Masarykova univerzita
Ekonomicko-správní fakulta

Studijní obor: Matematické a statistické metody v ekonomii

Strukturální odlišnosti mezi Českou republikou a eurozónou optikou DSGE modelu - analýza pomocí impulzních odezev

Diplomová práce

Vedoucí diplomové práce:
Mgr. Martin Slanicay, Ph.D.

Autor práce:
Bc. Kristína Uberalová

Brno 2016

Jméno a přijímení autora:	Bc. Kristína Uberalová
Název diplomové práce:	Strukturální odlišnosti mezi Českou republikou a eurozónou optikou DSGE modelu - analýza pomocí impulzních odezev
Název práce v angličtině:	Structural heterogenity between CR and EA through the lens of a DSGE model – analysis using impulse responses
Katedra:	Ekonomie
Vedoucí diplomové práce:	Mgr. Martin Slanicay, Ph.D.
Rok obhajoby:	2016

Anotace

Tato práce porovnává strukturální odlišnosti mezi ekonomikami České republiky a eurozóny pomocí DSGE modelu. V první části práce jsou představeny DSGE modely a impulzní odezvy a následně je popsán využívaný DSGE model. V další části práce jsou představeny metody odhadu a poté na jejich základě proveden samotný odhad modelu pomocí bayesiánských technik. V závěru jsou porovnány strukturální odlišnosti dvou vybraných ekonomik pomocí impulzních odezev.

Annotation

This thesis compares structural differences between economics of Czech republic and Eurozone using DSGE model. In the first part of thesis there are introductions to DSGE models and impulse responses and after that there is description of the used DSGE model. The next section presents the estimation methods and the estimation itself based on the aforementioned methods using Bayesian techniques. In conclusion, we compared structural differences between the two selected economies by using impulse responses.

Klíčová slova

DSGE model, strukturální odlišnosti, impulzní odezvy, bayesiánský odhad, Dynare

Keywords

DSGE model, structural differences, impulse responses, bayesian inference, Dynare

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem diplomovou práci Strukturální odlišnosti mezi Českou republikou a eurozónou optikou DSGE modelu - odhad pomocí impulzních odezev vypracovala samostatně pod vedením Mgr. Martina Slanicaye, Ph.D. a uvedla v ní všechny použité literární a jiné odborné zdroje v souladu s právními předpisy, vnitřními předpisy Masarykovy univerzity a vnitřními akty řízení Masarykovy univerzity a Ekonomicko-správní fakulty MU.

V Brně dne 12. ledna 2016

. . . . . .
(vlastnoruční podpis autora)

Poděkování

Na tomto místě bych ráda poděkovala za pomoc, kterou mi poskytl především Mgr. Martin Slanicay, Ph.D. Dále bych chtěla poděkovat Dr. Ulrichu Gunterovi za cenné připomínky a pomoc.

Obsah

1 Úvod **9**

2 Představení DSGE modelů a strukturálních odlišností **11**
2.1 DSGE modely 11
2.2 Strukturální odlišnosti 13

3 Model **15**
3.1 Preference, spotřeba a cenové indexy 15
3.2 Domácnosti 18
3.3 Firmy 20
3.4 Podmínky vyčištění trhu 22
3.4.1 Světové dluhopisové trhy a trhy zboží 22
3.4.2 Peněžní trhy 23
3.4.3 Národní trhy práce 24
3.5 Novokeynesiánský rámec 25
3.5.1 Dynamické IS křivky 25
3.5.2 Novokeynesiánská Phillipsova křivka 25
3.6 Pravidla monetární politiky 29
3.7 Log-linearizované rovnice 30
3.8 Seznam veličin a parametrů v modelu 32

4 Metody odhadu **34**
4.1 Bayesiánský odhad 34
4.2 Metropolis-Hastings algoritmus 35
4.3 Random Walk Chain Metropolis-Hastings algoritmus 36
4.4 Dynare 37

5 Odhad modelu **38**
5.1 Kalibrace parametrů a apriorní informace 38
5.2 Data 40
5.2.1 Hodrick-Prescott filtr 44
5.3 DSGE model 45

6 Výsledky modelu **47**

7 Impulzní odezvy **51**
7.1 Domácí šoky 52
7.1.1 Domácí šok v produktivitě 52
7.1.2 Domácí nákladový šok 53
7.1.3 Domácí monetární šok 55

7.2 Zahraniční šoky 56
7.2.1 Zahraniční šok v produktivitě 57
7.2.2 Zahraniční nákladový šok 57
7.2.3 Zahraniční monetární šok 60

8 Závěr **62**

9 Přílohy **67**

A Skript Dynare **67**

B Jednorozměrná konvergenční diagnostika **71**

1 Úvod

Společnou měnu euro momentálně používá 19 z 28 krajin Evropské unie. Pět zemí, včetně České republiky, se smluvně zavázalo společnou měnu přijmout. Pro nové členské státy není stanoven závazný časový harmonogram pro přijetí eura, takže jejich skutečná snaha závisí na rozhodnutí politické reprezentace dané krajiny. V poslední době se otázka vstupu do eurozóny stává častým tématem českého politického koloritu. Jednotný postoj k této otázce se však prozatím nepodařilo najít napříč politickým spektrem i přes její aktuálnost.

V posledních letech jsou dynamické stochastické modely všeobecné rovnováhy (dále jen DSGE) čím dál víc používány a lze je považovat za hlavní proud v ekonomickém modelování. Specifikem těchto modelů je, že vycházejí z mikroekonomických základů, jsou schopny vysvětlit makroekonomické jevy a využívají se jako nástroj pro analýzu a předpovídání chování ekonomiky.

Strukturální odlišnosti způsobují rozdíly v chování ekonomik. Tyto rozdíly mohou být způsobené šoky v ekonomice, přičemž pravděpodobné zdroje šoků v zemích eurozóny a v zemích usilujících o vstup do eurozóny mohou být odlišné transmisní mechanismy při realizaci monetární politiky, flexibilita mezd atd.

Hlavním cílem této diplomové práce je zkoumání strukturálních odlišností eurozóny a krajiny, která usiluje o vstup do eurozóny – České republiky. Strukturální odlišnosti jsou zkoumány pomocí impulzních odezev. Impulzní odezvy poskytují určitý přehled o tom, co se děje v ekonomice, která je zasažena exogenním šokem v daném horizontu. Ověření strukturálních odlišností je možné pomocí DSGE modelu dvou zemí.

Práce je členěna následovně:

V druhé kapitole jsou krátce představeny DSGE modely následována představením několika prací, které zkoumají strukturální odlišnosti.

Třetí kapitola se zaobírá již konkrétním DSGE modelem dvou zemí, který použil ve své práci Gunter.[1] Je zde popsáno chování domácností, firem i podmínky vyčištění trhu. Na konci kapitoly jsou blíže představeny

[1] Ulrich Gunter. *Monetary DSGE Models of Two Countries: Set-Up, Estimation, and Forecasting Performance.* dizertační práce. Vídeň, 2010. URL: `http://othes.univie.ac.at/11528/1/2010-07-20_0709986.pdf`.

log-linearizované rovnice modelu.

Ve čtvrté kapitole jsou blíže představeny metody odhadu modelu. Model je odhadnut pomocí bayesiánských technik, konkrétně Metropolis-Hastings algoritmu.

V páté kapitole práce je prezentován odhad modelu. Je představena kalibrace parametrů následována popisem dat. V další části kapitoly je popsán Hodrick-Prescottův filtr.

Šestá kapitola je věnována již konkrétním výsledkům modelu, apriornímu a posteriornímu rozdělení a konvergenční diagnostice.

Diplomová práce se v sedmé kapitole zaobírá impulzními odezvami. Pomocí impulzních odezev se dále popisují strukturální odlišnosti obou ekonomik.

V závěru jsou shrnuty výsledky práce vycházející z předchozích kapitol.

2 Představení DSGE modelů a strukturálních odlišností

V této kapitole jsou stručně představeny DSGE modely a některé práce, které se zabývají strukturálními odlišnostmi.

2.1 DSGE modely

Herbst a Schorfheide[2] tvrdí, že dynamické stochastické modely všeobecné rovnováhy (DSGE) se používají k vysvětlení a předpovídání společných pohybů agregovaných časových řad v průběhu hospodářského cyklu.

Dotsey[3] charakterizuje modely jako modely všeobecné rovnováhy, což znamená, že ceny a úrokové sazby se přizpůsobují, dokud se nabídka nerovná poptávce na každém trhu. Tyto modely zahrnují soukromý sektor (složený z domácností a firem) a veřejný sektor (tvořen vládou a centrální bankou). Významným rysem těchto modelů je, že spotřebitelé a firmy činí rozhodnutí, díky kterým si maximalizují blahobyt a zisky.

