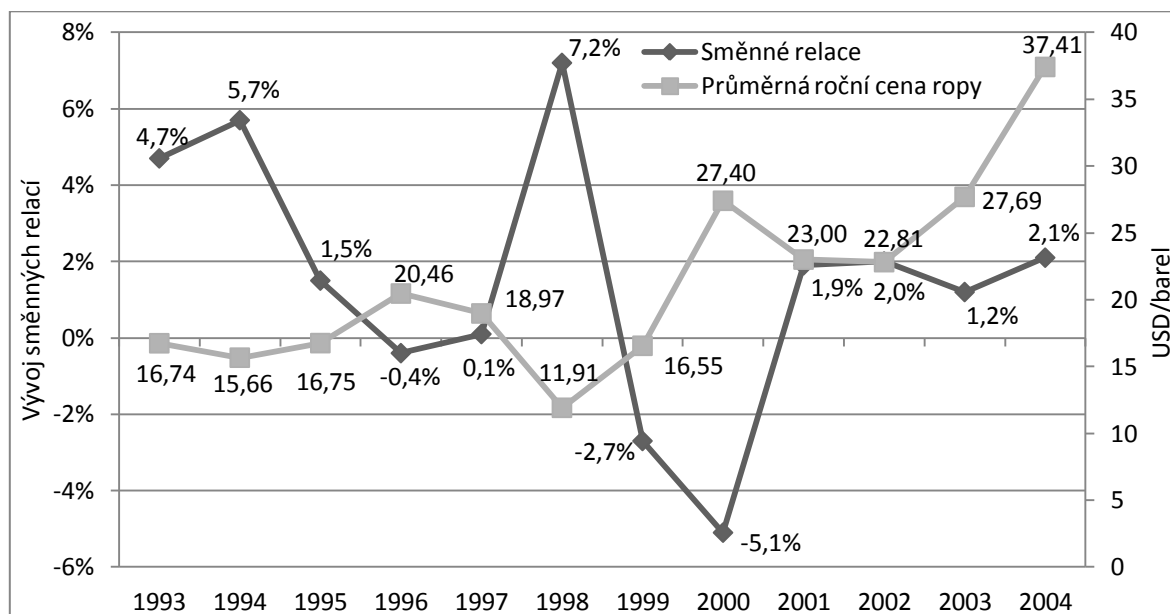
Zdroj dat: Český statistický úřad, Ministerstvo průmyslu a obchodu ČR. Vlastní zpracování.

Pozitivní vliv na zahraniční obchod měl od roku 1991 fixní směnný kurz, který poskytoval obchodníkům stabilitu pro jejich transakce. Na druhou stranu trvalé reálné zhodnocování koruny v důsledku vyšší inflace než u obchodních partnerů, bylo negativní pro vývozce a pozitivní pro dovozce do ČR (Židek, 2006). Vývoj směnných relací byl pro ČR dá se říci pozitivní v celém sledovaném období, s výjimkou let 1999 a 2000, kdy v souvislosti s nadměrným růstem světových cen energií (průměrná roční cena ropy vzrostla mezi roky 1998 a 2000 o zhruba 16 dolarů na barel) došlo k jejich zhoršení. Vývoj světových cen

²² I když došlo k výraznému růstu exportu a importu obou zemí v důsledku formální změny z vnitřního na vnější typ obchodu, celková obchodní výměna těsně po rozdělení obou států dosahovala pouze úrovně 70-75 % úrovně předchozí (Sekera a Klvačová, 1994).

ropy je možné sledovat na následujícím Grafu 9, kdy při porovnání s vývojem právě směnných relací, lze přijmout závěr o proticykličnosti vývoje těchto ekonomických veličin. Po roce 1997 se stal významným determinantem zahraničního obchodu rovněž měnový kurz.²³ Výhodou pro české exportéry byly po celé období transformace relativně nízké pracovní náklady, ve srovnání s vyspělými západními ekonomikami. Vývoj zahraničního obchodu rovněž ovlivnila účast ČR v mezinárodních organizacích – např. WTO, CEFTA, dohoda s EFTA, či asociační hododa s ES.

Graf 9 – Vývoj směnných relací a cen ropy v období let 1993-2004



Zdroj dat: Český statistický úřad, Illinois Oil and Gas Association. Vlastní zpracování.

V roce 1995 se začaly objevovat vážnější problémy s deficitem obchodní bilance, který dosáhl hodnoty 6,8 % HDP, jak je níméně patrné z Tabulky 1, případně Grafu 10.²⁴ Obecně problém deficitní bilance souvisí s objemem investic a úspor v dané zemi, neboť čistý export se rovná rozdílu mezi těmito veličinami. Pokud nestačí domácí úspory pokrýt investiční aktivitu, potom je tato mezera vyplněna přílivem zahraničního kapitálu, který způsobuje přebytek na finančním účtu platební bilance a jemu odpovídající schodek na účtu běžném.

Nedostatek úspor trápil českou ekonomiku od poloviny 90. let až do konce sledovaného období (rok 2004) – viz Graf 3 v kapitole o výkonnosti a konkurenceschopnosti

²³ V květnu 1997 Česká národní banka po spekulativním útoku na měnu přešla k režimu volného měnového kurzu.

²⁴ Za varovnou hodnotu je považován podíl deficitu obchodní bilance na HDP ve výši 5 %.

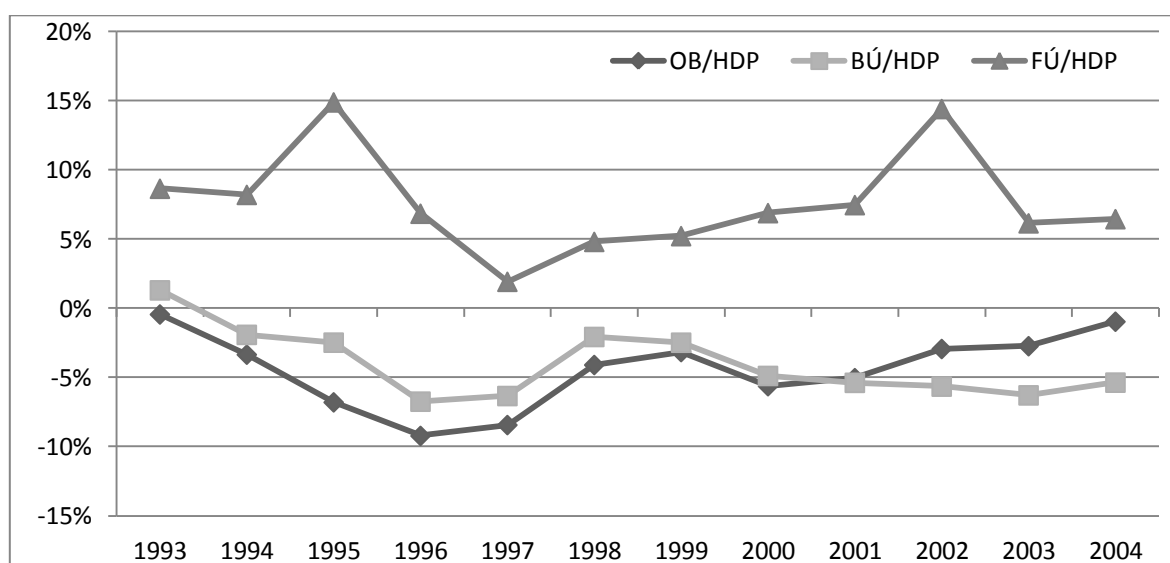
ekonomiky. Deficit obchodní bilance dosáhl dna kolem roku 1996, poté postupně klesal. Situace v roce 1996 bude podrobněji rozebrána v kapitole týkající se měnové krize. Jelikož česká ekonomika od roku 1994 do roku 1996 poměrně rychle rostla, růst dosahoval hodnoty zhruba kolem 6 %, dá se říci, že růst deficitu obchodní bilance byl přirozeným vyústěním toho, že v zemi bylo mnoho investičních příležitostí, ale málo domácích úspor. Kapitál bylo tedy potřeba „dovézt“ ze zahraničí. Nedostatek úspor rovněž souvisel s růstem soukromé spotřeby, jak je patrné z Grafu 47 v Příloze 6. Holman (2000b) uvádí, že indikátorem nadměrné spotřeby je právě schodek obchodní bilance v kombinaci s nízkým růstem ekonomiky, což v podmínkách České republiky odpovídalo období let 1997-1999, tedy období měnové krize a následné recese ekonomiky. O nadměrné veřejné spotřebě, respektive o nevhodně zvolené kombinaci fiskální a monetární politiky v té době, rovněž vypovídají schodky veřejných financí v Grafu 42 v Příloze 6. Od roku 2000 docházelo k postupné konsolidaci deficitu obchodní bilance a podobě tomu bylo i u běžného účtu platební bilance. Tento vývoj lze přičíst především hospodářské expanzi, která se začala projevovat právě od roku 2000.

Tabulka 1 – Podíl obchodní bilance, běžného a finančního účtu PB na HDP v b.c.

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
OB/HDP	-0,4%	-3,3%	-6,8%	-9,2%	-8,4%	-4,1%	-3,2%	-5,6%	-5,0%	-2,9%	-2,7%	-1,0%
BÚ/HDP	1,3%	-1,9%	-2,5%	-6,7%	-6,3%	-2,1%	-2,5%	-4,9%	-5,4%	-5,6%	-6,3%	-5,4%
FÚ/HDP	8,6%	8,2%	14,9%	6,8%	1,9%	4,8%	5,2%	6,9%	7,5%	14,4%	6,1%	6,4%

Zdroj dat: Český statistický úřad.

Graf 10 – Podíl obchodní bilance, běžného a finančního účtu PB na HDP v b.c.



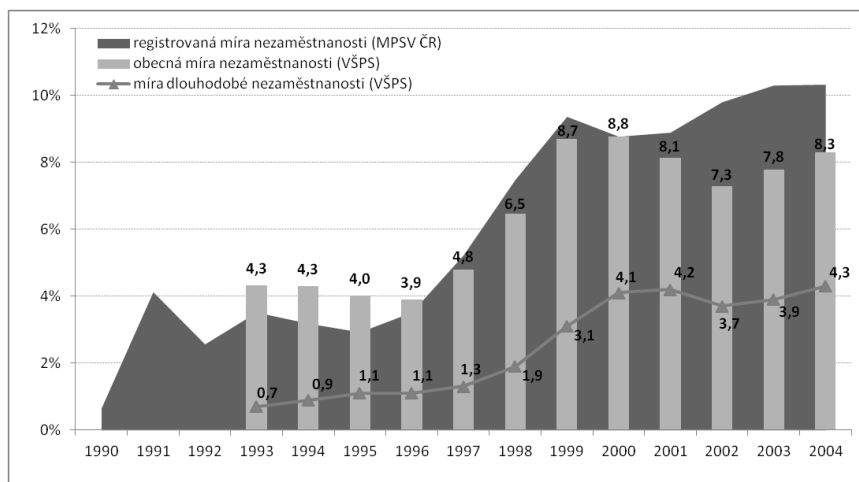
Zdroj dat: Český statistický úřad. Vlastní zpracování.

5.5 Nezaměstnanost

Jak již bylo zmíněno výše, socialistická ekonomika trpěla trvale přezaměstnaností, Pellešová (2002) uvádí údaj 400-500 tisíc osob. Na druhou stranu v některých oborech byl pracovníků nedostatek. Jak uvádí Židek (2006) nezaměstnanost na počátku roku 1990 dosahovala pouze 0,1 %. Nárůst nezaměstnanost v prvním roce transformace z 0,66 % na 4,13 % (podle MPSV ČR), jak je patrné z Grafu 11, lze vysvětlit konsolidací podnikatelského sektoru – pokles poptávky a v důsledku toho snižování produkce a zaměstnanosti, a poklesem reálných mezd v důsledku cenové liberalizace. Je také možné se domnívat, že v tomto roce vzrostla frikční a strukturální nezaměstnanost, s tím jak začal fungovat trh práce. V roce 1992 nezaměstnanost poklesla na cca 3 % a kolem této úrovně oscilovala do roku 1996 (podle VŠPS kolem hodnoty 4 %). K poklesu nezaměstnanosti došlo především díky rozvoji drobného podnikání. Za další pozitivní faktory lze uvést, dobrou kvalifikační strukturu české pracovní síly, vysokou úroveň vzdělanosti (Gitter a Scheuer, 1998), fungující tripartitní jednání (Fawn, 2000), aktivní vládní politiku trhu práce (Jonáš, 1997), geografickou polohu (Švejnar, Terrellová, Mních, 1997), relativně malé procento pracovní síly zaměstnané v zemědělství a velmi poddimenzovaný sektor služeb a obchodu, který tak mohl absorbovat značnou část propuštěných (Židek, 2006). V prvních letech transformace se rovněž snižovala nabídka práce v důsledku poklesu participace důchodců a žen na pracovním trhu (odchod do důchodu, do domácnosti, prodloužení mateřské dovolené z 2 na 3 roky), část pracovní síly odešla pracovat do zahraničí (Židek, 2006). Někteří lidé začali podnikat. Tohoto jevu si všímá Holman (2000b), když píše, že zaměstnanost klesala mnohem rychleji, než jak rostla nezaměstnanost (stejný průběh se udál i na Slovensku a v Maďarsku). Tentýž autor (s. 72) poukazuje na skutečnost, že *„Produkt klesal k potenciálnímu produktu a nezaměstnanost se pomalu šplhala ke své přirozené míře. Rychlost těchto pohybů však nebyla stejnoměrná. Zatímco produkt klesal poměrně rychle, nezaměstnanost rostla podstatně pomaleji. Okunův zákon zjevně nepůsobil“*. Uvedenou situaci dokumentuje Graf 49 v Příloze 6. Řada autorů (např. Schützová, 2000 nebo Sojka 2000) poukazuje také na pomalý stupeň restrukturalizace ekonomiky a z toho vyplývající nízká úroveň nezaměstnanosti na počátku procesu transformace. Holman (2000b) poměrně nízkou úroveň nezaměstnanosti v průběhu

celého transformačního procesu vysvětluje především přesunem velkého počtu lidí ze smršťujícího se průmyslu do expandujícího sektoru služeb.

Graf 11 – Vývoj nezaměstnanosti v letech 1990-2004 (%)



Zdroj dat: Český statistický úřad, Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR. Vlastní zpracování.

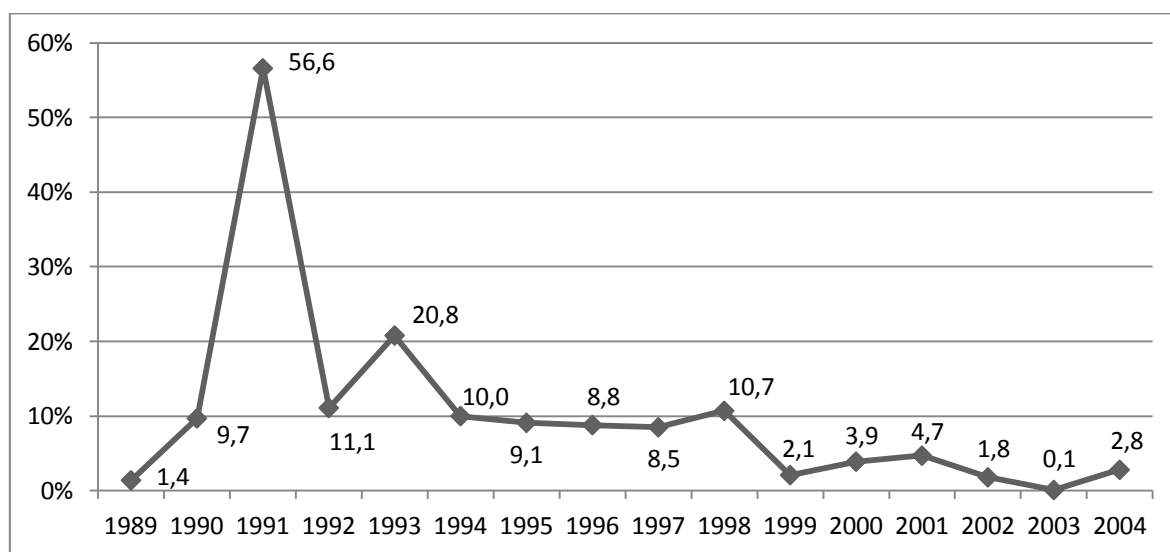
Nezaměstnanost se začala zvyšovat v souvislosti s hospodářskou recesí – od roku 1997, kdy klesala schopnost ekonomiky absorbovat pracovní sílu. Ve větší míře se začaly projevovat regionální rozdíly. Nezaměstnanost rostla do roku 1999 a usadila se na úrovni cca 9 %, na které setrvala až do roku 2001. Nicméně od té doby nespadla pod úroveň 7 % - viz Graf 11 (údaje se liší podle použité metodiky). Vyšší míru nezaměstnanosti konce 90. let a první poloviny dekády následující, lze jednoznačně přičíst narůstající rigiditě pracovního trhu – vysoké sociální dávky v poměru k minimální mzdě (Židek, 2006), nízká mobilita pracovníků, vysoké náklady na pracovní sílu (Pellešová, 2003) – viz Graf 5, liberální politika pro zaměstnávání zahraničních pracovníků (Jírová, 2001), ale i rostoucí vliv odborů. Nutné je také poukázat na trvalý růst dlouhodobé nezaměstnanosti (Graf 11), která se mezi roky 2000-2004 pohybovala na úrovni 50 % celkové míry nezaměstnanosti.

5.6 Inflace

Česká hospodářská politika byla v období transformace ve zvládnání inflace poměrně úspěšná. V průběhu tohoto období lze identifikovat dva inflační šoky (Graf 12), a sice na počátku roku 1991 v souvislosti s cenovou liberalizací, druhý poté v roce 1993 v důsledku zavedení nové daňové soustavy a měnové odluky. V souvislosti s cenovou liberalizací došlo zejména k expanzi dříve potlačené inflace, k tomu přispěly ještě devalvace koruny

(byly celkem tři) v roce 1990.²⁵ Holman (2000b, s. 75) označuje situaci na začátku roku 1991 (především leden a únor) jako „transformační cenový skok“, s tím že jako příčinu označuje zvolenou strategii transformace, tedy šokovou terapii. Po roce 1993 se inflace stabilizovala pod hranicí 10 % a v průběhu několika dalších let docházelo k výrazné deflaci – viz Graf 12. Jedním z důvodů nízké inflace v Československu a později v České republice byla úspěšná tripartitní politika, v jejímž rámci dokázali sociální partneři (vláda, odbory a zaměstnavatelé) prosadit umírněné mzdové požadavky (přínejmenším v prvních letech transformace). Dalším důvodem byla poměrně restriktivní rozpočtová a měnová politika. Nezanedbatelnou roli sehrála i daňová mzdová regulace, uplatňovaná v České republice (Holman, 2000b). Pozitivním vývojem v této oblasti bylo to, že úspory nebyly vyšší měrou znehodnoceny, ovšem naopak firmy nebyly díky nízké inflaci zbaveny svých dluhů.

Graf 12 – Míra inflace v období 1989-2004



Zdroj dat: Český statistický úřad. Vlastní zpracování.

V prvních letech transformace (1990-1992) se české ceny obchodovatelného zboží rychle přibližovaly cenám evropským, rozdíly tak zůstávaly zejména v cenách zboží

²⁵ Devalvace byly provedeny ještě před cenovou liberalizací a vytvořily tzv. „kurzový transformační polštář“, v tom smyslu, že de facto razantně zlevnily českou produkci oproti zahraniční (podhodnotily českou korunu), respektive zvýhodnily domácí exportéry, kteří se tímto stali konkurenceschopnějšími na světových trzích. Kurzový transformační polštář, tak stejně jako již zmíněný „mzdový polštář“ usnadnil domácím firmám transformační přechod. Česká koruna v roce 1990 devalvovala celkem o 86 %.

neobchodovatelného (Tomeš, 2000).²⁶ To, že se inflace do roku 1998 pohybovala na relativně vyšší úrovni 10 %, lze vysvětlit konvergencí domácí cenové hladiny na úroveň hladiny světové. K vytvoření cenové mezery došlo v již zmíněném roce 1990, devalvováním koruny. Holman (2000b) zmiňuje, že index ERDI v roce 1991 přesahoval hodnotu 3 vůči marce a dolaru.²⁷ I když velká část tohoto rozdílu byla eliminována již cenovým skokem na počátku transformace, efekt mezery cenových hladin přece jen doznival ještě řadu let v podobě inflace. Za dezinflaci od roku 1998 stojí obecně restriktivní monetární politika, ale především přechod na režim cílování inflace a systematické podstřelování inflačního cíle. Židek (2006) uvádí, že čistá inflace se během jediného roku (1998) snížila ze 7,9 % v únoru na 1,7 % v prosinci.²⁸ Mírný nárůst inflace v roce 2001 byl zapříčiněn řadou deregulačních opatření – nárůst ceny nájemného, elektřiny, plynu, dopravy, poštovních i telekomunikačních služeb (Ročenka HN, 2002). Významným faktorem byl i růst cen potravin (Janáček a Zamrazilová, 2002). Od roku 2000 na snižování míry inflace působil i vliv neustále posilujícího kurzu koruny – což dokládá i Graf 15 v podkapitole o měnové krizi.

5.7 Měnová krize a hospodářský pokles 1997/98

Událost, která připravila politikům a ekonomům krušné chvíle při stabilizaci ekonomiky, byla liberalizace toků na kapitálovém účtu platební bilance (vnější směnitelnost měny), provedená 1. 10. 1995. Vnější směnitelnost měny byla nutná pro vstup do OECD. V centru pozornosti ekonomů tak vystřídala inflaci, která byla asi nejsledovanější ekonomickou

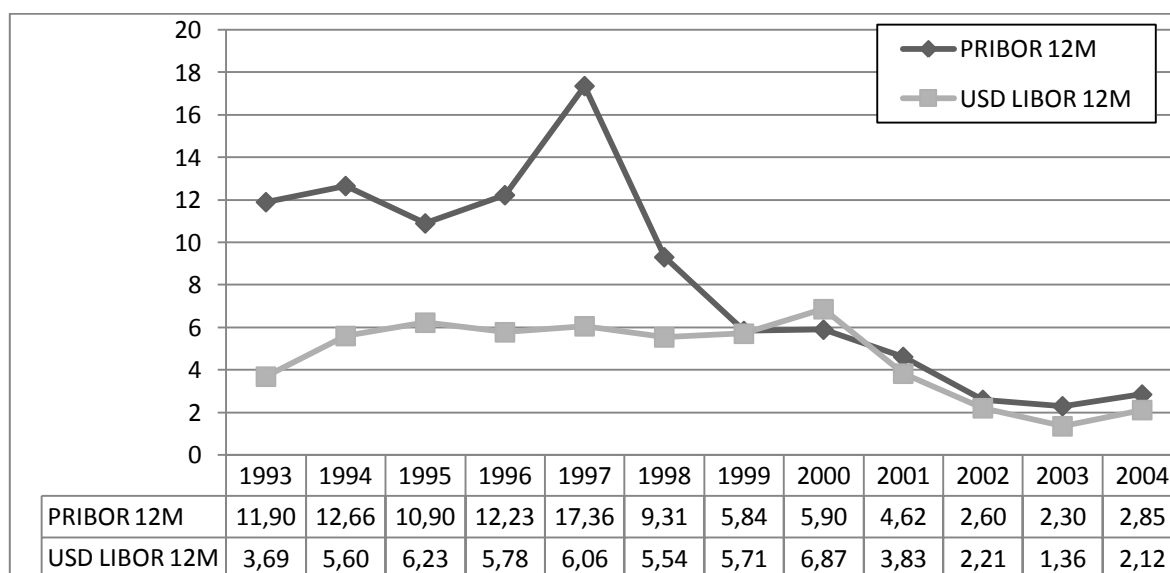
²⁶ Zvýšení cenové hladiny a její přibližování ke světové úrovni v důsledku rozdílů mezi obchodovatelným (tradables) a neobchodovatelným (nontradables) sektorem výroby lze vysvětlit pomocí Balassa-Samuelsonova efektu. V průběhu transformace docházelo k růstu produktivity práce a potažmo i reálných mezd v sektoru vyrábějícím obchodovatelné statky, s tím jak působila mezinárodní konkurence, či příliv zahraničních investic. Růst mezd v obchodovatelném sektoru se přenesl i do sektoru neobchodovatelného (služby), kde ovšem nebyl podložen odpovídajícím růstem produktivity práce. Podnikatelé s cílem udržet stejnou úroveň marží zvýšili ceny, což bylo zdrojem inflace a také konvergence cenových hladin.

²⁷ ERDI (Exchange Rate Deviation Index) vyjadřuje odchylku kurzu měny od parity kupní síly, tzn., že domácí cenová hladina byla více než třikrát nižší než zahraniční. Obecně méně rozvinuté země mívají vyšší hodnoty ERDI, hodnota pro vyspělé země se pohybuje kolem 1.

²⁸ První inflační cíle ČNB byly stanoveny právě v tzv. čisté inflaci. Přičemž čistá inflace je podmnožinou celkové spotřebitelské inflace, která je očištěna o vliv administrativních zásahů – regulovaných cen a primárních dopadů změn nepřímých daní. Takto očištěná inflace zachycovala cenový vývoj více jak 80 % spotřebního koše. Důvodem pro cílování čisté inflace byla zejména v té době panující vysoká nejistota o tempu a rozsahu cenových deregulací, částečně též malá schopnost měnové politiky ovlivnit tuto část spotřebního koše (ČNB, 2008).

veličinou první poloviny 90. let, platební bilance. Jádrem problému byl vysoký úrokový diferencíál (Graf 13), způsobený vyšším inflačním tempem domácí ekonomiky a navíc existence fixního směnného kurzu, jež snižovala riziko neočekávané depreciace (Holman, 2000b). Investoři podleli „morálnímu hazardu“ a začali svá aktiva rychle přesouvat do ČR (nutno poznamenat, že se jednalo především o příliv krátkodobého spekulativního kapitálu)²⁹. Rozhodování investorů dozajista ovlivnily i impozantní růstové výsledky české ekonomiky mezi roky 1994 a 1996 (v roce 1995 meziroční nárůst HDP o 5,9 %, stejně tak úspěch na mezinárodní scéně (vstup do OECD, investiční rating od S&P, asociační dohoda s ES).

Graf 13 – Vývoj úrokového diferenciálu v období 1993-2004



Poznámka: Údaje jsou v procentech.

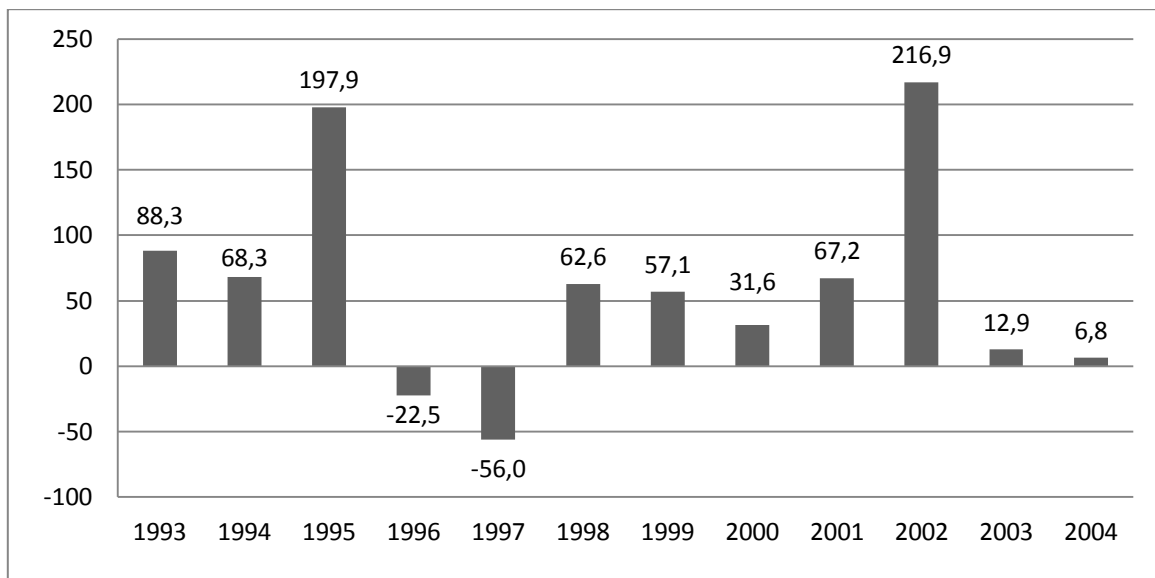
Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka; Global-rates.com. Vlastní zpracování.

S přílivem zahraničního kapitálu docházelo k silnému tlaku na apreciaci české měny (Graf 15), ČNB musela intervenovat, prodávala českou měnu. Tím ovšem nepřímo zvyšovala peněžní zásobu a stejně tak (podle klasické rovnice směny) inflaci. Centrální banka se snažila intervence sterilizovat prodejem svým dluhopisů, tím snižovala jejich cenu a úrokové sazby dále rostly a koruna dále apreciovala (Holman, 2000b). To se odrazilo v kladném saldu platební bilance a v deficitu bilance obchodní. V únoru 1996 ČNB rozšířila flukтуаční pásmo české koruny z původních plus minus 2,5 % na plus minus 7,5 %. Tímto krokem centrální banka, alespoň částečně, získala kontrolu nad peněžní

²⁹ Dědek (2000) uvádí, že v roce 1995 podíl krátkodobého kapitálu činil 30 %.

zásobou. Toto opatření zároveň znamenalo zastavení růstu devizových rezerv (Graf 14) a přispělo tím ke zpomalení růstu množství peněz v ekonomice (Mach, 2000).

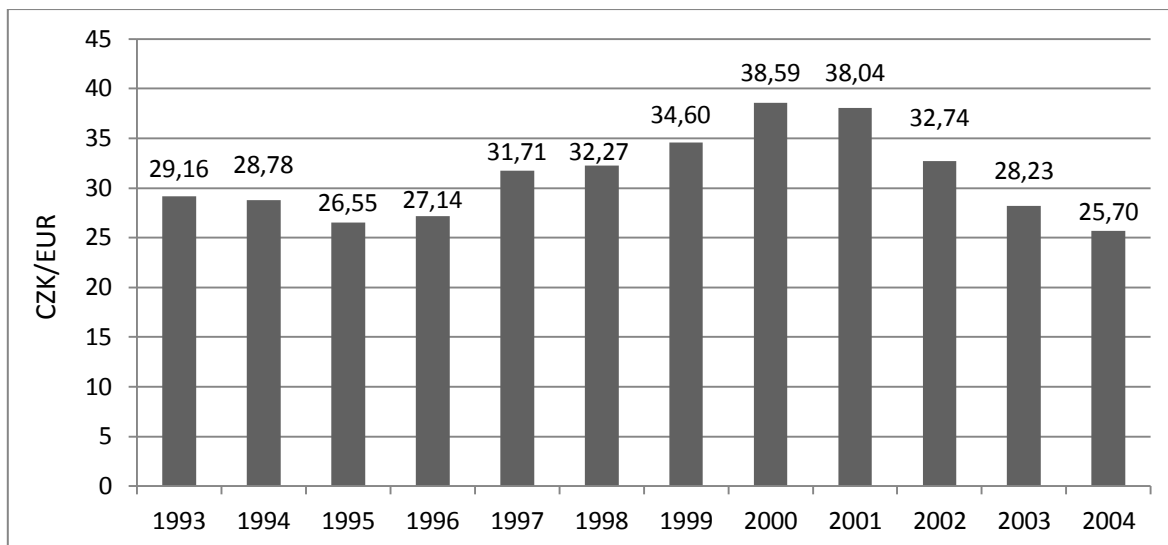
Graf 14 – Změna devizových rezerv v průběhu let 1993 – 2004



Zdroj dat: Český statistický úřad. Vlastní zpracování.

Dne 19. června 1996 vyhlásila centrální banka výrazná restriktivní opatření, zvýšila povinné minimální rezervy z 8,5 na 11,5 % a spolu s nimi zvýšila i úrokové sazby, platné na mezibankovním trhu (tzn. diskontní, lombardní a repo sazbu), (Klaus, 2000). Důvodem takového rozhodnutí byl dramaticky se zhoršující shodek obchodní bilance. ČNB byla přesvědčena, že za rostoucí schodek obchodní bilance může nadměrný růst peněžní zásoby, vyvolaný přílivem zahraničního kapitálu, který zvyšoval agregátní poptávku. Růst agregátní poptávky ovšem narážel na nedostatek domácích produkčních kapacit, a tak se přeléval do růstu dovozů (Holman, 2000a). Restriktivní opatření však přišlo v nesprávnou dobu, ekonomika již byla za svým vrcholem a nacházela se v sestupné fázi (Holman, 2000b). Došlo k značnému snížení agregátní poptávky. Nadměrná monetární restrikce, při respektování časového zpoždění dopadu na reálnou ekonomiku, způsobila výrazný propad reálného HDP a byla jedním z důvodů krize let 1998 – 1999. Klaus (2000, s. 14) k restrikci uvádí: „Dovolil bych si tvrdit, že právě v této chvíli byla nastoupena přímá cesta k měnové krizi.“

Graf 15 – Vývoj měnového kurzu CZK/USD mezi lety 1993-2004



Poznámka: Jedná se o průměrné roční hodnoty.

Zdroj dat: Český statistický úřad. Vlastní zpracování.

V květnu 1997 při intervencích proti znehodnocování koruny prodala ČNB devizy v objemu přes dvě miliardy dolarů, aniž by se jí podařilo kurz ve fluktuálním pásmu udržet (Mach, 2000). Centrální banka se také snažila udržet kapitál v zemi zvýšením úrokových sazeb – repo sazba byla navýšena z původních 14 na 50 % (Klaus, 2000). V květnu 1997 Česká republika zažila největší odliv kapitálu ve své krátké historii. Investoři se hromadně zbavovali korunových aktiv, koruna silně depreciovala. Centrální banka již nebyla schopna tomuto tlaku odolat a v pondělí 26. května nechává korunu volně „plavat“. Česká republika přechází od kurzového aranžmá fixního kurzu k floatingu (v praxi je prováděn tzv. dirty floating).

Jednotliví autoři se názory na měnovou krizi liší (ať už je to v příčině, vážnosti, nebo jejím řešení). Klaus (2000) vidí chybu v předčasném otevření kapitalového účtu, které vyvolalo nekontrolovatelný pohyb spekulativního kapitálu. Zároveň přiznává, že ekonomiku by bylo ideální brzdit již v polovině roku 1995. Jako důvod proč se tak nestalo udává, nejednotu a nechuť vlády podnikat takovýto krok před volbami. Z jeho názorů vyplývá, že hlavní odpovědnost za měnovou krizi nese především centrální banka, zejména její neochota ke spolupráci s vládou. Jak uvádí, „[...] ekonomiku nezlomila měnová krize, ale způsob jejího léčení“ (Klaus, 2000, s. 17). Zároveň ještě dodává, že měnová krize byla

poměrně rychle překonána, kurz byl relativně stabilní již v druhé polovině roku 1997, ovšem způsob jejího léčení vyvolal následnou všeobecnou ekonomickou krizi.

Dyba (2000) měnovou krizi z roku 1997 označuje spíše za mini krizi koruny. Jeho závěr vychází ze srovnání s dramatickými devalvacemi v jihovýchodní Asii, Mexiku, apod. Za spouštěč „krize“ považuje chybné rozhodnutí centrální banky z poloviny roku 1996.

Loužek (2000) se vyjadřuje kriticky zejména k pokrizovému řešení centrální banky. Má pochopení pro počínání ČNB v době krize a dva měsíce po ní, ovšem přetrvávající restriktivní politiku po zbytek roku 1997 a zejména v roce 1998 hodnotí jako nejvážnější chybu hospodářské politiky v posledních pěti letech (článek publikován v roce 2000 – pozn. autora).

Holman (2000a) zdůrazňuje jako vážnou chybu centrální banky kombinaci liberalizace kapitálových toků s fixním měnovým kurzem. Nad tímto závěrem vesměs panuje shoda napříč výše citovanými autory. Někteří z nich viděli optimální okamžik přechodu na floating současně s liberalizací kapitálových toků, jiní v roce 1996, ovšem všichni se shodují na tom, že v květnu 1997 již bylo pozdě.

6. MODEL REÁLNÉ EKONOMIKY ČR

6.1 Verbální popis a východiska modelu

Model popisuje reálnou část ekonomiky z poptávkové strany tvorby HDP, jde tak plně v Keynesiánské tradici. Je zkonstruován jako rekursivní (rekurentní). Vysvětlující proměnné typu vládních výdajů a čistého exportu, jsou považovány za exogenní – fiskální politika je plně determinována vládní garniturou a čistý export zahraniční poptávkou a měnovým kurzem, jehož průběh má charakter náhodné procházky. V rámci modelu jsou potom jako vysvětlované proměnné brány soukromé úspory a investice (zachycené pomocí behaviorálních rovnic) a hrubý domácí produkt, jež je zachycen v rámci makroekonomické identitní rovnice.

Soukromá spotřeba je vysvětlována pomocí své zpožděné hodnoty o jedno období, s cílem zachycení spotřebních zvyklostí obyvatelstva, které jsou v čase poměrně invariantní – tento předpoklad má i oporu v rámci Friedmanovi teorie permanentního důchodu (Friedman, 1957), či v Mogilianiho hypotézy životního cyklu (Modigliani, 1963 a 1986). Dále prostřednictvím investic, zpožděných také o jedno období a reprezentujících vliv důchodotvorného efektu investic na spotřebu (přes Kahn-Keynesův multiplikátor). Posledním regresorem vysvětlujícím soukromou spotřebu jsou vládní výdaje v čase t , které ztělesňují jeden z prostředků, kterým vláda spotřebu domácností ovlivňuje. Vliv čistého exportu a úrokové sazby na soukromou spotřebu se při předtestování ukázal jako statisticky nevýznamný, a proto tyto regresory do rovnice zahrnutý nebyly.

Behaviorální rovnice popisující tvorbu hrubého kapitálu zahrnuje dva regresory, zpožděné investice o jedno období a čistý export, taktéž zpožděný o jedno období. Zahrnutí zpožděné vysvětlující proměnné jako regresoru, popisuje proces investiční výstavby, který nezřídka přesahuje jedno období (v tomto případě čtvrtletí). Čistý export lze potom považovat za čistý kapitálový příliv (za předpokladu vyrovnané platební bilance), který se v tvorbě hrubého kapitálu odráží se zpožděním. Vliv úrokové sazby na objem investic, vycházející z Keynesiánské investiční funkce, v podmínkách české ekonomiky nebyl prokázán, parametr této proměnné se v předtestovací fázi ukázal být jako statisticky nevýznamný, a proto tato proměnná do rovnice zahrnutá nebyla.

Identitní rovnice tvorby hrubého domácího produktu reprezentuje makroekonomickou identitu otevřené ekonomiky, s dvěma proměnnými, jež jsou vysvětleny v rámci modelu (investice a soukromá spotřeba) a dvěma exogenními proměnnými (veřejné výdaje a čistý export).

6.2 Formulace ekonomického modelu

$$C_t = f(G_t; C_{(t-1)}; I_{(t-1)}) \quad (6.1)$$

$$I_t = f(I_{(t-1)}; DIF_NX_{(t-1)}) \quad (6.2)$$

$$Y_t \equiv C_t + I_t + G_t + NX_t \quad (6.3)$$

6.3 Formulace ekonometrického modelu

$$C_t = \gamma_{11} + \gamma_{12}G_t + \gamma_{13}C_{(t-1)} + \gamma_{14}I_{(t-1)} + \gamma_{15}D1 + \gamma_{16}D2 + \gamma_{17}D3 + u_{Ct} \quad (6.4)$$

$$I_t = \gamma_{21} + \gamma_{22}I_{(t-1)} + \gamma_{23}DIF_NX_{(t-1)} + \gamma_{24}D1 + \gamma_{25}D2 + \gamma_{26}D3 + u_{It} \quad (6.5)$$

$$Y_t \equiv C_t + I_t + G_t + NX_t \quad (6.6)$$

Poznámka ke specifikaci ekonometrického modelu:

Čistý export byl v rámci behaviorální rovnice tvorby hrubého kapitálu vyjádřen v prvních diferencích, z důvodu pozitivní autokorelace čtvrtého řádu.