Tyto modely jsou také stochastické, což znamená, že obsahují náhodné komponenty, které hrají důležitou roli při vysvětlování cyklického chování ekonomiky. Jsou zde zahrnuty šoky, které mění poptávku spotřebitelů, šoky, které ovlivňují chování na finančních trzích a šoky v ekonomické výkonnosti, které mají vliv na efektivitu výroby.[4]

Modely jsou ze své podstaty také dynamické, to znamená, že současné chování nezávisí jen na současné ekonomické situaci, ale také na očekáváních, co přinese budoucnost.[5]

Smets a Wouters[6] říkají, že DSGE modely jsou odhadovány pomocí bayesiánských metod. Dle Koopa[7] je možná aplikace bayesiánských technik do

[2]Edward Herbst a Frank Schorfheide. „Evaluating DSGE model forecasts of comovements". In: *Journal of Econometrics* 171.2 (2012), s. 152–166. ISSN: 03044076. DOI: 10.1016/j.jeconom.2012.06.008.

[3]Michael Dotsey. „DSGE Models and Their Use in Monetary Policy". In: *Business Review* Q2 (2013), s. 10–16.

[4]Dotsey, viz poz. 3.

[5]Dotsey, viz poz. 3.

[6]Frank Smets a Rafael Wouters. *Shocks and Frictions in US Business Cycles. A Bayesian DSGE Approach.* European Central Bank, 2007. URL: https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp722.pdf.

[7]Gary Koop, M. Hashem Pesaran a Ron P. Smith. „On Identification of Bayesian

DSGE modelů pomocí Markov chain Monte Carlo (MCMC) algoritmů. Použitím bayesiánského přístupu se také dá předejít problémům, se kterými se často lze setkat při odhadu DSGE modelů pomocí maximální věrohodnosti. I když řešení DSGE modelů jsou obvykle v podobě lineárních, VAR, nebo VARMA modelů, strukturální parametry jsou nelineární funkce parametrů řešení a často zahrnují různá omezení.

Wickens[8] zastává názor, že stále častěji jsou DSGE modely používány centrálními bankami nejen pro analýzu politiky, ale i pro prognózování. Několik studií, včetně těch z centrálních bank, testovaly přesnost DSGE modelů a bylo zjištěno, že tyto předpovědi nejsou přesnější než jiné oficiální prognózy, ale na druhou stranu, nejsou ani horší.

Dle Marcellina[9] umožňuje nedávný vývoj numerických metod odhadu využit pokročilé ekonometrické techniky pro testování vlastností DSGE modelů, které ukazují lepší provedení při zachycování pozorované charakteristiky reálných dat v důsledku silnějších mechanismů vnitřní persistence. Z tohoto důvodu je zde rostoucí zájem ze strany odborníků i politických institucí na dalším vývoji, rozvoji a využívání těchto modelů pro studium makroekonomických výkyvů, pro posuzování a předpovídání ekonomické politiky. Například Smets a Wouters[10] jsou autoři jedné z nejvlivnějších empirických studií. Autoři dokazují, že odhadovaný model poskytuje přiměřený popis ekonomiky a tím pádem může sloužit jako užitečný nástroj pro analýzu dopadů měnové politiky a dalších strukturálních šoků.

DSGE Models". In: *Journal of Business and Economic Statistics* 31.3 (2013), s. 300–314. ISSN: 07350015. DOI: 10.1080/07350015.2013.773905.

[8]Michael Wickens. „How Useful Are DSGE Macroeconomic Models for Forecasting?". In: *Open Economies Review* 25.1 (2014), s. 171–193. ISSN: 09237992.

[9]Massimiliano Marcellino a Yuliya Rychalovska. „Forecasting with a DSGE Model of a Small Open Economy within the Monetary Union". In: *Journal of Forecasting* 33.5 (2014), s. 315–338. ISSN: 02776693. DOI: 10.1002/for.2306.

[10]Frank Smets a R. Wouters. „An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area". In: *Journal of the European Economic Association* (2003), s. 1123–1175. ISSN: 1542-4774.

2.2 Strukturální odlišnosti

Kolasa[11] zkoumal strukturální odlišnosti mezi Polskem a eurozónou a jeho výsledky naznačují, že politika, která je optimální pro eurozónu, nemusí být také optimální pro Polsko. Volatilita a synchronizace šoků jsou hlavními zdroji heterogenity v obou ekonomikách. V šoku na produktivitu, který má původ v Polsku, je odezva na pracovní výstup negativní, protože určitá úroveň výkonu může být produkována za použití menšího množství zdrojů. Klesající mezní náklady způsobí pokles inflace, na což centrální banka zareaguje snížením úrokových sazeb. Inflace klesá v případech, kdy jsou pozitivní nabídkové šoky.

Melecky[12] zkoumal strukturální odlišnosti mezi Makedonii a Slovenskem za účelem zjištění případných problémů, které by mohla Makedonie mít během svého procesu přechodu. Zjistil, že proměnné Slovenska jsou nejvíce ovlivněny šoky na monetární politiku, zatímco u proměnných Makedonie neexistuje jeden dominantní šok, který by dokázal vysvětlit jejich volatilitu.

Viziniuc[13] představil ve své práci DSGE model dvou zemí: Rumusko, jenž není v eurozóně a Rumunsko, které je součástí měnové unie a zkoumal strukturální odlišnosti mezi těmito zeměmi. Dospěl k výsledku, že existuje určitá heterogenita mezi strukturálními parametry, které ovlivňují chování ekonomiky, ovšem větší heterogenitu lze pozorovat u šoků – šoky Rumunska, které není součástí eurozóny, jsou volatilnější než šoky Rumunska, které součástí eurozóny je.

Frenkel a Nickel[14] porovnávají nabídkové a poptávkové šoky v mezi zeměmi v měnové unii a zeměmi ve střední a východní Evropě (Albánii, Bulharsko, Českou republiku, Chorvatsko, Maďarsko, Polsko, Rumunsko, Slovensko, Slovinsko, Estonsko, Litvu a Lotyšsko). Zjistili, že jsou zde určité rozdíly v re-

[11] Marcin Kolasa. „Structural heterogeneity or asymmetric shocks? Poland and the euro area through the lens of a two-country DSGE model". In: *Economic Modelling* 26.6 (2009), s. 1245–1269.

[12] Martin Melecky. *Macroeconomic Dynamics in Macedonia and Slovakia: Structural Estimation and Comparison.* 2010. URL: `https://mpra.ub.uni-muenchen.de/19863/1/MPRA_paper_19863.pdf`.

[13] Madalin Viziniuc. „Romania's accession to the Eurozone – a simulation using a simple DSGE model". In: *Theoretical and Applied Economics: GAER review* XX.8 (2013), s. 15–36. URL: `http://store.ectap.ro/articole/887.pdf`.

[14] Michael Frenkel a Christiane Nickel. *How Symmetric Are the Shocks and the Shock Adjustment Dynamics Between the Euro Area and Central and Eastern European Countries?* 2002. URL: `https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp02222.pdf`.

akcích na šoky, ovšem některé krajiny střední a východní Evropy mají reakci na šoky v ekonomice velice podobné eurozóně. Vyspělejší krajiny střední a východní Evropy se téměř neliší v reakcích na šoky od krajin eurozóny.

Pytlarczyk[15] představil DSGE model dvou zemí pro Německo a pro ostatní krajiny eurozóny.

Horváth a Komárek[16] zkoumali strukturální odlišnosti mezi Českou republikou a Portugalskem vzhledem k německé ekonomice. Závěrem zjistili, že česká ekonomika má blíže k německé ekonomice, než portugalská.

Zdzienicka[17] porovnávala krajiny střední a východní Evropy a krajiny eurozóny a přišla k výsledkům, že konvergence v nabídkových šocích se může zvyšovat s přijetím eura. Ovšem stejná hypotéza neplatí co se týká poptávkových šoků. Slovensko, Slovinsko, Chorvatsko a Polsko považovala za nejlepší kandidáty z vybraných zemí na vstup do měnové unie díky tomu, že pomáhali vyrovnávat fiskální politiku.

[15]Ernest Pytlarczyk. *An estimated DSGE model for the German economy within the Euro Area.* Frankfurt am Main: Dt. Bundesbank, 2005. ISBN: 3865580890.

[16]Roman Horváth a Luboš Komárek. *Optimum Currency Area Theory: A Framework for Discussion about Monetary Integration.* 2002. URL: `http://core.ac.uk/download/files/136/105684.pdf`.

[17]Aleksandra Zdzienicka. „The Dynamics of Structural Shocks". In: *The IUP Journal of Monetary Economics* VIII.03 (2010), s. 31–59. ISSN: 0972-9291.

3 Model

Následovný model použil ve své práci Gunter,[18] který vycházel z modelu Obstfeld & Rogoff.[19] Popis modelu je přebrán z práce Gunter.[20]

3.1 Preference, spotřeba a cenové indexy

V modelu platí předpoklad, že světová populace je konstantní v čase a skládá se z kontinua spotřebitelů (domácností), které má identické preference. Dále platí předpoklad dokonalých informací a racionálních očekávání ze stran všech agentů.

V tomto modelu existují dvě země, které produkují určité množství statků a domácí ekonomika je rozložena na intervalu $[0, n]$ a zahraniční ekonomika na intervalu $(n, 1]$. Domácí ekonomiku zde představuje eurozóna a zahraniční ekonomiku reprezentuje Česká republika.

Reprezentativní domácnost maximalizuje užitkovou funkci:

$$U_t = E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[\frac{C_s^{1-\rho}}{1-\rho} + \frac{\chi}{1-\epsilon} \left(\frac{M_s}{P_s} \right)^{1-\epsilon} - \frac{\gamma}{1-\xi} L_s^{1-\xi} \right] \right\} \tag{1}$$

kde E_t značí operátor očekávání podmíněných informacemi dostupnými v čase t, β je intertemporální diskontní faktor $(0 < \beta < 1)$, ρ je koeficient relativní averze vůči riziku ve spotřebě $(0 < \rho)$ a ξ označuje inverzní elasticitu substituce nabídky práce $(\xi < 0)$.

V této užitkové funkci s konstantní elasticitou substituce lze dostat po první a po druhé derivaci:

$$\frac{\partial U}{\partial C} = C^{-\rho} > 0, \qquad \frac{\partial^2 U}{\partial C^2} = (-\rho) C^{-\rho-1} < 0,$$

$$\frac{\partial U}{\partial (\frac{M}{P})} = \chi \left(\frac{M}{P} \right)^{-\epsilon} > 0, \qquad \frac{\partial^2 U}{\partial \frac{M}{P}^2} = -\epsilon \chi \left(\frac{M}{P} \right)^{-\epsilon-1} < 0,$$

$$\frac{\partial U}{\partial (-L)} = \gamma L^{-\epsilon} > 0, \qquad \frac{\partial^2 U}{\partial (-L^2)} = \epsilon \gamma L^{-\epsilon-1} < 0.$$

[18] Gunter, viz poz. 1.

[19] Maurice Obstfeld a Kenneth Rogoff. „Risk and Exchange Rates". In: *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* No. 6694 (1998). DOI: 10.3386/w6694.

[20] Gunter, viz poz. 1.

Protože užitková funkce (1) je funkce reálných peněžních zůstatků, model je variantou modelu od Sidrauski,[21] tzv. model peněz v užitkové funkci (money-in-the-utility-function). Tyto modely navazují na Ramseyho model a tvrdí, že peníze znamenají užitek (v těchto modelech je zahrnutí reálných peněžních zůstatků v užitkové funkci odůvodněno za předpokladu, že použití peněz usnadňuje transakce).

Užitková funkce reprezentativní zahraniční domácnosti - Česke republiky - je stejná jako (1), kromě toho, že C^* se může lišit od C, stejně jako M^* od M, P^* od P, χ^* od χ , γ^* od γ a L^* od L.

Spotřební statek C_t, který je v užitkové funkci domácností složen z domácích a zahraničních statků, u kterých platí předpoklad, že všechno spotřební zboží je obchodovatelné a že neexistují žádné obchodní náklady.

$$C_t := \frac{C_{t,H}^n C_{t,F}^{1-n}}{n^n(1-n)^{1-n}} \tag{2}$$

$C_{t,H}$ představuje domácí obchodovatelné statky spotřebované v domácí ekonomice a $C_{t,F}$ označuje zahraniční obchodovatelné statky spotřebované v zahraniční ekonomice, stejně jako v článku Dixit & Stiglitz.[22]

$$C_{t,H} := \left[\left(\frac{1}{n}\right)^{\frac{1}{\theta}} \int_0^n C_t(z)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \tag{3}$$

$$C_{t,F} := \left[\left(\frac{1}{1-n}\right)^{\frac{1}{\theta}} \int_n^1 C_t(z)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}. \tag{4}$$

Domácí index spotřebitelských cen (Consumer Price Index - CPI) je Cobb-Douglasova specifikace (stejně jako C) a je složen z domácích a zahraničních indexů cen výrobců (Producer Price Index - PPI):

$$P_t = P_{t,H}^n P_{t,F}^{1-n}, \tag{5}$$

kde:

$$P_{t,H} = \left[\frac{1}{n} \int_0^n P_t(z)^{1-\theta} dz\right]^{\frac{1}{1-\theta}}, \tag{6}$$

[21] Miguel Sidrauski. „Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy". In: *The American Economic Review* 57.2 (1967), s. 534–544. ISSN: 00028282.

[22] Avinash K. Dixit a Joseph E. Stiglitz. „Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity". In: *American Economic Review* 67.3 (1977), s. 297–308.

$$P_{t,F} = \left[\frac{1}{1-n}\int_n^1 P_t(z)^{1-\theta}dz\right]^{\frac{1}{1-\theta}}. \tag{7}$$

Domácnosti se musí nakonec rozhodnout, které statky budou spotřebovávat. V modelu platí předpoklad, že zákon jedné ceny se vztahuje na všechny produkty za všech okolností.

$$P_t(z) = S_t P_t^*(z) \qquad \forall z \in [0,1], \tag{8}$$

$P_t(z)$ označuje cenu statku z a S vyjadřuje endogenně stanovený nominální směnný kurz (jednotky domácí měny za jednotky cizí měny).

Stejně jako domácí, i zahraniční domácnosti jsou charakterizovány stejnými preferencemi, zákonem jedné ceny. Zákon jedné ceny znamená, že jedno zboží se musí prodávat za stejnou cenu ve všech částech trhu.

$$P_t = S_t P_t^*. \tag{9}$$

Poptávkové funkce reprezentativní domácnosti pro domácí $C(h)$ a zahraniční $C(f)$ zboží jsou následovné:

$$C_t(h) = \frac{1}{n}\left[\frac{P_t(h)}{P_{t,H}}\right]^{-\theta} C_{t,H}, \tag{10}$$

$$C_t(f) = \frac{1}{1-n}\left[\frac{P_t(f)}{P_{t,F}}\right]^{-\theta} C_{t,F}, \tag{11}$$

kde $z = h \in [0,n]$ vyjadřuje typické diferencované zboží vyráběné v domácí ekonomice a $z' = f \in (n,1]$ je další typické diferencované zboží vyráběné v zahraniční ekonomice.

Jak lze vidět z rovnic (10) a (11), tak poptávka po individuálních statcích je klesající v cenách, vzhledem k domácí nebo zahraniční PPI inflaci.

Rovnice (2) implikuje, že poptávkové křivky po kompozitním domácím i kompozitním zahraničním zbožím C_H a C_F jsou dány:

$$C_{t,H} = n\left(\frac{P_{t,H}}{P_t}\right)^{-1} C_t, \tag{12}$$

$$C_{t,F} = (1-n)\left(\frac{P_{t,F}}{P_t}\right)^{-1} C_t. \tag{13}$$

Je využit poznatek, že světová spotřeba C^w se rovná váženému součtu celkové domácí a celkové zahraniční spotřeby, kde C^w poté označuje spotřebu na jednoho obyvatele, ale i celkovou světovou spotřebu, protože světová populace je normalizována na hodnotu 1:

$$C_t^w := nC_t + (1-n)C_t^*. \tag{14}$$

Kombinací rovnice (14) s rovnicemi (8), (10), (11), (12) a (13) lze dostat funkce globální poptávky (global demand functions) pro jednotlivé tuzemské i zahraniční zboží v celkové světové spotřebě:

$$C_t^w(h) = \left[\frac{P_t(h)}{P_{t,H}}\right]^{-\theta}\left(\frac{P_{t,H}}{P_t}\right)^{-1} C_t^w, \tag{15}$$

$$C_t^w(f) = \left[\frac{P_t(f)}{P_{t,F}}\right]^{-\theta}\left(\frac{P_{t,F}}{P_t}\right)^{-1} C_t^w. \tag{16}$$

3.2 Domácnosti

Reprezentativní domácnost maximalizuje užitkovou funkci (1), vzhledem k rozpočtovému omezení s ohledem na rozhodovací proměnné (desicion variables) C_t, M_t, B_t a L_t:

$$W_tL_t + (1+i_{t-1})B_{t-1} + M_{t-1} + \Gamma_t(h) \geqq P_tC_t + M_t + B_t + P_t\tau_t, \tag{17}$$

kde W označuje endogenně stanovenou nominální mzdu jako odměnu za práci, která je stejná ve všech domácnostech ($L = L(h)$) na dokonale konkurenčním trhu práce. i_{t-1} označuje (krátkodobou) nominální úrokovou sazbu mezi obdobím $t-1$ a t na bezrizikových nevládních obligacích B_{t-1} přenesených z období $t-1$. Tyto nominální obligace jsou determinovány v domácí měně a jsou mezinárodně obchodovatelné.

Množství peněz M_{t-1} také může být přeneseno z období $t-1$ do období t, ale bez nominálního výnosu. Spotřební zboží naopak podléhá zkáze a nemůže být přeneseno do dalšího období. $\Gamma_t(h)$ představuje okamžité zisky reprezentativní domácnosti, která se chová jako individuální výrobce diferencovaného domácího zboží h. τ představuje reálné paušální daně.