6.4 Deklarace proměnných

Y_t	hrubý domácí produkt v čase t , ve stálých cenách roku 2000 (mil. Kč)
C_t	spotřeba domácností v čase t , ve stálých cenách roku 2000 (mil. Kč)
$C_{(t-1)}$	spotřeba domácností v čase $(t-1)$, ve stálých cenách roku 2000 (mil. Kč)
I_t	tvorba hrubého kapitálu v čase t , ve stálých cenách roku 2000 (mil. Kč)
$I_{(t-1)}$	tvorba hrubého kapitálu v čase $(t-1)$, ve stálých cenách roku 2000 (mil. Kč)
G_t	výdaje vlády a neziskových institucí v čase t , ve stálých cenách roku 2000 (mil. Kč)
NX_t	čistý export v čase t , ve stálých cenách roku 2000 (mil. Kč)
$DIF_NX_{(t-1)}$	čistý export v čase $(t-1)$, ve stálých cenách roku 2000 (mil. Kč) – vyjádřeno v prvních diferencích
$D1$	sezónní dummy proměnná nabývající hodnoty 1 pro Q2, pro ostatní čtvrtletí hodnoty 0
$D2$	sezónní dummy proměnná nabývající hodnoty 1 pro Q3, pro ostatní čtvrtletí hodnoty 0
$D3$	sezónní dummy proměnná nabývající hodnoty 1 pro Q4, pro ostatní čtvrtletí hodnoty 0
JV	jednotkový vektor, konstanta

6.5 Podkladová data

	Y_t	C_t	$C_{(t-1)}$	NX_t	$DIF_NX_{(t-1)}$	G_t	I_t	$I_{(t-1)}$	D1	D2	D3	JV
96Q1	568113	285877	-	-15847	-	136764	163593	-	0	0	0	1
96Q2	611851	305309	285877	-17178	-	135190	187794	163593	1	0	0	1
96Q3	621901	314824	305309	-26323	-1331	134239	200184	187794	0	1	0	1
96Q4	631848	324776	314824	-31077	-9145	156775	189340	200184	0	0	1	1
97Q1	568435	297161	324776	-26067	-4754	143111	161036	189340	0	0	0	1
97Q2	609951	312554	297161	-17186	5010	145430	172054	161036	1	0	0	1
97Q3	613453	316723	312554	-11399	8881	136244	171596	172054	0	1	0	1
97Q4	621126	323716	316723	-15517	5787	156751	161135	171596	0	0	1	1
98Q1	564860	289672	323716	685	-4118	131426	142650	161135	0	0	0	1
98Q2	605236	304505	289672	-5643	16202	141848	164935	142650	1	0	0	1
98Q3	612804	312201	304505	-7793	-6328	131089	175596	164935	0	1	0	1
98Q4	624371	327467	312201	-19827	-2150	160726	162813	175596	0	0	1	1
99Q1	567724	297004	327467	-9134	-12034	137662	144691	162813	0	0	0	1
99Q2	614713	313020	297004	-4878	10693	146583	160863	144691	1	0	0	1
99Q3	621226	320008	313020	4503	4256	139521	155647	160863	0	1	0	1
99Q4	644033	331597	320008	-17035	9381	164464	169813	155647	0	0	1	1
00Q1	591380	299314	331597	1348	-21538	138114	151901	169813	0	0	0	1
00Q2	638845	315244	299314	-3142	18383	149467	176631	151901	1	0	0	1
00Q3	649163	325543	315244	-3306	-4490	140549	184163	176631	0	1	0	1
00Q4	670760	332872	325543	-11899	-164	160431	190027	184163	0	0	1	1
01Q1	615300	306798	332872	-3638	-8593	141143	171066	190027	0	0	0	1
01Q2	660642	326620	306798	-1968	8261	150797	184368	171066	1	0	0	1
01Q3	665680	336448	326620	-5594	1670	149149	184877	184368	0	1	0	1
01Q4	687513	345553	336448	-19261	-3626	167870	197093	184877	0	0	1	1
02Q1	624843	316323	345553	-2283	-13667	152591	159622	197093	0	0	0	1
02Q2	672837	337021	316323	-7295	16978	161077	183342	159622	1	0	0	1
02Q3	686191	345927	337021	-21200	-5012	161578	202039	183342	0	1	0	1
02Q4	701772	357018	345927	-33863	-13905	181149	203285	202039	0	0	1	1
03Q1	646029	332186	357018	-2008	-12663	163221	154911	203285	0	0	0	1
03Q2	696483	354590	332186	-12474	31855	170973	185896	154911	1	0	0	1
03Q3	715545	367402	354590	-18288	-10466	168151	200627	185896	0	1	0	1
03Q4	728732	373495	367402	-34206	-5814	193382	200289	200627	0	0	1	1
04Q1	672775	341965	373495	1702	-15918	158246	172480	200289	0	0	0	1
04Q2	729956	364379	341965	-5301	35908	170779	200560	172480	1	0	0	1
04Q3	741872	378220	364379	-2256	-7003	162824	203594	200560	0	1	0	1
04Q4	774352	388102	378220	-11415	3045	183584	215275	203594	0	0	1	1
05Q1	712668	352077	388102	26759	-9159	158473	175706	215275	0	0	0	1
05Q2	784710	376044	352077	23680	38174	173896	210977	175706	1	0	0	1
05Q3	793340	387783	376044	17712	-3079	171175	216724	210977	0	1	0	1
05Q4	825338	399776	387783	16982	-5968	185843	222449	216724	0	0	1	1

	Y_t	C_t	$C_{(t-1)}$	NX_t	$DIF_NX_{(t-1)}$	G_t	I_t	$I_{(t-1)}$	D1	D2	D3	JV
06Q1	771862	366417	399776	59667	-730	161511	184267	222449	0	0	0	1
06Q2	832389	391343	366417	41905	42685	169661	229480	184267	1	0	0	1
06Q3	848250	404972	391343	34185	-17762	167718	241375	229480	0	1	0	1
06Q4	882314	418289	404972	20429	-7720	188897	254699	241375	0	0	1	1
07Q1	823357	386620	418289	46476	-13756	161905	229754	254699	0	0	0	1
07Q2	876187	408268	386620	42174	26047	168328	258316	229754	1	0	0	1
07Q3	892897	419873	408268	19940	-4302	166172	287062	258316	0	1	0	1
07Q4	933630	431202	419873	30541	-22234	196930	275905	287062	0	0	1	1
08Q1	849916	394008	431202	54340	10601	160310	244146	275905	0	0	0	1
08Q2	921888	423733	394008	58195	23799	171447	271301	244146	1	0	0	1
08Q3	935334	435009	423733	36798	3855	170641	294032	271301	0	1	0	1
08Q4	928206	442673	435009	25895	-21397	196601	261908	294032	0	0	1	1
09Q1	818723	403243	442673	43084	-10903	166832	204011	261908	0	0	0	1
09Q2	866240	421921	403243	59136	17189	176759	207866	204011	1	0	0	1
09Q3	877266	426728	421921	49335	16052	178078	222119	207866	0	1	0	1
09Q4	902428	436649	426728	46236	-9801	203311	214201	222119	0	0	1	1
10Q1	825957	404188	436649	72399	-3099	169348	182558	214201	0	0	0	1
10Q2	898106	424243	404188	72561	26163	179437	225025	182558	1	0	0	1
10Q3	903267	429214	424243	36053	162	179342	258128	225025	0	1	0	1
10Q4	932224	440796	429214	58058	-36508	201277	232719	258128	0	0	1	1
11Q1	851813	403672	440796	89767	22005	169225	197461	232719	0	0	0	1
11Q2	916382	422864	403672	93092	31709	177509	231325	197461	1	0	0	1
11Q3	914506	427552	422864	77373	3325	174067	241465	231325	0	1	0	1

Poznámka: Všechna uvedená data jsou v mil. Kč.

Zdroj: Databáze ARAD, Česká národní banka; data k 24.2.2012. Vlastní výpočty a zpracování.

6.6 Korelační matice

Tabulka 2 – Korelační matice pro model reálné ekonomiky

	Y_t	C_t	$C_{(t-1)}$	NX_t	$DIF_NX_{(t-1)}$	G_t	I_t	$I_{(t-1)}$	D1	D2	D3
Y_t	1										
C_t	0,989569	1									
$C_{(t-1)}$	0,900748	0,903261	1								
NX_t	0,79675	0,74923	0,809274	1							
$DIF_NX_{(t-1)}$	0,099173	0,065376	-0,11932	0,22092501	1						
G_t	0,800139	0,845629	0,714998	0,4349425	-0,03661174	1					
I_t	0,892609	0,867053	0,711314	0,53195763	0,06727859	0,664763	1				
$I_{(t-1)}$	0,787943	0,772923	0,859538	0,5671997	-0,34697151	0,601033	0,780719	1			
D1	0,050597	0,008587	-0,2187	0,13791628	0,75883081	-0,00859	0,032394	-0,35939	1		
D2	0,056964	0,078	-0,01447	-0,0549038	-0,11559104	-0,19413	0,209164	0,031729	-0,3405	1	
D3	0,103211	0,15483	0,053612	-0,2432089	-0,34615211	0,521569	0,123994	0,188059	-0,32609	-0,3405	1

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Z korelační matice vyplývá, že mezi jednotlivými regresory není pozorována vysoká míra závislosti, a tudíž lze přijmout předpoklad o neexistenci vysoké multikolinearity.

6.7 Odhad parametrů modelu spotřební funkce pomocí BMNČ

Model spotřební fce.: OLS, za použití pozorování 1996:3-2011:3 (T = 61)
Závisle proměnná: C

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-39014,1	4623,88	-8,4375	<0,00001	***
G	0,249203	0,0713583	3,4923	0,00096	***
C_t_1	0,88119	0,0314607	28,0093	<0,00001	***
I_t_1	0,0633354	0,0252771	2,5056	0,01527	**
D1	48437,9	1789,08	27,0741	<0,00001	***
D2	38986,5	1338,48	29,1274	<0,00001	***
D3	34624,8	2435,88	14,2145	<0,00001	***
Střední hodnota závisle proměnné	365728,0	Sm. odchylka závisle proměnné		46624,18	
Součet čtverců reziduí	5,68e+08	Sm. chyba regrese		3244,601	
Koeficient determinace	0,995641	Adjustovaný koeficient determinace		0,995157	
F(6, 54)	2055,903	P-hodnota(F)		7,36e-62	
Logaritmus věrohodnosti	-576,0072	Akaikovo kritérium		1166,014	
Schwarzovo kritérium	1180,791	Hannan-Quinnovo kritérium		1171,805	
rho (koeficient autokorelace)	-0,010363	Durbin-Watsonova statistika		2,003380	

6.7.1 Zápis odhadnuté spotřební funkce

$$\hat{C}_t = -39014,1 + 0,249G_t + 0,881C_{(t-1)} + 0,063I_{(t-1)} + 48437,9D1 + 38986,5D2 + 34624,8D3 \quad (6.7)$$

6.7.2 Shoda odhadnutého modelu se skutečností

$R^2 = 99,56\% \Rightarrow$ pomocí odhadnutého modelu je možné vysvětlit variabilitu soukromé spotřeby z 99,56 % pomocí variability zvolených regresorů.

6.7.3 Konfidenční intervaly parametrů odhadnuté spotřební funkce

Tabulka 3 – Konfidenční intervaly parametrů odhadnuté spotřební funkce

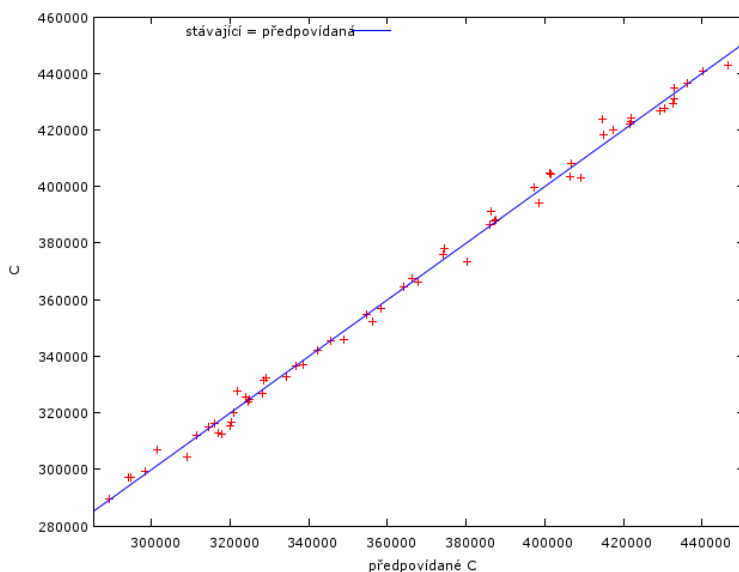
	koeficient	95 % konfidenční interval	
const	-39014,1	-48284,4	-29743,8
G_t	0,249203	0,106138	0,392268
$C_{(t-1)}$	0,881190	0,818116	0,944265
$I_{(t-1)}$	0,0633354	0,0126579	0,114013
D1	48437,9	44851,0	52024,8
D2	38986,5	36303,0	41670,0
D3	34624,8	29741,2	39508,5

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

6.7.4 Statistická významnost odhadnutých parametrů a jejich ekonomická verifikace

Všechny odhadnuté parametry, s výjimkou zpožděných investic, jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ a vyšší. Zpožděné investice $I_{(t-1)}$ jsou statisticky významné na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ a vyšší. Směr a síla působení regresorů na regresand, odpovídá předpokladům, resp. ekonomické teorii. Odhadnutá konstanta neodpovídá předpokladu o nezápornosti soukromé spotřeby.

Graf 16 – Porovnání skutečných a vyrovaných hodnot modelu spotřební funkce



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

6.8 Testování odhadnutého modelu spotřební funkce

6.8.1 Testování autokorelace – Breusch-Godfrey test

$H_0 = \text{model je prostý autokorelace}$

$H_1 = \text{non } H_0$

Tabulka 4 – Testování autokorelace pro jednotlivé řády modelu spotřební funkce

testovaný řád autokorelace	p-hodnota LM testu	závěr při $\alpha = 0,05$
1.	0,939828	H0 nelze zamítnout
2.	0,347039	H0 nelze zamítnout
3.	0,226583	H0 nelze zamítnout
4.	0,0937646	H0 nelze zamítnout

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Závěr k testu autokorelace: Model je pro všechny testované řády prostý autokorelace.

6.8.2 Testování heteroskedasticity – Whiteův test

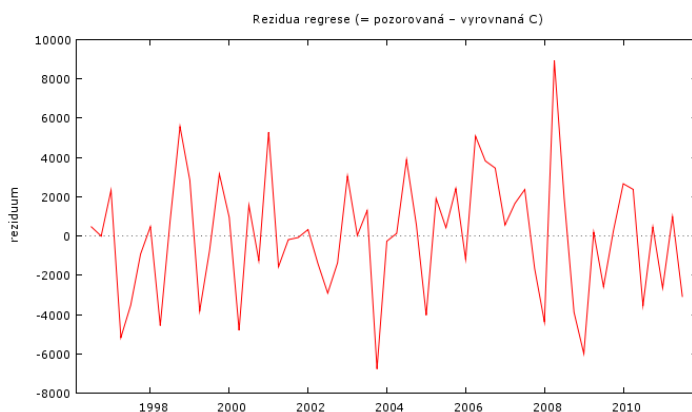
$H_0 = \text{model je homoskedastický}$

$H_1 = \text{non } H_0$

$p - \text{hodnota Whiteova testu} = 0,249362 > \alpha = 0,05 \Rightarrow H_0 \text{ nelze zamítnout}$

Závěr k testu heteroskedasticity: Model splňuje podmínku homoskedasticity.

Graf 17 – Reziduální rozptyl modelu spotřební funkce



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

6.8.3 Testování normality reziduí – Jarque-Bera test

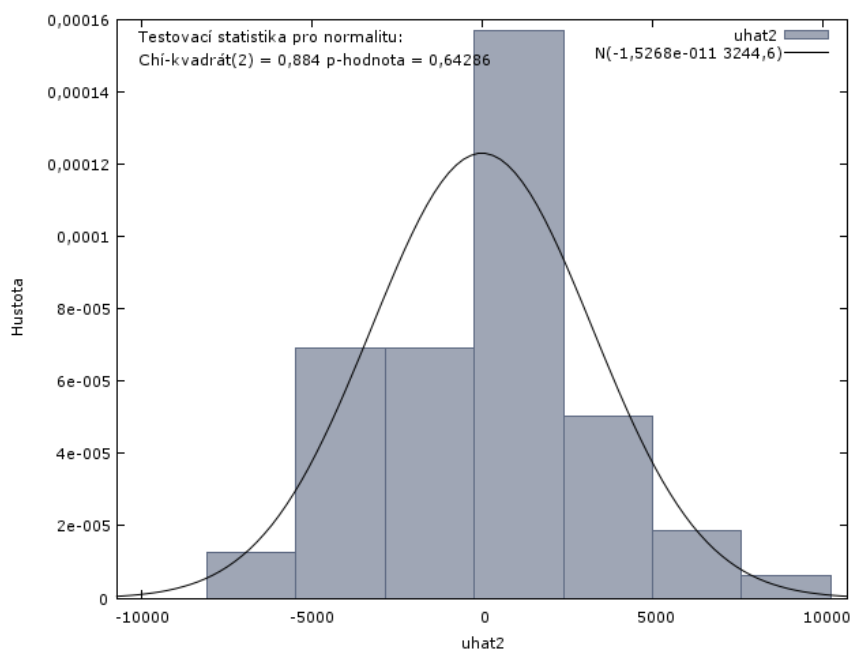
$H_0 =$ náhodné složky jsou normálně rozdělené

$H_1 =$ non H_0

p – hodnota χ^2 testu = 0,883665 > $\alpha = 0,05 \Rightarrow H_0$ nelze zamítnout

Závěr k testu normality: Náhodné složky jsou normálně rozdělené.

Graf 18 – Normalita reziduí modelu spotřební funkce



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

6.8.4 Testování stability parametrů – CUSUM test

$H_0 =$ parametry odhadnutého modelu jsou stabilní

$H_1 =$ non H_0

p – hodnota CUSUM testu = 0,522499 > $\alpha = 0,05 \Rightarrow H_0$ nelze zamítnout

Závěr CUSUM testu: Odhadnuté parametry modelu spotřební funkce jsou stabilní.

6.9 Odhad parametrů modelu investiční funkce pomocí BMNČ

Model investiční fce.: OLS, za použití pozorování 1996:3-2011:3 (T = 61)
Závisle proměnná: I

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-19883,9	9417,61	-2,1114	0,03930	**
I_t_1	0,956778	0,0428769	22,3145	<0,00001	***
DIF_NX_t_1	0,40927	0,141054	2,9015	0,00533	***
D1	43850,2	5929,1	7,3958	<0,00001	***
D2	40998,1	4100,63	9,9980	<0,00001	***
D3	29257,5	4100,02	7,1359	<0,00001	***
Střední hodnota závisle proměnné	202121,0	Sm. odchylka závisle proměnné		36881,57	
Součet čtverců reziduí	6,91e+09	Sm. chyba regrese		11210,06	
Koeficient determinace	0,915315	Adjustovaný koeficient determinace		0,907616	
F(5, 55)	118,8927	P-hodnota(F)		3,34e-28	
Logaritmus věrohodnosti	-652,1958	Akaikovo kritérium		1316,392	
Schwarzovo kritérium	1329,057	Hannan-Quinnovo kritérium		1321,355	
rho (koeficient autokorelace)	0,140095	Durbin-Watsonova statistika		1,719241	

6.9.1 Zápis odhadnuté investiční funkce

$$\hat{I}_t = -19883,9 + 0,957I_{(t-1)} + 0,409DIF_NX_{(t-1)} + 43850,2D1 + 40998,1D2 + 29257,5D3 \quad (6.8)$$

6.9.2 Shoda odhadnutého modelu se skutečností

$R^2 = 91,53\% \Rightarrow$ pomocí odhadnutého modelu je možné vysvětlit variabilitu tvorby hrubého kapitálu z 91,53 % pomocí variability zvolených regresorů.

6.9.3 Konfidenční intervaly parametrů odhadnuté investiční funkce

Tabulka 5 – Konfidenční intervaly parametrů odhadnuté investiční funkce

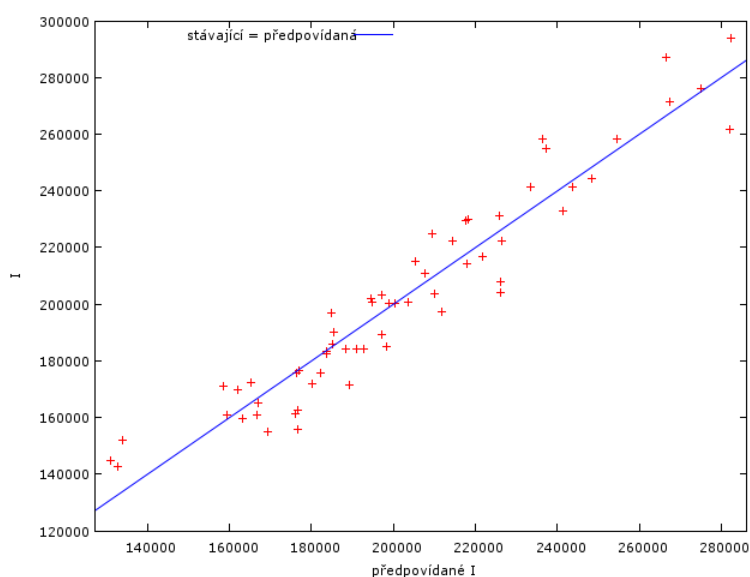
	koeficient	95 % konfidenční interval	
const	-19883,9	-38757,2	-1010,61
$I_{(t-1)}$	0,956778	0,870851	1,04271
DIF_NX $_{(t-1)}$	0,409270	0,126591	0,691950
D1	43850,2	31968,0	55732,4
D2	40998,1	32780,3	49215,9
D3	29257,5	21040,9	37474,1

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

6.9.4 Statistická významnost odhadnutých parametrů a jejich ekonomická verifikace

Všechny odhadnuté regresory, kromě konstanty, jsou statisticky významné již na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. Konstanta je statisticky významná na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ a vyšší. Velikost a směr působení vysvětlujících proměnných $I_{(t-1)}$ a DIF_NX $_{(t-1)}$ na proměnnou vysvětlovanou odpovídá předpokladům, resp. ekonomické teorii. Odhadnutá konstanta neodpovídá předpokladu o nezápornosti investic.

Graf 19 – Porovnání skutečných a vyrovnaných hodnot modelu investiční funkce



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

6.10 Testování odhadnutého modelu investiční funkce

6.10.1 Testování autokorelace – Breusch-Godfrey test

$H_0 = \text{model je prostý autokorelace}$

$H_1 = \text{non } H_0$

Tabulka 6 – Testování autokorelace pro jednotlivé řády modelu investiční funkce

testovaný řád autokorelace	p-hodnota LM testu	závěr při $\alpha = 0,05$
1.	0,187399	H0 nelze zamítnout
2.	0,182052	H0 nelze zamítnout
3.	0,185206	H0 nelze zamítnout
4.	0,188649	H0 nelze zamítnout

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Závěr k testu autokorelace: Model investiční funkce je na všech testovaných řádech prostý autokorelace.

6.10.2 Testování heteroskedasticity – Whiteův test

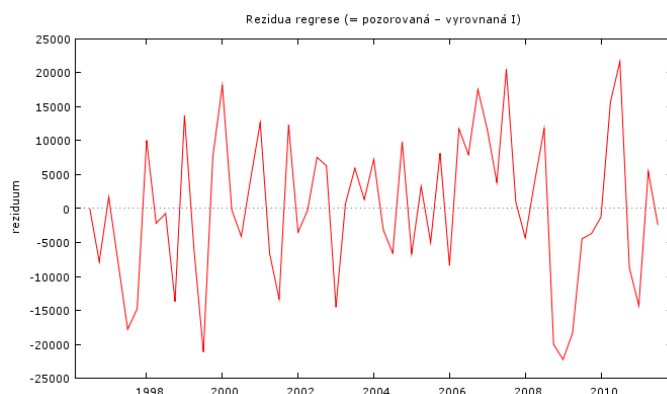
$H_0 = \text{model je homoskedastický}$

$H_1 = \text{non } H_0$

$p - \text{hodnota Whiteova testu} = 0,664453 > \alpha = 0,05 \Rightarrow H_0 \text{ nelze zamítnout}$

Závěr k testu heteroskedasticity: Rezidua modelu jsou homoskedastická.

Graf 20 – Reziduální rozptyl modelu investiční funkce



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

6.10.3 Testování normality – Jarque-Bera test

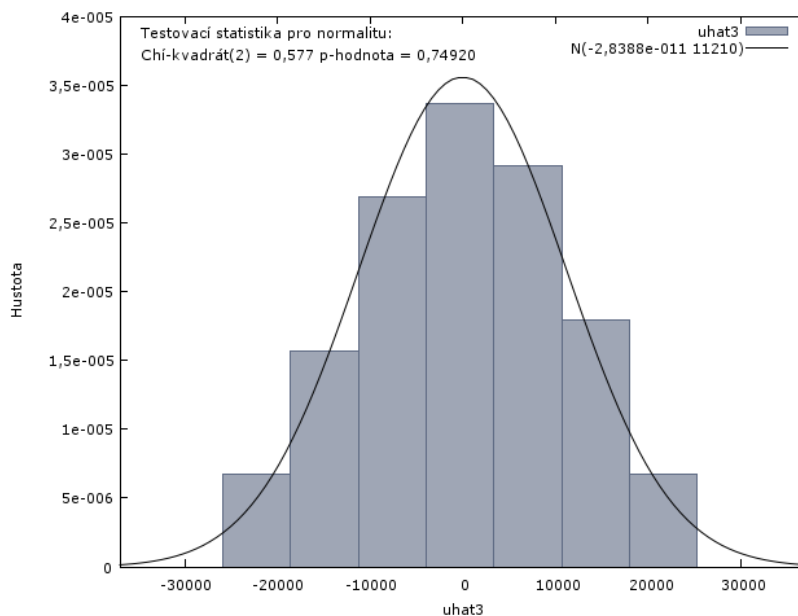
$H_0 =$ náhodné složky jsou normálně rozdělené

$H_1 =$ non H_0

p – hodnota χ^2 testu = 0,749205 > $\alpha = 0,05 \Rightarrow H_0$ nelze zamítnout

Závěr k testu normality: Náhodné složky mají normální rozdělení.

Graf 21 – Normalita reziduí modelu investiční funkce



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

6.10.4 Testování stability parametrů – CUSUM test

$H_0 =$ parametry odhadnutého modelu jsou stabilní

$H_1 =$ non H_0

p – hodnota CUSUM testu = 0,309835 > $\alpha = 0,05 \Rightarrow H_0$ nelze zamítnout

Závěr CUSUM testu: Odhadnutý model investiční funkce je stabilní v parametrech.

7. PROGNÓZA BUDOUCÍHO EKONOMICKÉHO VÝVOJE

7.1 Postup prognózy

V rámci prognostické části práce dojde nejprve k odhadu prognostických modelů pro exogenní proměnné G a NX, na základě kterých poté budou vyprognózovány hodnoty těchto regresorů pro zvolený prognostický horizont – Q4/2011 – Q4/2013 (celkem 9 čtvrtletí). Prognóza spotřeby a investic bude provedena prostým dosazením příslušných hodnot daných proměnných, do investiční či spotřební funkce. Stejným způsobem bude nakonec odhadnut (prognózován) hrubý domácí produkt, tedy dosazením do makroekonomické identity. V části týkající se prognózy exogenních proměnných bude nejprve zvolena vhodná specifikace modelu na základě níže uvedených kritérií. Využity budou modely založené na Box-Jenkinsově metodologii. Stejný způsob bude rovněž použit pro prognózu vývoje reálné peněžní zásoby, respektive reálné poptávky po penězích v širším vymezení (M2). V tomto případě byl zvolen koncept reálné poptávky po penězích, z důvodu možného srovnání s prognózovaným vývojem reálné ekonomiky a tudíž s možností určit možné budoucí inflační tlaky. Prognostické schopnosti modelů, založených na Box-Jenkinsově metodologii, budou verifikovány pomocí ex-post prognózy a následně také porovnáním prognózované hodnoty se skutečnou, pro období čtvrtého čtvrtletí roku 2011. Druhým z uvedených způsobů budou rovněž verifikovány modely pro soukromou spotřebu, investice a reálné HDP. To, že je možné srovnat prognózovanou hodnotu se skutečnou, je z toho důvodu, že v době zpracovávání prognózy hodnota za čtvrtý kvartál roku 2011 nebyla dostupná.³⁰

³⁰ Český statistický úřad, respektive Česká národní banka v systému ARAD, zároveň při kompletaci údajů daného roku mírně upravují i hodnoty pro předchozí čtvrtletí. Proto se aktuálně dostupné údaje (14.3.2012) za první tři čtvrtletí roku 2011, mírně liší od těch, na základě kterých jsou odhadnuty příslušné modely (u zdrojových tabulek jednotlivých modelů jsou uvedeny časové údaje čerpání dat). Z tohoto důvodu jsou i chyby ex-ante prognóz nepatrně nadhodnocené.

7.2 Prognóza G – model vládních výdajů

7.2.1 Výběr vhodné specifikace a odhad modelu

Tabulka 7 – Výběr vhodné specifikace modelu pro prognózu G

	Typ testovaného modelu pro proměnnou G	RMSE	MAE	MAPE
1.	ARIMA (0,0,0) with drift – pro nestacionaritu nelze použít	19793	16423	8,7887
2.	ARIMA (0,1,0) with drift - random walk (RW) model – pro nestacionaritu nelze použít	17879	13294	7,3951
3.	SARIMA (0,0,0)x(0,1,0) ₄ with drift - seasonal random walk (SRW) model	4669,9	4119,6	2,2908
4.	SARIMA (0,1,0)x(0,1,0) ₄ with drift - seasonal random trend (SRT) model	2408,5	2277	1,2575
5.	SARIMA (1,1,0)x(0,1,0) ₄ with drift - SRT + AR(1)	2524,8	2100	1,1453
6.	SARIMA (0,1,0)x(1,1,0) ₄ with drift- SRT + SAR(1)	2415,2	2110,8	1,1565
7.	SARIMA (1,1,0)x(1,1,0) ₄ with drift - SRT + AR(1) + SAR(1)	2712,9	2222,2	1,2158
8.	SARIMA (0,1,1)x(0,1,0) ₄ with drift - SRT + MA(1)	2682,4	2326,3	1,268
9.	SARIMA (0,1,0)x(0,1,1) ₄ with drift - SRT + SMA(1) – nesplněna podmínka konvergence – model nelze odhadnout	-	-	-
10.	SARIMA (0,1,1)x(0,1,1) ₄ with drift - SRT + MA(1) + SMA(1) – nesplněna podmínka konvergence – model nelze odhadnout	-	-	-
Nejlepší skóre pro danou variantu = MIN(RMSE/MAE/MAPE)		2408,5	2100	1,1453
Nejlepší specifikace modelu podle daného kritéria		4.	5.	5.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Jako nejvhodnější specifikace modelu podle výše uvedených výsledků jednotlivých kritérií a výsledků provedené ex-post prognózy (Příloha 11), byla vybrána specifikace typu SARIMA (1,1,0)(0,1,0) s posunem (driftem) a čtvrtletní sezónností, jde de facto o seasonal random trend (SRT) model rozšířený o autoregresní proces typu AR(1).

Zápis modelu SARIMA (1,1,0)(0,1,0) s driftem pro G je následující

$$\Delta\Delta_4 G_t = \delta + \phi_1 \Delta\Delta_4 G_{(t-4)} + a_t, \quad \text{kde } a_t \sim iid(0, \sigma^2). \quad (7.1)$$

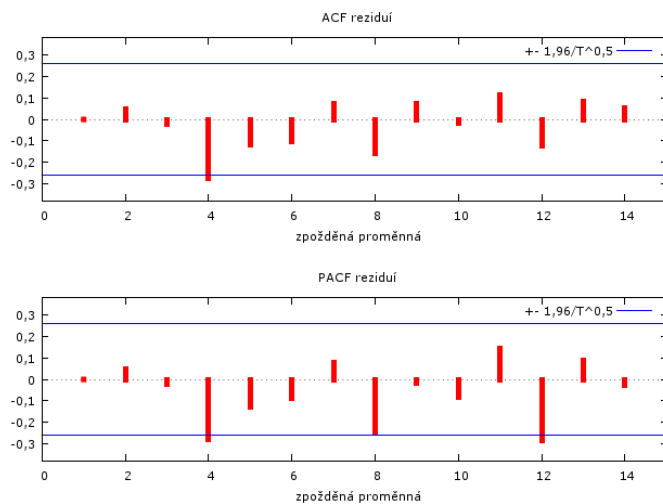
Odhadnutý SARIMA (1,1,0)(0,1,0) s driftem má potom podobu

$$g_t = -104,197 - 0,390530g_{(t-4)} + a_t, \quad \text{kde } g_t = \Delta\Delta_4 G_t, \quad (7.2)$$

s p-hodnotou = 0,8229 pro konstantu a s p-hodnotou = 0,0013 pro parametr ϕ_1 . Tudíž konstanta je na hladině $\alpha = 0,05$ statisticky nevýznamná, parametr ϕ_1 je statisticky významný již na hladině $\alpha = 0,01$. Podle výše parametru ϕ_1 , pro kterou platí $\phi_1 < 1$ lze mluvit o stacionárním modelu (procesu).

7.2.2 Testování autokorelace stochastického procesu

Graf 22 – Korelogram pro model vládních výdajů - SARIMA (1,1,0)(0,1,0)



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

Závěr k testu autokorelace: Rezidua modelu SARIMA (1,1,0)(0,1,0) nejsou významně korelovaná.

7.2.3 Ex-post prognóza

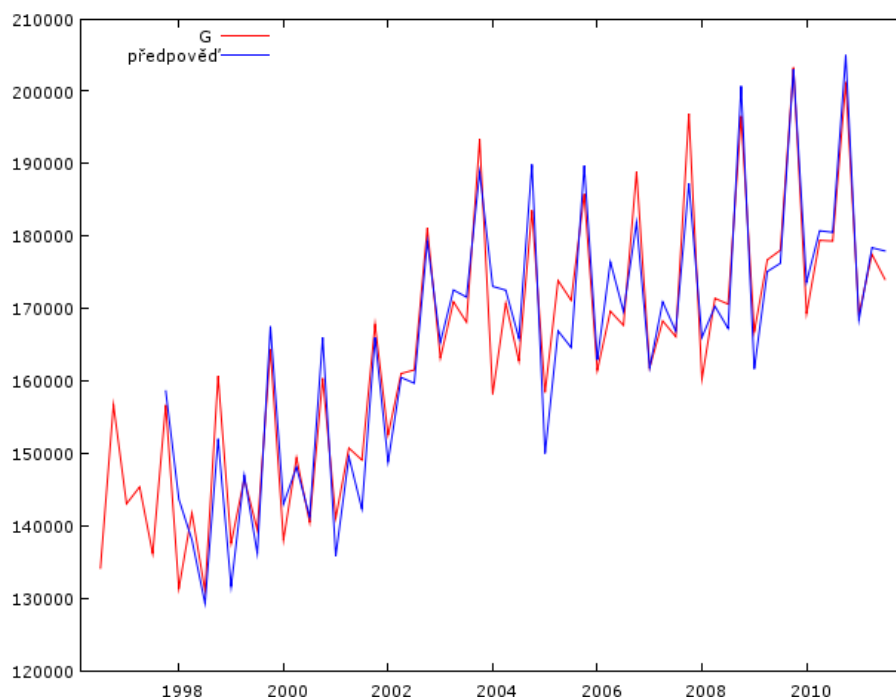
Tabulka 8 – Ex-post prognóza vládních výdajů – SARIMA (1,1,0)(0,1,0)

	skutečná hodnota	odhadnutá hodnota	chyba prognózy	
Q4/2009	203311,00	203063,25	247,75	0,12%
Q1/2010	169348,00	173681,02	-4333,02	-2,56%
Q2/2010	179437,00	180767,98	-1330,98	-0,74%
Q3/2010	179342,00	180547,85	-1205,85	-0,67%
Q4/2010	201277,00	204982,32	-3705,32	-1,84%
Q1/2011	169225,00	168457,06	767,94	0,45%
Q2/2011	177509,00	178422,82	-913,82	-0,51%
Q3/2011	174067,00	177974,01	-3907,01	-2,24%

Poznámka: Hodnoty jsou v mil. Kč.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Graf 23 – Ex-post prognóza pro G – SARIMA (1,1,0)(0,1,0)



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

Jak je vidět z Tabulky 8 i Grafu 23, model popisuje minulý vývoj proměnné G velmi kvalitně, proto lze předpokládat, že takovéto vlastnosti budou mít i odhady ex-ante. Průměrná chyba prognózy v testovaném ex-post horizontu činila -2% - v průměru tedy vycházely podstřelené odhady.

7.2.4 Ex-ante prognóza

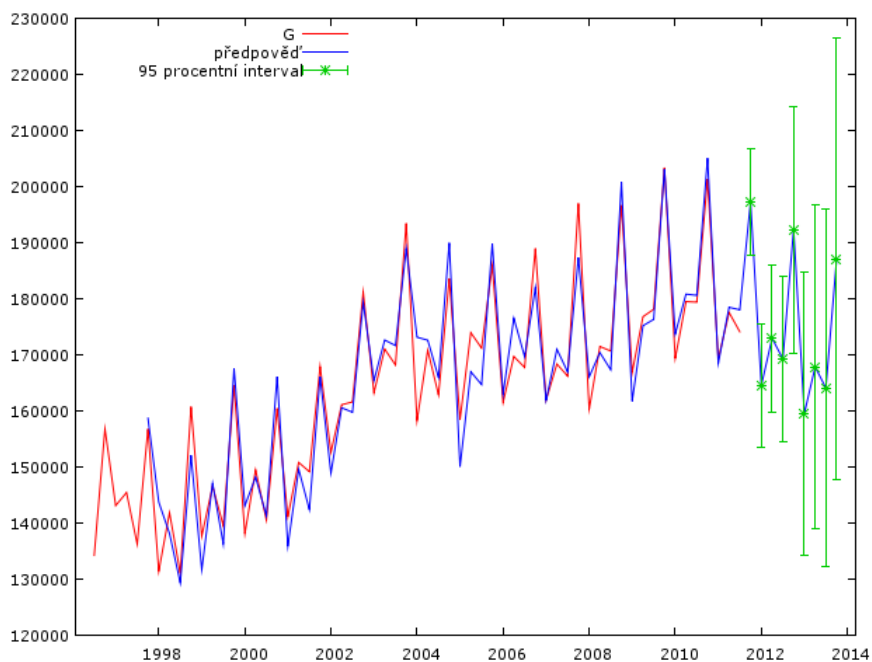
Tabulka 9 – Ex-ante prognóza vládních výdajů – SARIMA (1,1,0)(0,1,0)

	předpověď	směr. chyba	95 % konfidenční interval
Q4/2011	197164,21	4814,189	(187728,58; 206599,85)
Q1/2012	164513,45	5637,853	(153463,46; 175563,43)
Q2/2012	172886,39	6726,222	(159703,24; 186069,55)
Q3/2012	169264,77	7528,429	(154509,32; 184020,22)
Q4/2012	192287,24	11211,432	(170313,24; 214261,24)
Q1/2013	159520,77	12901,588	(134234,12; 184807,42)
Q2/2013	167794,02	14743,231	(138897,81; 196690,22)
Q3/2013	164066,44	16253,422	(132210,32; 195923,56)
Q4/2013	186985,40	20067,916	(147653,01; 226317,79)

Poznámka: Hodnoty jsou v mil. Kč.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Graf 24 – Ex-ante prognóza pro G – SARIMA (1,1,0)(0,1,0)



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

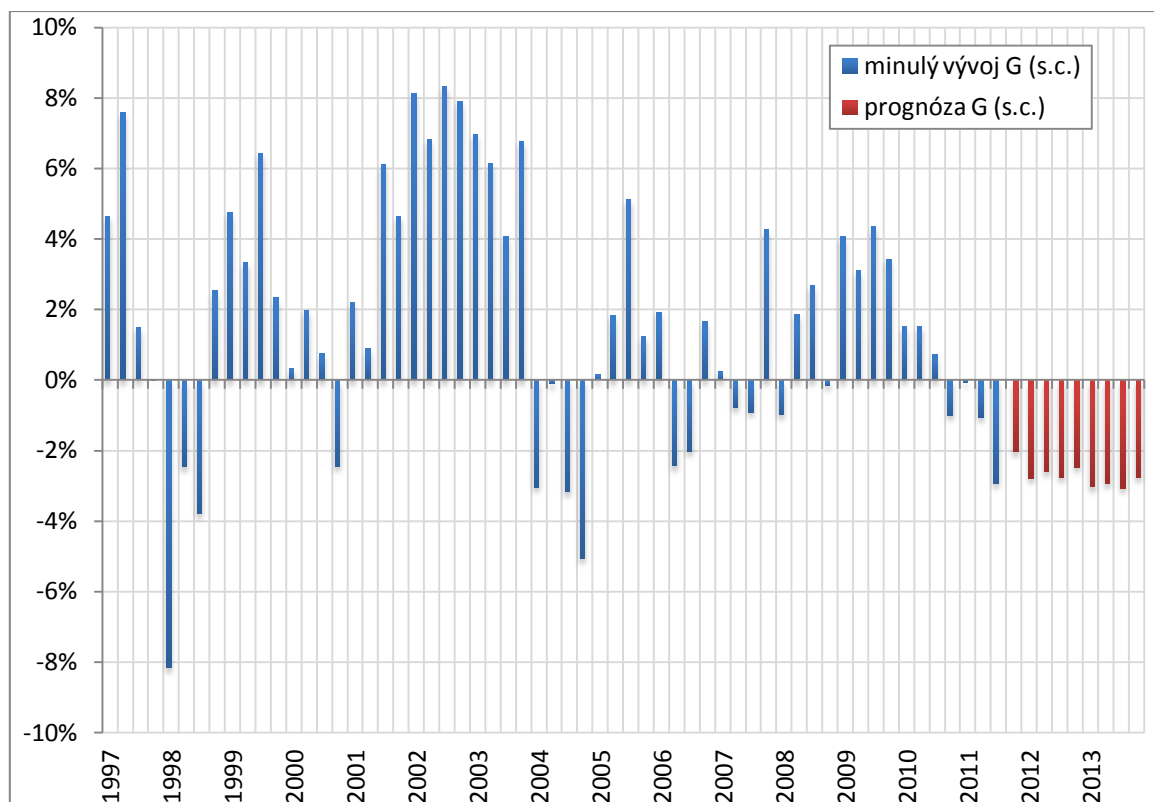
Tabulka 10 – Tempa růstu G ve s.c. – minulá a prognózovaná

Q1/2010	Q2/2010	Q3/2010	Q4/2010	Q1/2011	Q2/2011	Q3/2011	Q4/2011
1,51%	1,52%	0,71%	-1,00%	-0,07%	-1,07%	-2,94%	-2,04% ^f
0,68%*				-1,53%* ^f			
Q1/2012	Q2/2012	Q3/2012	Q4/2012	Q1/2013	Q2/2013	Q3/2013	Q4/2013
-2,78% ^f	-2,60% ^f	-2,76% ^f	-2,47% ^f	-3,03% ^f	-2,95% ^f	-3,07% ^f	-2,76% ^f
-2,66%* ^f				-2,95%* ^f			

Pozn.: Jedná se o tempa růstu vždy oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku. Hodnoty označené hvězdičkou jsou průměrná roční tempa růstu, spočtená jako prostý aritmetický průměr hodnot jednotlivých čtvrtletí. Index *f* (forecast) označuje prognózované hodnoty.

Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Graf 25 – Tempa růstu G ve s.c. – minulá a prognózovaná



Poznámka: Jedná se o změny vždy oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Provedená prognóza vypovídá o pravděpodobném snižování vládních výdajů v následujícím období (Q4:2011 – Q4:2013), průměrný mezikvartální pokles je odhadován na hodnotu 2,72 %. Tento závěr je v souladu s prohlášením vlády České republiky o snižování schodku veřejných financí.

7.2.5 Hodnocení ex-ante prognózy

Tabulka 11 – Hodnocení ex-ante prognózy G – SARIMA (1,1,0)(0,1,0)

	Prognóza	ČSÚ	Chyba prognózy
Q4/2011	197164 mil. Kč	197928 mil. Kč	-764 mil. Kč (odchylka -0,39%)

Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Při srovnání prognózovaných a skutečných hodnot pro G ve čtvrtém čtvrtletí roku 2011 došlo ke zjištění, že prognóza byla podstřelena pouze o 0,39 %, což je velmi dobrý výsledek.

7.3 Prognóza NX – model čistého exportu

7.3.1 Výběr vhodné specifikace a odhad modelu

Tabulka 12 – Výběr vhodné specifikace modelu pro prognózu NX

	Typ testovaného modelu pro proměnnou NX	RMSE	MAE	MAPE
1.	ARIMA (0,0,0) with drift – pro nestacionaritu nelze použít	60487	56611	77,254
2.	ARIMA (0,1,0) with drift - random walk (RW) model – pro nestacionaritu nelze použít	24815	21508	39,729
3.	SARIMA (0,0,0)x(0,1,0) ⁴ with drift - seasonal random walk (SRW) model	19358	16455	26,831
4.	SARIMA (0,1,0)x(0,1,0) ⁴ with drift - seasonal random trend (SRT) model	18927	15979	30,523
5.	SARIMA (1,1,0)x(0,1,0) ⁴ with drift - SRT + AR(1)	19070	16626	31,546
6.	SARIMA (0,1,0)x(1,1,0) ⁴ with drift- SRT + SAR(1)	17026	14411	26,978
7.	SARIMA (1,1,0)x(1,1,0) ⁴ with drift - SRT + AR(1) + SAR(1)	16892	14516	27,153
8.	SARIMA (0,1,1)x(0,1,0) ⁴ with drift - SRT + MA(1)	18961	16620	31,45
9.	SARIMA (0,1,0)x(0,1,1) ⁴ with drift - SRT + SMA(1)	16305	13092	25,734
10.	SARIMA (0,1,1)x(0,1,1) ⁴ with drift - SRT + MA(1) + SMA(1)	15488	13355	25,705
	Nejlepší skóre pro danou variantu = MIN(RMSE/MAE/MAPE)	15488	13092	25,705
	Nejlepší specifikace modelu podle daného kritéria	10.	9.	10.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Nejvhodnější specifikace modelu pro popis a prognózu chování proměnné NX je podle výše uvedených kritérií a provedené ex-post prognózy (Příloha 12) specifikace typu SARIMA (0,1,1)(0,1,1) s driftem a čtvrtletní sezónností, jde tak o SRT model rozšířený o nesezónní proces klouzavých průměrů typu MA(1) a sezónní proces klouzavých průměrů typu SMA(1).

Model SARIMA (0,1,1)(0,1,1) s driftem lze zapsat jako

$$\Delta\Delta_4NX_t = \delta + a_t + \theta_1 a_{(t-1)} + \Theta_1 a_{(t-4)}, \quad \text{kde } a_t \sim iid(0, \sigma^2). \quad (7.3)$$

Odhadnutý model SARIMA (0,1,1)(0,1,1)

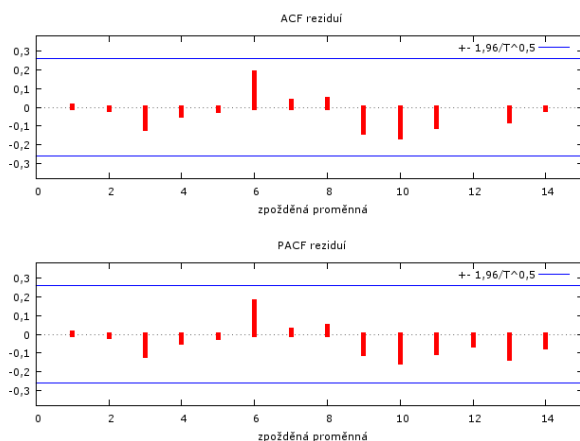
$$nx_t = 201,425 + a_t - 0,258882a_{(t-1)} - 0,555191a_{(t-4)}, \quad \text{kde } nx_t = \Delta\Delta_4NX_t, \quad (7.4)$$

kdy konstanta s p-hodnotou = 0,6709 není na hladině $\alpha = 0,05$ statisticky významná, parametr θ_1 s p-hodnotou = 0,0698 je významný až na hladině významnosti $\alpha = 0,1$ a vyšší, parametr Θ_1 s p-hodnotou = 0,000007 je významný na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ a vyšší. Jelikož platí, že $|\theta_1| < 1$, stejně tak $|\Theta_1| < 1$, lze označit model za invertibilní.

Zároveň lze přijmout předpoklad o stacionaritě modelu, jež je u MA procesů splněna automaticky, neboť přímo vychází z Woldovy reprezentace (Wold, 1938).

7.3.2 Testování autokorelace stochastického procesu

Graf 26 – Korelogram pro SARIMA (0,1,1)(0,1,1)



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

Závěr k testu autokorelace: Rezidua modelu SARIMA (0,1,1)(0,1,1) nejsou významně korelovaná.

7.3.3 Ex-post prognóza

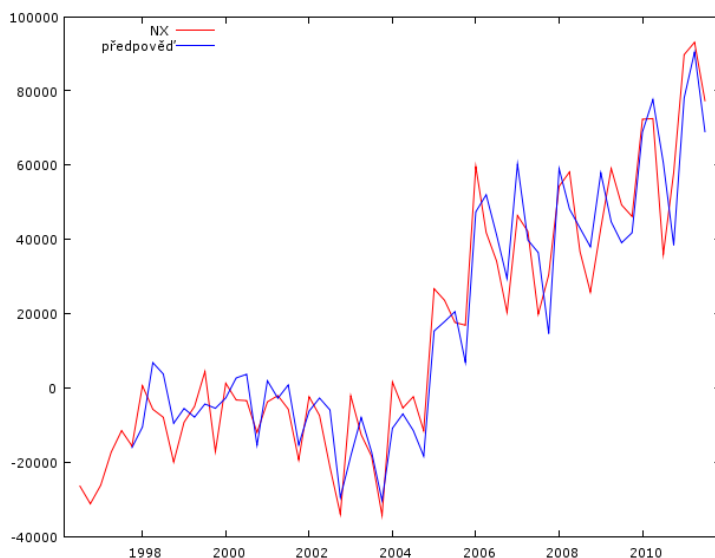
Tabulka 13 – Ex-post prognóza čistého exportu – SARIMA (0,1,1)(0,1,1)

	skutečná hodnota	odhadnutá hodnota	chyba prognózy	
Q4/2009	46236,00	41848,70	4387,30	9,49%
Q1/2010	72399,00	68995,23	3403,77	4,70%
Q2/2010	72561,00	77655,80	-5094,80	-7,02%
Q3/2010	36053,00	60693,99	-24640,99	-68,35%
Q4/2010	58058,00	38561,86	19496,14	33,58%
Q1/2011	89767,00	78116,13	11650,87	12,98%
Q2/2011	93092,00	90432,02	2659,98	2,86%
Q3/2011	77373,00	69044,85	8328,15	10,76%

Poznámka: Hodnoty jsou v mil. Kč.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Graf 27 – Ex-post prognóza pro NX – SARIMA (0,1,1)(0,1,1)



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

Z Tabulky 13 i Grafu 27 je patrné, že model popisuje minulý vývoj proměnné NX velmi kvalitně, proto lze předpokládat, že takovéto vlastnosti budou mít i odhady ex-ante. Průměrná chyba prognózy v ex-post testovaném horizontu byla -0,25% (v průměru docházelo k podstřelování).

7.3.4 Ex-ante prognóza

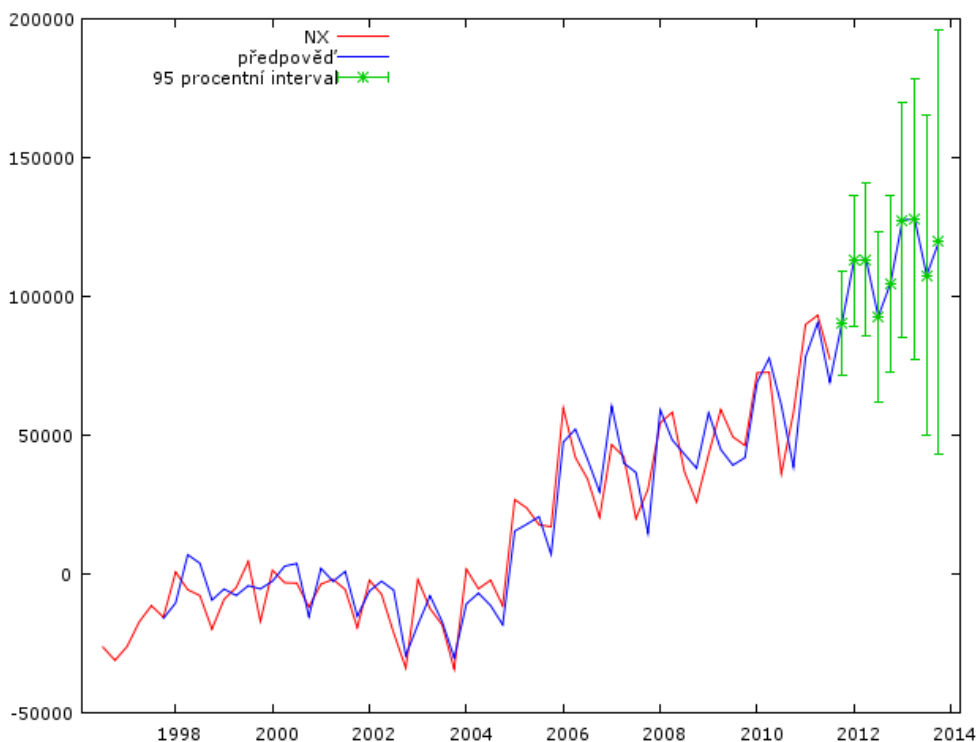
Tabulka 14 – Ex-ante prognóza čistého exportu – SARIMA (0,1,1)(0,1,1)

	předpověď	směr. chyba	95 % konfidenční interval
Q4/2011	90140,96	9635,480	(71255,77; 109026,15)
Q1/2012	112780,76	11993,194	(89274,53; 136286,99)
Q2/2012	113155,81	13958,185	(85798,27; 140513,35)
Q3/2012	92632,20	15678,812	(61902,30; 123362,11)
Q4/2012	104404,59	16345,783	(72367,44; 136441,74)
Q1/2013	127245,81	21548,150	(85012,21; 169479,41)
Q2/2013	127822,29	25718,883	(77414,21; 178230,38)
Q3/2013	107500,11	29301,862	(50069,51; 164930,70)
Q4/2013	119473,92	39043,650	(42949,77; 195998,07)

Poznámka: Hodnoty jsou v mil. Kč.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Graf 28 – Ex-ante prognóza pro NX – SARIMA (0,1,1)(0,1,1)



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

Tabulka 15 – Tempa růstu NX ve s.c

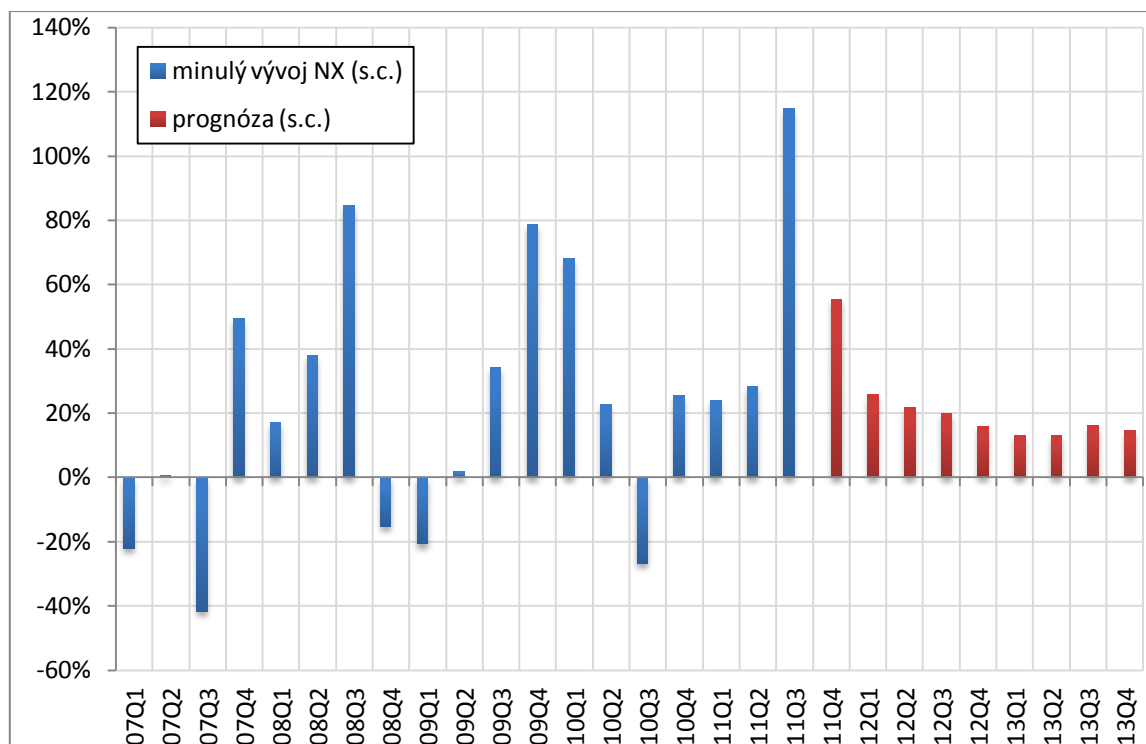
Q1/2010	Q2/2010	Q3/2010	Q4/2010	Q1/2011	Q2/2011	Q3/2011	Q4/2011
68,04%	22,70%	-26,92%	25,57%	23,99%	28,29%	114,61%	55,26% ^f
22,35%*				55,54%* ^f			
Q1/2012	Q2/2012	Q3/2012	Q4/2012	Q1/2013	Q2/2013	Q3/2013	Q4/2013
25,64% ^f	21,55% ^f	19,72% ^f	15,82% ^f	12,83% ^f	12,96% ^f	16,05% ^f	14,43% ^f
20,68%* ^f				14,07%* ^f			

Pozn.: Jedná se o tempa růstu vždy oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku. Hodnoty označené hvězdičkou jsou průměrná roční tempa růstu, spočtená jako prostý aritmetický průměr hodnot jednotlivých čtvrtletí.

Index *f* (forecast) označuje prognózované hodnoty.

Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Graf 29 – Tempa růstu NX ve s.c.



Poznámka: Jedná se o změny vždy oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Pro všechna prognózovaná období je odhadován budoucí růst čistého exportu, v průměru o 21,59 %.

7.3.5 Hodnocení ex-ante prognózy

Tabulka 16 – Hodnocení ex-ante prognózy NX – SARIMA (0,1,1)(0,1,1)

	Prognóza	ČSÚ	Chyba prognózy
Q4/2011	90141 mil. Kč	81285 mil. Kč	+8856 mil. Kč (odchylka +10,89%)

Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Podle výsledků verifikace uvedených v tabulce výše je zřejmé, že ve čtvrtém kvartále roku 2011 došlo k přestřelení prognózy o 10,89 %. Větší chyba prognózy je dána větší volatilitou této proměnné (viz předchozí Graf 29), jež je především determinována vývojem poptávky v zahraničí a rovněž tak volatilitou měnového kurzu.

7.4 Prognóza I – model tvorby hrubého kapitálu

7.4.1 Model použitý pro prognózu – investiční funkce

$$I_t = \gamma_{21} + \gamma_{22}I_{(t-1)} + \gamma_{23}DIF_NX_{(t-1)} + \gamma_{24}D1 + \gamma_{25}D2 + \gamma_{26}D3 + u_{It} \quad (7.5)$$

$$\hat{I}_t = -19883,9 + 0,957I_{(t-1)} + 0,409DIF_NX_{(t-1)} + 43850,2D1 + 40998,1D2 + 29257,5D3 \quad (7.6)$$

7.4.2 Ex-ante prognóza

$$\begin{aligned} \hat{I}_{Q4:2011} &= -19883,9 + 0,957 \times 241465 + 0,409 \times (90140,96 - 77373) + 29257,5 \\ &= 245677,70 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.7)$$

$$\begin{aligned} \hat{I}_{Q1:2012} &= -19883,9 + 0,957 \times 245677,70 + 0,409 \times (112780,76 - 90140,96) \\ &= 224489,34 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.8)$$

$$\begin{aligned} \hat{I}_{Q2:2012} &= -19883,9 + 0,957 \times 224489,34 + 0,409 \times (113155,81 - 112780,76) \\ &+ 43850,2 = 238955,99 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.9)$$

$$\begin{aligned} \hat{I}_{Q3:2012} &= -19883,9 + 0,957 \times 238955,99 + 0,409 \times (92632,20 - 113155,81) \\ &+ 40988,1 = 241390,93 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.10)$$

$$\begin{aligned} \hat{I}_{Q4:2012} &= -19883,9 + 0,957 \times 241390,93 + 0,409 \times (104404,59 - 92632,20) \\ &+ 29257,5 = 245199,63 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.11)$$

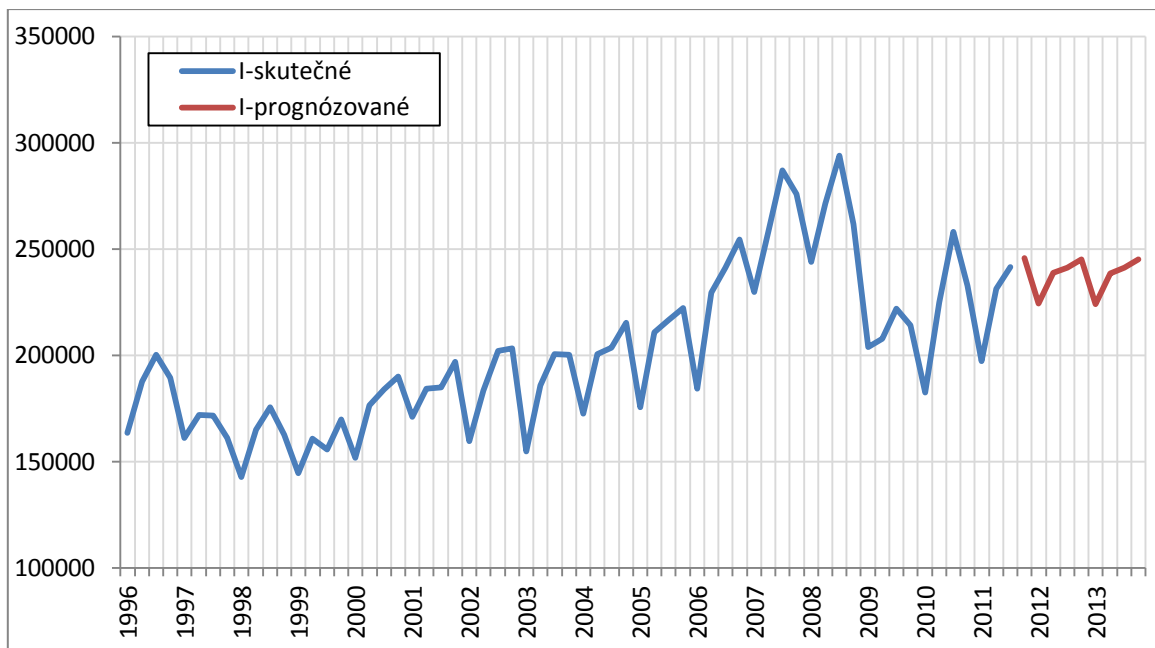
$$\begin{aligned} \hat{I}_{Q1:2013} &= -19883,9 + 0,957 \times 245199,63 + 0,409 \times (127245,81 - 104404,59) \\ &= 224114,20 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.12)$$

$$\begin{aligned} \hat{I}_{Q2:2013} &= -19883,9 + 0,957 \times 224114,20 + 0,409 \times (127822,29 - 127245,81) \\ &+ 43850,2 = 238679,37 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.13)$$

$$\begin{aligned} \hat{I}_{Q3:2013} &= -19883,9 + 0,957 \times 238679,37 + 0,409 \times (107500,11 - 127822,29) \\ &+ 40988,1 = 241208,59 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.14)$$

$$\begin{aligned} \hat{I}_{Q4:2013} &= -19883,9 + 0,957 \times 241208,59 + 0,409 \times (119473,92 - 107500,11) \\ &+ 29257,5 = 245107,51 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.15)$$

Graf 30 – Ex-ante prognóza I



Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

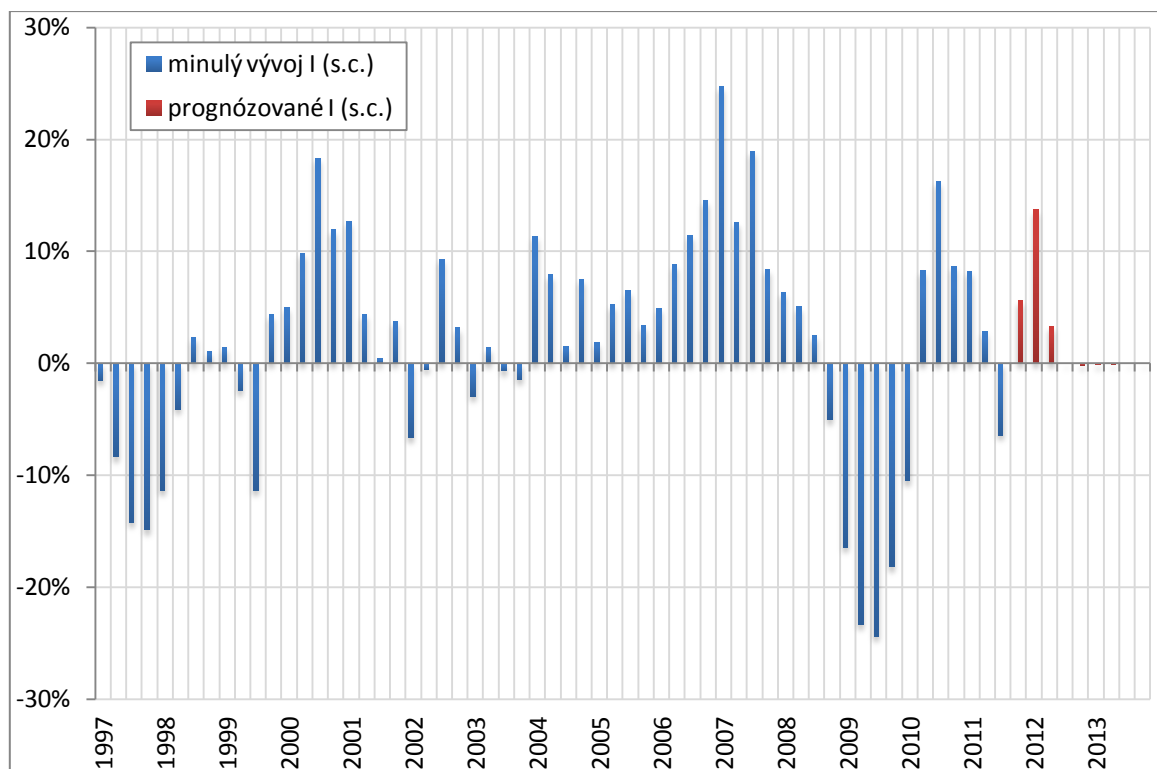
Tabulka 17 – Tempa růstu I ve s.c. – minulá a prognózovaná

Q1/2010	Q2/2010	Q3/2010	Q4/2010	Q1/2011	Q2/2011	Q3/2011	Q4/2011
-10,52%	8,25%	16,21%	8,65%	8,16%	2,80%	-6,46%	5,57% ^f
5,65%*				2,52%* ^f			
Q1/2012	Q2/2012	Q3/2012	Q4/2012	Q1/2013	Q2/2013	Q3/2013	Q4/2013
13,69% ^f	3,30% ^f	-0,03% ^f	-0,19% ^f	-0,17% ^f	-0,12% ^f	-0,08% ^f	-0,04% ^f
4,19%* ^f				-0,10%* ^f			

Pozn.: Jedná se o tempa růstu vždy oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku. Hodnoty označené hvězdičkou jsou průměrná roční tempa růstu, spočtená jako prostý aritmetický průměr hodnot jednotlivých čtvrtletí. Index *f* (forecast) označuje prognózované hodnoty.

Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Graf 31 – Tempa růstu I ve s.c. – minulá a prognózovaná



Poznámka: Jedná se o změny vždy oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku.

Zdroj: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Podle prognózy investiční aktivita poroste v prvních třech čtvrtletích prognostického horizontu. Ve zbytku prognózovaného období bude mírně klesat. Rovněž se v budoucnu nedá očekávat výrazný investiční boom, objem realizovaných investic se ovšem v porovnání s vývojem v minulosti bude držet na poměrně vysoké úrovni. Z Grafu 30 je rovněž patrné mírné vyhlazení sezónních nerovností. Průměrná mezikvartální změna pro prognózované období se pohybuje na hodnotě +2,44 %.

7.4.3 Hodnocení ex-ante prognózy

Tabulka 18 – Hodnocení ex-ante prognózy I

	Prognóza	ČSÚ	Chyba prognózy
Q4/2011	245678 mil. Kč	223271 mil. Kč	+22407 mil. Kč (odchylka +10,04%)

Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Chyba prognózy v případě tvorby hrubého kapitálu kolem 10 %, je stejně jako u čistého exportu³¹ poznamenána její cykličností, především tedy sezónností. Již J. M. Keynes poukazoval na tzv. „animal spirit“, tedy jakéhosi živočišného ducha podnikatelů a investorů, kteří o svých investicích rozhodují spíše intuitivně, a proto je velmi těžké odhadnout jejich chování. Podle Keynesese jsou investice nejdynamičtější složkou tvorby agregátní poptávky. V praxi lze často pozorovat vlny investičního optimismu nebo naopak pesimismu, které mnohdy přicházejí v neočekávanou dobu.

7.5 Prognóza C – model soukromé spotřeby

7.5.1 Model použitý pro prognózu – spotřební funkce

$$C_t = \gamma_{11} + \gamma_{12}G_t + \gamma_{13}C_{(t-1)} + \gamma_{14}I_{(t-1)} + \gamma_{15}D1 + \gamma_{16}D2 + \gamma_{17}D3 + u_{ct} \quad (7.16)$$

$$\begin{aligned} \hat{C}_t = & -39014,1 + 0,249G_t + 0,881C_{(t-1)} + 0,063I_{(t-1)} + 48437,9D1 + 38986,5D2 \\ & + 34624,8D3 \end{aligned} \quad (7.17)$$

7.5.2 Ex-ante prognóza

$$\begin{aligned} \hat{C}_{Q4:2011} = & -39014,1 + 0,249 \times 197164,21 + 0,881 \times 427552 + 0,063 \times 241465 \\ & + 34624,8 = 436590,2 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.18)$$

$$\begin{aligned} \hat{C}_{Q1:2012} = & -39014,1 + 0,249 \times 164513,45 + 0,881 \times 436590,2 + 0,063 \times 245677,70 \\ = & 402063,4 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.19)$$

$$\begin{aligned} \hat{C}_{Q2:2012} = & -39014,1 + 0,249 \times 172886,39 + 0,881 \times 402063,4 + 0,063 \times 224489,34 \\ & + 48437,9 = 420833,2 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.20)$$

$$\begin{aligned} \hat{C}_{Q3:2012} = & -39014,1 + 0,249 \times 169265,77 + 0,881 \times 420833,2 + 0,063 \times 238955,99 \\ & + 38986,5 = 427927,9 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.21)$$

$$\begin{aligned} \hat{C}_{Q4:2012} = & -39014,1 + 0,249 \times 192287,24 + 0,881 \times 427927,9 + 0,063 \times 241390,93 \\ & + 34624,8 = 435702,3 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.22)$$

³¹ Sama variabilita NX rovněž ovlivňuje variabilitu I, neboť NX figuruje jako regresor v investiční funkci.

$$\hat{C}_{Q1:2013} = -39014,1 + 0,249 \times 159520,77 + 0,881 \times 435702,3 + 0,063 \times 245199,63$$

$$= 400007,9 \text{ mil. Kč} \quad (7.23)$$

$$\hat{C}_{Q2:2013} = -39014,1 + 0,249 \times 167794,02 + 0,881 \times 400007,9 + 0,063 \times 224114,20$$

$$+ 48437,9 = 417730,7 \text{ mil. Kč} \quad (7.24)$$

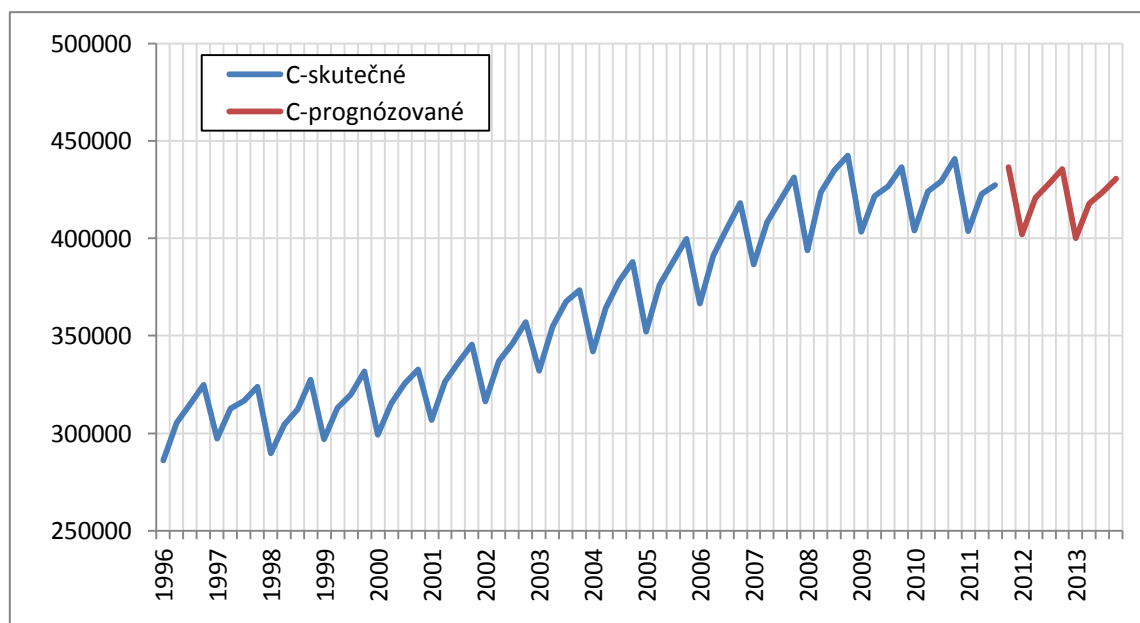
$$\hat{C}_{Q3:2013} = -39014,1 + 0,249 \times 164066,44 + 0,881 \times 417730,7 + 0,063 \times 238679,37$$

$$+ 38986,5 = 423882,5 \text{ mil. Kč} \quad (7.25)$$

$$\hat{C}_{Q4:2013} = -39014,1 + 0,249 \times 186985,40 + 0,881 \times 423882,5 + 0,063 \times 241208,59$$

$$+ 34624,8 = 430806,7 \text{ mil. Kč} \quad (7.26)$$

Graf 32 – Ex-ante prognóza C



Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Tabulka 19 – Tempa růstu C ve s.c. – minulá a prognózovaná

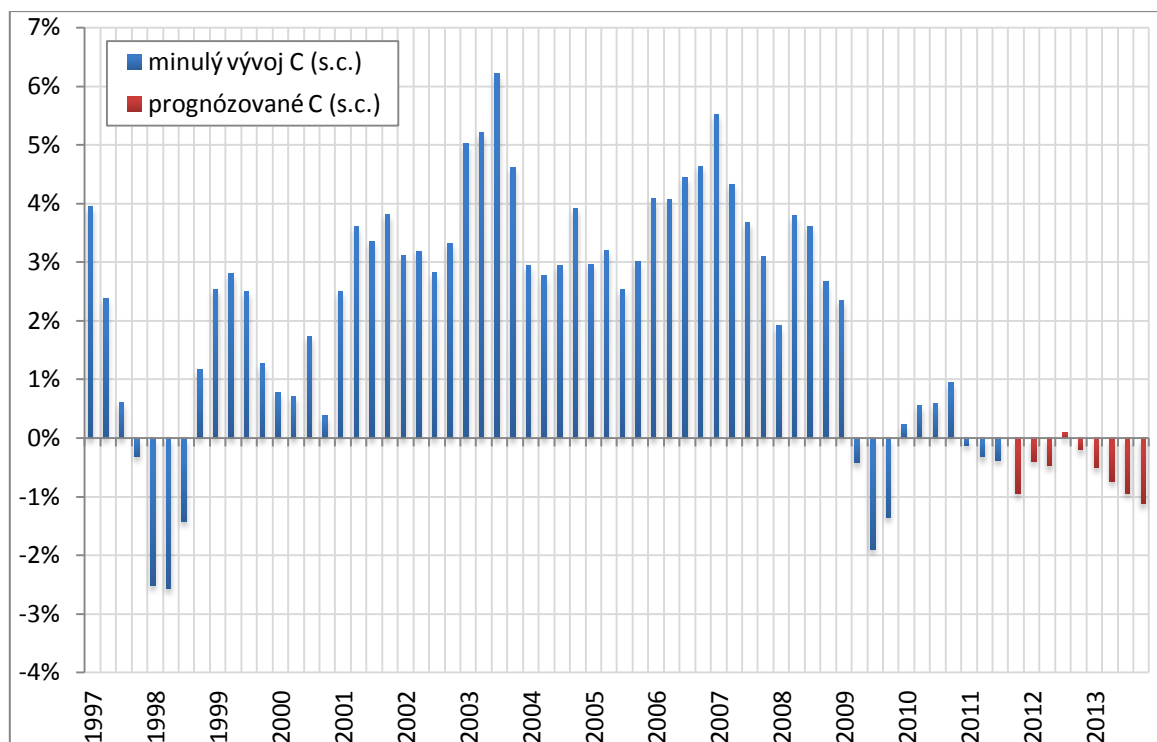
Q1/2010	Q2/2010	Q3/2010	Q4/2010	Q1/2011	Q2/2011	Q3/2011	Q4/2011
0,23%	0,55%	0,58%	0,95%	-0,13%	-0,33%	-0,39%	-0,95% ^f
0,58%*				-0,45%* ^f			
Q1/2012	Q2/2012	Q3/2012	Q4/2012	Q1/2013	Q2/2013	Q3/2013	Q4/2013
-0,40% ^f	-0,48% ^f	0,09% ^f	-0,20% ^f	-0,51% ^f	-0,74% ^f	-0,95% ^f	-1,12% ^f
-0,25%* ^f				-0,83%* ^f			

Pozn.: Jedná se o tempa růstu vždy oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku. Hodnoty označené hvězdičkou jsou průměrná roční tempa růstu spočtená jako prostý aritmetický průměr hodnot jednotlivých čtvrtletí.

Index *f* (forecast) označuje prognózované hodnoty.

Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Graf 33 – Tempa růstu C ve s.c. – minulá a prognózovaná



Poznámka: Jedná se o změny vždy oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

V prognózovaném horizontu bude pravděpodobně nadále docházet k poklesu soukromé spotřeby. Dojde tak nejspíše k navázání na sestupný trend, který započal již na začátku roku 2011. V průměru by v každém čtvrtletí mělo dojít k poklesu o 0,59 %.

7.5.3 Hodnocení ex-ante prognózy

Tabulka 20 – Hodnocení ex-ante prognózy C

	Prognóza	ČSÚ	Chyba prognózy
Q4/2011	436590 mil. Kč	437504 mil. Kč	-913,8 mil. Kč (odchylka -0,21%)

Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Velmi nízká odchylka prognózované hodnoty soukromé spotřeby od hodnoty skutečné vypovídá o relativní stabilitě této části agregátní poptávky. Nákupní a spotřební zvyklosti obyvatelstva se mění velmi pozvolně. Napovídá také o kvalitních prognostických vlastnostech odhadnuté spotřební funkce.