Opět platí pro reprezentativní zahraniční domácnost, že její intertemporální rozpočtové omezení je stejné jako rovnice (17). Zahraniční obligace v domácí měně B^*, je nejdříve nutné vydělit nominálním směnným kurzem

B^*/S.

Navíc W^* se může lišit od W, i^* od i, $\Gamma^*(f)$ od $\Gamma(h)$ stejně tak i τ^* od τ.

$$W_t^* L_t^* + (1 + i_{t-1}^*)\frac{B_{t-1}^*}{S_{t-1}} + M_{t-1}^* + \Gamma_t^*(f) \geq P_t^* C_t^* + M_t^* + \frac{B_t^*}{S_t} + P_t^* \tau_t^*.$$

Stejně jako v článku Corsetti & Pesenti[23] tato rovnice znamená, že realizovaný nominální výnos z mezinárodně obchodovatelných obligací na začátku období t v cizí měně je dán:

$$(1 + i_{t-1}^*) = \frac{S_{t-1}}{S_t}(1 + i_{t-1}). \tag{18}$$

Za použití Fisherova pravidla (Fisher relation) lze dostat z rovnice (18):

$$(1 + r_{t-1}) \equiv \frac{P_{t-1}}{P_t}(1 + i_{t-1}).$$

Tato rovnice také platí analogicky pro r^*. Když se nahradí $1 + i_{t-1}^*$ z rovnice (18) za zahraniční analogové $1 + i_{t-1}$ v rovnici výše, tak úrokové sazby jsou v krajinách stejné: $r = r^*$. Tohle je také důvodem, proč domácí i zahraniční země lze považovat za symetrické, ačkoliv obligace jsou pouze v jedné měně.

Maximalizace užitkové funkce (1) vzhledem k rozpočtovému omezení (17) se provádí tak, že se maximalizuje odpovídající Langrangián a výsledkem jsou podmínky prvního řádu:

$$\frac{C_t^{-\rho}}{P_t} = \beta(1 + i_t)E_t\left[\frac{C_{t+1}^{-\rho}}{P_{t+1}}\right] \tag{19}$$

Rovnice (19) je intertemporální Eulerova rovnice pro reálnou spotřebu, která popisuje optimum domácností při mezičasovém rozhodování o spotřebě.

Maximální užitek mezní míry substituce mezi reálnými peněžními zůstatky a skutečnou spotřebou je roven nákladům příležitosti z držby peněz:

[23] Giancarlo Corsetti a Paolo Pesenti. „Welfare and Macroeconomic Interdependence". In: *Quarterly Journal of Economics* v116.2 (2001), s. 421–445. DOI: 10.3386/w6307.

$$\chi \frac{(\frac{M_t}{P_t})^{-\epsilon}}{C_t^{-\rho}} = \frac{i_t}{1+i_t}. \tag{20}$$

Rovnice (20) může být přepsána tak, aby z ní byla vyjádřena funkce poptávky po penězích:

$$\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{\epsilon} = \chi \frac{1+i_t}{i_t} C_t^{\rho},$$

ve které lze vidět, že čím vyšší je skutečná spotřeba, tím vyšší je poptávka po reálných peněžních zůstatcích.

Rovnice nabídky práce je dána vztahem:

$$\gamma \frac{L_t^{-\xi}}{C_t^{-\rho}} = \frac{W_t}{P_t}, \tag{21}$$

která ukazuje, že mezní míra substituce mezi prací a reálnou spotřebou je rovna jejím relativním cenám, tedy reálné mzdě spotřebitele.

Rovnice (19), (20) a (21) také platí analogicky pro zahraniční ekonomiku.

3.3 Firmy

Platí předpoklad, že firmy chtějí maximalizovat zisk. Na rozdíl od domácností, jejichž preference jsou považovány za shodné, všechny komodity jsou odlišné, protože mají za cíl uspokojovat různé potřeby domácností. Proto je možnost zvýšit ceny jednotlivého zboží $P(h)$, $P(f)$ nad mezní náklady, bez rizika vyloučení z trhu. Jinými slovy, je zde předpoklad monopolistické konkurence.

Individuální domácí produkce je vyrobena v souladu s lineární produkční funkci:

$$Y_t(h) = A_t L_t(h). \tag{22}$$

Pro zjednodušení je vynechán fyzický kapitál jako dodatečný vstupní faktor v průběhu analýzy. A je náhodná proměnná označující exogenní agregátní produkční šok, který může být interpretován jako přechodný inovační proces.

Předpokládá se, že domácí podniky mohou zaměstnávat pouze domácnosti z domácí ekonomiky, stejně tak to platí i v zahraničí. Jednoduše řečeno, v tomto světě neexistuje žádná migrace.

Individuální zahraniční produkce je vyráběna za použití stejné technologie (22) jako domácí produkce. Nicméně $Y^*(f)$ se může lišit od $Y(h)$, A^* od A, $L^*(f)$ od $L(h)$.

Okamžité zisky $\Gamma_t(h)$ jsou dány:

$$\Gamma_t(h) = P_t(h)Y_t(h) - W_t L_t(h). \tag{23}$$

Vzhledem k vlastní ceně výrobců, rovnici (23) lze přepsat jako:

$$\frac{\Gamma_t(h)}{P_t(h)} = Y_t(h) - \frac{W_t}{P_t(h)} L_t(h) = Y_t(h) - \frac{W_t}{P_t(h)} \frac{Y_t(h)}{A_t} = Y_t(h) - \kappa_t Y_t(h), \tag{24}$$

kde byla použita produkční funkce (22). V rovnici (24) je $\kappa := W/[P(h)A]$ definována jako individuální reálné mezní výrobní náklady.

Dočasně platí předpoklad, že ceny zboží jsou flexibilní. Pak si každý tuzemský výrobce účtuje stejnou cenu, jako domácí PPI ($P_H = P(h)$). Zisky v období t budou:

$$\Gamma_t(h) = P_{t,H} Y_t(h) - W_t L_t(h). \tag{25}$$

Maximalizace rovnice (25) s ohledem na Y a využití skutečnosti, že v případě vyčistění trhu je výstup jednoho producenta roven globální poptávce po diferencovaném zboží ($Y(h) = C^w(h)$) je tímto způsobem možné dostat podmínku prvního řádu pro maximalizaci zisku v monopolistické konkurenci:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Gamma_t(h)}{\partial Y_t(h)} &= P_{t,H} + Y_t(h) \frac{\partial P_{t,H}}{\partial Y_t(h)} - W_t \frac{\partial L_t(h)}{\partial Y_t(h)} = \\ P_{t,H}\left(1 + \frac{1}{\epsilon_{C(h),P(h)}}\right) - W_t \frac{1}{A_t} &= P_{t,H}\left(1 + \frac{1}{-\theta}\right) - W_t \frac{1}{A_t} = 0 \\ \Rightarrow \frac{W_t}{P_{t,H} A_t} &= \frac{\theta - 1}{\theta} := \kappa_t^{flex}. \end{aligned} \tag{26}$$

Analogická rovnice k (26) platí v zahraničí a κ^{flex} se rovná $(\kappa^*)^{flex} = (\theta - 1)/\theta$.

Rovnice (26) říká, že reálné mezní výrobní náklady v maximalizování zisku jsou $\kappa^{flex} = (\theta - 1)/\theta$.

3.4 Podmínky vyčištění trhu

Nejdříve je nutné prozkoumat tržní rovnováhu v prostředí se zcela flexibilními cenami. Tento předpoklad je uvolněn až později.

3.4.1 Světové dluhopisové trhy a trhy zboží

Podmínky rovnováhy na světových trzích pro tuzemské a zahraniční zboží v domácí měně jsou:

$$P_{t,H}Y_t = P_tC_t^w, \tag{27}$$

$$P_{t,F}Y_t^* = P_tC_t^w, \tag{28}$$

kde levá strana rovnice představuje globální nabídku a pravá strana globální poptávku po domácím zbožím.

Rovnice (27) a (28) lze zahrnout do definice vnitřních směnných relací (terms of trade - TOT):

$$T_t := \frac{P_{t,F}}{P_{t,H}} = \frac{S_tP_{t,F}^*}{P_{t,H}} = \frac{Y_t}{Y_t^*}, \tag{29}$$

což je poměr cen importovaného a exportovaného zboží.

Za využití intertemporálního rozpočtového omezení (rovnice (17)) lze získat domácí i zahraniční rovnici platební bilance (balance of payment identities):

$$P_{t,H}Y_t - P_tC_t + i_{t-1}B_{t-1} \equiv B_t - B_{t-1}, \tag{30}$$

$$P_{t,F}Y_t^* - P_tC_t^* + i_{t-1}B_{t-1}^* \equiv B_t^* - B_{t-1}^*, \tag{31}$$

kde levá strana rovnice značí běžný účet v domácí země a pravá strana kapitálový účet v domácí země.

Mezinárodně obchodovatelné obligace mají být nulové v globální čisté nabídce:

$$nB_t + (1-n)B_t^* = 0. \tag{32}$$

Za předpokladu, že na začátku se mezinárodně držené obligace rovnají 0 ($B_0 = B_0^* = 0$), spolu s rovnicemi (14), (30), (31) a (32) značí, že $B_t = B_t^* = 0$. Poté lze rovnice (30) a (31) přepsat následovně:

$$C_t = \frac{P_{t,H} Y_t}{P_t}, \tag{33}$$

$$C_t^* = \frac{P_{t,F} Y_t^*}{P_t}. \tag{34}$$

S použitím definice vnitřních směnných relací lze rovnice přepsat jako:

$$C_t = T_t^{n-1} Y_t, \tag{35}$$

$$C_t^* = T_t^n Y_t^*. \tag{36}$$

Tyto rovnice jsou podmínkami pro domácí i zahraniční vyčištění trhu, ze kterých vyplývá, že domácnosti spotřebovávají přesně jejich skutečné příjmy. Když $B_0 = B_0^* = 0$ platí spolu s rovnicemi (14), (30), (31) a (32) a podmínkou, že $C_t = C_t^* = C_t^w$ je možné odvodit:

$$C_t = C_t^* = C_t^w = nC_t + (1-n)C_t^* = nT_t^{n-1} Y_t + (1-n) T_t^n Y_t^* = Y_t^n (Y_t^*)^{1-n}.$$

Podíl spotřeby v obou zemích je nejen časově konstantní, ale i stejný. Díky tomu jsou běžné i kapitálové trhy mezi zeměmi v rovnováze v každém čase, mechanismy přizpůsobovaní se šokům ve světové ekonomice budou reprezentovány pouze díky pohybům vnitřních směnných relací, ale ne změnami v držbě čistých aktiv (net assets positions).

3.4.2 Peněžní trhy

Vláda předpokládá nastavení svých výdajů na výši svých příjmů za všech okolností tak, že její rozpočet je vyrovnaný:

$$M_t - M_{t-1} + P_t \tau_t = 0. \tag{37}$$

Kombinací rovnice (37) s rovnici (20) lze dostat:

$$P_t = \frac{M_{t-1}}{\xi^{1/\epsilon} (\frac{1+i_t}{i_t})^{1/\epsilon} (T_t^n Y_t^*)^{\rho/\epsilon} + \tau_t}.$$

Za využití rovnice (9), výše uvedená rovnice může být přepsána do tvaru:

$$S_t = \frac{M_{t-1}[(\xi^*)^{\frac{1}{\epsilon}} (\frac{1+i_t^*}{i_t^*})^{(} 1/\epsilon)(T_t^n Y_t^*)^{\frac{\rho}{\epsilon}} + \tau_t^*)]}{M_{t-1}^*[\xi^{1/\epsilon} (\frac{1+i_t}{i_t})^{\frac{1}{\epsilon}} (T_t^{n-1} Y_t)^{\rho/\epsilon} + \tau_t]}.$$

Jak lze vidět z výše uvedeného vzorce, rovnováha nominálního kurzu S_t pozitivně závisí na minulých domácích nominálních peněžních zůstatcích M_{t-1}, aktuální domácí příležitosti z držby peněz $i_t/(1+i_t)$, současného zahraničního výstupu Y_t^* a aktuální zahraniční paušální daně τ_t^*.

Závislost na zbývajících proměnných je opačná, s výjimkou vnitřních směnných relací, kde je nejednoznačná. Zvýšení S znamená depreciaci domácí měny, zatímco pokles značí apreciaci.

3.4.3 Národní trhy práce

Při kombinaci rovnic (21), (26) a (35) s rovnici (5), lze dostat dvě rovnice, kdy $W/P = (W/P_H)T^{n-1}$, které mohou být řešeny pro L:

$$L_t = T_t^{\frac{(n-1)(\rho-1)}{\xi}} \left(\frac{A_t}{\gamma}\right)^{-\frac{1}{\xi}} \left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)^{-\frac{1}{\xi}} Y_t^{\frac{\rho}{\xi}}. \tag{38}$$

Rovnice (38) ukazuje, že v rovnováze na dokonale konkurenčním trhu práce domácí zaměstnanost závisí pozitivně na agregátním šoku produktivity A a na flexibilních cenách skutečných mezních výrobních nákladů $(\theta-1)/\theta$, ale závisí negativně na vnitřních směnných relacích T a na domácím výstupu Y.

Kombinováním rovnice (38) s rovnici produkce (22) lze dostat domácí výstup v rovnováze při flexibilních cenách Y^{flex}.

$$Y_t^{flex} = T_t^{\frac{(n-1)(\rho-1)}{\xi-\rho}} A_t^{\frac{\xi-1}{\xi-\rho}} \left(\frac{\theta}{\theta-1}\right)^{\frac{1}{\xi-\rho}} \gamma^{\frac{1}{\xi-\rho}}. \tag{39}$$

Domácí výstup v rovnováze při flexibilních cenách pozitivně závisí na agregátním šoku produktivity A a negativně na vnitřních směnných relacích T a na faktoru přirážky.

Rovnice (38) a (39) také platí analogicky pro Českou republiku.

3.5 Novokeynesiánský rámec

Log-linearizace vyčištění trhu a podmínek optimality v okolí nestochastického steady-statu při nulové inflaci povede ke kanonické reprezentaci rovnováhy modelu složené z dynamické IS křivky, novokeynesiánské Phillipsové křivky, monetárního pravidla měnové politiky pro každou zemi a rovnicí pro vnitřní směnné relace. Jelikož jsou v modelu dvě země, dohromady lze dostat systém devíti log-linearizovaných rovnic.

3.5.1 Dynamické IS křivky

Když je provedena log-linearizace domácí intertemporální Eulerovou rovnicí pro spotřebu (rovnice (19)) a její analogickou rovnicí pro zahraničí kolem ustáleného stavu (steady-state), poté lze dostat:

$$\hat{y}_t = E_t[\hat{y}_{t+1}] + \frac{1}{\rho}\left\{E_t[\pi_{t+1}] - \hat{i}_t\right\} - (1-n)E_t[\Delta t_{t+1}], \tag{40}$$

$$\hat{y}_t^* = E_t[\hat{y}_{t+1}^*] + \frac{1}{\rho}\left\{E_t[\pi_{t+1}^*] - \hat{i}_t^*\right\} + nE_t[\Delta t_{t+1}]. \tag{41}$$

Stříšky nad proměnnými znamenají procentuální odchylky od jejich ustáleného stavu. Hodnoty v ustáleném stavu jsou značeny nadtržítkem. $\bar{i} = \bar{i}^* = \bar{r} = \bar{r}^* = (1/\beta)/\beta$ platí pro ustálený stav s nulovou inflací pro nominální i reálné úrokové sazby pro domácí i zahraniční země.

3.5.2 Novokeynesiánská Phillipsova křivka

Log-linearizací rovnic, které stanovují ceny kolem nestochastického ustáleného stavu s nulovou inflací, lze dostat novokeynesiánskou Phillipsovu křivku. Zajištěním cenové stability je dosaženo rovnováhy mezi inflací a mezerou výstupu.

$$\pi_{t,H} = \beta E_t[\pi_{t+1,H}] + \frac{(1-\delta)(1-\delta\beta)}{\delta}\hat{\kappa}_t, \tag{42}$$

$$\pi_{t,F}^* = \beta E_t[\pi_{t+1,F}^*] + \frac{(1-\delta^*)(1-\delta^*\beta)}{\delta^*}\hat{\kappa}_t^*. \tag{43}$$

PPI inflaci je možné zapsat jako: $\pi_{t,H} := p_{t,H} - p_{t-1,H}$

Nicméně, rovnice (40), (41), (42) a (43) lze vyjádřit v mezerách výstupu, které musí být stanoveny jako rozdíl mezi skutečnými a flexibilními cenami

výstupních odchylek: $x_t := \hat{y}_t - \hat{y}_t^{flex}$ a $x_t^* := \hat{y}_t^* - (\hat{y}_t^*)^{flex}$. Aby bylo možné přepsat rovnice (42) a (43) s ohledem na x nebo x^*, je nutné se blíže podívat na poměr reálných mezních výrobních nákladů κ_t a reálných mezních výrobních nákladů, když platí předpoklad, že jsou ceny flexibilní κ_t^{flex}, které je dáno:

$$\frac{\kappa_t}{\kappa_t^{flex}} = \frac{\frac{W_t}{P_{t,H}A_t}}{\frac{\theta-1}{\theta}} = \frac{\theta W_t T_t^{1-n}}{(\theta-1)P_t A_t}. \tag{44}$$