7.6 Prognóza Y (reálné HDP)

7.6.1 Model použitý pro prognózu – makroekonomická identita

$$Y_t \equiv C_t + I_t + G_t + NX_t \quad (7.27)$$

7.6.2 Ex-ante prognóza

$$\begin{aligned} Y_{Q4:2011} &= 436590,2 + 245677,70 + 197164,21 + 90140,96 \\ &= 969573,1 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.28)$$

$$\begin{aligned} Y_{Q1:2012} &= 402063,4 + 224489,34 + 164513,45 + 112780,76 \\ &= 903847,0 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.29)$$

$$\begin{aligned} Y_{Q2:2012} &= 420833,2 + 238955,99 + 172886,39 + 113155,81 \\ &= 945831,4 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.30)$$

$$\begin{aligned} Y_{Q3:2012} &= 427927,9 + 241390,93 + 169265,77 + 92632,20 \\ &= 931216,8 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.31)$$

$$\begin{aligned} Y_{Q4:2012} &= 435702,3 + 245199,63 + 192287,24 + 104404,59 \\ &= 977593,8 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.32)$$

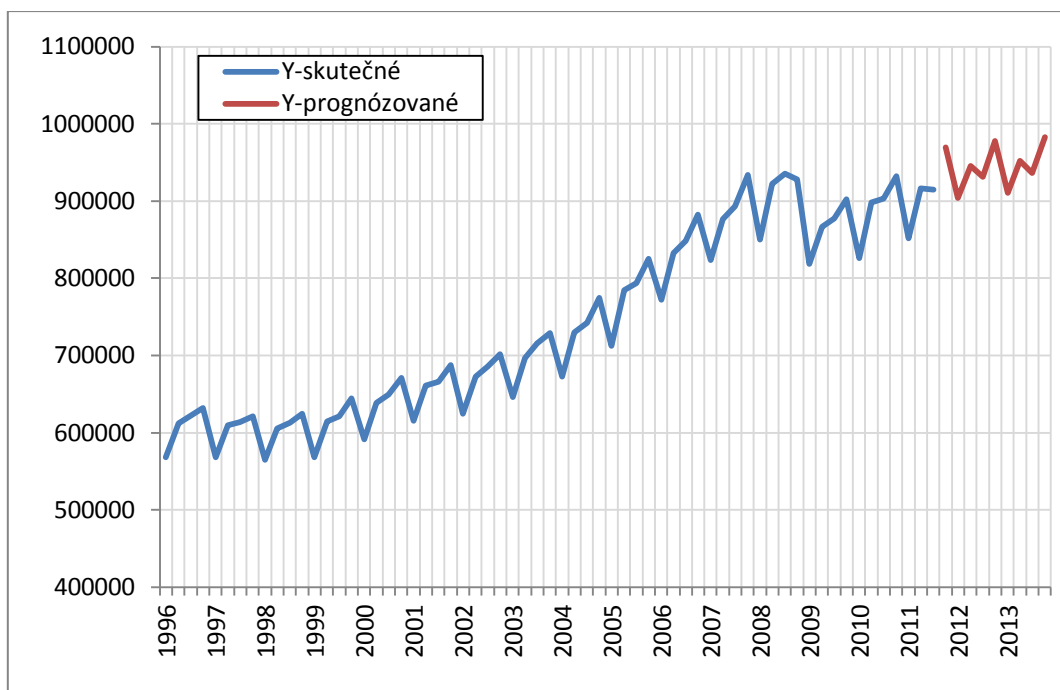
$$\begin{aligned} Y_{Q1:2013} &= 400007,9 + 224114,20 + 159520,77 + 127245,81 \\ &= 910888,7 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.33)$$

$$\begin{aligned} Y_{Q2:2013} &= 417730,7 + 238679,37 + 167794,02 + 127822,29 \\ &= 952026,4 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.34)$$

$$\begin{aligned} Y_{Q3:2013} &= 423882,5 + 241208,59 + 164066,44 + 107500,11 \\ &= 936657,6 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.35)$$

$$\begin{aligned} Y_{Q4:2013} &= 430806,7 + 245107,51 + 186985,40 + 119473,92 \\ &= 982373,5 \text{ mil. Kč} \end{aligned} \quad (7.36)$$

Graf 34 – Prognóza Y



Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

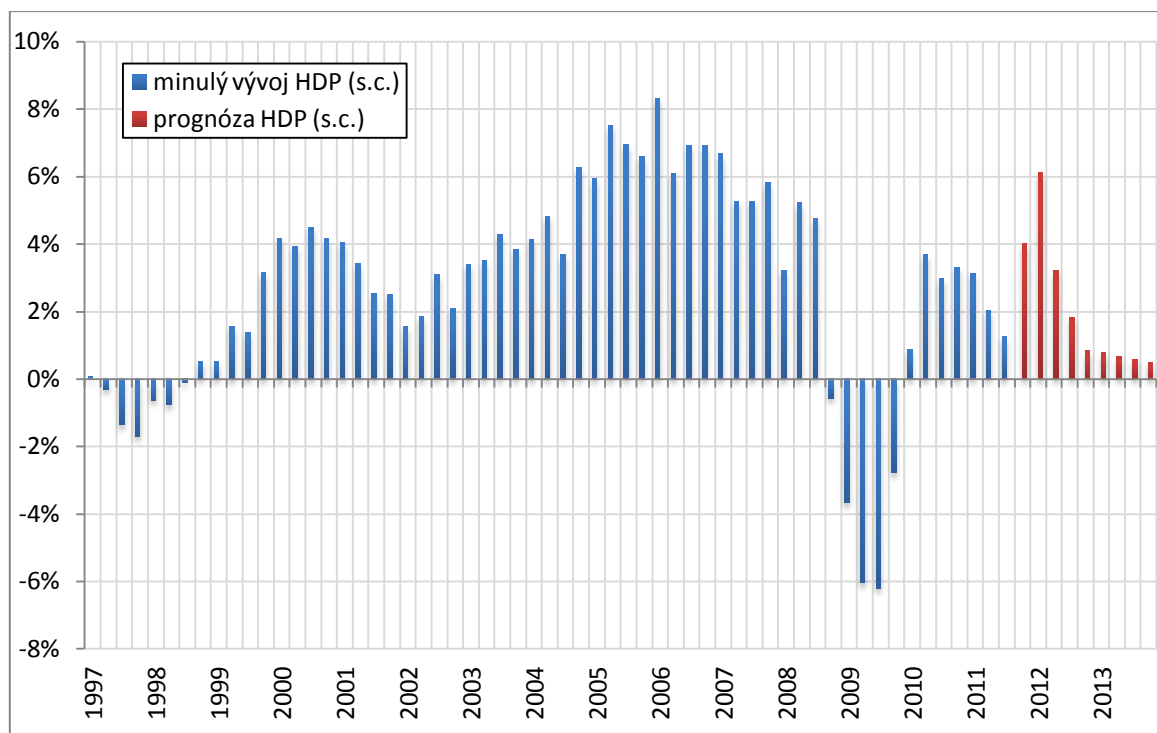
Tabulka 21 – Tempa růstu HDP ve s.c. – minulá a prognózovaná

Q1/2010	Q2/2010	Q3/2010	Q4/2010	Q1/2011	Q2/2011	Q3/2011	Q4/2011
0,88%	3,68%	2,96%	3,30%	3,13%	2,03%	1,24%	4,01% ^f
2,71%*				2,60%* ^f			
Q1/2012	Q2/2012	Q3/2012	Q4/2012	Q1/2013	Q2/2013	Q3/2013	Q4/2013
6,11% ^f	3,21% ^f	1,83% ^f	0,83% ^f	0,78% ^f	0,65% ^f	0,58% ^f	0,49% ^f
2,99%* ^f				0,63%* ^f			

Pozn.: Jedná se o tempa růstu vždy oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku. Hodnoty označené hvězdičkou jsou průměrná roční tempa růstu, spočtená jako prostý aritmetický průměr hodnot jednotlivých čtvrtletí. Index *f* (forecast) označuje prognózované hodnoty.

Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Graf 35 – Tempa růstu HDP ve s.c. – minulá a prognózovaná



Poznámka: Jedná se o změny vždy oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

7.6.3 Hodnocení ex-ante prognózy

Tabulka 22 – Hodnocení ex-ante prognózy Y

	Prognóza	ČSÚ	Chyba prognózy
Q4/2011	969573 mil. Kč	934986 mil. Kč	+34587 mil. Kč (odchylka +3,70%)

Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Odchylka prognózované hodnoty reálného HDP od její skutečné výše je se 3,70 % relativně nízká. Jelikož se jedná o agregátní rovnici modelu reálné ekonomiky, je možné usuzovat o dobrých prognostických vlastnostech i celého tohoto modelu.

7.6.4 Podíl jednotlivých složek agregátní poptávky na tvorbě Y

Tabulka 23 – Podíl jednotlivých složek agregátní poptávky na tvorbě Y (2010-2013)

	C	I	G	NX
Q1/2010	49%	22%	21%	9%
Q2/2010	47%	25%	20%	8%
Q3/2010	48%	29%	20%	4%
Q4/2010	47%	25%	22%	6%
Q1/2011	47%	23%	20%	10%
Q2/2011	46%	25%	19%	10%
Q3/2011	47%	26%	19%	8%
Q4/2011	45% ^f	25% ^f	20% ^f	9% ^f
Q1/2012	44% ^f	25% ^f	18% ^f	12% ^f
Q2/2012	44% ^f	25% ^f	18% ^f	12% ^f
Q3/2012	46% ^f	26% ^f	18% ^f	10% ^f
Q4/2012	45% ^f	25% ^f	20% ^f	11% ^f
Q1/2013	44% ^f	25% ^f	18% ^f	14% ^f
Q2/2013	44% ^f	25% ^f	18% ^f	13% ^f
Q3/2013	45% ^f	26% ^f	18% ^f	11% ^f
Q4/2013	44% ^f	25% ^f	19% ^f	12% ^f

Poznámka: Index *f* (forecast) označuje prognózované hodnoty.

Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Z prognózovaných hodnot a mezikvartálních změn vyplývá, že v prognostickém horizontu cca dvou let by neměla nastat recese. Ekonomika by měla růst v průměru kolem 2 %. Pokles výkonnosti je pozorován v roce 2013, což by mohlo indikovat problémy v budoucnu. Co se týče podílu jednotlivých složek agregátní poptávky na tvorbě HDP, zdá se být v čase relativně stabilní. Dominantní pozici na tvorbě HDP zaujímá soukromá spotřeba, která ovšem nabývá, i když velmi pozvolna sestupného trendu.

7.7 Prognóza poptávky po penězích – monetární model M2

7.7.1 Volba specifikace a odhad modelu

Tabulka 24 – Volba specifikace monetární modelu M2

	Typ testovaného modelu pro proměnnou M2	RMSE	MAE	MAPE
1.	ARIMA (0,0,0) with drift - model pro nestacionaritu nelze použít	0,0967	0,3107	3,0528
2.	ARIMA (0,1,0) with drift - random walk (RW) model	0,0217	0,0176	0,1731
3.	SARIMA (0,0,0)x(0,1,0)4 with drift - seasonal random walk (SRW)	0,0601	0,0577	0,5664
4.	SARIMA (0,1,0)x(0,1,0)4 with drift - seasonal random trend (SRT) model	0,0325	0,0258	0,2537
5.	SARIMA (1,1,0)x(0,1,0)4 with drift - SRT + AR(1)	0,0299	0,0241	0,2367
6.	SARIMA (0,1,0)x(1,1,0)4 with drift- SRT + SAR(1)	0,0280	0,0243	0,2391
7.	SARIMA (1,1,0)x(1,1,0)4 with drift - SRT + AR(1) + SAR(1)	0,0256	0,0222	0,2183
8.	SARIMA (0,1,1)x(0,1,0)4 with drift - SRT + MA(1)	0,0289	0,0231	0,2268
9.	SARIMA (0,1,0)x(0,1,1)4 with drift - SRT + SMA(1)	0,0199	0,0179	0,1759
10.	SARIMA (0,1,1)x(0,1,1)4 with drift - SRT + MA(1) + SMA(1)	0,0204	0,0182	0,1785
	Nejlepší skóre pro danou variantu = MIN(RMSE/MAE/MAPE)	0,0199	0,0176	0,1731
	Nejlepší specifikace modelu podle daného kritéria	9.	2.	2.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Jako nejvhodnější specifikace modelu byla podle výše uvedených kritérií vybrána ARIMA (0,1,0), tedy random walk model s driftem (model náhodné procházky s posunem). Tento model rovněž prokázal nejlepší výsledky v rámci ex-post prognózy – viz Příloha 13. Navíc je vhodnější v důsledku kratší časové řady monetárních veličin.

Model ARIMA (0,1,0) s driftem lze zapsat jako

$$(\ln M2 - \ln CPI)_t = \delta + \phi_1 (\ln M2 - \ln CPI)_{t-1} + a_t, \quad \text{kde } a_t \sim iid(0, \sigma^2), \quad (7.37)$$

kde $(\ln M2 - \ln CPI)_t$ je reálná poptávka po penězích M2 v čase t , deflovaná indexem spotřebitelských cen (CPI),

M2 je potom peněžní agregát, neboli peněžní zůstatky v širším vymezení (obecně M1 + termínová depozita).

Odhadnutý model ARIMA (0,1,0) vypadá následovně

$$(\ln M2 - \ln CPI)_t = 0,0194831 + (\ln M2 - \ln CPI)_{t-1} + a_t, \quad (7.38)$$

kdy $\phi_1 = 1$ a p -hodnota pro konstantu je $< \alpha = 0,01 \rightarrow$ parametr je statisticky významný.

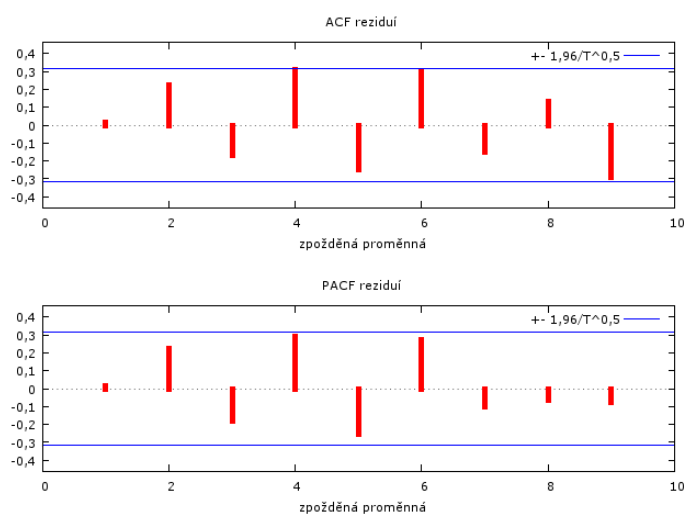
7.7.2 Podkladová data

	$M2_t$	$\ln M2_t$	CPI_t	$\ln CPI_t$	$(\ln M2_t - \ln CPI_t)$
2002/Q1	1331051,8	14,101480	103,7	4,641502	9,459978
2002/Q2	1326829,9	14,098303	101,2	4,617099	9,481204
2002/Q3	1369943,2	14,130280	100,8	4,613138	9,517141
2002/Q4	1410235,2	14,159267	100,6	4,611152	9,548115
2003/Q1	1410428,0	14,159404	99,6	4,601162	9,558242
2003/Q2	1422692,8	14,168062	100,3	4,608166	9,559896
2003/Q3	1476599,6	14,205252	100,0	4,605170	9,600082
2003/Q4	1511507,4	14,228618	101,0	4,615121	9,613497
2004/Q1	1511369,0	14,228526	102,5	4,629863	9,598664
2004/Q2	1553886,1	14,256270	102,9	4,633758	9,622512
2004/Q3	1582199,6	14,274327	103,0	4,634729	9,639598
2004/Q4	1578889,8	14,272232	102,8	4,632785	9,639447
2005/Q1	1588817,2	14,278500	101,5	4,620059	9,658442
2005/Q2	1656472,7	14,320201	101,8	4,623010	9,697191
2005/Q3	1672753,7	14,329982	102,2	4,626932	9,703050
2005/Q4	1746148,2	14,372923	102,2	4,626932	9,745991
2006/Q1	1782170,1	14,393342	102,8	4,632785	9,760557
2006/Q2	1853332,4	14,432496	102,8	4,632785	9,799711
2006/Q3	1890417,6	14,452308	102,7	4,631812	9,820496
2006/Q4	1984629,2	14,500943	101,7	4,622027	9,878915
2007/Q1	2040597,2	14,528753	101,9	4,623992	9,904761
2007/Q2	2138669,3	14,575694	102,5	4,629863	9,945832
2007/Q3	2171105,0	14,590747	102,8	4,632785	9,957961
2007/Q4	2308662,8	14,652179	105,4	4,657763	9,994416
2008/Q1	2332645,0	14,662513	107,1	4,673763	9,988750
2008/Q2	2382676,5	14,683735	106,7	4,670021	10,013714
2008/Q3	2470692,5	14,720009	106,6	4,669084	10,050926
2008/Q4	2633893,5	14,783974	103,6	4,640537	10,143436
2009/Q1	2630718,6	14,782768	102,3	4,627910	10,154858
2009/Q2	2623407,7	14,779985	101,2	4,617099	10,162886
2009/Q3	2564931,0	14,757442	100,0	4,605170	10,152272
2009/Q4	2649474,9	14,789872	101,0	4,615121	10,174752
2010/Q1	2615430,2	14,776939	100,7	4,612146	10,164793
2010/Q2	2699721,0	14,808659	101,2	4,617099	10,191560
2010/Q3	2672467,8	14,798513	102,0	4,624973	10,173540
2010/Q4	2707985,5	14,811716	102,3	4,627910	10,183806
2011/Q1	2673812,8	14,799016	101,7	4,622027	10,176989
2011/Q2	2690130,5	14,805100	101,8	4,623010	10,182090
2011/Q3	2739667,5	14,823347	101,8	4,623010	10,200337

Zdroj dat: Databáze ARAD, ČNB, data k 26.2.2012. Údaje v mil. Kč. Vlastní výpočty a zpracování.

7.7.3 Testování autokorelace stochastického procesu

Graf 36 – Korelogram pro ARIMA (0,1,0)



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

Při zhlédnutí korelogramu, lze považovat rezidua modelu ARIMA (0,1,0) za signifikantně nekorelovaná.

7.7.4 Ex-post prognóza

Tabulka 25 – Ex post prognóza pro reálnou poptávku po penězích M2 - ARIMA (0,1,0)

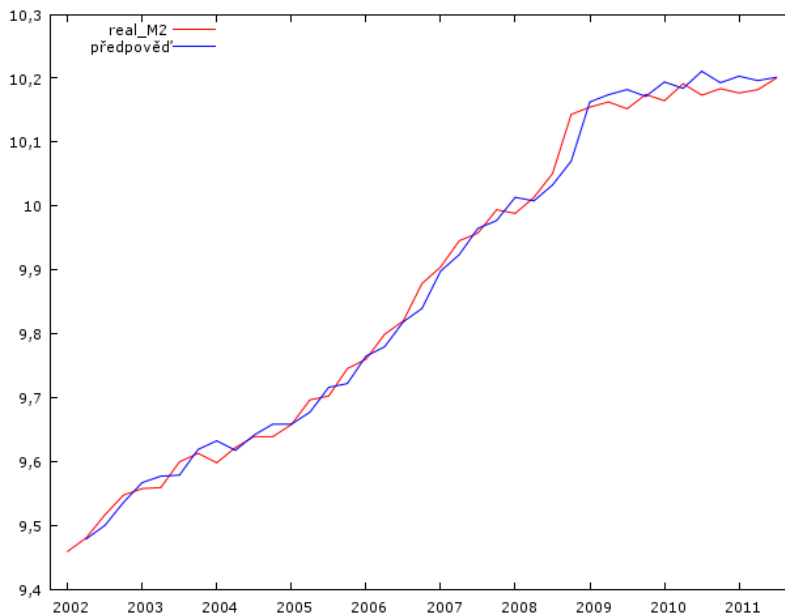
	skutečná hodnota	předpověď	chyba prognózy	
Q4/2009	10,174752	10,171755	-0,002997	-0,03%
Q1/2010	10,164793	10,194234	0,029441	0,29%
Q2/2010	10,191560	10,184276	-0,007284	-0,07%
Q3/2010	10,173540	10,211043	0,037503	0,37%
Q4/2010	10,183806	10,193023	0,009217	0,09%
Q1/2011	10,176989	10,203289	0,026300	0,26%
Q2/2011	10,182090	10,196472	0,014382	0,14%
Q3/2011	10,200337	10,201573	0,001236	0,01%

Poznámka: Hodnoty jsou v mil. Kč.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Průměrná chyba ex-post prognózy v horizontu Q4:2009-Q3:2011 se pohybuje na hladině 0,13 %. Na základě těchto ex-post výsledků lze rovněž usuzovat o kvalitních prognostických vlastnostech modelu pro období ex-ante.

Graf 37 – Ex-post prognóza pro reálnou poptávku po penězích M2 - ARIMA (0,1,0)



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

7.7.5 Ex-ante prognóza

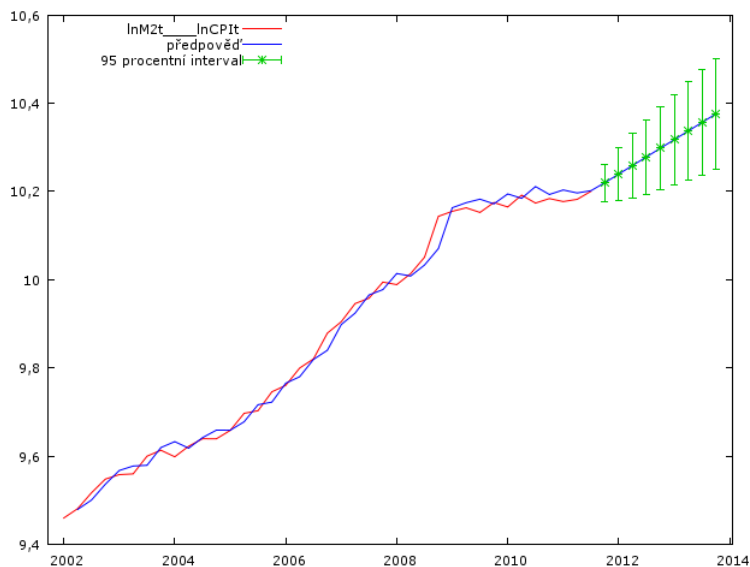
Tabulka 26 – Ex ante prognóza pro reálnou poptávku po penězích M2 – ARIMA (0,1,0)

	předpověď	směr. chyba	95 % konfidenční interval
Q4/2011	10,219820	0,021449	(10,177782; 10,261859)
Q1/2012	10,239303	0,030333	(10,179852; 10,298755)
Q2/2012	10,258786	0,037150	(10,185974; 10,331599)
Q3/2012	10,278270	0,042897	(10,194193; 10,362346)
Q4/2012	10,297753	0,047960	(10,203752; 10,391753)
Q1/2013	10,317236	0,052538	(10,214263; 10,420208)
Q2/2013	10,336719	0,056748	(10,225496; 10,447942)
Q3/2013	10,356202	0,060666	(10,237300; 10,475105)
Q4/2013	10,375685	0,064346	(10,249570; 10,501800)

Poznámka: Hodnoty jsou v mil. Kč.

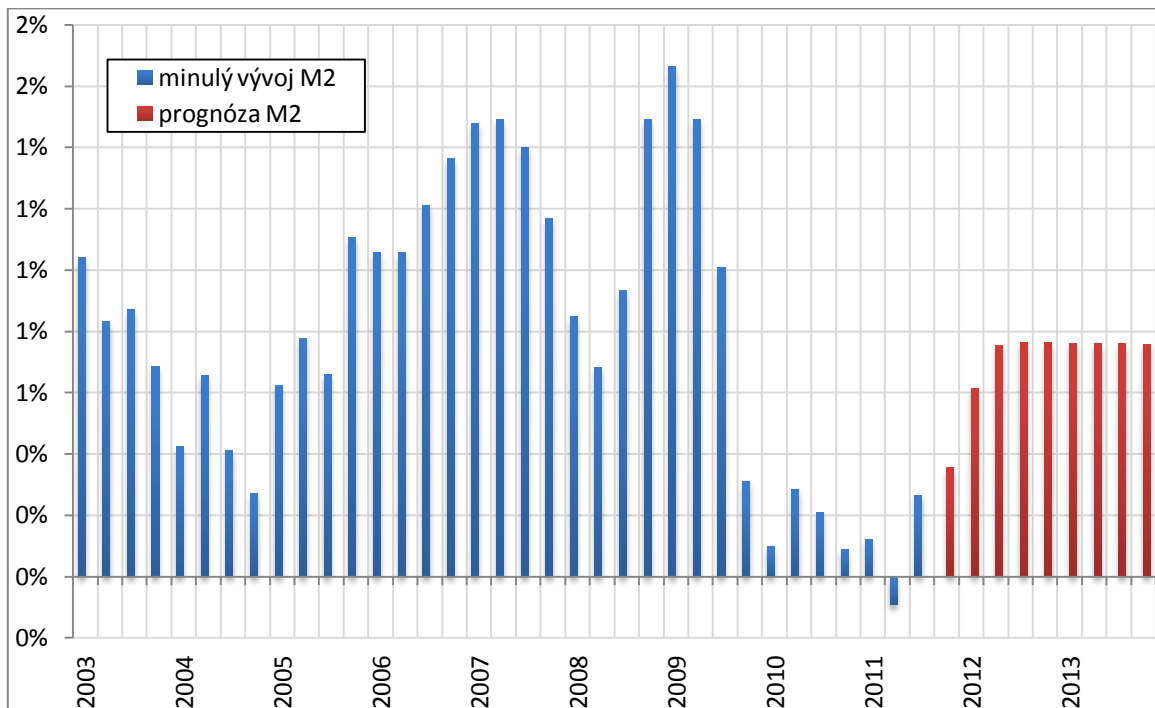
Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Graf 38 – Ex-ante prognóza pro reálnou poptávku po penězích M2 – ARIMA (0,1,0)



Zdroj: Výstup ze softwaru Gretl.

Graf 39 – Tempa růstu peněžního agregátu M2 (reálně) – skutečná a prognózovaná



Poznámka: Jedná se o změny vždy oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Tabulka 27 – Tempa růstu peněžního agregátu M2 (reálně) – minulá a prognózovaná

Q1/2010	Q2/2010	Q3/2010	Q4/2010	Q1/2011	Q2/2011	Q3/2011	Q4/2011
0,10%	0,28%	0,21%	0,09%	0,12%	-0,09%	0,26%	0,35% ^f
0,17%*				0,16%* ^f			
Q1/2012	Q2/2012	Q3/2012	Q4/2012	Q1/2013	Q2/2013	Q3/2013	Q4/2013
0,61% ^f	0,75% ^f	0,76% ^f	0,76% ^f	0,76% ^f	0,76% ^f	0,76% ^f	0,76% ^f
0,72%* ^f				0,76%* ^f			

Poznámka: Jedná se vždy o změnu oproti čtvrtletí předchozího roku. Hodnoty označené hvězdičkou jsou spočteny jako prostý aritmetický průměr za daný rok. Index f (forecast) označuje prognózované hodnoty. Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Z provedené prognózy vyplývá, že budoucí vývoj peněžního agregátu M2, resp. reálné poptávky po penězích bude i nadále rostoucí. V prognózovaném období je odhadován průměrný růst 0,70 %.

7.7.6 Hodnocení ex-ante prognózy

Tabulka 28 – Hodnocení ex-ante prognózy reálné poptávky po penězích – ARIMA (0,1,0)

	Prognóza	ČNB	Chyba prognózy
Q4/2011	10,219820 mil. Kč	10,222999 mil. Kč	-0,003179 mil. Kč (odchylka -0,03%)

Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Podle provedené kontroly ex-ante prognózy v prvním období prognostického horizontu, kdy došlo k podstřelení prognózy o pouhých 0,03 %, lze model označit za velmi kvalitní prognostický nástroj.

7.7.7 Porovnání vývoje reálné peněžní zásoby a reálného HDP

Před porovnáním vývoje těchto dvou ekonomických veličin dojde nejprve k výpočtu důchodové rychlosti peněz. Pro její výpočet bude potřeba zavést cambridgeskou kvantitativní rovnici (rovnici poptávky po penězích) ve tvaru

$$M_S = M_D = k \times P \times Y, \quad (7.39)$$

kde M_S je nabídka peněz (v rámci neoklasické teorie, plně exogenní veličina determinovaná centrální bankou dané země),

M_D – poptávka po penězích,

k – tzv. cambridgeský koeficient, vyjadřující objem peněžních prostředků, který lidé chtějí držet na jednotku svého příjmu (důchodu),

P – cenová hladina.

Při určitém zjednodušení lze zapsat jako

$$M2 = k \times HDP, \quad (7.40)$$

kde $M2$ je peněžní agregát,

HDP – nominální hrubý domácí produkt.

Pro k tedy platí:

$$k = \frac{M2}{HDP}, \quad \text{kdy zároveň } k = \frac{1}{V}, \quad (7.41)$$

kde V je důchodová rychlost peněz (velocity of money) vyjadřující míru, s jakou se zásoba peněz obrací relativně k celkovému důchodu nebo národnímu produktu nebo také rychlost přeměny peněžní hotovosti ve výdaje.

Pro V tedy implicitně

$$V = \frac{HDP}{M2}. \quad (7.42)$$

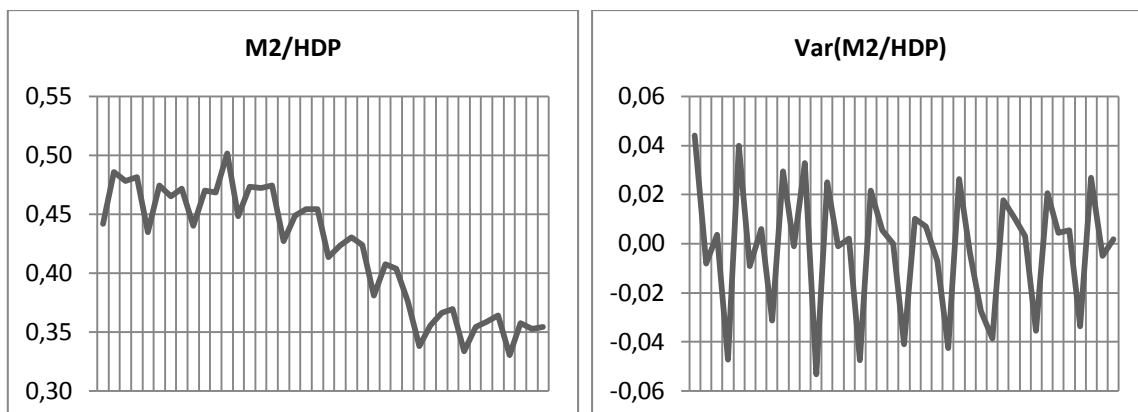
Konkrétní hodnoty důchodové rychlosti peněz $M2$ pro českou ekonomiku – viz následující Tabulka 29 a Graf 40.

Tabulka 29 – Spočtené hodnoty důchodové rychlosti peněz $M2$ pro českou ekonomiku

Q1/2002	Q2/2002	Q3/2002	Q4/2002	Q1/2003	Q2/2003	Q3/2003	Q4/2003
0,442	0,486	0,478	0,482	0,435	0,475	0,465	0,472
Q1/2004	Q2/2004	Q3/2004	Q4/2004	Q1/2005	Q2/2005	Q3/2005	Q4/2005
0,440	0,470	0,469	0,502	0,448	0,474	0,472	0,475
Q1/2006	Q2/2006	Q3/2006	Q4/2006	Q1/2007	Q2/2007	Q3/2007	Q4/2007
0,427	0,449	0,454	0,454	0,413	0,424	0,431	0,424
Q1/2008	Q2/2008	Q3/2008	Q4/2008	Q1/2009	Q2/2009	Q3/2009	Q4/2009
0,381	0,408	0,404	0,376	0,338	0,356	0,366	0,369
Q1/2010	Q2/2010	Q3/2010	Q4/2010	Q1/2011	Q2/2011	Q3/2011	Q4/2011
0,334	0,354	0,359	0,364	0,330	0,357	0,352	0,354

Zdroj: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Graf 40 – Vývoj důchodové rychlosti peněz a její variabilita (rozptyl)

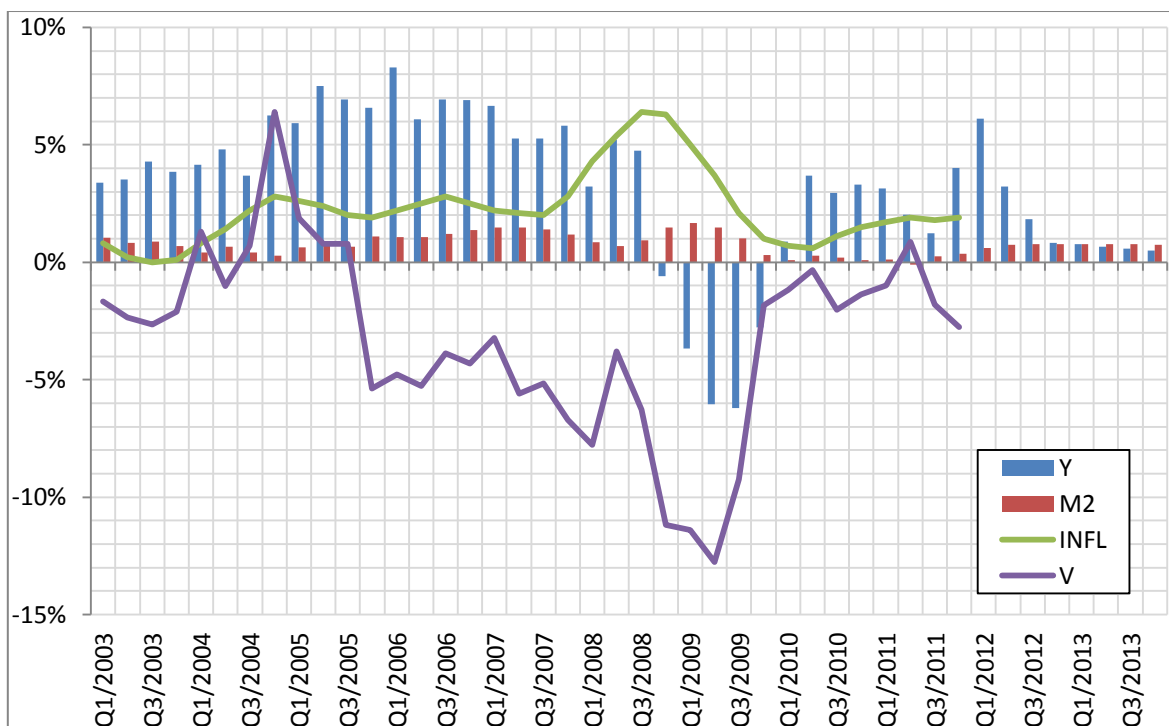


Poznámka: Data zobrazená v grafu jsou pro roky 2002 – 2011, více viz Tabulka 29.
Zdroj dat: ARAD, Česká národní banka. Vlastní výpočty a zpracování.

Z Grafu 40 lze udělat závěr o poměrně velké variabilitě důchodové rychlosti peněz pro případ české ekonomiky. Empiricky tak není potvrzena hypotéza cambridgeských ekonomů o stabilitě tohoto ukazatele.

Pokud bude nyní zobrazen kombinovaný graf vývoje reálného produktu, reálné peněžní zásoby, cenové hladiny a důchodové rychlosti peněz:

Graf 41 – Mezikvartální vývoj Y, M2, V a inflace



Zdroj: ARAD, ČNB. Vlastní výpočty a zpracování. Změny vždy oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku.

Při zápisu kvantitativní rovnice v přírůstkovém tvaru:

$$\Delta M2 = \Delta k \times \Delta P \times \Delta Y, \quad (7.43)$$

z Grafu 41 potom plyne, že v české ekonomice je hlavním faktorem, tedy alespoň v krátkém období, nastolujícím rovnováhu mezi růstem reálné peněžní zásoby a růstem reálného produktu, právě důchodová rychlost peněz. Tím lze vysvětlit i její značnou variabilitu, která v krátkém období pohltí hlavní nerovnovážné tlaky. Vývoj inflace reaguje značně se zpožděním a dá se říci, že vyhlazuje spíše fundamentální nerovnosti. Přičemž jak je vidět, inflační vývoj je v ČR poměrně stabilní, pohybující se běžně na úrovni 2 % (mezikvartálně). Což je i ideální hodnota, v rámci na začátku práce zmíněného magického čtyřúhelníku. Tento vývoj rovněž dokládá úspěšnost měnové politiky ve stabilizaci inflačních očekávání ve sledovaném období. Na tuto úroveň rovněž v současnosti (rok 2012) cíluje ČNB. Nárůst inflace mezi závěrem roku 2007 a počátkem roku 2009 byl způsobem především světovou finanční krizí. Je pravděpodobné, že se v té době jednalo o importovanou inflaci, související s hromadným zbavováním se nelikvidních finančních instrumentů na finančních trzích. Od roku 2009 potom dochází ke korekci na běžnou úroveň. Nerovnováha v kvantitativní rovnici způsobená dopadem finanční krize na českou ekonomiku je v druhém pololetí 2009 vyrovnávána strmým růstem důchodové rychlosti peněz. Je tak možné prohlásit, že důvěra ve zdraví českého finančního sektoru se tak od poloviny roku 2009 (cca rok od pádu americké investiční banky Lehman Brothers) začala obnovovat, neboť české domácnosti a firmy začaly opět více preferovat méně likvidní finanční prostředky a snížily tak svou potřebu držby hotovostních zůstatků k reálnému důchodu. Podle prognózovaných hodnot by se mezikvartální tempa růstu reálného produktu a reálné poptávky po penězích měly od konce roku 2012 pohybovat na přibližně stejné úrovni. Mírné inflační tlaky lze očekávat především v první polovině roku 2012 v souvislosti s vyšším výkonem ekonomiky.

V předtestovací fázi odhadu modelu reálné poptávky po penězích M2, byla zjištěna v podmínkách české ekonomiky statistická nevýznamnost vlivu spekulativního motivu poptávky po penězích na její celkovou hodnotu. Tudíž motiv, jenž ovlivňuje držbu hotovostních peněžních zůstatků, je ryze transakční, resp. opatrnostní.