Kombinováním rovnice (44) s rovnicemi (21), (22) a (35) lze dostat:

$$\frac{\kappa_t}{\kappa_t^{flex}} = \frac{\theta\gamma\left(\frac{Y_t}{A_t}\right)^{-\xi} T_t^{1-n}}{(\theta-1)(T_t^{n-1}Y_t)^{-\rho}A_t} = \frac{\theta}{\theta-1}\gamma A_t^{\xi-1} T_t^{(n-1)(\rho-1)} Y_t^{\rho-\xi} = \left(\frac{Y_t}{Y_t^{flex}}\right)^{\rho-\xi}, \tag{45}$$

kde Y_t^{flex} značí domácí výstup v rovnováze při flexibilních cenách, který je dán rovnicí (39). Po log-linearizaci této rovnice je výsledek:

$$\hat{\kappa}_t = (\rho-\xi)(\hat{y}_t - \hat{y}_t^{flex}) = (\rho-\xi)x_t. \tag{46}$$

Také když je využita rovnice (46) a rovnice (40), (41), (42) a (43) lze dostat:

$$x_t = E_t[x_{t+1}] + \frac{1}{\rho}\left\{E_t[\pi_{t+1}] - \hat{i}_t\right\} - (1-n)E_t[\Delta t_{t+1}]E_t[\hat{y}_{t+1}^{flex}] - \hat{y}_t^{flex}, \tag{47}$$

$$x_t^* = E_t[x_{t+1}^*] + \frac{1}{\rho}\left\{E_t[\pi_{t+1}^*] - \hat{i}_t^*\right\} + nE_t[\Delta t_{t+1}] + E_t[(\hat{y}_{t+1}^*)^{flex}] - (\hat{y}_t^*)^{flex}, \tag{48}$$

$$\pi_{t,H} = \beta E_t[\pi_{t+1,H}] + \mu x_t + u_t, \tag{49}$$

$$\pi_{t,F}^* = \beta E_t[\pi_{t+1,F}^*] + \mu^* x_t^* + u_t^*. \tag{50}$$

kde $\mu := [(1-\delta)(1-\delta\beta)(\rho-\xi)]/\delta, (\mu > 0)$ a
$\mu^* := [(1-\delta^*)(1-\delta^*\beta)(\rho-\xi)]/\delta^*, (\mu^* > 0)$, což představuje koeficient sklonu Phillipsovy křivky s ohledem na zahraniční mezery výstupu.

Rovnice (49) může být interpretována následovným způsobem: vyskytuje se pozitivní krátkodobý trade-off mezi stávající domácí inflací PPI $\pi_{t,H}$ a stávající domácí mezerou výstupu x_t. Tento krátkodobý trade-off nebude využíván v modelu, protože souvisí s očekáváním domácí PPI inflace $\beta E_t[\pi_{t+1,H}]$.

Pro $E_t[\hat{y}_{t+1}^{flex}] - \hat{y}_t^{flex}$ platí, že v případě, že je využívána log-lineární verze skutečného domácího výstupu v rovnováze při flexibilních cenách v souladu s rovnici (39):

$$E_t[\hat{y}_{t+1}^{flex}] - \hat{y}_t^{flex} = E_t[y_{t+1}^{flex}] - y_t^{flex} = \frac{(n-1)(\rho-1)}{\xi-\rho} E_t[t_{t+1}] + \frac{\xi-1}{\xi-\rho} E_t[a_{t+1}] + \frac{1}{\xi-\rho} ln\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) + \frac{1}{\xi-\rho} ln\gamma, \tag{51}$$

kde a_t je exogenně dané, $a_t = \xi_a a_{t-1} + \eta_{a,t}, (0 < \xi_a < 1)$ s exogenně daným η_a, což je i.i.d. N $\sim (0, \sigma_{\eta,a}^2)$ (independent and identically distributed - nezávisle a identicky distribuované). Rovnice (51) také platí analogicky pro Českou republiku. Nicméně a^* není korelované s a. Domácí i zahraniční agregátní šoky v produktivitě jsou specifické pro danou zemi.

Z tohoto důvodu lze dynamické IS křivky (47) a (48) přeskupit do:

$$x_t = E_t[x_{t+1}] + \frac{1}{\rho}\left\{E_t[\pi_{t+1}] - \hat{i}_t\right\} + \frac{(n-1)(\xi-1)}{\xi-\rho} E_t[\Delta t_{t+1}] + \frac{\xi-1}{\xi-\rho} E_t[\Delta a_{t+1}], \tag{52}$$

$$x_t^* = E_t[x_{t+1}^*] + \frac{1}{\rho}\left\{E_t[\pi_{t+1}^*] - \hat{i}_t^*\right\} + \frac{n(\xi-1)}{\xi-\rho} E_t[\Delta t_{t+1}] + \frac{\xi-1}{\xi-\rho} E_t[\Delta a_{t+1}^*]. \tag{53}$$

Dynamické IS křivky z hlediska PPI jsou upřednostňovány před dynamickými IS křivkami z hlediska CPI, kterých může být dosaženo s pomocí log-lineárního znázornění vnitřních směnných relací: $t_t := s_t + p_{t,F}^* - p_{t,H}$. Odečtením tohoto výrazu od jeho očekávaného analogového je možné dostat:

$$E_t[\Delta t_{t+1}] = E_t[\Delta s_{t+1}] + E_t[\pi_{t+1,F}^*] - E_t[\pi_{t+1,H}] = E_t[\pi_{t+1,F}] - E_t[\pi_{t+1,H}].$$

Kombinaci tohoto výrazu s log-linearizovanou verzí domácího CPI (rovnice (5)) a jejím zahraničním ekvivalentem, lze popsat vztahy mezi očekávanou CPI a očekávanou PPI inflací doma i v zahraničí následovně:

$$E_t[\pi_{t+1}] \equiv E_t[\pi_{t+1,H}] - (n-1)E_t[\Delta t_{t+1}], \tag{54}$$

$$E_t[\pi_{t+1}^*] \equiv E_t[\pi_{t+1,F}^*] - nE_t[\Delta t_{t+1}]. \tag{55}$$

Nahrazením $E_t[\pi_{t+1}]$ v rovnici (54) a $E_t[\pi^*_{t+1}]$ v rovnici (55), se změní dynamické IS křivky (52) a (53) na následující:

$$x_t = E_t[x_{t+1}] + \frac{1}{\rho}\big\{E_t[\pi_{t+1,H}] - \hat{i}_t\big\} + \vartheta E_t[\Delta t_{t+1}] + \frac{\xi - 1}{\xi - \rho} E_t[\Delta a_{t+1}], \quad (56)$$

$$x^*_t = E_t[x^*_{t+1}] + \frac{1}{\rho}\big\{E_t[\pi^*_{t+1,H}] - \hat{i}^*_t\big\} + \vartheta^* E_t[\Delta t_{t+1}] + \frac{\xi - 1}{\xi - \rho} E_t[\Delta a^*_{t+1}], \quad (57)$$

kde $\vartheta := [(n-1)(\xi\varphi - \xi)]/[(\xi - \rho)\rho] \qquad (\vartheta > 0)$ a
$\vartheta^* := [(n)(\xi\varphi - \xi)]/[(\xi - \rho)\rho] \qquad (\vartheta^* < 0)$ platí pro koeficienty šikmosti (slope coefficients) dynamických IS křivek s ohledem na očekávané pohyby vnitřních směnných relací. V důsledku toho je třeba rovnice, která vyjadřuje tento pohyb v závislosti na zbývajících endogenních proměnných. Při využití rovnice (18), vztah $\hat{i}_{t-1} = \Delta s_t + \hat{i}^*_{t-1}$ jde nahradit Δs_t v log-lineární reprezentaci v současných pohybech vnitřních směnných relací $\Delta t_t = \Delta s_t + \pi^*_{t,F} - \pi_{t,H}$.

Poté je možné dostat následující rovnici:

$$\Delta t_t = \hat{i}_{t-1} - \hat{i}^*_{t-1} + \pi^*_{t,F} - \pi_{t,H}. \quad (58)$$

3.6 Pravidla monetární politiky

Rovnice (49), (50), (56), (57) a (58) dávají systém pěti log-linearizovaných rovnic. V modelu je devět endogenních proměnných - $x, x^*, \pi_H, \pi_F^*, \pi_t, \pi_t^*, \Delta t, \hat{i}, \hat{i}^*$. Proto jsou třeba další rovnice, které budou reprezentovat monetární domácí a zahraniční politiku.

$$\hat{i}_t = \alpha\pi_{t,H} + \iota x_t + \omega\hat{i}_{t+1} + v_t$$

$$\Leftrightarrow i_t = \alpha\pi_{t,H} + \iota x_t + \omega i_{t-1} + (1-\omega)\bar{i} + v_t \tag{59}$$

$$\hat{i}_t^* = \alpha^*\pi_{t,F}^* + \iota^* x_t^* + \omega^*\hat{i}_{t-1}^* + v_t$$

$$\Leftrightarrow i_t^* = \alpha^*\pi_{t,F}^* + \iota^* x_t^* + \omega^* i_{t-1} + (1-\omega^*)\bar{i}^* + v_t \tag{60}$$

V rovnici (59) je ϑ_t exogenně dané, stacionární AR(1) proces formy $\vartheta_t = \xi\vartheta_{t-1} + \eta_{\vartheta,t}, (0 < \xi_\vartheta < 1)$ s exogenní chybou η_ϑ, která je i.i.d $\sim N(0, \sigma_{\eta,\vartheta}^*)$.