8. SIMULACE SCÉNÁŘE – DOPAD FISKÁLNÍCH ŠKRTŮ NA REÁLNOU EKONOMIKU

8.1 Popis výchozí situace

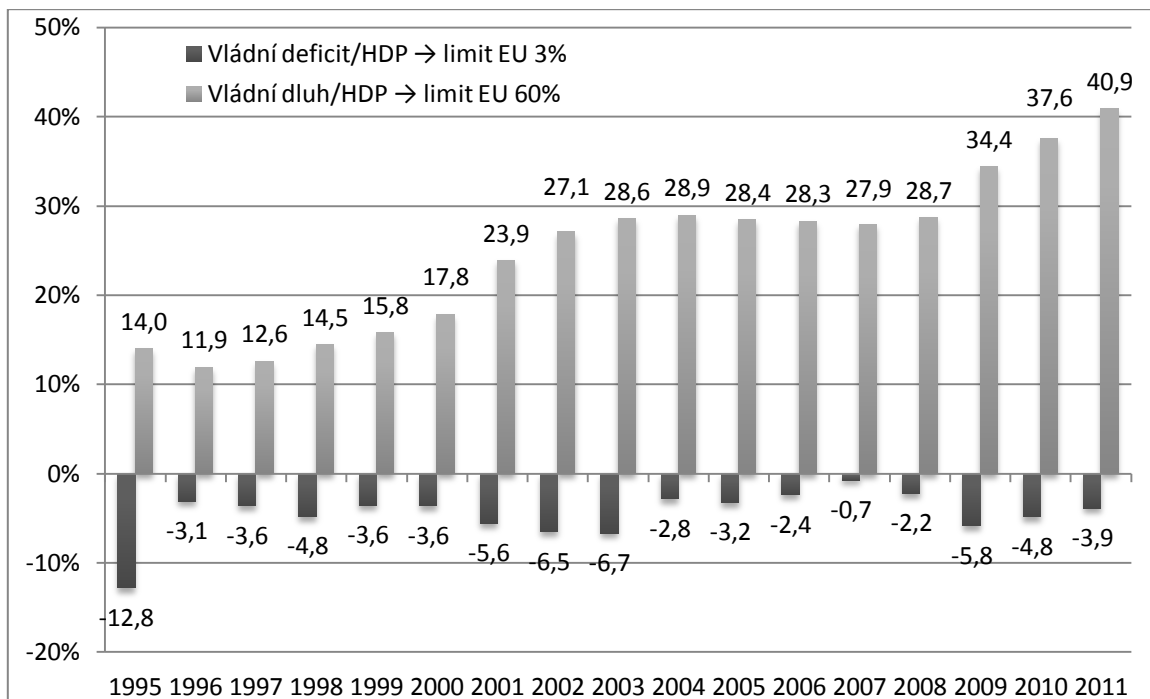
Stav veřejných financí se v České republice trvale zhoršuje, jak dokládá Graf 42. Na základě očekávaného překročení referenční hranice pro deficit vládního sektoru v roce 2009, byla s ČR dne 2. prosince 2009 zahájena Procedura při nadměrném schodku (EDP). Rada³² doporučila do roku 2013 důvěryhodným a udržitelným způsobem snížit vládní deficit pod hodnotu 3 % HDP. V doporučení je dále uloženo (Ministerstvo financí ČR, 2011) „i) v období 2010–2013 zajistit průměrné roční fiskální úsilí³³ ve výši 1 % HDP; ii) specifikovat opatření, která jsou nutná pro nápravu nadměrného schodku do roku 2013, dovoří-li to cyklické podmínky a iii) urychlit redukci deficitu, budou-li hospodářské nebo rozpočtové podmínky příznivější, než se původně předpokládalo“. Přijatá aktivní opatření na rok 2010 se soustředila především na příjmovou stranu veřejných rozpočtů, kde byly zvýšeny základní i redukovaná sazba DPH (z 19 na 20 % a z 9 na 10 %), spotřební daně, zdvojnásobeny sazby daně z nemovitostí a zrušena některá protikrizová opatření, jako slevy na příspěvcích na sociální zabezpečení pro zaměstnavatele. Kromě toho byly navýšeny stropy příspěvků sociálního a zdravotního pojištění. Celkově činil rozsah diskrečních opatření na rok 2010 2,8 % HDP. Na rok 2011 byl připraven další balík změn (cca 2,1 % HDP), orientovaných spíše na výdajovou stranu rozpočtu. Objem prostředků na platy ve státní správě poklesl o 10 %, klesly rovněž prostředky na platy soudců a ústavních činitelů (na druhé straně byl navýšen objem prostředků na platy učitelů). Dále došlo k eliminaci některých sociálních dávek či k redukci jejich rozsahu. V neposlední řadě byly provedeny plošné škrty ve státním rozpočtu, a sníženy tak i nemandatorní běžné a kapitálové výdaje. Střednědobým záměrem vlády je nepřekročit podíl deficitu 2,9 % na HDP v roce 2013. Na rok 2014 byl vládou odsouhlasen cíl podílu deficitu vládních institucí na HDP ve výši 1,9 %, tedy přibližně na 84 mld. Kč, včetně úpravy o úrokové deriváty, viz Tabulka 30. Deficitní trajektorie je nastavena tak, aby v roce 2016 bylo

³² Označována také jako Rada EU, či Rada ministrů. Dnes v právních dokumentech EU je uváděno pouze označení Rada.

³³ Fiskální úsilí je definováno jako meziroční změna cyklicky očištěného salda bez jednorázových a dočasných opatření.

dosaženo vyrovnaného rozpočtu sektoru vládních institucí (Ministerstvo financí ČR, 2011).

Graf 42 – Stav veřejných financí ČR



Zdroj dat: Český statistický úřad. Vlastní zpracování.

Tabulka 30 – Plán fiskální konsolidace

	2012	2013	2014
Cíl deficitu (v % HDP)	3,5	2,9	1,9

Zdroj: Ministerstvo financí ČR. Vlastní zpracování.

8.2 Simulovaný scénář možného budoucího vývoje

Jako výchozí období modelovaného vývoje bude vzat rok 2011, s vládním deficitem 148 738 mil. Kč a podílem na HDP 3,9 %. Po očištění o placené úroky ve výši 54 514 mil. Kč, činí primární deficit 94 224 mil. Kč. Přičemž podíl úrokových plateb na vládním deficitu je přibližně 36,7 %. Jako možný způsob snižování vládního deficitu budou vzaty v úvahu pouze výdaje vlády (a neziskových institucí) na konečnou spotřebu.³⁴ Jejich podíl

³⁴ Výdaje na konečnou spotřebu vlády a neziskových institucí sloužících domácnostem (včetně společenských organizací) představují hodnotu netržních služeb poskytovaných uvedenými institucemi pro uspokojení individuálních a kolektivních potřeb, hrazenou ze státního rozpočtu, rozpočtu obcí a z jiných příspěvků. Vyčísluje se jako rozdíl mezi výkony (v pojetí výše popsaném) a příjmy z vlastní činnosti (nepatří sem např. daně, pokuty, poplatky) všech rozpočtových institucí a většiny příspěvkových organizací

na celkových výdajích v roce 2011 činil cca 49 %. Cílem bude zjistit dopad uvažovaných fiskálních škrťů na reálnou ekonomiku. Jak již bylo uvedeno, vládním cílem je dosáhnout deficitu veřejných financí ve výši 2,9 % HDP v roce 2013. Scénář předpokládá každoroční nárůst úrokových plateb o 2 420,5 mil. Kč ceteris paribus.³⁵ Při stabilizaci primárního deficitu na úrovni výchozího roku 2011 (narůstat bude pouze úroková složka), by celkový deficit v roce 2012 ceteris paribus dosáhl hodnoty 151 158,5 mil. Kč (94 224 mil. Kč primární deficit + úroky 56 934 mil Kč) a v roce 2013, 153 579 mil. Kč (stejný primární deficit + úroky 59 355 mil. Kč). Při v průměru nulovém inflačním růstu by podíl vládního schodku na prognózovaném HDP dosáhl v roce 2012 úrovně přibližně 4,02 % a v roce 2013 4,06 %. Aby deficit veřejných financí poklesl na požadovanou úroveň 2,9 % HDP v roce 2013, musí dojít k seškrtnání veřejných výdajů (veřejné spotřeby) o 43 913,44 mil. Kč za dva roky (pokud snižování vládních výdajů započne začátkem roku 2012). Při rovnoměrném rozložení připaná na každé čtvrtletí (celkem osm) redukce vládních výdajů o 5 489,18 mil. Kč. Podíl úsporných opatření na HDP a na vládních výdajích – viz následující Tabulka 31.

Tabulka 31 – Scénář konsolidace veřejných výdajů

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.
	Redukce G	Prognóza Y	Podíl 1./2.	Prognóza G	Podíl 1./4.	Redukované G	Q/Q změny sloupec 4.	Q/Q změny sloupec 6.
Q1/2012	5489,18	903846,95	0,61%	164513,45	3,34%	159024,27	-2,78%	-6,03%
Q2/2012	5489,18	945831,39	0,58%	172886,39	3,18%	167397,21	-2,60%	-5,70%
Q3/2012	5489,18	931216,80	0,59%	169264,77	3,24%	163775,59	-2,76%	-5,91%
Q4/2012	5489,18	977593,76	0,56%	192287,24	2,85%	186798,06	-2,47%	-5,26%
Q1/2013	5489,18	910888,68	0,60%	159520,77	3,44%	154031,59	-3,03%	-3,14%
Q2/2013	5489,18	952026,38	0,58%	167794,02	3,27%	162304,84	-2,95%	-3,04%
Q3/2013	5489,18	936657,64	0,59%	164066,44	3,35%	158577,26	-3,07%	-3,17%
Q4/2013	5489,18	982373,53	0,56%	186985,40	2,94%	181496,22	-2,76%	-2,84%

Poznámka: Sloupec 3. vyjadřuje podíl redukce G na prognózovaném reálném HDP v daném roce. Sloupec 5. zase podíl redukce na prognózovaných vládních výdajích – tedy objem škrťů v daném roce. Sloupec 7. obsahuje mezikvartální změny oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku pro prognózované G a sloupec 8. potom pro redukované G (G snižené o úsporná opatření). Všechny údaje jsou v mil. Kč.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

poskytujícími netržní služby, zdravotních pojišťoven a neziskových institucí sloužících domácnostem. Společnou charakteristikou těchto institucí je, že jejich činnost není motivována tvorbou zisku.

³⁵ Hodnota byla vzata jako průměrný meziroční přírůstek úrokových plateb sledovaný mezi roky 1995 až 2011. Vývoj v tomto období mapuje Graf 51 a Graf 52 v Příloze 7.

8.3 Simulace dopadu fiskálních škrťů na soukromou spotřebu ceteris paribus

$$\begin{aligned}\hat{C}_{Q1:2012} &= -39014,1 + 0,249 \times 159024,27 + 0,881 \times 436590,2 + 0,063 \times 245677,70 \\ &= 400696,6 \text{ mil. Kč}\end{aligned}\quad (8.1)$$

$$\begin{aligned}\hat{C}_{Q2:2012} &= -39014,1 + 0,249 \times 167397,21 + 0,881 \times 400696,6 + 0,063 \times 224489,34 \\ &+ 48437,9 = 418262,2 \text{ mil. Kč}\end{aligned}\quad (8.2)$$

$$\begin{aligned}\hat{C}_{Q3:2012} &= -39014,1 + 0,249 \times 163775,59 + 0,881 \times 418262,2 + 0,063 \times 238955,99 \\ &+ 38986,5 = 424295,7 \text{ mil. Kč}\end{aligned}\quad (8.3)$$

$$\begin{aligned}\hat{C}_{Q4:2012} &= -39014,1 + 0,249 \times 186798,06 + 0,881 \times 424295,7 + 0,063 \times 241390,93 \\ &+ 34624,8 = 431135,6 \text{ mil. Kč}\end{aligned}\quad (8.4)$$

$$\begin{aligned}\hat{C}_{Q1:2013} &= -39014,1 + 0,249 \times 154031,59 + 0,881 \times 431135,6 + 0,063 \times 245199,63 \\ &= 394617,8 \text{ mil. Kč}\end{aligned}\quad (8.5)$$

$$\begin{aligned}\hat{C}_{Q2:2013} &= -39014,1 + 0,249 \times 162304,84 + 0,881 \times 394617,8 + 0,063 \times 224114,20 \\ &+ 48437,9 = 411615,2 \text{ mil. Kč}\end{aligned}\quad (8.6)$$

$$\begin{aligned}\hat{C}_{Q3:2013} &= -39014,1 + 0,249 \times 158577,26 + 0,881 \times 411615,2 + 0,063 \times 238679,37 \\ &+ 38986,5 = 417127,9 \text{ mil. Kč}\end{aligned}\quad (8.7)$$

$$\begin{aligned}\hat{C}_{Q4:2013} &= -39014,1 + 0,249 \times 181496,22 + 0,881 \times 417127,9 + 0,063 \times 241208,6 \\ &+ 34624,8 = 423489,1 \text{ mil. Kč}\end{aligned}\quad (8.8)$$

Tabulka 32 – Dopad fiskálních škrťů na soukromou spotřebu

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.
	Nová úroveň C	Q/Q změny sloupec 1.	Prognóza C	Q/Q změny sloupec 3.	Dopad redukce G na prognóze C	v % prognózy C	Dopad poklesu C na prognóze Y	v % prognózy Y
Q1/2012	400696,6	-0,74%	402063	-0,40%	-1366,8	-0,34%	-1366,8	-0,15%
Q2/2012	418262,2	-1,09%	420833	-0,48%	-2571,0	-0,61%	-2571,0	-0,27%
Q3/2012	424295,7	-0,76%	427928	0,09%	-3632,2	-0,85%	-3632,2	-0,39%
Q4/2012	431135,6	-1,25%	435702	-0,20%	-4566,7	-1,05%	-4566,7	-0,47%
Q1/2013	394617,8	-1,52%	400008	-0,51%	-5390,1	-1,35%	-5390,1	-0,59%
Q2/2013	411615,2	-1,59%	417731	-0,74%	-6115,5	-1,46%	-6115,5	-0,64%
Q3/2013	417127,9	-1,69%	423883	-0,95%	-6754,6	-1,59%	-6754,6	-0,72%
Q4/2013	423489,1	-1,77%	430807	-1,12%	-7317,6	-1,70%	-7317,6	-0,74%

Poznámka: Sloupec 2. vyjadřuje mezikvartální změny soukromé spotřeby očištěné o dopad snížení veřejných výdajů vždy oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku. Stejným způsobem zachycuje změny sloupec 4., tentokrát pro prognózovanou spotřebu domácností (neочиštěnou o dopad úsporných opatření). Sloupec 5. vyjadřuje dopad úsporných opatření vzhledem k prognózované soukromé spotřebě (sloupec 6. totéž v procentech). Sloupec 7. zachycuje dopad poklesu soukromé spotřeby na vývoji prognózovaného HDP. Všechny údaje jsou v mil. Kč.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

8.4 Simulace celkového dopadu na reálnou ekonomiku

$$\begin{aligned}
 Y_{Q1:2012} &= 400696,6 + 224489,34 + 159024,27 + 112780,76 \\
 &= 896991,0 \text{ mil. Kč}
 \end{aligned} \tag{8.9}$$

$$\begin{aligned}
 Y_{Q2:2012} &= 418262,2 + 238955,99 + 167397,21 + 113155,81 \\
 &= 937771,2 \text{ mil. Kč}
 \end{aligned} \tag{8.10}$$

$$\begin{aligned}
 Y_{Q3:2012} &= 424295,7 + 241390,93 + 163775,59 + 92632,20 \\
 &= 922094,4 \text{ mil. Kč}
 \end{aligned} \tag{8.11}$$

$$\begin{aligned}
 Y_{Q4:2012} &= 431135,6 + 245199,63 + 186798,06 + 104404,59 \\
 &= 967537,9 \text{ mil. Kč}
 \end{aligned} \tag{8.12}$$

$$\begin{aligned}
 Y_{Q1:2013} &= 394617,8 + 224114,20 + 154031,59 + 127245,81 \\
 &= 900009,4 \text{ mil. Kč}
 \end{aligned} \tag{8.13}$$

$$Y_{Q2:2013} = 411615,2 + 238679,37 + 162304,84 + 127822,29$$

$$= 940421,7 \text{ mil. Kč} \quad (8.14)$$

$$Y_{Q3:2013} = 417127,9 + 241208,59 + 158577,26 + 107500,11$$

$$= 924413,9 \text{ mil. Kč} \quad (8.15)$$

$$Y_{Q4:2013} = 423489,1 + 245107,51 + 181496,22 + 119473,92$$

$$= 969566,8 \text{ mil. Kč} \quad (8.16)$$

Tabulka 33 – Dopad fiskálních škrťů na výkon reálné ekonomiky

	1.	2.	3.	4.	5.	6.
	Nová úroveň Y	Mezikvartální změny	Prognóza Y	Mezikvartální změny	Celkový dopad fiskálních škrťů	v % prognózovaného Y
Q1/2012	896990,97	5,30%	903846,95	6,11%	-6855,98	-0,76%
Q2/2012	937771,21	2,33%	945831,39	3,21%	-8060,18	-0,85%
Q3/2012	922094,42	0,83%	931216,80	1,83%	-9122,38	-0,98%
Q4/2012	967537,88	-0,21%	977593,76	0,83%	-10055,88	-1,03%
Q1/2013	900009,40	0,34%	910888,68	0,78%	-10879,28	-1,19%
Q2/2013	940421,70	0,28%	952026,38	0,65%	-11604,68	-1,22%
Q3/2013	924413,86	0,25%	936657,64	0,58%	-12243,78	-1,31%
Q4/2013	969566,75	0,21%	982373,53	0,49%	-12806,78	-1,30%

Poznámka: Nová úroveň reálného HDP (v tabulce a výpočtech jako Y) je hodnota očištěná jak o přímý dopad fiskálních škrťů (úsporná opatření na straně veřejných výdajů), tak o jejich nepřímý vliv přes soukromou spotřebu (v důsledku poklesu G došlo k poklesu C, což ještě umocnilo pokles Y). Mezikvartální změny jsou opět vztaheny oproti stejnému čtvrtletí předchozího roku – ve sloupci 2. pro novou úroveň Y, ve sloupci 4. pro prognózovanou úroveň. Sloupec 5. pouze kvantifikuje celkový dopad (přímý i zprostředkovaný) fiskálních škrťů, sloupec 6. tento dopad vztahuje k prognózovanému HDP. Všechny údaje jsou uvedeny v mil. Kč.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

8.5 Výsledky simulovaného scénáře

Cílem simulovaného scénáře bylo zjistit, jaký dopad na reálnou ekonomiku by zapříčinilo razantní snižování vládních výdajů – během dvou let o 43 913,44 mil. Kč, tak aby se podíl vládního deficitu dostal na cílovou hodnotu 2,9 % HDP v roce 2013. Jelikož scénář počítá s dalším nárůstem úrokových plateb, připadaná na každý ze sledovaných roků redukce

výdajů v hodnotě cca 0,58 % reálného HDP³⁶ (pro připomenutí podíl výdajů připadající na konečnou veřejnou spotřebu na celkových výdajích je přibližně 50 %). Vládní návrh přitom počítá s každoročními škrty na úrovni jednoho procenta nominálního HDP, tak aby se podíl deficitu na HDP dostal ze současných 3,9 %, na cílových 2,9 % na konci roku 2013 (takový je i požadavek Rady). Autor se domnívá, že tento záměr je značně optimistický. I když makroekonomický výhled ministerstva financí počítá s větší obnovou a zrychlováním tempa růstu ekonomiky - pro rok 2012 je prognózován růst reálného HDP 2,3 %, pro rok 2013 3,3 % a pro rok 2014 4,0 % (Ministerstvo financí ČR, 2011). Pro srovnání s v práci simulovaným scénářem, bude i pro vládní návrh počítáno v průměru s nulovým růstem inflace.³⁷ Při výchozí hodnotě reálného produktu 3 618 461 mil. Kč (skutečná hodnota uváděná ČSÚ pro rok 2011), by to znamenalo pro rok 2012 úroveň 3 701 685,6 mil. Kč, pro rok 2013 3 823 841 mil. Kč a pro rok 2014 3 976 795 mil. Kč. Fiskální úsilí ve výši 1 % HDP by znamenalo v roce 2012 úsporu 37 016,86 mil. Kč, v roce 2013 38 238,41 mil. Kč. Celková úspora by se tedy, za ony dva roky, vyšplhala na úroveň 75 255,27 mil. Kč. Při stejném růstu úrokových plateb, tzn. ve výši 2 420,5 mil. Kč ročně a stabilizaci primárního deficitu na úrovni roku 2011 (stejně předpoklady jako v simulovaném scénáři), by se v roce 2013, při realizaci zmíněných, vládou plánovaných úspor a při růstu ekonomiky prognózovaném Ministerstvem financí, pohyboval vládní deficit na hodnotě 78 323,73 mil. Kč. Což je podle prognózované úrovně reálného produktu v roce 2013, podíl 2,05 %. Tedy 0,86 % pod požadovanou hranicí (absolutně by byl deficit nižší o 32 567,67 mil. Kč, než je stanovený cíl). Nutno poznamenat, že se jedná spíše o zjednodušenou simulaci, úroveň 1% je samozřejmě plánována pro úroveň nominálního HDP. Za stejného vývoje ekonomiky (růst plánovaný MF + nasimulovaný vývoj úrokových plateb) by pro dosažení cílového podílu 2,9 % schodku veřejných financí na HDP v roce 2013, stačilo uspořit celkem 42 688 mil. Kč (4743,07 mil. v každém čtvrtletí). Při rovnoměrném splácení to pro rok 2012 znamená úsporu 0,58 % prognózované úrovně HDP Ministerstvem financí ČR a pro rok 2013 úsporu 0,56 % prognózované úrovně HDP MF ČR. Je nezbytné říci, že návrh vlády (potažmo i Rady) na konsolidaci veřejných financí, stojí na značně optimistických předpokladech budoucího vývoje české ekonomiky. Při zhoršení hospodářské situace se navíc dá očekávat nárůst

³⁶ Scénář ve sledovaném období počítá v průměru s nulovým růstem cen. Proto lze i sjednotit reálné a nominální veličiny.

³⁷ Nutno poznamenat, že růst cenové hladiny zvyšuje nejenom úroveň HDP, ale i hodnotu dluhu (deficitu).

nákladů na dluhovou službu. Všechny výše uvažované varianty jsou stručně shrnuty v následující Tabulce 34.

Tabulka 34 – Možnosti fiskální konsolidace

	Simulace		Vládní návrh (MF ČR, 2011)		Návrh Rady	
	2012	2013	2012	2013	2012	2013
Meziroční růst reálného HDP	2,99%	0,63%	2,30%	3,30%	2,30%	3,30%
Podíl ročních plánovaných škrťů na HDP	0,58%	0,58%	0,58%	0,56%	1%	1%
Velikost celkového deficitu v roce 2013 při stabilizaci primárního deficitu a každoročním nárůstu úrokových nákladů o 2420,5 mil. Kč	153579 mil. Kč (4,02%)					
Planovaný deficit 2,9% HDP v roce 2013	109665,56 mil. Kč (2,9%)		110891,4 mil. Kč (2,9%)		110891,4 mil. Kč (2,9%)	
Výše škrťů během dvou let na straně vládních výdajů	43913,44 mil. Kč		42688 mil. Kč		75255,27 mil. Kč	
Úspora připadající na jedno čtvrtletí	5489,18 mil. Kč		4743,07 mil. Kč		8361,70 mil. Kč	
Deficit 2013 po provedených opatřeních	109665,56 mil. Kč (2,9%)		110891,4 mil. Kč (2,9%)		78323,73 mil. Kč (2,04%)	
Odchylka od cíle 2,9% HDP	0		0		32 567,67 mil. Kč	

Poznámka: Simulací je označen scénář rozvíjený v této práci. Jako Vládní návrh byla označena situace, kdy vládě bude stačit pouze dosáhnout požadované úrovně podílu vládního deficitu na HDP v roce 2013. Jako Návrh Rady byl potom označen vývoj, kdy vláda bude chtít dodržet požadavek Rady a vyvinout každoroční fiskální úsilí ve výši 1 % HDP. Pro Vládní návrh a návrh Rady jsou uvažována tempa růstu prognózovaná Ministerstvem financí.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Zpátky k dopadům na reálnou ekonomiku, které předjímá simulovaný scénář. Při prognózované výkonnosti ekonomiky v této práci, by pro dosažení cíle deficitu veřejných financí 2,9 % v roce 2013 a při koncentraci úsporných opatření pouze na výdaje vlády, mělo dojít k jejich ponížení v roce 2012 v průměru o 3,15 % a v roce 2013 v průměru o 3,25 % (z prognózované hodnoty G). Přímý dopad plynoucí z toho opatření byl vyčíslen na 21 957,72 mil. Kč v roce 2012 a v roce 2013 na 21 956,72 mil. Kč (z prognózovaných hodnot HDP je to při zaokrouhlení pro oba roky -0,58 %). Vládní výdaje tedy bude potřeba každým rokem ponížít o přibližně tři procenta z prognózovaných hodnot. Nicméně úsporná opatření na straně veřejné spotřeby dopadnou rovněž i na spotřebu soukromou, tím se dále umocní dopad na reálnou ekonomiku. Soukromá spotřeba v důsledku úsporných opatření podle simulovaného scénáře poklesne v roce 2012 o 0,71 % prognózované hodnoty pro tento rok, v roce 2013 se potom pokles spotřeby domácností vyšplhá až na úroveň 1,53 %. Meziroční tempo poklesu spotřeby domácností se tak oproti prognózované hodnotě dále zvýší, v roce 2012 na -0,96 % a v roce 2013 na -1,64 %. Pouze nepřímý dopad vyvolaný poklesem soukromé spotřeby by činil v roce 2012 0,32 % a v roce 2013 0,68 %

prognózované úrovni reálného HDP. Celkový dopad fiskálních škrťů na reálnou ekonomiku by byl podle simulace v roce 2012 34 094,42 mil. Kč (0,91 %), v roce 2013 47 534,52 mil. Kč (1,26 %). Průměrný meziroční růst reálného HDP by v roce 2012 poklesl o 0,93 % na novou úroveň 2,06 %, v roce 2013 by pokles činil 0,36 % na nových 0,27 % meziročně. Přehled uvažovaných dopadů fiskální restrikce na reálnou ekonomiku České republiky poskytují následující dvě tabulky.

Tabulka 35 – Dopad simulovaných fiskálních škrťů na reálnou ekonomiku ČR

	2012		2013	
Přímý dopad	21957,72 mil. Kč	0,58%	21956,72 mil. Kč	0,58%
Nepřímý dopad	12136,70 mil. Kč	0,32%	25577,80 mil. Kč	0,68%
Celkový dopad	34094,40 mil. Kč	0,91%	47534,50 mil. Kč	1,26%

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

Tabulka 36 – Dopad simulovaných fiskálních škrťů na výkonnost reálné ekonomiky ČR

	2012			2013		
	prognóza	prognóza při fiskální restrikci	změna	prognóza	prognóza při fiskální restrikci	změna
Vládní výdaje	-2,66%	-5,72%	-3,07%	-2,95%	-3,05%	-0,10%
Soukromá spotřeba	-0,25%	-0,96%	-0,71%	-0,83%	-1,64%	-0,81%
Reálné HDP	2,99%	2,06%	-0,93%	0,63%	0,27%	-0,36%

Poznámka: Jedná se o průměrná meziroční tempa spočtená jako průměr za jednotlivá prognózovaná čtvrtletí.

Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování.

9. DISKUSE A ZHODNOCENÍ VÝSLEDKŮ PRÁCE

Obsahové zaměření analytické části práce se soustřeďuje na popis vývoje reálné ekonomiky. Reálná ekonomika je popsána pomocí makroekonomického modelu. Tento model patří mezi modely méně rozměrné, nicméně to neznamená, že je méně kvalitní vzhledem k prováděným analýzám a prognózám. Zde se lze odvolat na pravidlo jednoduchosti a srozumitelnosti, uvedené v kapitole v souvislosti s principy kvalitní makroekonomické analýzy. I když v dnešní praxi, v rámci komplexní hospodářsko-politické analýzy, převažují DSGE modely (především tedy v oblasti financí), umožňující skloubit popis, jak hospodářských fluktuací, tak hospodářského růstu. Jinak tomu není ani v České národní bance – uvedený jádrový model „g3“ nebo na Ministerstvu financí ČR – model HUBERT. Méně rozměrné modely slouží právě jako podpůrné nástroje této komplexní analýzy, v některých zemích však stále ještě hrají hlavní roli. Příkladem jednoduchého komplexního ekonometrického modelu, může být Kleinův model Spojených států, který po dlouhou dobu vykazoval velmi dobré analytické a prognostické vlastnosti (Tvrdoň, 2010). Pro analýzu v této práci byl sestaven třírovnicový ekonometrický model rekursivního typu, z čehož dvě rovnice jsou typu behaviorálního – spotřební a investiční funkce, poslední je rovnicí identitní – makroekonomická identita otevřené ekonomiky. Jako proměnné modelu byly zvoleny makroekonomické agregáty tvorby HDP z poptávkové strany ekonomiky – soukromá spotřeba, investice, vládní výdaje a čistý export. Úspornější způsob tvorby modelu vycházel z poměrně omezené datové základy české statistiky. Jelikož pro prognostickou část práce byly využity modely založené na Box-Jenkinsově metodologii, bylo nutné zajistit dostatečnou délku časových řad. Použitý model reálné ekonomiky byl samozřejmě náležitě otestován – ekonomická, statistická a ekonometrická verifikace. Stejně tak byly otestovány i modely používané pro prognózování. Jelikož u prognóz byl navolen poměrně dlouhý prognostický horizont, devět čtvrtletí, zejména s ohledem na simulovaný scénář fiskální konsolidace, je zde opět nutné připomenout zvětšující se riziko chyby prognózy směrem k jeho konečnému bodu. Nicméně jak se ukázalo při srovnání ex-ante prognózy pro čtvrtý kvartál roku 2011, se skutečnou hodnotou publikovanou ČSÚ, chyba prognózy u ukazatele reálného HDP dosahovala pouze hodnoty 3,70 %. To, že oné srovnání bylo možné provést, bylo zapříčiněno, jak již nicméně bylo v práci uvedeno, časovým rozdílem mezi tvorbou modelu

a jeho aplikací. Model reálné ekonomiky byl rovněž doplněn o prognózu vývoje reálné poptávky po penězích.

Pokud jde o aplikační část práce, pomocí vytvořeného modelu byly simulovány dopady fiskální konsolidace (škrťů) na reálnou ekonomiku. Zkoumána (simulována) byla možnost snížit schodek veřejných financí do roku 2013 na cílovou úroveň 2,9 % HDP, pouze pomocí snižování veřejné spotřeby. Porovnány byly celkem tři varianty. Scénář první stavěl na budoucím vývoji ekonomiky prognózovaném v této práci a cílem bylo zjistit objem každoročních úspor výdajů vlády a neziskových organizací na konečnou spotřebu, jež by zajistil cílovou úroveň schodku v roce 2013. Pro připomenutí rozpočtová opatření byla uvažována pro roky 2012 a 2013. Druhý ze scénářů rozvíjí možnosti fiskální konsolidace v ekonomických podmínkách prognózovaných Ministerstvem financí, jež počítá s poměrně rychlou hospodářskou obnovou v následujících letech (2012-2014). Cílem toho druhého scénáře bylo zjistit, jaké fiskální úsilí by si vyžádal takovýto budoucí vývoj ekonomiky, kdyby vláda České republiky chtěla dosáhnout již několikrát zmiňovaného cíle 2,9 % podílu vládního deficitu na HDP v roce 2013. Třetí scénář je postaven na předpokladu, že Česká republika bude chtít splnit doporučení Rady a vyvinout v uvažovaných dvou letech každoroční fiskální úsilí ve výši 1 % HDP. Vývoj ekonomiky je v tomto scénáři simulován podle prognózy Ministerstva financí, stejně jako v předešlém případě. Tato simulace si kladla za cíl zjistit úroveň vládního deficitu a jeho podíl na HDP v roce 2013, při takto optimistickém očekávání budoucího vývoje a při takovémto fiskálním úsilí. Výsledkem byla úroveň deficitu na úrovni 2,04 % HDP, absolutně 78 323,73 mil. Kč. Což je oproti stanovenému cíli lepší výsledek o 32 567,67 mil. Kč (či o 0,86 % HDP). Výsledkem druhého scénáře byl každoroční objem úspor na straně vládních výdajů ve výši 0,58 % HDP v roce 2012, respektive 0,56 % HDP v roce 2013, jež by bylo nutné uspořít pro dosažení cílové hranice schodku veřejných financí. Celkem by tak bylo nutno seškrtnat vládní výdaje během dvou let o 42 688 mil. Kč (úspora na jedno uvažované čtvrtletí by činila 4 743,07 mil. Kč). Při pesimističtějším výhledu budoucího vývoje ekonomiky, který je prognózován pomocí modelů uvedených v této práci, je nutno počítat s fiskálním úsilím ve výši přibližně 0,58 % v obou zmíněných letech. Celková výše nutné úspory vládních výdajů by činila 43 913,44 mil. Kč (čtvrtletně 5 489,18 mil. Kč). Předpokladem simulovaných scénářů byl v průměru nulový inflační růst, každoroční nárůst úrokových plateb státu o 2 420,5 mil. Kč a rovnoměrné rozložení fiskálních škrťů. Simulaci

přímých a nepřímých dopadů na reálnou ekonomiku bylo možné provést pouze v případě prvního scénáře, neboť autor práce neznal specifikaci modelu, jenž Ministerstvo financí použilo pro své prognózy.

Znovu je zde potřeba zdůraznit značný optimismus budoucího ekonomického vývoje, s kterým počítá Ministerstvo financí – růst reálného HDP v roce 2012 2,3 %, v roce 2013 3,3 % a v roce 2014 4,0 %. Prognóza Evropské komise hovoří oproti tomu o dost pesimističtější. Podle Komise bude reálný výkon evropské sedmadvacítky v roce 2012 stagnovat a v roce 2013 by měl vzrůst o 1,5 %. Výkon eurozóny má dokonce podle prognózy v roce 2012 poklesnout o 0,3 % a v roce 2013 by mělo přijít oživení s růstem kolem 1,3 %. Pro Českou republiku je Komisí odhadována pro rok 2012 hospodářská stagnace. Růst by se měl obnovit, jako ve zbylé části Evropy v roce 2013, s růstem 1,7 % reálného HDP. Výkon největšího obchodního partnera Německa (jeho podíl na českém exportu v roce 2010 byl 38,1 %) má v roce 2012 narůst o pouhých 0,6 % a v roce 2013 o 1,3 %. To co bude stát za poklesem ekonomického výkonu v celé Evropě, bude nejspíše sestupný trend soukromé spotřeby. Tato tendence se již v české ekonomice projevuje a podle provedené prognózy nejspíše dále ještě projevovat bude a co víc, může v průběhu času narůstat. Podrobnosti ohledně prognózy Evropské komise a nejvýznamnějších obchodních partnerů ČR, viz Přílohy 8, 9 a 10.

Nebezpečím může být taktéž nárůst inflace, v souvislosti se strmým růstem cen ropy na světových trzích, která se v současnosti (březen 2012) prodává za více než 120 dolarů za barel (ropa Brent). Výše byla cena ropy již jen v roce 2008, kdy dosáhla historických 140 dolarů za barel. To co táhne cenu v posledním období nahoru, je především situace na arabském poloostrově. Evropská unie v souvislosti s iránským jaderným programem uvalila na začátku roku 2012, s platností od 1. července téhož roku, embargo na dovoz iránské ropy. Cenu rozhodně ovlivnila i revoluce v řadě arabských zemí, označovaná jako arabské jaro. Hrozbou pro celou Evropu (EU) tak může být především rekce nejsilnější ekonomiky tohoto kontinentu, Německa. Německo se svou silně protiinflační politikou, pramenící ze zkušenosti po první světové válce, v případě toho ohrožení pravděpodobně sáhne po restriktivních opatřeních a přibrzdí tak růst v celé Evropě. A co víc, pořád tu zůstává otevřená situace v souvislosti s evropskou dluhovou krizí a vývojem v Řecku, kde

situace zdaleka není dořešená. Všechny tyto uvedené skutečnosti a nebyly vyjmenovány zdaleka všechny, autora jen utvrzují, v již zmíněném postoji k prognóze MF ČR.

10. HOSPODÁŘSKO-POLITICKÁ DOPORUČENÍ

Hlavním doporučením a ne překvapivým doporučením pro tvůrce hospodářské politiky České republiky je obnovit důvěru v českou ekonomiku. Jde především o pokles soukromé spotřeby, který již započal v prvním čtvrtletí roku 2011 a mírný pokles investic prognózovaný pro celý rok 2013. Tyto dvě makroekonomické veličiny jsou především determinovány psychologickými faktory. Z odhadnutého modelu vyplývá, že hodnota spotřeby v běžném období je z 88 % závislá na hodně minulého období, stejně tak investice se závislostí dokonce 96 %. Jde tedy především o to, jak ekonomičtí agenti vnímají současnou politickou a ekonomickou situaci země, primárně pak její stabilitu a na základě toho upravují své spotřebitelské, či investiční chování. Situaci lze přirovnat k inflačnímu cílování, kdy pomocí psychologických faktorů a ekonomických mechanismů skutečná inflace tenduje ke své očekávané hodnotě. Zejména soukromá spotřeba, reaguje spíše na dlouhodobé tendence ekonomiky, které situaci nijak nenahrávají. Dynamika investic je o něco vyšší, především díky krátkodobému spekulativnímu kapitálu. Prognóza investiční aktivity je, až na rok 2013, poměrně optimistická, ovšem vyplatí se zůstat v obezřetnosti, ve vztahu k již zmiňované rychlé reakci finančních trhů na stav ekonomiky. Nabízí se tak doporučit vymezit konkrétní střednědobé cíle a strategie, jak těchto cílů dosáhnout. Zavést celospolečenskou diskuzi nad připravovanými záměry tak, aby budoucí jednání vlády bylo více méně předvídatelné. Rozhodující úlohu zde hrají média, jeden z nejdůležitějších aktérů globální ekonomiky. A samozřejmě je poté nutné podle přijatých plánů také tak postupovat. Se stabilizací ekonomiky jde v ruku v ruce, již opět zmíněná stabilizace politická. Zde se víc než vybízí přirovnání k režimu cílování monetární politiky, resp. inflace, která se v celosvětovém rozměru jeví jako úspěšná. Takže jednoznačným doporučením je „cílovat“ rovněž fiskální politiku.

Ve vztahu k pohybu investic je na místě sledovat situaci v eurozóně a Evropské unii obecně. Jde především o situaci, která může nastat při rozpadu eurozóny nebo v případě, že se eurozóna dostane do ještě větších problémů, či finanční trhy v její budoucnost prostě přestanou věřit. V tu chvíli začnou investoři hledat nové útočiště, kde by uložili svůj kapitál. V té situaci by se ČR, se svou poměrně ještě uspokojivou ekonomickou situací, samozřejmě relativně ve vztahu k některým ostatním zemím EU, nabízela mezi prvními. Roli může sehrát i rozhodnutí nepodepsat fiskální pakt, a tedy psychologický efekt

určitého distancování se, od budoucích problémů eurozóny. V případě většího přílivu kapitálu začne již tak silná koruna dramaticky posilovat, což způsobí pokles exportu, potažmo obchodní bilance jako celku. V souvislosti s deficitem veřejných financí lze potom upozornit na problém dvojího deficitu. Obraz toho, co by se mohlo stát, lze znovu hledat v minulosti, proto i trefný citát J. A. Schumpetera na samém začátku práce. Mohlo by se totiž stát, že investoři rázem ztratí zájem (tak rychle jak ho nabyli) o Českou republiku, jako o útočiště pro své finance a začnou se poohlížet jinde, stejně jako v květnu 1997. Spekulační kapitál prostě vystřízliví a investoři začnou revidovat své neuvážené rozhodnutí. V květnu 1997 sice hlavním problémem byla kombinace vnější směnitelnosti měny a fixního kurzu, ovšem stav veřejných financí a asi i politická situace, nebyla tak vážná jako dnes.

Podpora ekonomiky prostřednictvím vládních výdajů je pro udržitelnost veřejných financí „cestou do pekel“. Redukce výdajů vlády sice dále podtrhne pokles spotřeby, ovšem může, a to je podle autora práce mnohem podstatnější, obnovit důvěru v budoucnost české ekonomiky. Otevřenou záležitostí ve vztahu ke konsolidaci veřejných financí zůstává, jak se v budoucnu budou vyvíjet příjmy státního rozpočtu. Provedená prognóza rozhodně nenavádí k pozitivnímu vývoji daňových příjmů, jež by konsolidaci veřejného deficitu usnadnil. Podle ní má naopak od čtvrtého kvartálu roku 2012 docházet k postupné stagnaci ekonomiky. Příčinou poklesu daňových příjmů bude i uvedený trend poklesu soukromé spotřeby. To o čem prognóza vypovídá pozitivně, je stav čistého exportu, který by měl v roce 2012, oproti předchozímu roku narůst o cca 20 % a v roce 2013 o 14 %. Opět zde bude hrát roli situace v EU, kam směřuje většina českého exportu. Naopak lze jednoznačně doporučit podporu tvorby fixního kapitálu, zlepšováním podmínek pro podnikání a vytvářením investičních příležitostí. I když se ukázal být vliv důchodotvorného efektu investic na spotřebu malý (regresní koeficient přibližně 0,06), v dlouhém období působí jejich kapacitotvorný efekt, jež zvyšuje potenciál ekonomického růstu.

Pro monetární politiku nadále zůstává úkolem stabilizace inflačních očekávání v rámci střednědobého cíle a budování důvěry v český bankovní sektor – což se České národní bance v posledních letech daří. Ekonomice stojící na bankách, rovněž prospívá jejich pravidelné zátěžové testování.