Tento AR(1) proces může být interpretován jako přechodný šok měnové politiky, kdy pozitivní realizace η_ϑ označuje kontrakční šok.

Rovnice (60) platí analogicky pro zahraniční ekonomiku. Nicméně α^* se může lišit od α, stejně také ω^* od ω.

ϑ^* není korelováno s ϑ, takže domácí i zahraniční šoky monetární politiky jsou specifické pro jednotlivé země.

$\iota^*(\iota^* > 0)$ značí citlivost centrální banky na současnou mezeru zahraničního výstupu x_t^*. ι se může lišit od ι^*.

3.7 Log-linearizované rovnice

Model obsahuje celkem 9 strukturálních rovnic, které jsou zde uvedeny v log-lineárním tvaru. Tato metoda převádí nelineární rovnice do rovnic lineárních s využitím logaritmických odchylek proměnných od jejich hodnot v ustáleném stavu. Podrobněji je možné se s touto metodou seznámit například v Zietz.[24]

Rovnice:

$$x_t = E_t[x_{t+1}] + \frac{1}{\rho}\left\{E_t[\pi_{t+1,H}] - \hat{i}_t\right\} + \frac{(n-1)(\xi\rho - \xi)}{(\xi+\rho)\rho}E_t[\Delta t_{t+1}] + \frac{\xi+1}{\xi+\rho}E_t[\Delta a_{t+1}], \tag{61}$$

$$x_t^* = E_t[x_{t+1}^*] + \frac{1}{\rho}\left\{E_t[\pi_{t+1,F}^*] - \hat{i}_t^*\right\} + \frac{n(\xi\rho - \xi)}{(\xi+\rho)\rho}E_t[\Delta t_{t+1}] + \frac{\xi+1}{\xi+\rho}E_t[\Delta a_{t+1}^*], \tag{62}$$

$$\pi_{t,H} = \beta E_t[\pi_{t+1,H}] + \frac{(1-\delta)(1-\delta\beta)(\rho+\xi)}{\delta}x_t + u_t, \tag{63}$$

$$\pi_{t,F}^* = \beta E_t[\pi_{t+1,F}^*] + \frac{(1-\delta^*)(1-\delta^*\beta)(\rho+\xi)}{\delta^*}x_t^* + u_t^*, \tag{64}$$

$$\Delta t_t = \hat{i}_{t-1} - \hat{i}_{t-1}^* + \pi_{t,F}^* - \pi_{t,H} + d_t, \tag{65}$$

$$\hat{i}_t = \alpha\pi_{t,H} + \iota x_t + \omega\hat{i}_{t-1} + v_t, \tag{66}$$

$$\hat{i}_t^* = \alpha^*\pi_{t,F}^* + \iota^* x_t^* + \omega^*\hat{i}_{t-1}^* + v_t^*, \tag{67}$$

$$\pi_t = \pi_{t,H} - (n-1)\Delta t_t + e_t, \tag{68}$$

$$\pi_t^* = \pi_{t,F}^* - n\Delta t_t + e_t^*. \tag{69}$$

Daný systém diferenčních rovnic s racionálním očekáváním se skládá z dynamických IS křivek pro eurozónu a Českou republiku, které představují agregátní poptávku, jak je dáno rovnicemi (61) a (62). Tyto rovnice mohou být odvozeny log-linearizováním Eulerových intertemporálních rovnic

[24] Joachim Zietz. „Log-Linearizing Around the Steady State: A Guide with Examples". In: *Social Science Research Network Electronic Journal* (2006). ISSN: 15565068. DOI: 10.2139/ssrn.951753.

pro skutečnou spotřebu kolem ustáleného stavu pro eurozónu a Českou republiku.

Novokeynesiánská Phillipsova křivka pro eurozónu a Českou republiku vyjadřuje agregátní nabídku pro tyto země, jak je vidět v rovnicích (63) a (64). Tyto rovnice jsou odvozeny log-linearizováním rovnic ohledně stanovování cen v eurozóně a v České republice kolem nestochastického ustáleného stavu.

Rovnice (65) vyjadřuje současné pohyby ve vnitřních směnných relacích Δt k ostatním nominálním endogenním proměnným.

Rovnice (66) a (67) představují monetární politiku domácí a zahraniční země.

Rovnice (68) a (69) vyjadřují vztah mezi inflaci a vnitřními směnnými relacemi.

Rovnice (70) - (76) níže jsou různé makroekonomické šoky.

$$a_t = \zeta_a a_{t-1} + \eta_{a,t}, \tag{70}$$

$$a_t^* = \zeta_a^* a_{t-1}^* + \eta_{a,t}^*, \tag{71}$$

$$u_t = \zeta_u u_{t-1} + \eta_{u,t}, \tag{72}$$

$$u_t^* = \zeta_u^* u_{t-1}^* + \eta_{u,t}^*, \tag{73}$$

$$d_t = \zeta_d d_{t-1} + \eta_{d,t}, \tag{74}$$

$$v_t = \zeta_v v_{t-1} + \eta_{v,t}, \tag{75}$$

$$v_t^* = \zeta_v^* v_{t-1}^* + \eta_{v,t}^*, \tag{76}$$

Předpokládejme, že $0 < \zeta < 1$ platí pro všechny autokorelační koeficienty ζ, tak že stochastické procesy jsou všechny stacionární. Všechny exogenní šoky η jsou i.i.d.$\sim N(0, \sigma_\eta^2)$.

3.8 Seznam veličin a parametrů v modelu

Tabulka 1: Seznam veličin a parametrů v modelu

parametr / veličina	popis
β	diskontní faktor
ρ	koeficient relativní averze vůči riziku ve spotřebě
ξ	inverzní elasticita nabídky práce
C	spotřeba
$\frac{M}{P}$	reálné peněžní zůstatky
$-L$	volný čas
$C_{t,H}$	domácí obch. statky spotřebovávané v domácí ek.
$C_{t,F}$	zahr. obch. statky spotřebovávané v zahraniční ek.
S	endogenně stanovený nominální směnný kurz
$z = h$	diferencované zboží vyráběné v domácí ekonomice
$z' = f$	diferencované zboží vyráběné v zahraniční ekonomice
C^w	světová spotřeba
W	endogenně stanovená nominální mzda
i_{t-1}	nominální úroková sazba mezi obdobím t-1 a t
B	obligace
M	množství peněz
Γ_t	okamžité zisky reprezentativní domácnosti
τ	reálné paušální daně
r^*	reálná úroková míra
$P(h)$	ceny domácího zboží
$P(f)$	ceny zahraničního zboží
A	exogenní agr. produkční šok
χ	individuální reálné mezní výrobní náklady
α, α^*	domácí / zahraniční citlivost inflace
ω, ω^*	domácí / zahraniční stupně setrvačnosti úr. sazeb
ι, ι^*	měřená citlivost mezer výstupu
n	velikost eurozóny
$1 - n$	velikost České republiky
ζ	autokorelační koeficient

Tabulka 2: Seznam veličin a parametrů v modelu

parametr / veličina	popis
U_t	užitková funkce
δ, δ^*	Calvo parametr, stupně cenové strnulosti
Y_t	výstup
κ	reálné mezní výrobní náklady
θ	cenová elasticita
η	inovace
a, a^*	produkční šoky
u, u^*	nákladové šoky
v, v^*	monetární šoky
d	měřitelná chyba vnitřních směnných relací

4 Metody odhadu

V této kapitole jsou blíže popsány metody odhadu, konkrétně bayesiánská analýza, Metropolis-Hastings algoritmus a Random Walk Chain Metropolis-Hastings algoritmus. V závěru této kapitoly je popsán program Dynare, ve kterém byl proveden odhad modelu.

4.1 Bayesiánský odhad

Pro odhad parametrů je použít bayesiánský přístup, který je obecně využíván na odhadování parametrů v DSGE modelech.

Hypotézy jsou obvykle vyjádřeny z rozdělení pravděpodobnosti dat. Tato rozdělení pravděpodobnosti závisí na neznámých veličinách, které se nazývají parametry. V bayesiánském přístupu jsou znalosti o parametrech modelu vyjádřeny apriorní hustotou $g(\psi)$. Věrohodnostní funkci lze chápat jako předpis nebo stochastické pravidlo, dle kterého jsou generována data. Je označována jako $l(\psi|y)$, což lze zapsat i jako $f(y|\psi)$.

Posteriorní hustota $g(\psi|y)$ je podmíněnou hustotou pravděpodobnosti a shrnuje informace o ψ, když se berou v úvahu data.