11. ZÁVĚR

Simulovaný scénář je jednosměrně zaměřen na snižování vládních výdajů při konsolidaci vládního deficitu, což je v praxi velmi nepravděpodobné a netradiční řešení, nýbrž jeho smyslem je spíše poukázat na možný způsob, jak se vypořádat se stále narůstající hrozbou veřejných financí. Navíc právě v oblasti neefektivního vynakládání finančních prostředků na konečnou spotřebu je vláda často kritizována. Při prognózovaném vývoji ekonomiky a stabilizaci primárního vládního deficitu na úrovni roku 2011, by mělo být podílu deficitu 2,9 % na HDP dosaženo při redukci ročních vládních výdajů zhruba o 3 %. Což se nezdá být tak vysoká hodnota, ve srovnání s padesáti procentním podílem veřejné spotřeby na celkových výdajích státu. Jistě není to málo a způsobí to zpomalení ekonomiky jako celku i jejich agregátních částí, nicméně tuto neudržitelnou situaci je nutné řešit neodkladně. Tady je možné zmínit dnes už otřepané a v odborných časopisech několikrát otištěné rčení, „tak jako žádná domácnost nemůže žít dlouho na dluh, tak stejně tak i stát, si nemůže do nekonečna půjčovat“ – i když se ukazuje, že to přes veškeré problémy jde poměrně dlouho. Jak je vidno, morální hazard je světě velkých financí a intragovernmentálních půjček stále přítomný. Nad Evropou se stále vznáší dluhová krize a rozhodnutí zůstat mimo eurozónu se ukazuje být jako opodstatněné. To hlavní a nejdůležitější co nám zůstává, je totiž měnový kurz – a rovněž také vlastní monetární a fiskální politika. To v čem autor práce vidí největší problém v rámci evropského měnového integračního uskupení, je právě nemožnost koordinace na jedné straně centralizované monetární a na druhé straně plně decentralizované fiskální politiky. S tím jaké problémy může přinést nedostatečná koordinace těchto politik, se mimochodem Česká republika seznámila již v roce 1997. Zatím to vypadá, že se ze své zkušenosti dokázala ponaučit. Dalším problémem vzhledem k tomuto tématu je, že monetární politiku (a stejně tak i fiskální), nelze provádět podle stejných principů pro tak rozdílné země, jakými jsou například Německo a stále diskutované Řecko.

Na úplný závěr lze uvést, že tato práce měla svého čtenáře uvést do oblasti makroekonomické analýzy a její aplikace v hospodářsko-politické oblasti. Měla čtenáře seznámit s vývojem makroekonomického modelování v minulosti a stavem v současnosti. Čtenář se mohl stručně seznámit se vznikem české ekonomiky, tedy s dobou, kdy se současný ekonomický řád České republiky utvářel. I to by mělo přispět k lepšímu

pochopení buď současného, nebo budoucího ekonomického vývoje, který se tato práce pokusila nastínit. Pokud práce splnila alespoň některý z těchto cílů, či čtenáře alespoň zčásti nadchla pro tak zajímavou oblast, kterou makroekonomické modelování je, pak je autor se svým úsilím spokojen.

12. SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY

ABEL, A. B.; BERNANKE, B. S.; CROUSHORE, D. 2008. *Macroeconomics*. 6th edition. Pearson Education, 2008. ISBN 978-0-321-41554-7.

ADELMAN, I.; ROBINSON, S. 1978. *Income distribution Policy in Developing Countries : A case study of Korea*. Oxford, UK: Oxford University Press (for the World Bank).

ANDRLE, M.; HLÉDIK, T.; KAMENÍK, O.; VLČEK, J. 2009. *Implementing the New Structural Model of the Czech National Bank* [online]. CNB Working Paper Series, 2009, no. 2. [citováno 2011-11-14]. Dostupné z:
<http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/en/research/research_publications/cnb_wp/download/cnbwp_2009_02.pdf>.

ARLT, J.; ARLTOVÁ, M. 2009. *Ekonomické časové řady*. 1. vydání. Praha: Professional Publishing, 2009. ISBN 978-80-86946-85-6.

BENEŠ, J.; VÁVRA D.; VLČEK J. 2002. *Střednědobá makroekonomická predikce: Makroekonomické modely v analytickém systému ČNB* [online]. Finance a úvěr, 2002, vol. 52, č. 4, s. 197-231. [citováno 2011-11-14]. Dostupné z:
<http://journal.fsv.cuni.cz/storage/287_197_231.pdf>.

BLANCHARD, O. 2000. *Macroeconomics*. 2nd edition. Prentice Hall, 2000. ISBN 0-13-013306-X.

BODKIN, R. G. 1988. A Survey of Non-Dutch European Macroeconometric Models: Some International Perspective. In *Challenges for Macroeconomic Modelling*. (W. Driehuis, M. M. G. Fase, and H. D. Hartog, eds.). Amsterdam: Elsevier Science Publishers.

BONABEAU, E. 2002. *Agent-based modeling: Methods and techniques for simulating human systems* [online]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2002, vol. 99, no. 10, pp. 7280-7287. [citováno 2011-11-4]. Dostupné z:
<<https://files.pbworks.com/download/0LQIzKKPh0/orsagouge/13331111/Bonabeau%20%282002%29%20Agent->

based%20modeling%20Methods%20and%20techniques%20for%20simulating%20human%20systems.pdf>.

CAPROS, P.; KARADELOGLOU, P.; MENTZAS, G. 1990. *An Empirical Assessment of Macroeconometric and CGE Approaches in Policy Modelling* [online]. Journal of Policy Modelling, 1990, vol. 12, no. 3, pp. 557-585. [citováno 2011-10-11]. Dostupné z: <http://www.e3mlab.ntua.gr/e3mlab/papers/Capros_paper_1.pdf>.

CIPRA, T. 2008. *Finanční ekonometrie*. 1. vydání. Praha: Ekopress, 2008. ISBN 978-80-86929-43-9.

ČECHURA, L. et al., 2010. *Cvičení z ekonometrie*. 2. vydání. Praha: Provozně ekonomická fakulta ČZU v Praze, 2010. ISBN 978-80-213-1976-9.

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA (ČNB), 2008. *10 let cílování inflace 1998-2007*. [online]. Praha: ČNB, 2008. [citováno 2012-02-17]. Dostupné z: <http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/o_cnb/publikace/download/10_1_et_inflacni_cileni_cz.pdf>.

DĚDEK, O. 2000. *Příčiny a průběh měnových turbulencí v České republice v roce 1997*. Politická ekonomie, 2000, č. 5.

DPAD, et al. 2002. *Project LINK* [online]. [citováno 2011-26-10]. Dostupné z: <http://www.un.org/en/development/desa/policy/proj_link/0402LinkFlyer1.pdf>.

DYBA, V. 2000. Navrhovali jsme změnu kurzového režimu. In KLAUS, V. et al. *Tři roky od měnové krize: Sborník textů č. 5/2000*. 1. vydání. Praha: Centrum pro ekonomiku a politiku, 2000. ISBN 80-902795-3-8.

FAWN, R. 2000. *The Czech Republic a nation of velvet*. Amsterdam: Harwood academic publishers, 2000. ISBN 90-5823-043-0.

FIALA, P. 2008. *Úvod do ekonometrie*. Praha: Fakulta jaderná a fyzikálně inženýrská ČVUT v Praze, 2008. ISBN 978-80-01-04004-1.

FLEMING, M. J. 1962. *Domestic Financial Policies Under Fixed and Floating Exchange Rates*. IMF Staff Papers, vol. 9, no. 3, pp. 369-380, 1962.

- FRAIT, J.; KOMÁREK, L. 2002.** *Česká ekonomika v makroekonomických modelech* [online]. Finance a úvěr, 2002, vol. 52, č. 4, s. 190-196. [citováno 2011-11-14]. Dostupné z: <http://journal.fsv.cuni.cz/storage/1111_190_196.pdf>.
- FRIEDMAN, M. 1957.** *A Theory of the Consumption Function* [online]. Princeton: Princeton University Press, 1957. [citováno 2011-09-24]. ISBN 0-691-04182-2. Dostupné z: <<http://www.nber.org/books/frie57-1>>.
- FRIEDMAN, M. 1968.** *The Role of the Monetary Policy* [online]. The American Economic Review, vol. 58, 1968, March, č. 1. [citováno 2011-10-16]. Dostupné z: <<http://www.aeaweb.org/aer/top20/58.1.1-17.pdf>>.
- FRISCH, R. 1933.** *Editorial*. *Econometrica*, 1933, vol. 1, pp. 1-14.
- GEWEKE, J.; HOROWITZ J.; PESARAN M. H. 2007.** *Econometrics: A Bird's Eye View*. In *The New Palgrave Dictionary*, Second Edition.
- GITTER, R. J.; SCHEUER, M.** *Low unemployment in the Czech Republic: „miracle“ or „mirage“?* Labor review, 1998, August.
- GUJARATI, D. N. 2004.** *Basic Econometrics*. 4th edition. New York: The McGraw-Hill Companies, 2004. ISBN 0-07-233542-4.
- HÁJEK M., 1997.** *Makroekonomická analýza české ekonomiky 1997 (vybrané problémy)*. Praha: ČNB, Institut ekonomie, 1997. VP č. 82.
- HICKS, J. R. 1937.** *Mr. Keynes and the „Classics“*. *Economica*, 1937, 5th April.
- HOLMAN, R. 2000a.** *Měnová krize 1997 byla trest za nezavedení volného floatingu*. In KLAUS, V. et al. *Tři roky od měnové krize: Sborník textů č. 5/2000*. 1. vydání. Praha: Centrum pro ekonomiku a politiku, 2000. ISBN 80-902795-3-8.
- HOLMAN, R. 2000b.** *Transformace české ekonomiky: V komparaci s dalšími zeměmi střední Evropy*. 1. vydání. Praha: Centrum pro ekonomiku a politiku, 2000. ISBN 80-902795-6-2.
- HOLMAN, R. et al. 2005a.** *Dějiny ekonomického myšlení*. 3. vydání. Praha: C. H. Beck, 2005. ISBN 80-7179-380-9.

- HOLMAN, R. 2005b.** *Ekonomie*. 4. vydání. Praha: C. H. Beck, 2005. ISBN 80-7179-891-6.
- HOLMAN, R. 2007.** *Mikroekonomie: Středně pokročilý kurz*. 2. vydání. Praha: C. H. Beck, 2007. ISBN 978-80-7179-862-0.
- HOLMAN, R. 2010.** *Makroekonomie: Středně pokročilý kurz*. 2. vydání. Praha: C. H. Beck, 2010. ISBN 978-80-7179-861-3.
- HOWREY, E. P. et al. 1981.** The practice of macro-econometric model building and its rational. In KMENTA, J.; RAMSEY J. B. *Large scale macro-econometric models*. Amsterdam: North-Holland, 1981. ISBN 0-444-86295-1.
- HUŠEK, R. 2009.** *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. 1. vydání. Praha: Nakladatelství Oeconomica, 2009. ISBN 978-80-245-1623-3.
- CHALLEN, D. W.; HAGGER, A. J. 1983.** *Macroeconometric Systems : Construction, Validation and Applications*. London: Macmillan, 1983. ISBN 0-333-34850-8.
- CHAREMZA, W. W. et al. 2003.** *New directions in econometric practice: general to specific modelling, co-integration and vector autoregression*. Northampton: Edward Elgar, 2003. ISBN 1-85898-603-6.
- JANÁČEK, K. 1999.** „Podivné“ chování spotřeby v průběhu transformace. *Politická ekonomie*, 1999, č. 5.
- JANÁČEK, K; ZAMRAZILOVÁ, E. 2002.** *Rok 2002: Zpomalí česká ekonomika?* *Politická ekonomie*, 2002, č. 4.
- JÍROVÁ, H. 2001.** Trh práce v procesu transformace ČR. In ŽÁK, M. *Vnitřní a vnější podmínky restrukturalizace a hospodářská politika v ČR*. Praha: VŠE, 2001. ISBN 80-245-0257-7.
- JONÁŠ, J. 1997.** *Ekonomická transformace v České republice*. Praha: Management Press, 1997. ISBN 80-85943-22-0.
- JONÁŠ, J. 2000.** *Světová ekonomika na přelomu tisíciletí*. Praha: Management Press, 2000. ISBN 80-7261-016-3.

KEYNES, J. M. 1963. *Obecná teorie zaměstnanosti, úroku a peněz.* Praha: NČAV, 1963.

KLAUS, V. 1991. *Nemám rád katastrofické scénáře.* Ostrava: Sagit, 1991. ISBN 80-900336-6-0.

KLAUS, V. 2000. Tři roky po měnové krizi: rekapitulace událostí a jejich souvislostí, aby se na některé věci nezapomnělo. In KLAUS, V. et al. *Tři roky od měnové krize: Sborník textů č. 5/2000.* 1. vydání. Praha: Centrum pro ekonomiku a politiku, 2000. ISBN 80-902795-3-8.

KLEIN, L. R. 1971. *Whither Econometrics?* Journal of the American Statistical Association, 1971, vol. 66, pp. 415-421.

KLEIN, L. R. 1983. *Lectures in Econometrics.* Amsterdam: North-Holland, 1983. ISBN 0-444-86676-0.

KOČENDA, E.; ČERNÝ A. 2007. *Elements of Time Series Econometrics: An Applied Approach.* 1st edition. Charles University in Prague: Karolinum Press, 2007. ISBN 978-80-246-1370-3.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT E. C. 1982. *Time to Build and Aggregate Fluctuations* [online]. *Econometrica*, 1982, vol. 50, no. 6, pp. 1345-1370. [citováno 2011-10-10]. Dostupné z: <<http://www.minneapolisfed.org/research/prescott/papers/timetobuild.pdf>>.

KŘÍSTKOVÁ, Z. 2009. *Simulace dopadu nástrojů zemědělské politiky na českou ekonomiku v kontextu obecné rovnováhy.* Praha, 2009. Disertační práce na Provozně ekonomické fakultě České zemědělské univerzity v Praze na katedře ekonomiky. Vedoucí disertační práce Eva Rosochatecká.

LEONTIEF, W. 1951. *The Structure of the American Economy, 1919-1939.* 2nd edition. White Plains, NY: International Arts and Sciences Press, 1951.

LOUŽEK, M. 2000. Operace se zdařila, pacient zemřel. In KLAUS, V. et al. *Tři roky od měnové krize: Sborník textů č. 5/2000.* 1. vydání. Praha: Centrum pro ekonomiku a politiku, 2000. ISBN 80-902795-3-8.

LUCAS, R. E., Jr. 1976. *Econometric Policy Evaluation: A Critique* [online]. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1976, vol. 1, no. 1, pp. 19-46. [citováno 2011-10-07]. Dostupné z:

<http://pareto.uab.es/mcreel/reading_course_2006_2007/lucas1976.pdf>.

LUCAS, R. E., Jr.; SARGENT, T. J. 1978. *After Keynesian Macroeconomics* [online]. In *After the Phillips Curve: Persistence of High Inflation and High Unemployment*, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, no. 19, pp. 49-72. [citováno 2011-10-07]. Dostupné z: <<http://www.bos.frb.org/economic/conf/conf19/conf19d.pdf>>.

MADDALA, G. S. 1992. *Introduction to Econometrics*. 2nd edition. New York: Macmillan Publishing Company, 1992. ISBN 0-02-374545-2.

MACH, M. 2001. *Makroekonomie II pro magisterské (inženýrské) studium: 1. a 2. část*. 3. vydání. Praha: Melandrium, 2001. ISBN 80-86175-18-9.

MACH, M. 2002. *Makroekonomie: Pokročilejší analýza: 3. část*. 1. vydání. Praha: Melandrium, 2002. ISBN 80-86175-22-7.

MACH, P. 2000. *Měnová krize z hlediska změn devizových rezerv*. In KLAUS, V. et al. *Tři roky od měnové krize: Sborník textů č. 5/2000*. 1. vydání. Praha: Centrum pro ekonomiku a politiku, 2000. ISBN 80-902795-3-8.

MALINVAUD, E. 1966. *Statistical Methods of Econometrics*. North-Holland: Amsterdam, 1966.

MANDEL, M.; TOMŠÍK, V. 2008. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*. 2. vydání. Praha: Management press, 2008. ISBN 978-80-7261-185-0.

MANKIW, N. G. 2010. *Macroeconomics*. 7th edition. New York: Worth Publishes, 2010. ISBN 978-1-4292-1887-0.

MANSKI, C. F. 1995. *Identification Problems in the Social Sciences*. Cambridge: Harvard University Press, 1995. ISBN 0-674-44284-9.

MINISTERSTVO FINANCÍ ČR. 2011. *Konvergenční program České republiky* [online]. Praha: Ministerstvo financí ČR, 2011. [citováno 2012-03-05]. ISSN 1804-798X.

Dostupné

z:

<http://www.mfcr.cz/cps/rde/xchg/mfcr/xsl/konvergen_programy_61993.html>.

MITRA-KAHN, B. H. 2008. *Debunking the Myths of Computable General Equilibrium Models* [online]. SCEPA Working Paper, 2008, no. 1. [citováno 2011-10-14]. Dostupné z: <<http://www.newschool.edu/scepa/publications/workingpapers/SCEPA%20Working%20Paper%202008-1%20Kahn.pdf>>.

MODIGLIANI, F.; ANDO, A. 1963. *The „Life-Cycle“ Hypothesis of Savings: Aggregate Implications and Tests* [online]. The American Economic Review, 1963, vol. 53, no. 1. In MODIGLIANI, F. *The Collected Papers of Franco Modigliani*. Edited by Francesco Franco. Cambridge : Massachusetts Institute of Technology, 2005. ISBN 0-262-13150-1. [citováno 2011-10-01]. Dostupné z: <http://www.arabictrader.com/arabictrader_storage_server/application/2009/08/15/pdf/v202/B4E8E626-EFEE-42B4-FE04-862C02B7AC83.pdf#page=62>.

MODIGLIANI, F. 1986. *Life Cycle, Individual Thrift and the Wealth of Nations* [online]. The American Economic Review, 1986, no. 76. [citováno 2011-10-01]. Dostupné z: <<http://piketty.pse.ens.fr/fichiers/enseig/economie/articl/ModiglianiNobelLecture1985%28AER1986%29.pdf>>.

MUNDELL, R. A. 1963. *Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates*. The Canadian Journal of Economics and Political Science, vol. 29, no. 4, pp. 475-485, 1963. [citováno 2011-11-05]. Dostupné z: <<http://www.sonoma.edu/users/e/eyler/426/mundell2.pdf>>.

NARASIMHAM, N. V. A. 1956. *A Short-Term Planning Model for India*. North-Holland, Amsterdam.

PELLEŠOVÁ, P. 2002. *Reflexe k hospodářské politice České republiky v procesu transformace*. Studia Oeconomica. Karviná: Slezská univerzita v Opavě, 2002. ISBN 80-7248-165-7.

PELLEŠOVÁ, P. 2003. Reflexe k trhu práce v České republice v letech 1997-2002. In *Hospodářská politika v tranzitivních ekonomikách IV*. (edited by Melecký, L.; Kliková,

Ch.). Sborník referátů z mezinárodního vědeckého semináře. Ostrava: VŠB-TU, 2003. ISBN 80-248-0398-4.

PESARAN M. H.; SMITH R. P. 1985. *Evaluation of macroeconomic models.* Economic modeling, 1985, vol. 2, no. 2, pp. 125-134.

PHELPS, E. S. 1968. *Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium* [online]. The Journal of Political Economy, 1968, vol. 76, no. 4, pp. 678-711. [citováno 2011-10-06]. Dostupné z: <<http://qed.econ.queensu.ca/pub/faculty/lloyd-ellis/econ320/papers/phelps.pdf>>.

PHILLIPS, A. W. 1958. *The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957* [online]. *Economica*, 1958, vol. 25, no. 100, pp. 283-299. [citováno 2011-10-06]. Dostupné z: <http://paper.blog.eonet.jp/Phillips_1958.pdf>.

REVENDA, Z. 2011. *Centrální bankovníctví.* 3. vydání. Praha Management press, 2011. ISBN 978-80-7261-230-7.

ROTEMBERG, J. J.; WOODFORD, M. 1997. *An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy* [online]. NBER Macroeconomics Annual, 1997, vol. 12, pp. 297-346. [citováno 2011-10-14]. Dostupné z: <http://people.hbs.edu/jrotemberg/PublishedArticles/OptimizBasedEconometric_97.pdf>.

Ročenka Hospodářských novin (HN) 2001. Praha: *Economia*, 2001. ISBN 80-85378-49-3.

Ročenka Hospodářských novin (HN) 2002. Praha: *Economia*, 2002. ISBN 80-85378-40-X.

RUTHERFORD, T.; PALTSEV S. 1999. *From an Input-Output Table to a General Equilibrium Model: Assessing the Excess Burden of Indirect Taxes in Russia* [online]. University of Colorado, USA, August 1999. [citováno 2011-10-13]. Dostupné z: <<http://www.gamsworld.org/mpsge/debreu/papers/exburden.pdf>>.

SARGENT, T. J. 1976. *A Classical Macroeconomic Model for the United States.* Journal of Political Economy, 1976, vol. 84, no. 2, pp. 207-232.

SEKERA, J. KLVAČOVÁ, E. 1994. *Nejde o návrat do starých časů.* Ekonom, 1994, č. 28.

SCHÜTZOVÁ, R. 2000. Trh práce a politika zaměstnanosti. In ONDRČKA, P. *Specifika transformačního procesu ČR.* Brno: MU, 2000. ISBN 80-210-268-6.

SINGER, M. 2010. *Makroekonomický a měnový vývoj v ČR, prognóza ČNB a model „G3“* [online]. Česká ekonometrická společnost, Praha, 11. listopad 2010. [citováno 2011-11-13]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/konference_projevy/vystoupeni_projevy/download/Singer_20101111_ekonometricka_spol.pdf.

SLANÝ, A. et al. 2003. *Makroekonomická analýza a hospodářská politika.* 1. vydání. Praha: C. H. Beck, 2003. ISBN 80-7179-738-3.

SNOWDON, B.; VANE H. R. 2005. *Modern Macroeconomics: Its Origins, Development and Current State.* Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2005. ISBN 1-84542-208-2.

SOJKA, M. 2000. Deset let po česku: transformace, nerovnost a integrace. In MLČOCH, L.; MACHONIN, P.; SOJKA, M. *Ekonomické a společenské změny v české společnosti po roce 1989.* Praha: Karolinum, 2000. ISBN 80-246-0119-2.

SOLOW, R. M. 1956. *A Contribution to the Theory of Economic Growth.* Quarterly Journal of Economics, 1956, February.

SOUKUP, A. 2009. *Mezinárodní ekonomie.* Plzeň: Aleš Čeněk, 2009. ISBN 978-80-7380-197-7.

SVATOŠOVÁ, L.; KÁBA, B. 2008. *Statistické metody II.* 1. vydání: Praha: Provozně ekonomická fakulta ČZU v Praze, 2008. ISBN 978-80-213-1736-9.

ŠVEJNAR, J.; TERRELOVÁ, K.; MÜNICH, D. 1997. Nezaměstnanost v České a Slovenské republice. In ŠVEJNAR, J. *Česká republika a ekonomická transformace ve střední a východní Evropě.* Praha: Academia, 1997. ISBN 80-200-0568-4.

TAYLOR, L; VON ARNIM, R. 2007. *Projected Benefits of the Doha Round Hinge on Misleading Trade Models* [online]. New York: Schwartz Centre for Economic Policy

Analysis, March 2007. [citováno 2011-10-12]. Dostupné z: <http://www.newschool.edu/scepa/publications/policynotes/Doha%20Policy%20Note%20Final%2003_12_07.pdf>.

TESFATSION, L. 2003. *Agent-Based Computational Economics* [online]. ISU Economics Working Paper, 2003, no. 1. [citováno 2011-11-1]. Dostupné z: <<http://www2.econ.iastate.edu/tesfatsi/acewp1.pdf>>.

TESFATSION, L. 2010. *Notes on the Lucas Critique, Time Inconsistency, and Related Issues* [online]. Iowa State University, 2010. [citováno 2011-10-29]. Dostupné z: <<http://www2.econ.iastate.edu/tesfatsi/lucrit.pdf>>.

THE ECONOMIST, 2010. *Agents of change* [online]. July 22nd 2010. [citováno 2011-10-14]. Dostupné z: <<http://www.economist.com/node/16636121>>.

TOMEŠ, Z. 2000. Faktory inflačního vývoje a protiinflační politika. In ONDRČKA, P. *Specifika transformačního procesu ČR*. Brno: MU, 2000. ISBN 80-210-268-6.

TOŠOVSKÝ, J. 2000. *Po deseti letech: některé lekce z transformace*. Bankovníctví, 2000, č. 11.

TŘÍSKA, D. 1999. *Česká ekonomika očima ekonomů střední generace*. Praha: CEP, 1999.

TVRDOŇ, J. 2010. *Ekonometrie*. 5. vydání. Praha: Provozně ekonomická fakulta ČZU v Praze, 2010. ISBN 978-80-213-0819-0.

URBAN, L. et al. 1994. *Hospodářská politika*. 1. vydání. Praha: Victoria Publishing, 1994. ISBN 80-85863-01-7.

VALADKHANI, A. 2004. *History of Macroeconometric Modelling: Lessons from Past Experience* [online]. Journal of Policy Modeling, 2004, vol. 26, no. 2, pp. 265-281. [citováno 2011-10-12]. Dostupné z: <http://ro.uow.edu.au/cgi/viewcontent.cgi?article=1039&context=commpapers&sei-redir=1&referer=http%3A%2F%2Fscholar.google.cz%2Fscholar_url%3Fhl%3Dcs%26q%3Dhttp%3A%2F%2Fro.uow.edu.au%2Fcgi%2Fviewcontent.cgi%253Farticle%253D1039%2526context%253Dcommpapers%26sa%3DX%26scisig%3DAAGBfm2Tp-ZMBwsV8ICsa8IgnWQJZ6Fqww%26oi%3Dscholarr#search=%22http%3A%2F%2Fro.u>

ow.edu.au%2Fcgi%2Fviewcontent.cgi%3Farticle%3D1039%26context%3Dcommpapers%22>.

WALLIS, K. F. 1993. *On macroeconomic policy and macroeconometric model.* The Economic Record, 1993, vol. 69, no. 2, pp. 113-130.

WALRAS, L. 1954. *Elements of Pure Economics.* Homewood III: Richard Irwin. London : Allen and Unwin, 1954.

WHITE, H. 1980. *A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity.* Econometrica, 1980, vol. 48, no. 4, pp. 817-838. [citováno 2012-3-8]. Dostupné z: <<https://webkuliah.unimedia.ac.id/ebook/files/white%281980%29%20heteroskedastocity.pdf>>.

WOLD, H. 1938. *A Study in the Analysis of Stationary Time Series.* Uppsala: Almqvist and Wiksells.

WOODFORD, M. 2009. *Convergence in Macroeconomics : Elements of the New Synthesis* [online]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2009, vol. 1, no. 1, pp. 267-279. [citováno 2011-10-8]. Dostupné z: <http://www.columbia.edu/~mw2230/Convergence_AEJ.pdf>.

ŽÁK, M. et al. 2002. *Velká ekonomická encyklopedie. 2. vydání.* Praha: Linde, 2002. ISBN 80-7201-381-5.

ŽÁK, M. 2006. *Hospodářská politika.* Praha: VŠEM, 2006. 80-86730-04-2.

ŽÍDEK, L. 2006. *Transformace české ekonomiky: 1989-2004.* 1. vydání. Praha: C. H. Beck, 2006. ISBN 80-7179-922-X.

13. PŘÍLOHY

Seznam příloh:

Příloha 1	Seznam použitých proměnných
Příloha 2	Seznam tabulek
Příloha 3	Seznam grafů, schémat a obrázků
Příloha 4	Struktura jádrového modelu „g3“
Příloha 5	Struktura inflace v modelu g3
Příloha 6	Dodatečné tabulky a grafy dokládající vývoj české ekonomiky v období transformace
Příloha 7	Vývoj úrokových plateb a jejich podílu na HDP
Příloha 8	Ekonomický vývoj v Evropě
Příloha 9	Prognóza vývoje v evropských zemích provedená Evropskou komisí
Příloha 10	Teritoriální struktura zahraničního obchodu ČR s EU 27 v roce 2010
Příloha 11	Testování vhodné specifikace modelu vládních výdajů
Příloha 12	Testování vhodné specifikace modelu čistého exportu
Příloha 13	Testování vhodné specifikace monetárního modelu M2

Příloha 1: Seznam použitých proměnných

C_t	spotřeba domácností v čase t , ve stálých cenách roku 2000 (household consumption in current time, expressed in stable prices of year 2000)
$C_{(t-1)}$	spotřeba domácností v čase $(t-1)$, ve stálých cenách roku 2000 (household consumption in previous time, expressed in stable prices of year 2000)
CPI_t	index spotřebitelských cen v čase t (consumer price index in current time)
$\ln CPI_t$	index spotřebitelských cen v čase t , vyjádřený v přirozených logaritmech (consumer price index in current time in natural logarithm)
$D1$	sezónní dummy proměnná nabývající hodnoty 1 pro Q2, pro ostatní čtvrtletí hodnoty 0 (seasonal dummy variable assuming the value 1 for second quarter, the other quarter of the value 0)
$D2$	sezónní dummy proměnná nabývající hodnoty 1 pro Q3, pro ostatní čtvrtletí hodnoty 0 (seasonal dummy variable assuming the value 1 for third quarter, the other quarter of the value 0)
$D3$	sezónní dummy proměnná nabývající hodnoty 1 pro Q4, pro ostatní čtvrtletí hodnoty 0 (seasonal dummy variable assuming the value 1 for fourth quarter, the other quarter of the value 0)
G_t	výdaje vlády a neziskových institucí v čase t , ve stálých cenách roku 2000 (government and non-profit institutions expenditures in current time, expressed in stable prices of year 2000)
HDP_t	hrubý domácí produkt v čase t , v běžných cenách (gross domestic product in current time, expressed in current prices)

I_t	tvorba hrubého kapitálu v čase t, ve stálých cenách roku 2000 (gross capital formation in current time, expressed in stable prices of year 2000)
$I_{(t-1)}$	tvorba hrubého kapitálu v čase (t-1), ve stálých cenách roku 2000 (gross capital formation in previous time, expressed in stable prices of year 2000)
JV	jednotkový vektor, konstanta (unit vector, intercept)
k	cambridgeský koeficient (cambridge coefficient)
$M2_t$	peněžní agregát M2 v čase t (monetary aggregate M2 in current time)
$\ln M2_t$	peněžní agregát M2 v čase t, vyjádřený v přirozených logaritmech (monetary aggregate M2 in current time in natural logarithm)
$(\ln M2_t - \ln CPI_t)$	reálná poptávka po penězích M2 v čase t (real money demand M2 in current time)
M_{St}	nabídka peněz v čase t (money supply in current time)
M_{Dt}	poptávka po penězích v čase t (money demand in current time)
NX_t	čistý export v čase t, ve stálých cenách roku 2000 (net export in current time, expressed in stable prices of year 2000)
$DIF_NX_{(t-1)}$	čistý export v čase (t-1), ve stálých cenách roku 2000 – vyjádřeno v prvních diferencích (net export in previous time, expressed in stable prices of year 2000 – first differences)
P_t	cenová hladina v čase t (price level in current time)
V	důchodová rychlost peněz (income velocity of money)
Y_t	hrubý domácí produkt v čase t, ve stálých cenách roku 2000 (gross domestic product in current time, expressed in stable prices of year 2000)

Příloha 2: Seznam tabulek

- Tabulka 1 – Podíl obchodní bilance, běžného a finančního účtu PB na HDP v b.c.
- Tabulka 2 – Korelační matice pro model reálné ekonomiky
- Tabulka 3 – Konfidenční intervaly parametrů odhadnuté spotřební funkce
- Tabulka 4 – Testování autokorelace pro jednotlivé řády modelu spotřební funkce
- Tabulka 5 – Konfidenční intervaly parametrů odhadnuté investiční funkce
- Tabulka 6 – Testování autokorelace pro jednotlivé řády modelu investiční funkce
- Tabulka 7 – Výběr vhodné specifikace modelu pro prognózu G
- Tabulka 8 – Ex-post prognóza vládních výdajů – SARIMA (1,1,0)(0,1,0)
- Tabulka 9 – Ex-ante prognóza vládních výdajů – SARIMA (1,1,0)(0,1,0)
- Tabulka 10 – Tempa růstu G ve s.c. – minulá a prognózovaná
- Tabulka 11 – Hodnocení ex-ante prognózy G – SARIMA (1,1,0)(0,1,0)
- Tabulka 12 – Výběr vhodné specifikace modelu pro prognózu NX
- Tabulka 13 – Ex-post prognóza čistého exportu – SARIMA (0,1,1)(0,1,1)
- Tabulka 14 – Ex-ante prognóza čistého exportu – SARIMA (0,1,1)(0,1,1)
- Tabulka 15 – Tempa růstu NX ve s.c
- Tabulka 16 – Hodnocení ex-ante prognózy NX – SARIMA (0,1,1)(0,1,1)
- Tabulka 17 – Tempa růstu I ve s.c. – minulá a prognózovaná
- Tabulka 18 – Hodnocení ex-ante prognózy I
- Tabulka 19 – Tempa růstu C ve s.c. – minulá a prognózovaná
- Tabulka 20 – Hodnocení ex-ante prognózy C
- Tabulka 21 – Tempa růstu HDP ve s.c. – minulá a prognózovaná
- Tabulka 22 – Hodnocení ex-ante prognózy Y
- Tabulka 23 – Podíl jednotlivých složek agregátní poptávky na tvorbě HDP (2010-2013)
- Tabulka 24 – Volba specifikace monetární modelu M2
- Tabulka 25 – Ex post prognóza pro M2 - ARIMA (0,1,0)
- Tabulka 26 – Ex ante prognóza pro M2 – ARIMA (0,1,0)
- Tabulka 27 – Tempa růstu peněžního agregátu M2 – minulá a prognózovaná
- Tabulka 28 – Hodnocení ex-ante prognózy M2 – ARIMA (0,1,0)
- Tabulka 29 – Spočtené hodnoty důchodové rychlosti peněz M2 pro českou ekonomiku
- Tabulka 30 – Plán fiskální konsolidace
- Tabulka 31 – Scénář konsolidace veřejných výdajů

Tabulka 32 – Dopad fiskálních škrťů na soukromou spotřebu

Tabulka 33 – Dopad fiskálních škrťů na výkon reálné ekonomiky

Tabulka 34 – Možnosti fiskální konsolidace

Tabulka 35 – Dopad simulovaných fiskálních škrťů na reálnou ekonomiku ČR

Tabulka 36 – Dopad simulovaných fiskálních škrťů na výkonnost reálné ekonomiky ČR

Tabulka 37 – Podíl soukromých podnikatelů podnikajících podle živnostenského zákona na celkovém počtu podnikatelských subjektů

Tabulka 38 – Prognóza Evropské komise

Příloha 3: Seznam grafů, schémat a obrázků

- Graf 1 – Meziroční tempa růstu reálného HDP mezi roky 1990-2004
- Graf 2 – Meziroční vývoj spotřeby domácností ve stálých cenách mezi lety 1990-2004
- Graf 3 – Hrubé národní úspory a tvorba hrubého fixního kapitálu (mld. Kč, běžné ceny)
- Graf 4 – Meziroční vývoj tvorby hrubého fixního kapitálu v období let 1996 až 2004
- Graf 5 – Meziroční vývoj průměrných reálných mezd a produktivity práce (%)
- Graf 6 – Meziroční vývoj jednotkových nákladů práce (%)
- Graf 7 – Meziroční vývoj podílu exportu na HDP (b.c.) mezi roky 1993-2004
- Graf 8 – Meziroční vývoj obratu zahraničního obchodu mezi lety 1990-2004 (%)
- Graf 9 – Vývoj směnných relací a cen ropy v období let 1993-2004
- Graf 10 – Podíl obchodní bilance, běžného a finančního účtu PB na HDP v b.c.
- Graf 11 – Vývoj nezaměstnanosti v letech 1990-2004 (%)
- Graf 12 – Míra inflace v období 1989-2004
- Graf 13 – Vývoj úrokového diferenciálu v období 1993-2004
- Graf 14 – Změna devizových rezerv v průběhu let 1993 – 2004
- Graf 15 – Vývoj měnového kurzu CZK/USD mezi lety 1993-2004
- Graf 16 – Porovnání skutečných a vyrovnaných hodnot modelu spotřební funkce
- Graf 17 – Reziduální rozptyl modelu spotřební funkce
- Graf 18 – Normalita reziduí modelu spotřební funkce
- Graf 19 – Porovnání skutečných a vyrovnaných hodnot modelu investiční funkce
- Graf 20 – Reziduální rozptyl modelu investiční funkce
- Graf 21 – Normalita reziduí modelu investiční funkce
- Graf 22 – Korelogram pro model vládních výdajů - SARIMA (1,1,0)(0,1,0)
- Graf 23 – Ex-post prognóza pro G – SARIMA (1,1,0)(0,1,0)
- Graf 24 – Ex-ante prognóza pro G – SARIMA (1,1,0)(0,1,0)
- Graf 25 – Tempa růstu G ve s.c. – minulá a prognózovaná
- Graf 26 – Korelogram pro SARIMA (0,1,1)(0,1,1)
- Graf 27 – Ex-post prognóza pro NX – SARIMA (0,1,1)(0,1,1)
- Graf 28 – Ex-ante prognóza pro NX – SARIMA (0,1,1)(0,1,1)
- Graf 29 – Tempa růstu NX ve s.c.
- Graf 30 – Ex-ante prognóza I
- Graf 31 – Tempa růstu I ve s.c. – minulá a prognózovaná

- Graf 32 – Ex-ante prognóza C
- Graf 33 – Tempa růstu C ve s.c. – minulá a prognózovaná
- Graf 34 – Prognóza Y
- Graf 35 – Tempa růstu HDP ve s.c. – minulá a prognózovaná
- Graf 36 – Korelogram pro ARIMA (0,1,0)
- Graf 37 – Ex-post prognóza pro M2 - ARIMA (0,1,0)
- Graf 38 – Ex-ante prognóza pro M2 – ARIMA (0,1,0)
- Graf 39 – Tempa růstu peněžního agregátu M2 – skutečná a prognózovaná
- Graf 40 – Vývoj důchodové rychlosti peněz a její variabilita (rozptyl)
- Graf 41 – Mezikvartální vývoj Y, M2, V a inflace
- Graf 42 – Stav veřejných financí ČR
- Graf 43 – Počet podniků v ČR (ČSR)
- Graf 44– Obrat zahraničního obchodu a jeho podíl na HDP (b.c.) v letech 1993-2004
- Graf 45 – Meziroční vývoj exportu ČR (v %) mezi roky 1990-2004
- Graf 46 – Meziroční vývoj importu ČR mezi roky 1990-2004
- Graf 47– Vztah mezi růstem spotřeby (s.c.) a podílem obchodní bilance na HDP
- Graf 48– Podíl salda státního rozpočtu na HDP v letech 1995-2004
- Graf 49 – Okunův zákon v podmínkách transformující se ekonomiky (údaje jsou v %)
- Graf 50 – Tvorba hrubého domácího produktu (údaje v s.c.)
- Graf 51 – Vývoj úrokových plateb plynoucích z veřejného zadlužení (mil. Kč)
- Graf 52 – Vývoj podílu placených úroků na veřejném deficitu
- Graf 53 – Vývoj reálného HDP v evropských zemích (včetně EU) mezi lety 1996-2011 + prognóza Evropské komise pro 2012 a 2013
- Graf 54 – Prognóza vývoje reálného HDP ve vybraných evropských zemích provedená Evropskou komisí

Schéma 1 - Struktura jádrového modelu „g3“

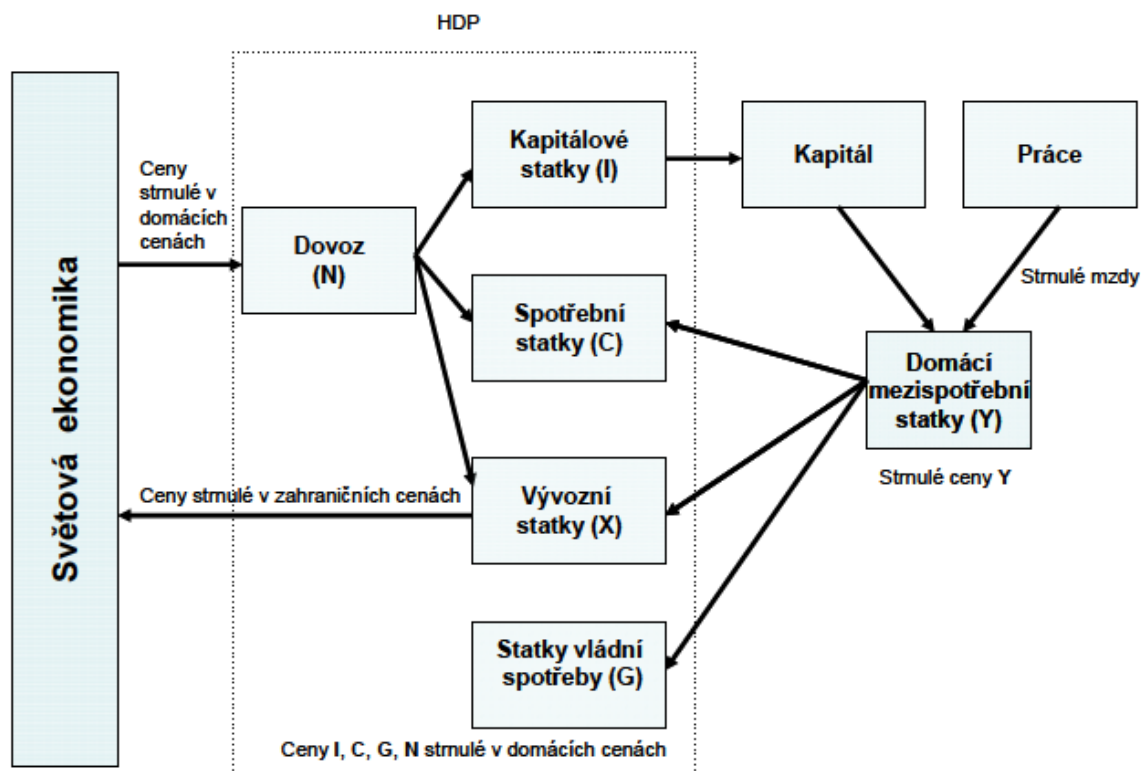
Schéma 2 – Struktura inflace v modelu g3

Obrázek 1 – Teritoriální struktura českého exportu v roce 2010

Obrázek 2 – Teritoriální struktura českého importu v roce 2010

Příloha 4: Struktura jádrového modelu „g3“

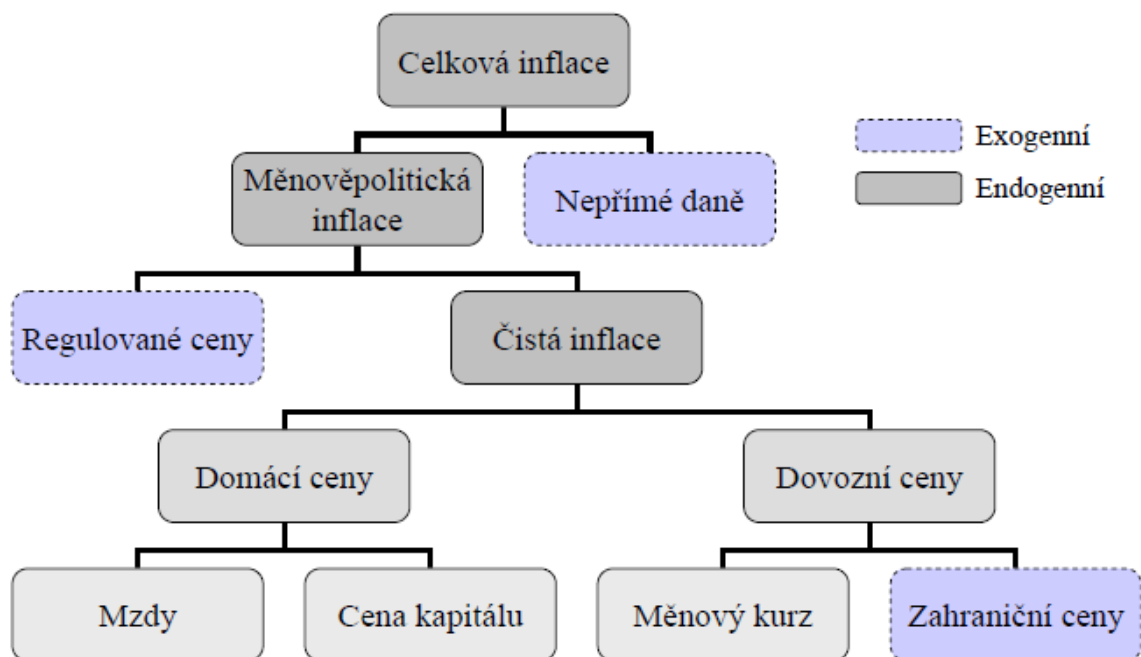
Schéma 1 - Struktura jádrového modelu „g3“



Zdroj: Singer, M. Makroekonomický a měnový vývoj v ČR, prognóza ČNB a model „G3“. Česká ekonometrická společnost, Praha, 11. listopad 2010.

Příloha 5: Struktura inflace v modelu g3

Schéma 2 – Struktura inflace v modelu g3



Zdroj: Singer, M. *Makroekonomický a měnový vývoj v ČR, prognóza ČNB a model „G3“*. Česká ekonometrická společnost, Praha, 11. listopad 2010.

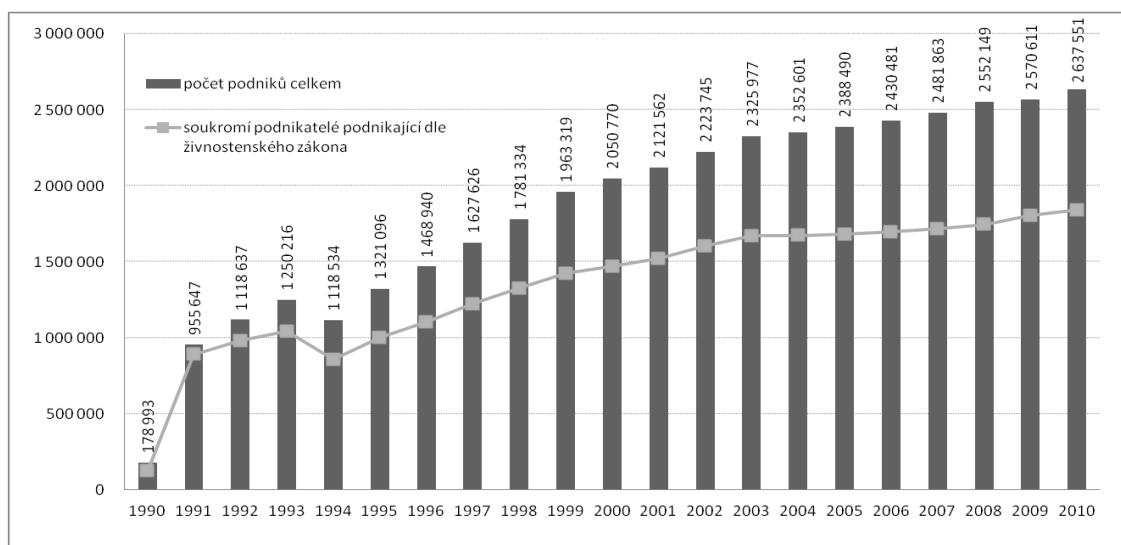
Příloha 6: Dodatečné tabulky a grafy dokládající vývoj české ekonomiky v období transformace

Tabulka 37 – Podíl soukromých podnikatelů podnikajících podle živnostenského zákona na celkovém počtu podnikatelských subjektů

1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
69,5	93,3	87,8	83,6	76,6	75,7	75,1
1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
75,2	74,5	72,6	71,7	71,8	72,3	71,8
2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
71,2	70,4	69,9	69,3	68,5	70,3	69,9

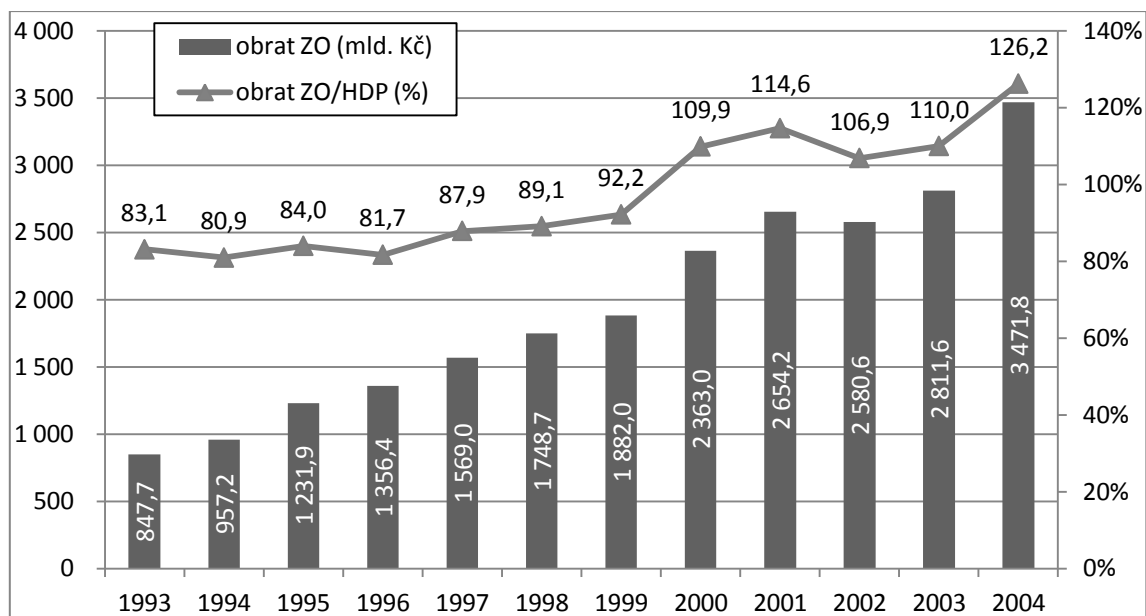
Zdroj dat: Český statistický úřad. Vlastní výpočty.

Graf 43 – Počet podniků v ČR (ČSR)



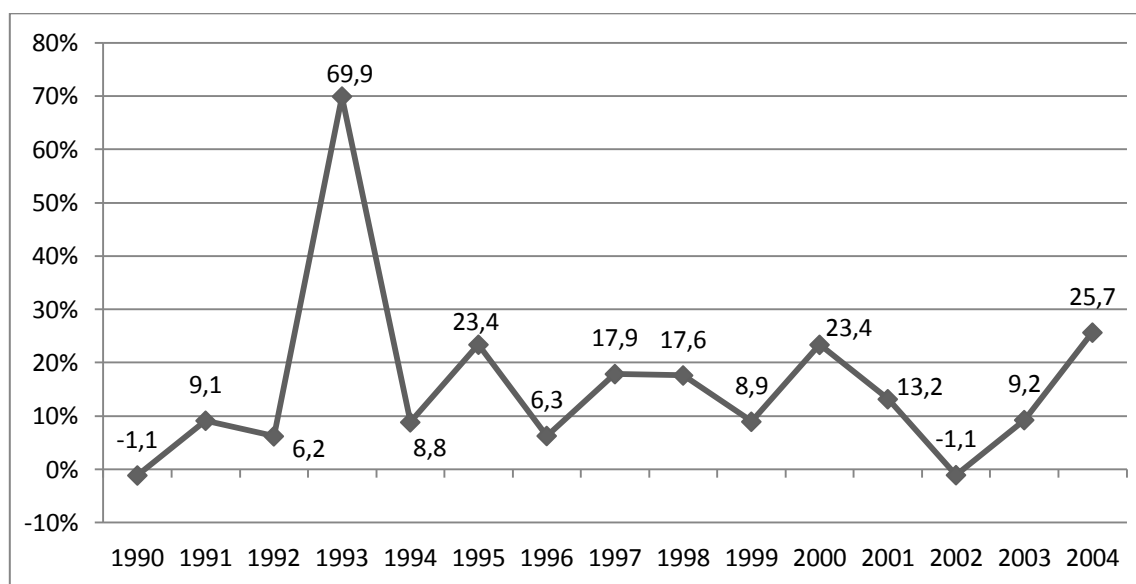
Zdroj dat: Český statistický úřad. Vlastní zpracování.

Graf 44– Obrat zahraničního obchodu a jeho podíl na HDP (b.c.) v letech 1993-2004



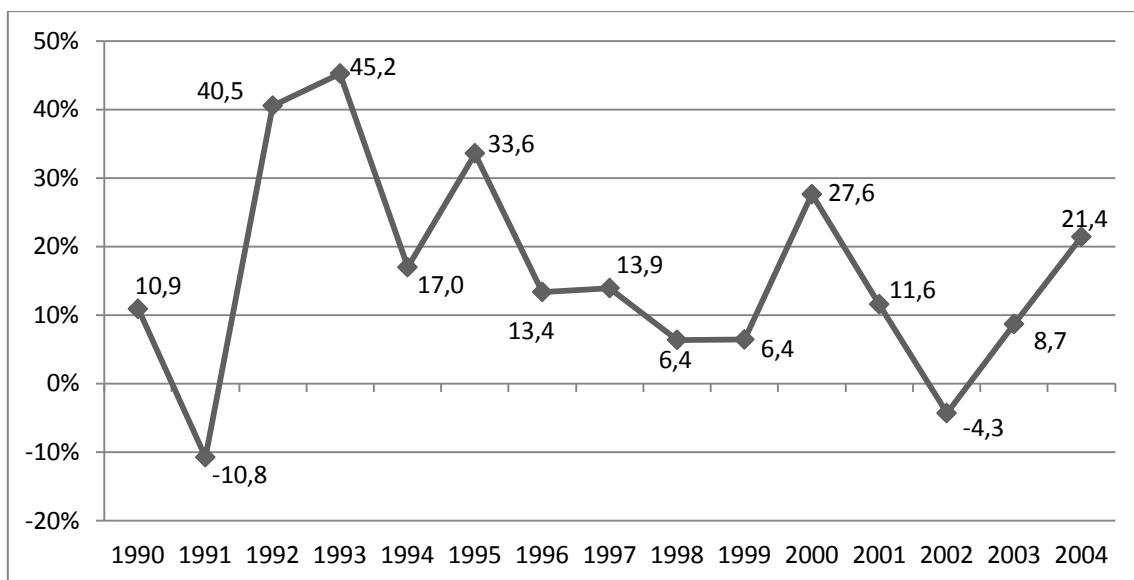
Zdroj dat: Český statistický úřad, Ministerstvo průmyslu a obchodu ČR. Vlastní zpracování.

Graf 45 – Meziroční vývoj exportu ČR (v %) mezi roky 1990-2004



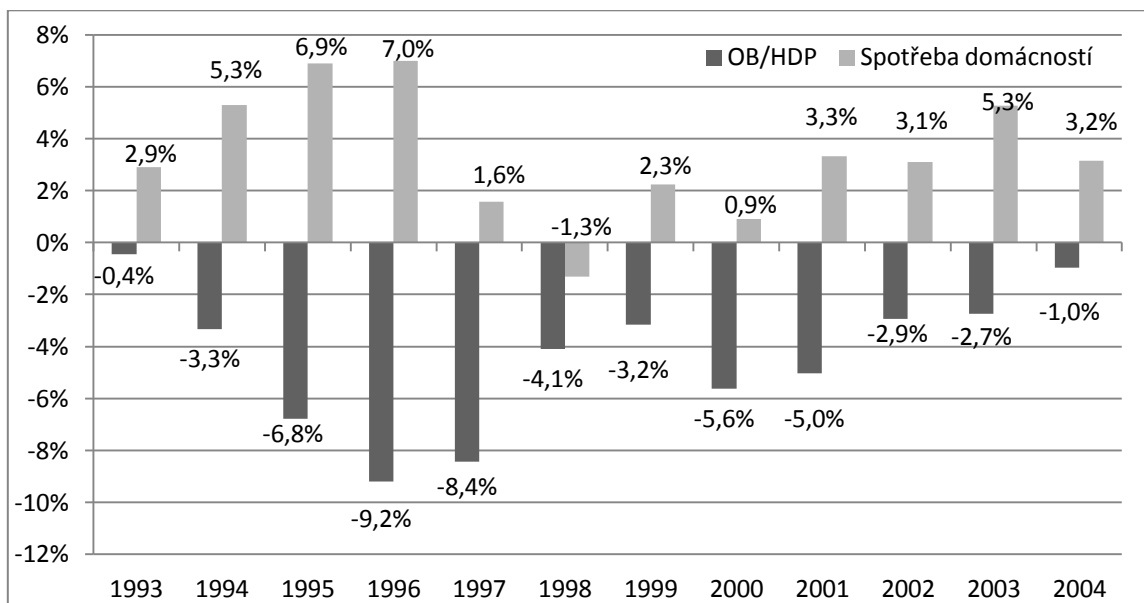
Zdroj dat: Český statistický úřad, Ministerstvo průmyslu a obchodu ČR. Vlastní zpracování.

Graf 46 – Meziroční vývoj importu ČR mezi roky 1990-2004



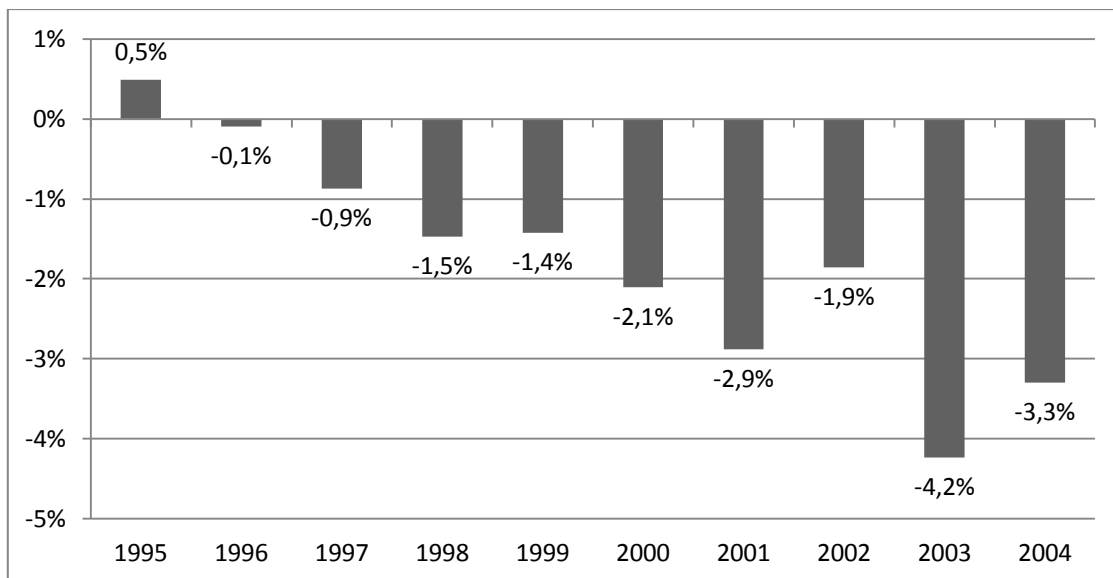
Zdroj dat: Český statistický úřad, Ministerstvo průmyslu a obchodu ČR. Vlastní zpracování.

Graf 47– Vztah mezi růstem spotřeby (s.c.) a podílem obchodní bilance na HDP



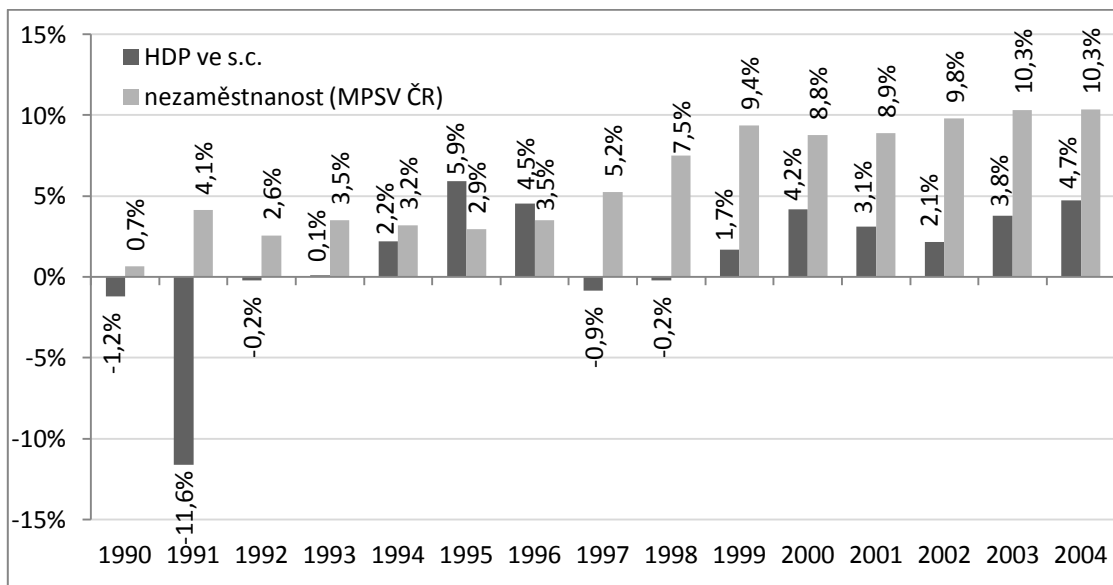
Zdroj dat: Český statistický úřad. Vlastní zpracování.

Graf 48– Podíl salda státního rozpočtu na HDP v letech 1995-2004



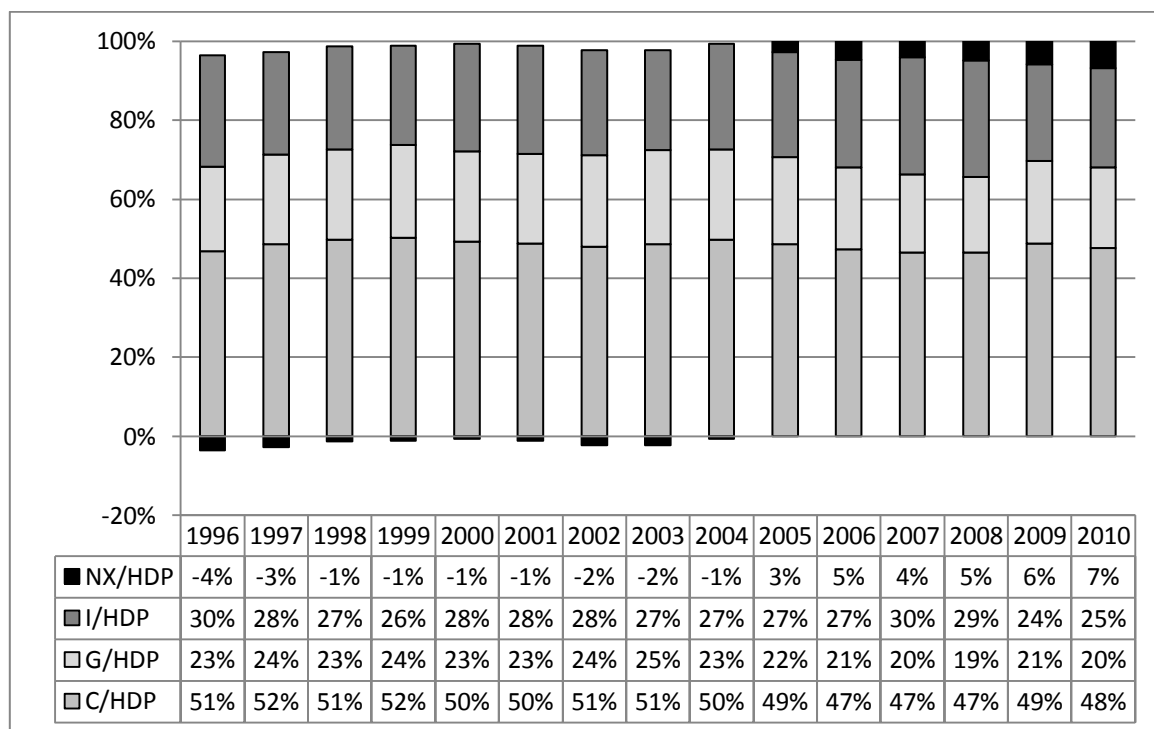
Zdroj dat: Český statistický úřad. Vlastní zpracování.

Graf 49 – Okunův zákon v podmínkách transformující se ekonomiky (údaje jsou v %)



Zdroj dat: Český statistický úřad, Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR. Vlastní zpracování.

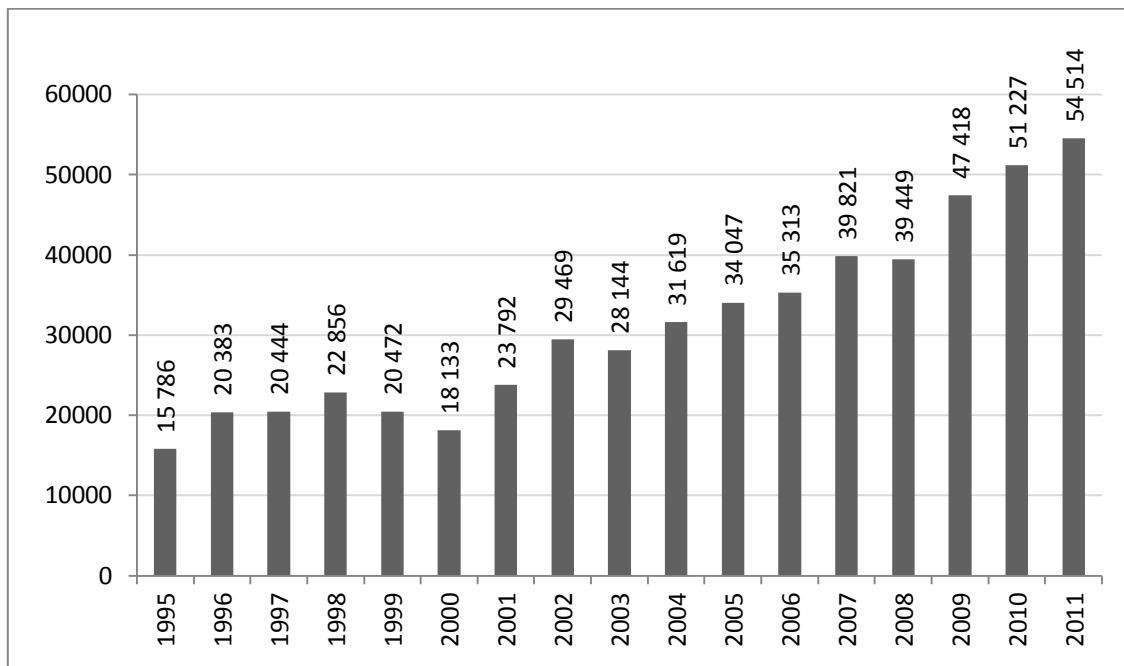
Graf 50 – Tvorba hrubého domácího produktu (údaje v s.c.)



Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní zpracování.

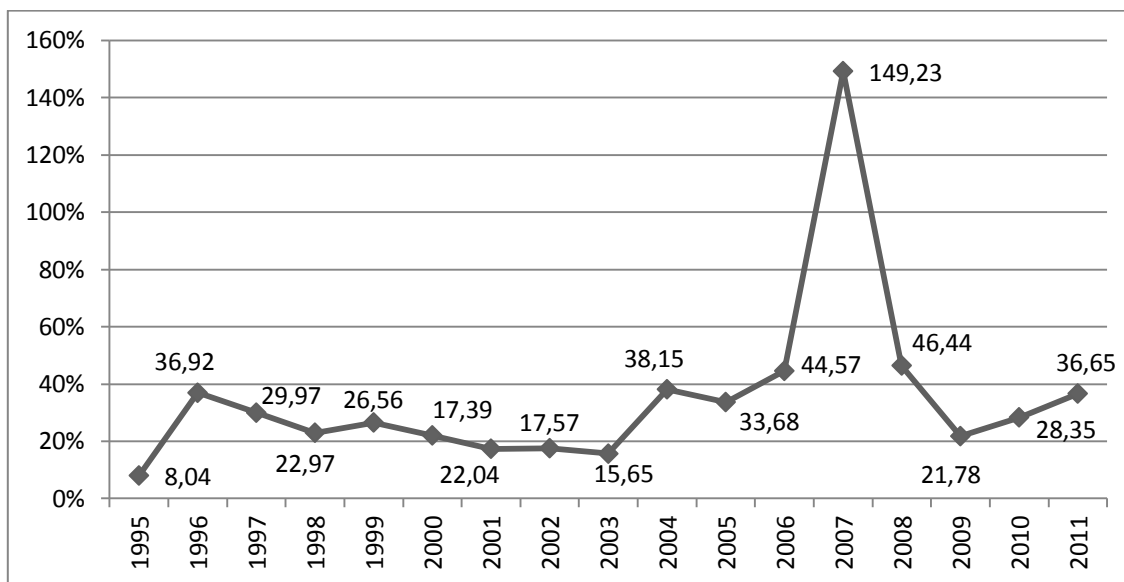
Příloha 7: Vývoj úrokových plateb a jejich podílu na HDP

Graf 51 – Vývoj úrokových plateb plynoucích z veřejného zadlužení (mil. Kč)



Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní zpracování.

Graf 52 – Vývoj podílu placených úroků na veřejném deficitu

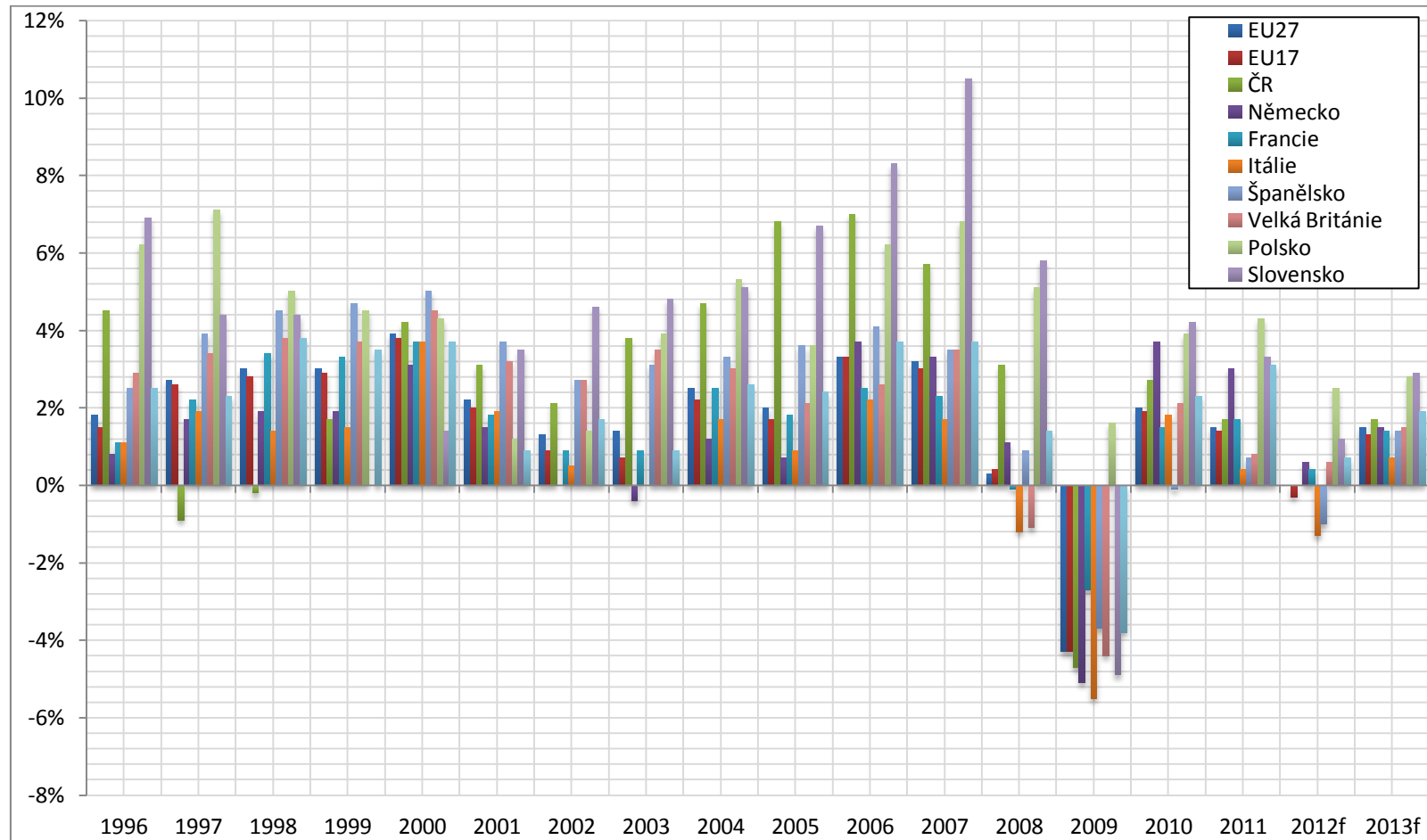


Poznámka: Z hodnoty v roce 2007 přesahující 100% schodku veřejných financí, lze vyčíst kladný schodek primárního deficitu v tomto roce. Jelikož je primární schodek očištěn o platby úroků, abstrahuje tak o dopad nezodpovědného rozpočtového chování minulých vlád, používá se často k hodnocení rozpočtového chování vlád současných.

Zdroj dat: Databáze ARAD, Česká národní banka. Vlastní zpracování.

Příloha 8: Ekonomický vývoj v Evropě

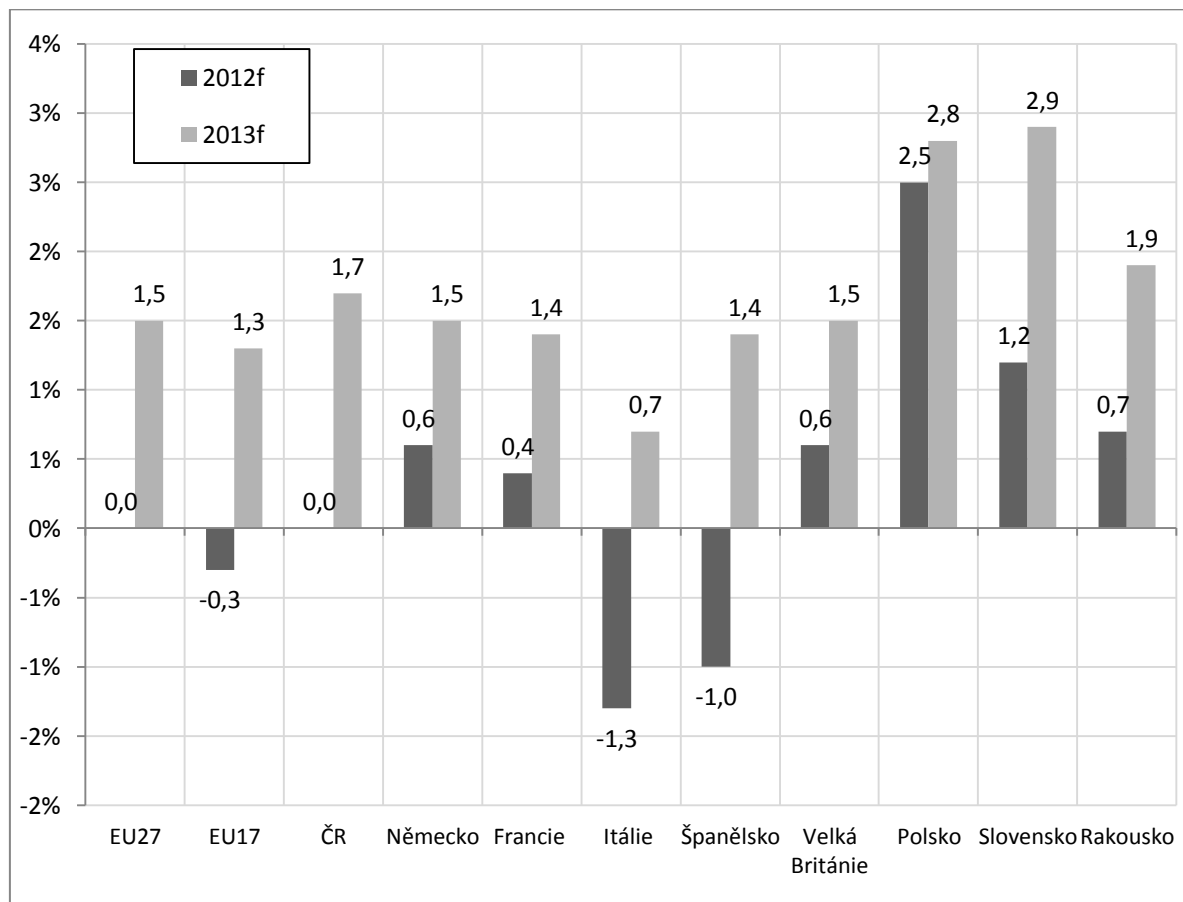
Graf 53 – Vývoj reálného HDP v evropských zemích (včetně EU) mezi lety 1996-2011 + prognóza Evropské komise pro 2012 a 2013



Zdroj dat: Eurostat. Vlastní zpracování.

Příloha 9: Prognóza vývoje v evropských zemích provedená Evropskou komisí

Graf 54 – Prognóza vývoje reálného HDP ve vybraných evropských zemích provedená Evropskou komisí



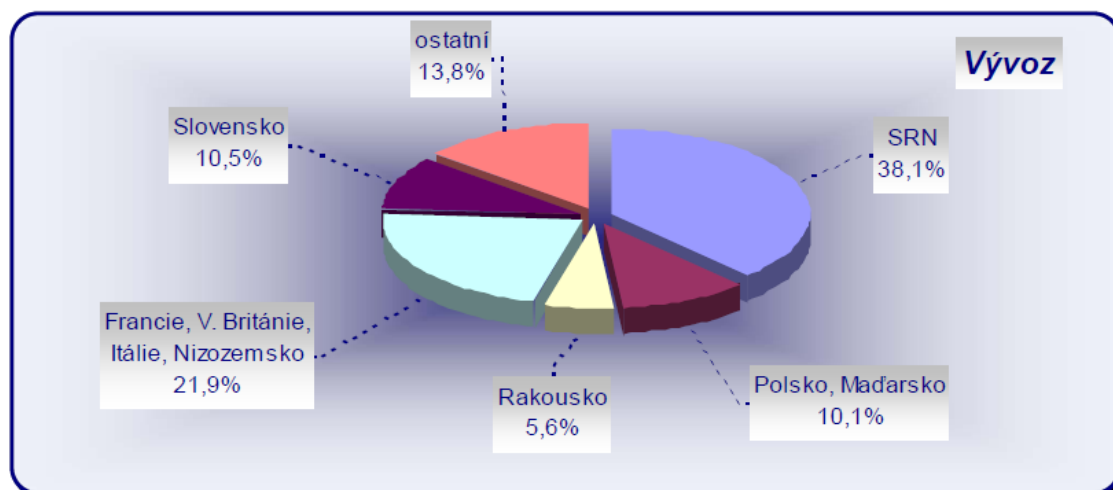
Tabulka 38 – Prognóza Evropské komise

	2012f	2013f
EU27	0,0%	1,5%
EU17	-0,3%	1,3%
ČR	0,0%	1,7%
Německo	0,6%	1,5%
Francie	0,4%	1,4%
Itálie	-1,3%	0,7%
Španělsko	-1,0%	1,4%
Velká Británie	0,6%	1,5%
Polsko	2,5%	2,8%
Slovensko	1,2%	2,9%
Rakousko	0,7%	1,9%

Zdroj dat v grafu a tabulce: Eurostat. Oboje vlastní zpracování.

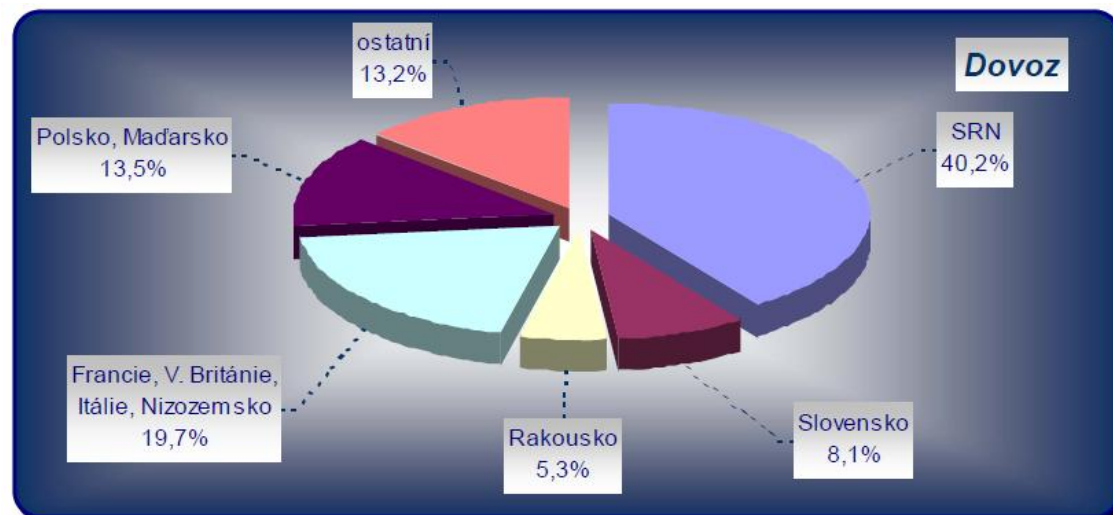
Příloha 10: Teritoriální struktura zahraničního obchodu ČR s EU 27 v roce 2010

Obrázek 1 – Teritoriální struktura českého exportu v roce 2010



Zdroj: Český statistický úřad.

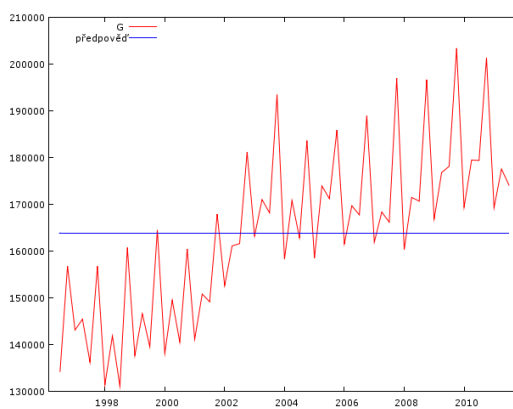
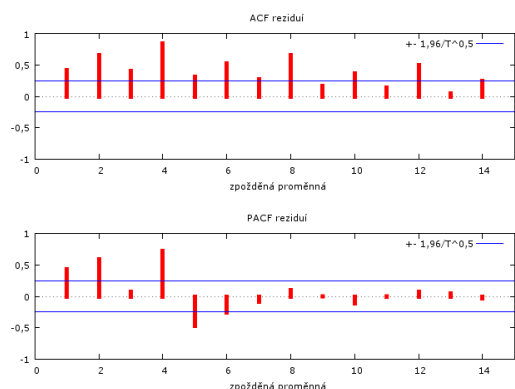
Obrázek 2 – Teritoriální struktura českého importu v roce 2010



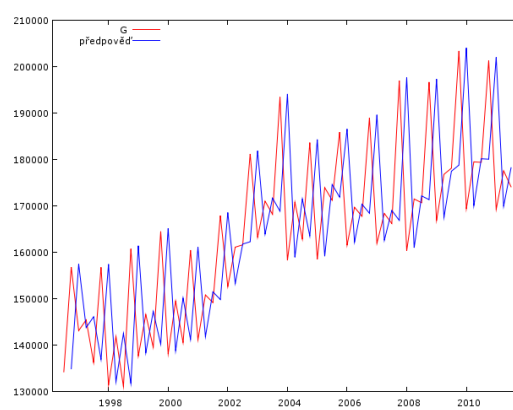
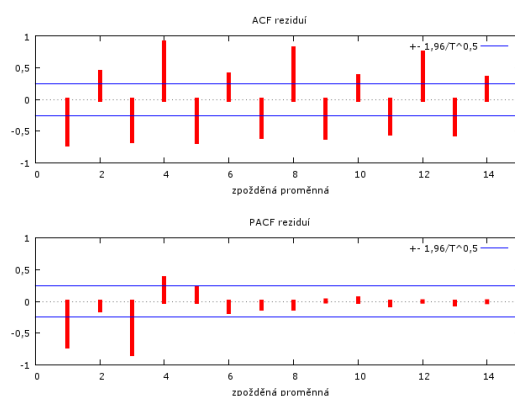
Zdroj: Český statistický úřad.

Příloha 11: Testování vhodné specifikace modelu vládních výdajů

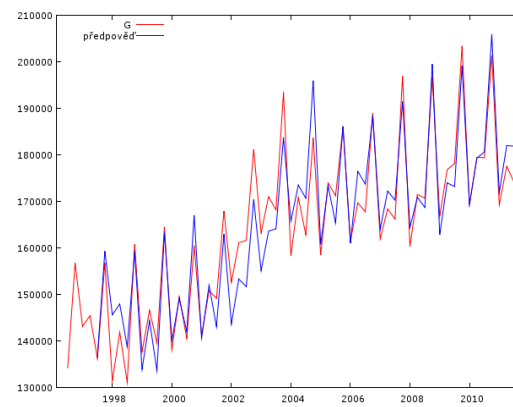
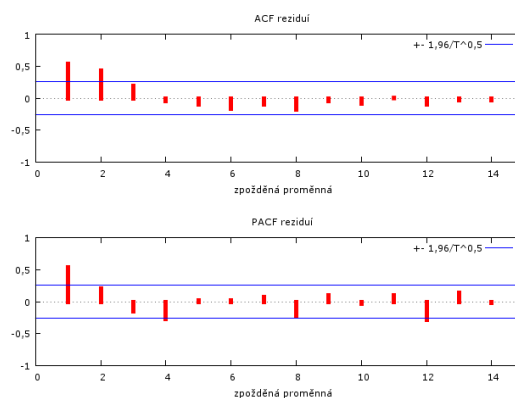
ARIMA (0,0,0) with drift → nestacionární → nelze použít



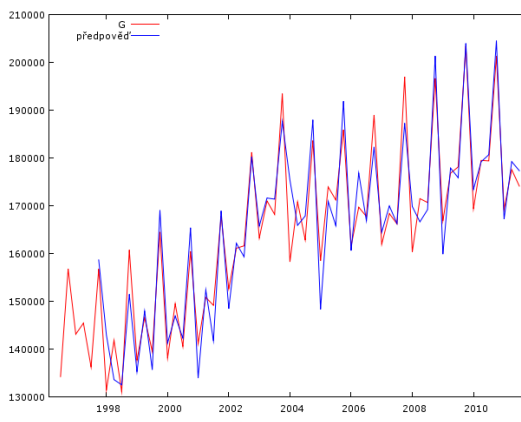
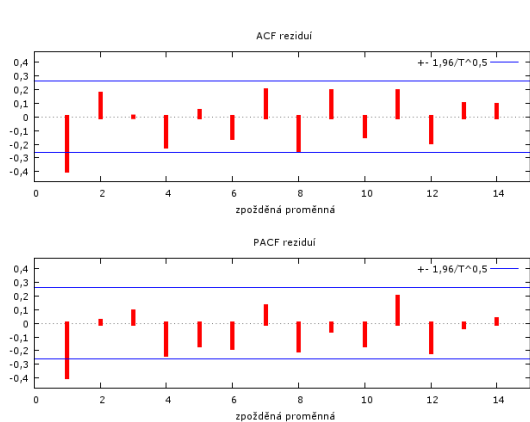
ARIMA (0,1,0) with drift → nestacionární → nelze použít



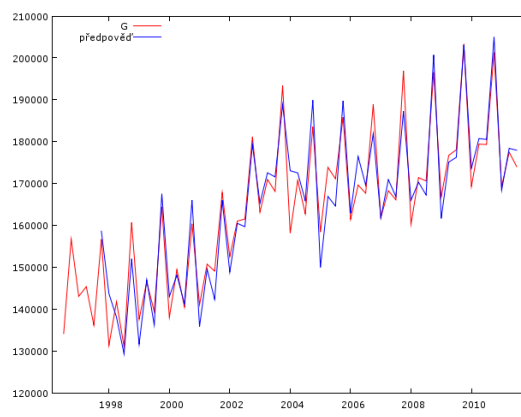
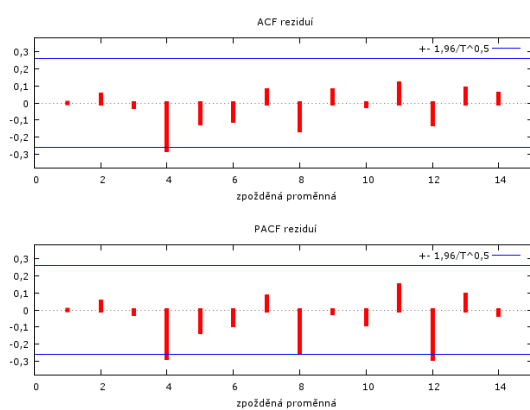
SARIMA (0,0,0)(0,1,0) with drift



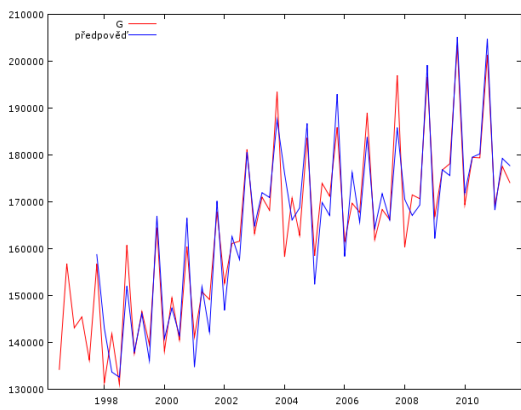
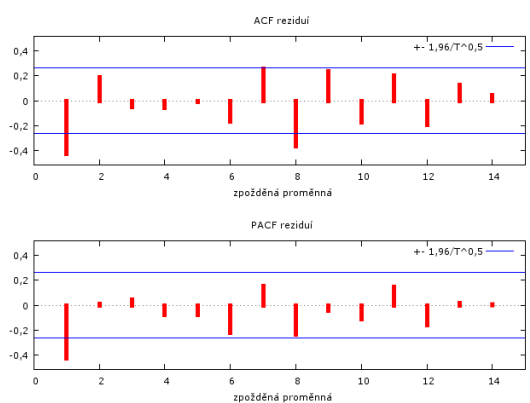
SARIMA (0,1,0)(0,1,0) with drift



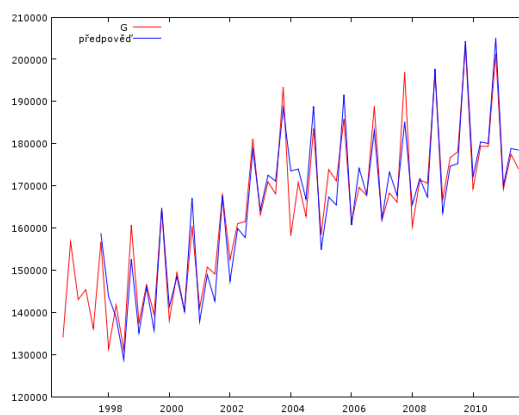
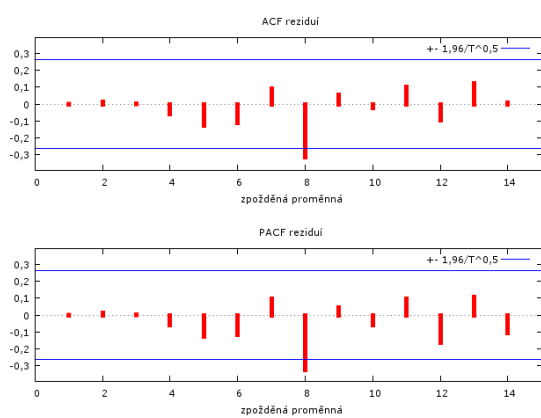
SARIMA (1,1,0)(0,1,0) with drift



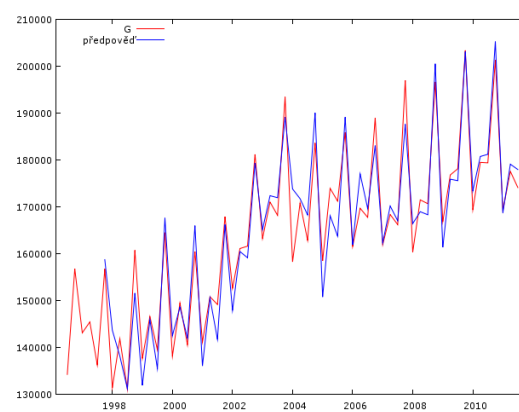
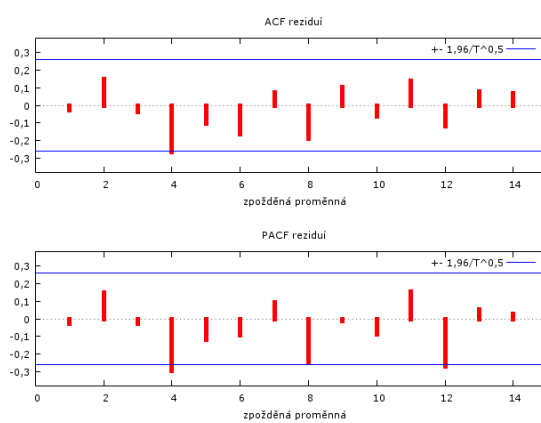
SARIMA (0,1,0)(1,1,0) with drift



SARIMA (1,1,0)(1,1,0)

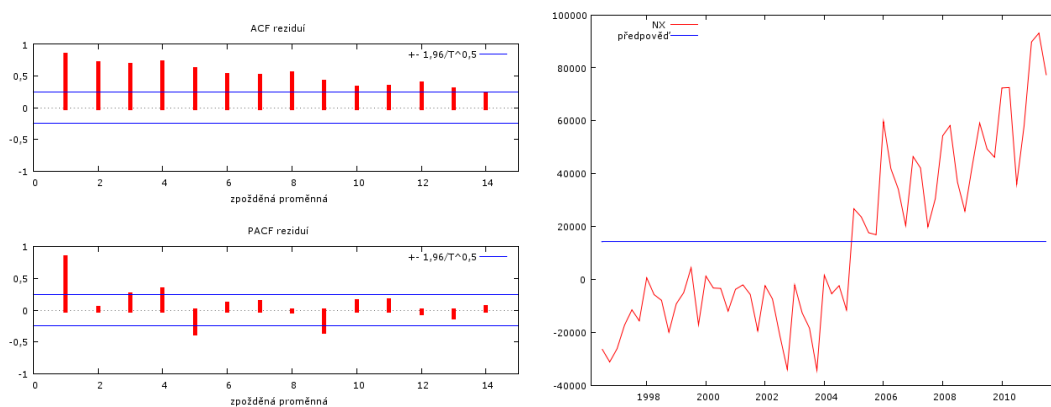


SARIMA (0,1,1)(0,1,0)

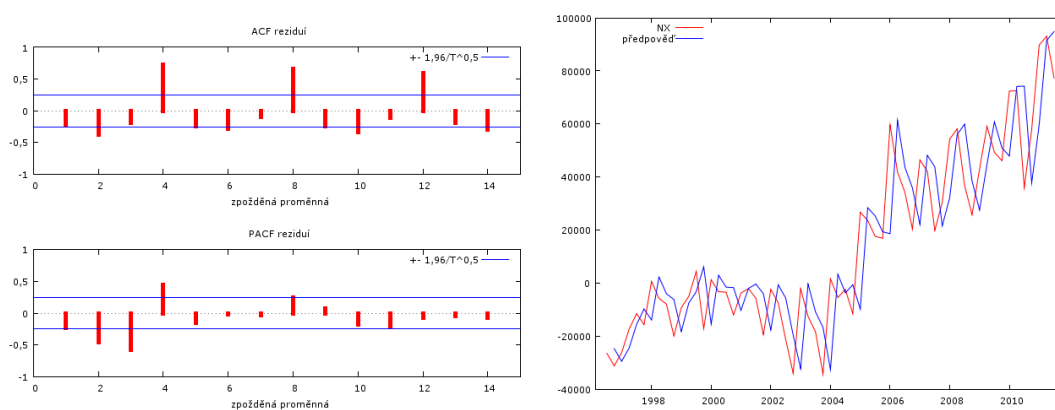


Příloha 12: Testování vhodné specifikace modelu čistého exportu

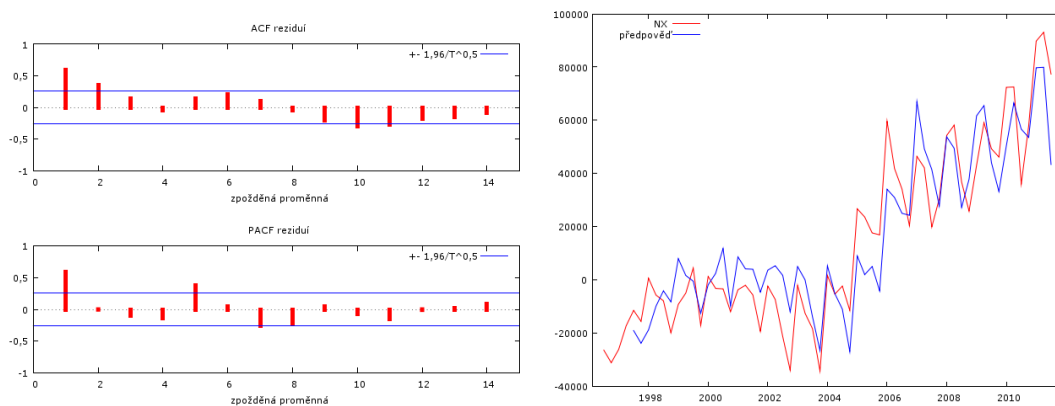
ARIMA (0,0,0) with drift → nestacionární → nelze použít



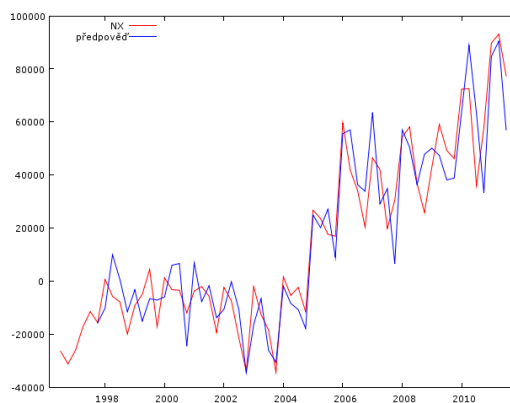
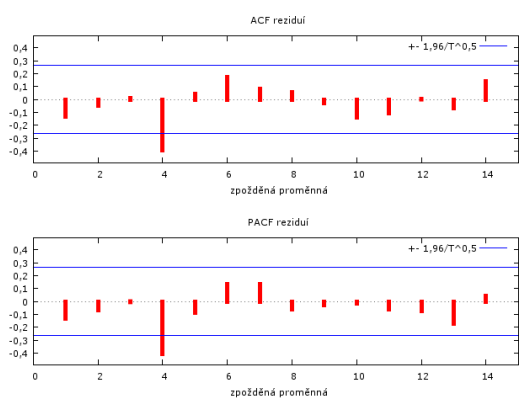
ARIMA (0,1,0) with drift → nestacionární → nelze použít



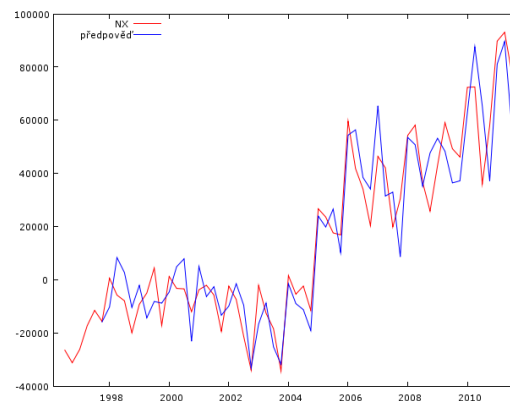
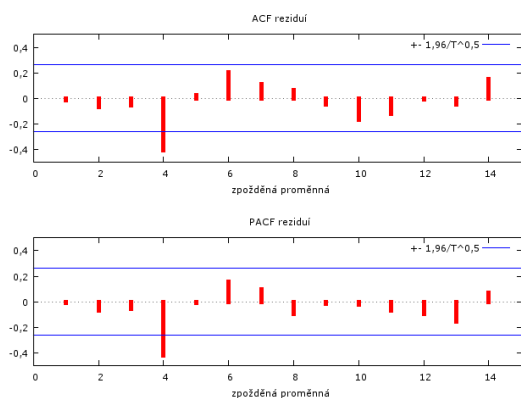
SARIMA (0,0,0)(0,1,0) with drift



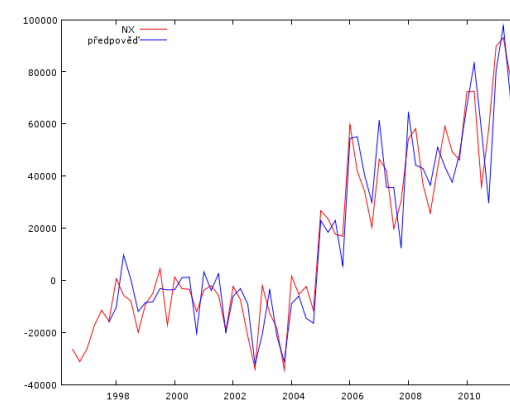
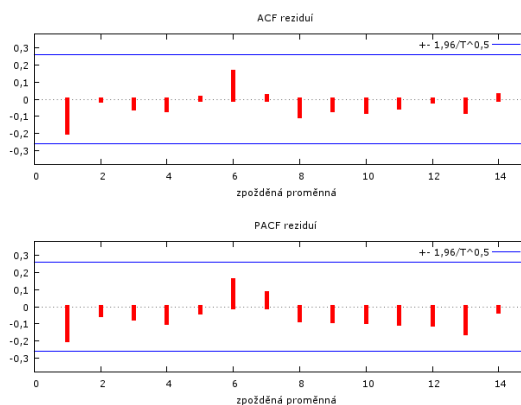
SARIMA (0,1,0)(0,1,0) with drift



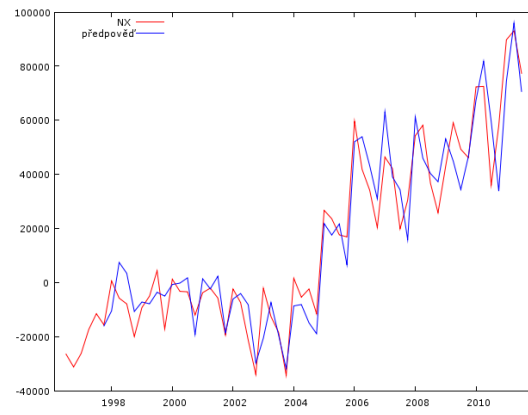
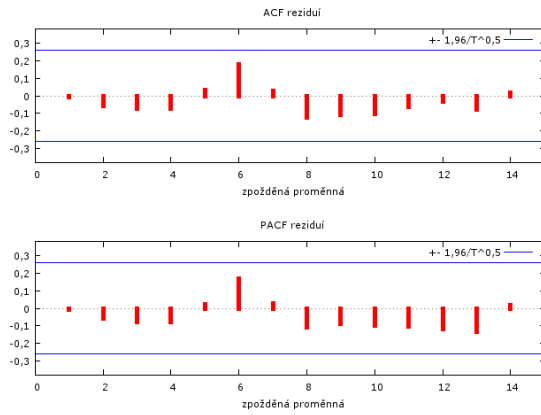
SARIMA (1,1,0)(0,1,0) with drift



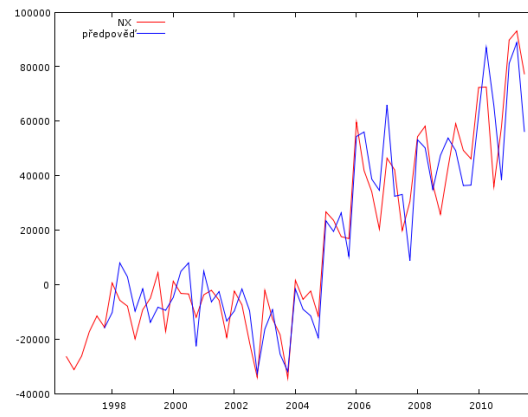
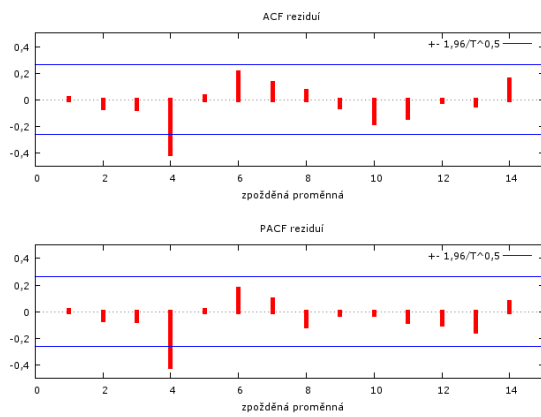
SARIMA (0,1,0)(1,1,0) with drift



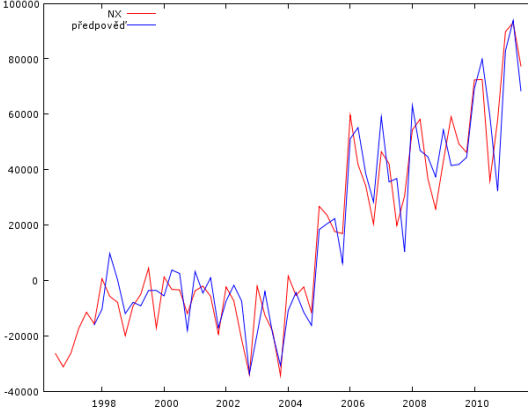
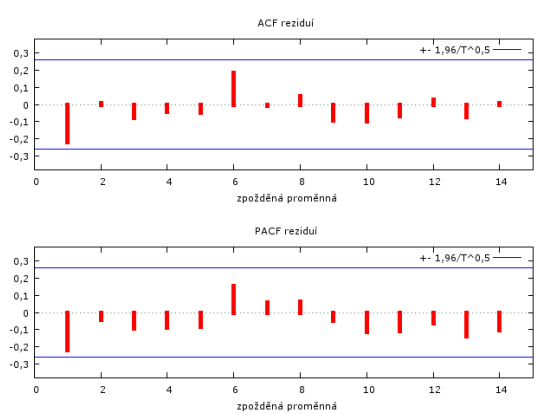
SARIMA (1,1,0)(1,1,0)



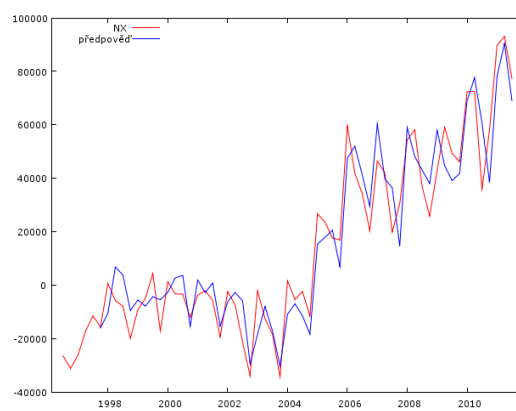
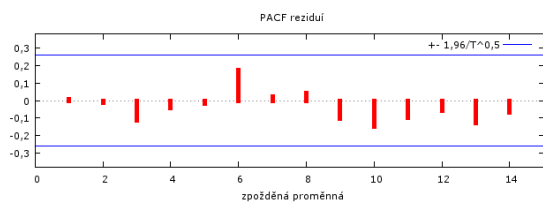
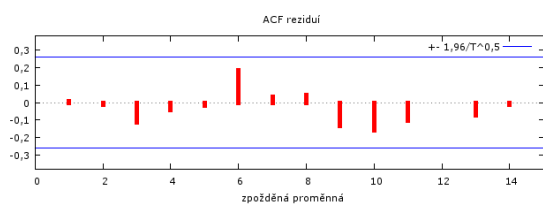
SARIMA (0,1,1)(0,1,0)



SARIMA (0,1,0)(0,1,1)

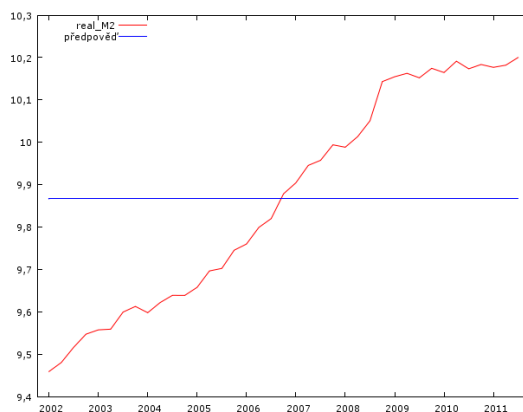
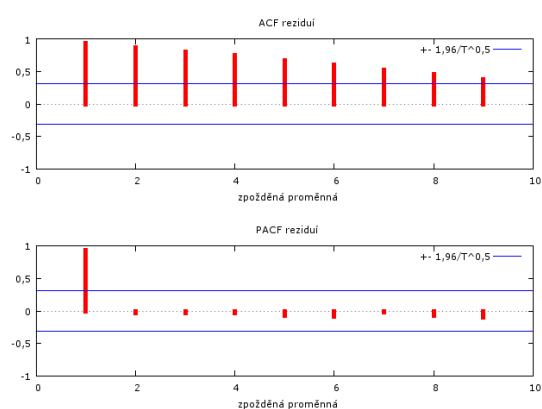


SARIMA (0,1,1)(0,1,1)

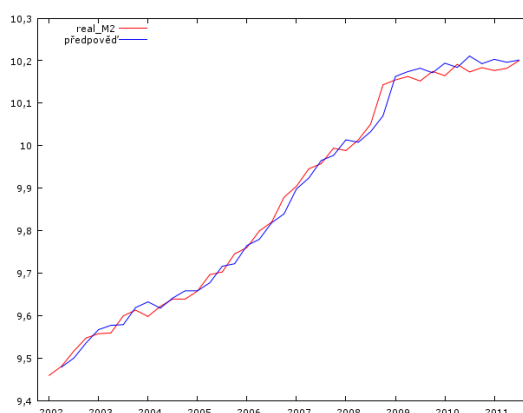
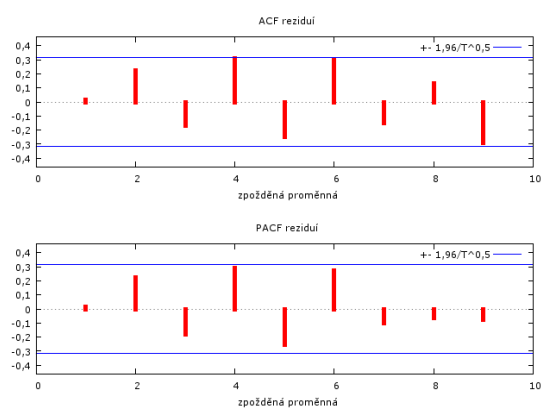


Příloha 13: Testování vhodné specifikace monetárního modelu M2

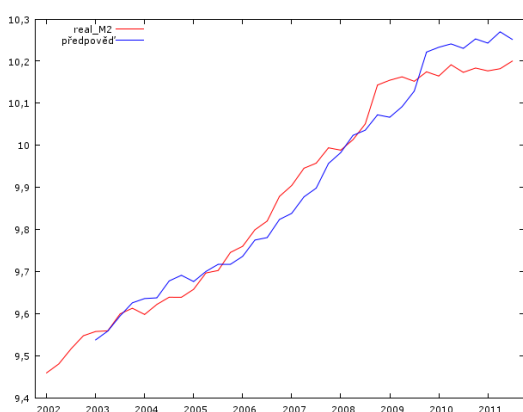
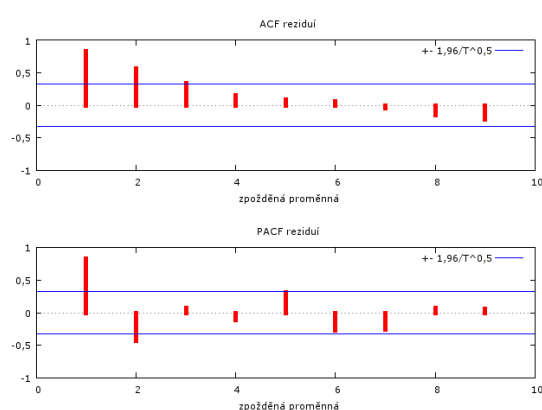
ARIMA (0,0,0) with drift → nestacionární → nelze použít



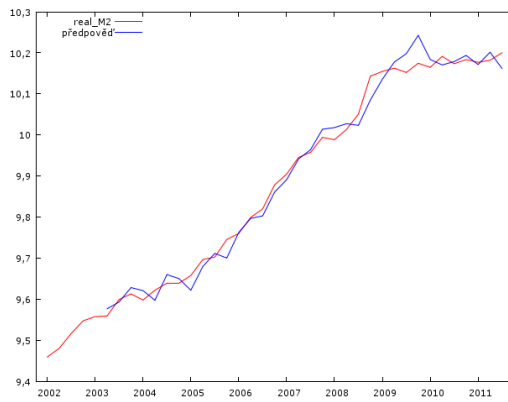
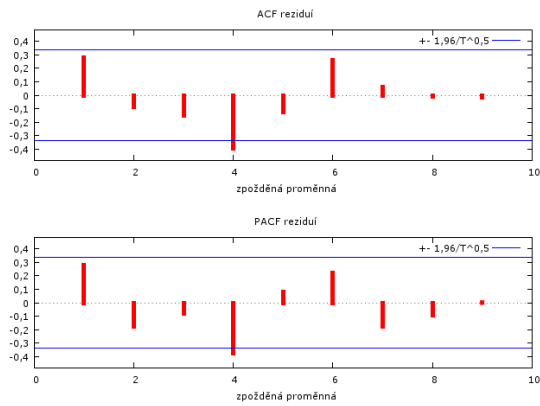
ARIMA (0,1,0) with drift



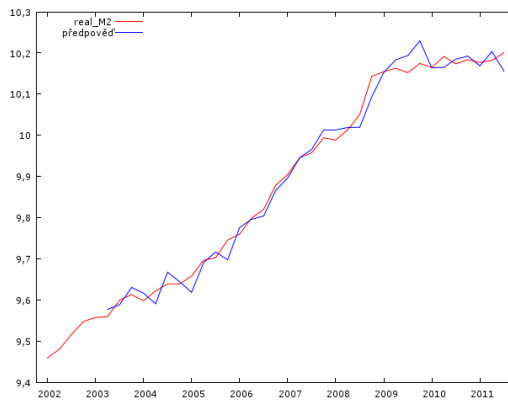
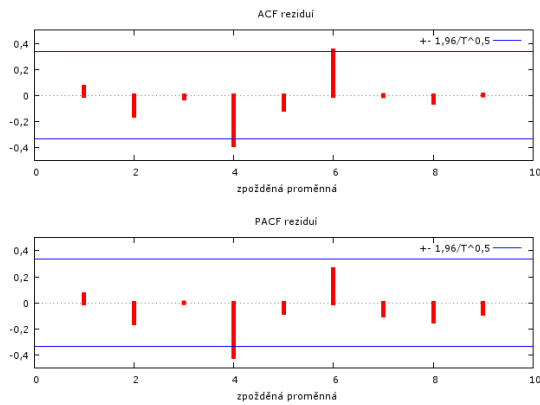
SARIMA (0,0,0)(0,1,0) with drift



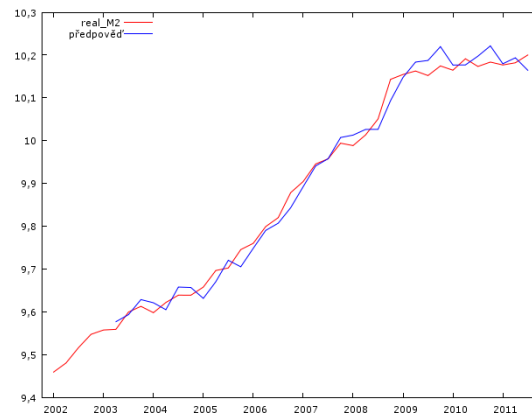
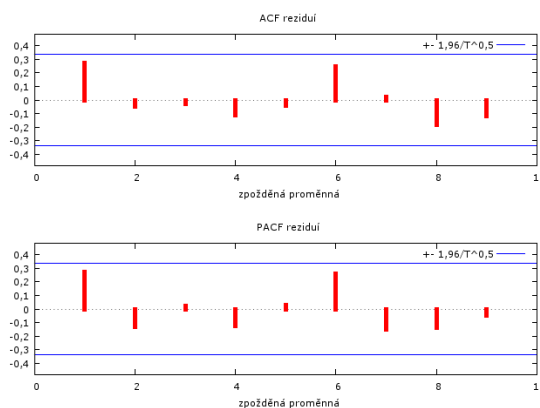
SARIMA (0,1,0)(0,1,0) with drift



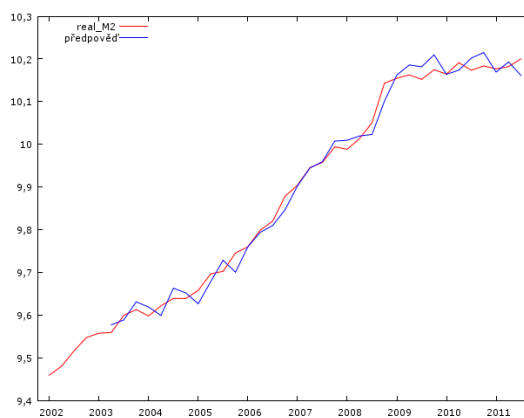
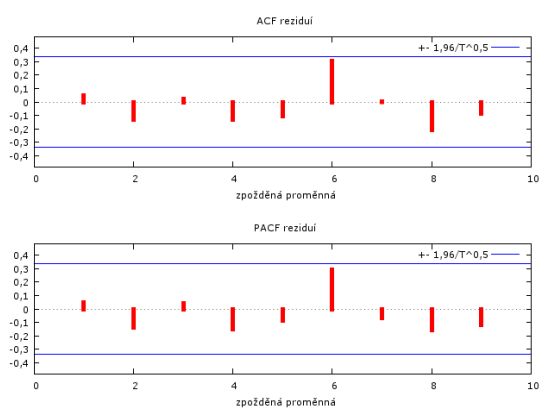
SARIMA (1,1,0)(0,1,0) with drift



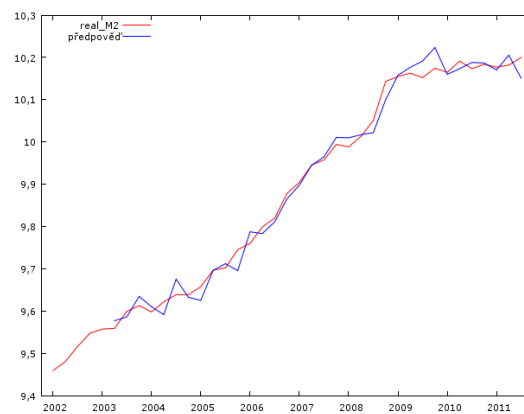
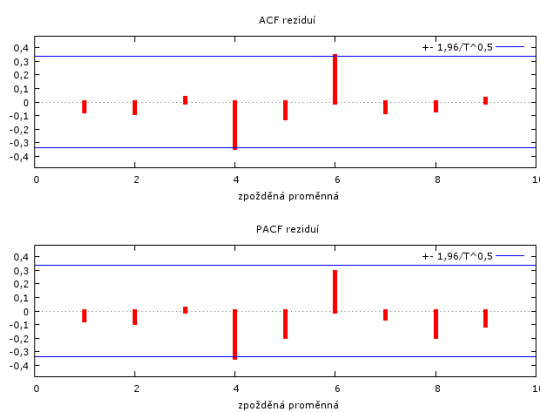
SARIMA (0,1,0)(1,1,0) with drift



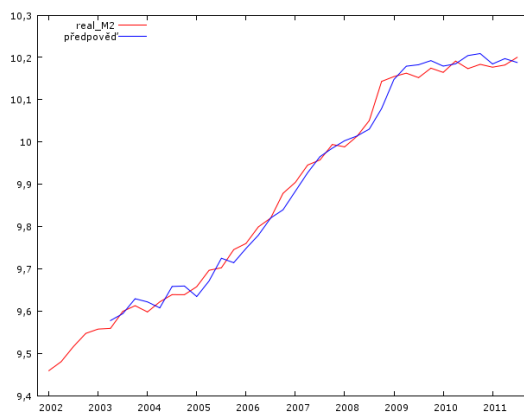
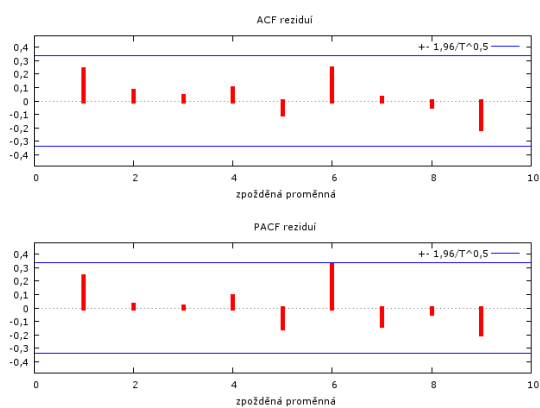
SARIMA (1,1,0)(1,1,0)



SARIMA (0,1,1)(0,1,0)



SARIMA (0,1,0)(0,1,1)



SARIMA (0,1,1)(0,1,1)