Platí vztah:

$$g(\psi|y) = \frac{f(y|\psi)g(\psi)}{f(y)}, \tag{77}$$

kde $f(y)$ značí nepodmíněnou hustotou vzorku.

Rovnice výše říká, že rozdělení pro ψ dává informace obsažené v y, které lze shrnout v $g(\psi|y)$, což je posteriorní hustota. Platí, že posteriorní rozdělení, které obsahuje všechny informace dostupné pro vektor parametrů ψ, je proporcionální věrohodnostní funkci krát apriorní hustota:[25,26,27,28]

$$g(\psi|y) \propto f(y|\psi)g(\psi) = l(\psi|y)g(\psi). \tag{78}$$

[25]Helmut Lütkepohl. *New introduction to multiple time series analysis with 36 tables.* 3. vyd. Berlin: Springer, 2005. ISBN: 3540262393.

[26]Kate Cowles, Rob Kass a Tony O'Hagan. *What is Bayesian Analysis?* 2009. URL: `http://bayesian.org/Bayes-explained`.

[27]Daniel Němec. „Bayesiánská analýza". 2012.

[28]Gary Koop. *Bayesian econometrics.* Chichester: Wiley-InterScience, 2003. ISBN: 0470845678.

Bayesiánská analýza může být vhodná i pro porovnávání různých modelů, což lze uplatnit v rámci testování alternativních ekonomických hypotéz. Lze mít m různých modelů M_i pro $i = 1, \ldots, m$, které se snaží vysvětlit chování y. M_i závisí na parametrech ψ^i. Posteriorní hustotu lze poté zapsat jako:[29,30]

$$g(\psi^i|y, M_i) = \frac{f(y|\psi^i, M_i)g(\psi^i|M_i)}{f(y|M_i)}.$$

4.2 Metropolis-Hastings algoritmus

Metropolis-Hastings algoritmus je Markov Chain Monte Carlo algoritmem pro získání sekvence náhodných vzorků z rozdělení pravděpodobnosti. Pro odhad modelu pomocí Metropolis-Hastings (M-H) algoritmu se využívá bayesiánský přístup.

Metropolis-Hastings algoritmus se využívá v situacích, kdy je obtížné z posteriorní hustoty přímo generovat náhodné vzorky. V tomto algoritmu mají všechny kandidátské výběry stejnou váhu, avšak ne všechny kandidátské výběry jsou akceptovány.

Kroky M-H algoritmu lze popsat následovně v šesti krocích:
Krok 1: zvolení počáteční hodnoty ψ^0 .
Krok 2: vygenerování kandidátského výběru $\widetilde{\psi}$ z kandidátské hustoty $q = (\psi^{s-1}; \psi)$.
Krok 3: vypočtení akceptační pravděpodobnosti $Prob(\psi^{s-1}; \widetilde{\psi})$.
Krok 4: přiřazení $\psi^s = \widetilde{\psi}$ s pravděpodobností $Prob(\psi^{s-1}; \widetilde{\psi})$ - kandidátský výběr je akceptován a $\psi^s = \psi^{s-1}$ s pravděpodobností $1 - Prob(\psi^{s-1}; \widetilde{\psi})$ - kandidátský výběr je vyloučen .
Krok 5: opakování kroků 2, 3 a 4 celkem S krát.
Krok 6: spočítání průměru S výběrů $h(\psi^S), \hat{h}_S = 1/S \sum_{S=1}^{S} h(\psi^S)$, za účelem získání odhadu $E[h(\psi)|y]$ pro jakoukoliv funkci.[31,32]

K implementaci M-H algoritmu je nezbytné, aby byla specifikována vhodná kandidátská hustota. Obvykle je tato hustota zvolena z rozdělení (distribution), které vyžadují specifikaci parametrů jako je místo a rozsah.[33]

[29] Němec, viz poz. 27.
[30] Koop, viz poz. 28.
[31] Koop, viz poz. 28.
[32] Němec, viz poz. 27.
[33] Siddhartha Chib a Edward Greenberg. „Understanding the Metropolis-Hastings Algorithm". In: *The American Statistician* 49.4 (1995), s. 327–335. ISSN: 00031305. DOI:

Na začátku je nutné se zbavit některých S_0, aby byl snížen dopad naší volby pro výchozí hodnotu. Vzorec pro akceptační pravděpodobnost je dán vztahem:

$$Prob(\psi^{s-1}; \widetilde{\psi}) = \left[\frac{g(\psi = \widetilde{\psi}|y) q(\widetilde{\psi}; \psi = \psi^{s-1})}{g(\psi = \psi^{s-1}|y) q(\psi^{s-1}; \psi = \widetilde{\psi})}; 1 \right], \tag{79}$$

kde $g(\psi = \widetilde{\psi}|y)$ značí posteriorní rozdělení podmíněné vzorkem informací obsažených v y vyhodnocených v bodě $\psi = \widetilde{\psi}$, kdy $q(\widetilde{\psi}; \psi = \psi^{s-1})$ značí hustotu náhodné proměnné ψ vyhodnocené v bodě $\psi = \psi^{s-1}$.[34,35]

Random Walk M-H algoritmy jsou nejčastější M-H algoritmy. Nicméně, lze pracovat s asymetrickými rozděleními v určitých případech. Například je zde možnost zvolit rozdělení, které je ve své podstatě asymetrické, například log-normální hustota, která je vychýlená směrem k větším hodnotám. V ostatních případech je nutné pracovat s asymetrickými rozděleními, ale s určitými omezeními v modelu. Například když chceme odhadnout posteriorní rozdělení pro parametr rozptylu, tak je vyžadováno, aby nebyly generovány hodnoty menší než 0.[36]

Kandidátskou hustotu je možné vybrat pomocí Random Walk Chain Metropolis-Hastings algoritmu.

4.3 Random Walk Chain Metropolis-Hastings algoritmus

Random Walk Chain M-H algoritmus se využívá, když je nenalezena dobrá aproximace pro posteriorní hustotu. Je vybírána taková kandidátská hustota, která bere proporcionálně náhodné výběry v rozličných oblastech posteriorní hustoty.

Random Walk Chain M-H algoritmus generuje kandidáty dle:

$$\widetilde{\psi} = \psi^{s-1} + z,$$

kde z značí přírůstkovou náhodnou veličinu (increment random variable). Rovnice výše říká, že kandidáti jsou vybíráni v náhodném směru ze součas-

10.2307/2684568.

[34]Koop, viz poz. 28.

[35]Němec, viz poz. 27.

[36]Ilker Yildirim. „Bayesian Inference. Metropolis-Hastings Sampling". In: 2012.

ného bodu.

Akceptační pravděpodobnost je dána vztahem:

$$Prob(\psi^{s-1};\psi) = min\left[\frac{g(\psi = \widetilde{\psi}|y)}{g(\psi = \psi^{s-1}|y)}, 1\right].$$

Je nutné zvolit si kovarianční matici $\sum$:

$$q(\psi^{s-1};\psi) = f \sim (\psi|\psi^{s-1}, \sum).$$

Je nutné zvolit $\sum$ tak, aby akceptační pravděpodobnost nebyla moc nízká, ale ani příliš vysoká.[37,38]

4.4 Dynare

Jak již bylo řečeno v úvodu této kapitoly, pro odhad modelu byl použit program Dynare. Dynare je softwarová platforma sloužící především pro práci se širokou třídou ekonomických modelů, hlavně s DSGE a OLG modely (modely překrývajících se generací).

Dynare nabízí uživatelsky přívětivé prostředí a intuitivní možnost popsání těchto modelů. Je schopen provádět simulace modelů, které vychází z kalibrace parametrů modelu. Dokáže vyřešit modely s racionálními očekáváními, nasimulovat je, vzít v úvahu šoky, nasimulovat impulzní odezvy, Bayesiánské odhady a mnoho dalšího.[39]

V práci je využívána verze Dynare 4.4.3. Program i podpůrné materiály jsou dostupné na www.dynare.org.

[37]Němec, viz poz. 27.

[38]Koop, viz poz. 28.

[39]Stéphane Adjemian et al. *Dynare: Reference Manual Version 4. Reference Manual Version 4.* 2011.

5 Odhad modelu

Tato kapitola je věnována odhadu modelu a jeho výsledkům. Na úvod je popsána kalibrace a odhad parametrů, následována daty, které byly v modelu použity a v závěru kapitoly je popsán skript modelu.

5.1 Kalibrace parametrů a apriorní informace

Důvodem pro kalibraci parametrů je skutečnost, že určité parametry ovlivňují pouze rovnovážný stav a proto nemohou být odhadnuty jako logaritmické diference nebo detrendovaná data.[40]

Velikost domácí ekonomiky n je kalibrována na 0,9779, což představuje procentuální podíl nominálních HDP eurozóny a České republiky v letech 2000 – 2014. (Velikost zahraniční ekonomiky, v tomto případě České republiky, je dána vztahem $1 - n$, tedy 0,0221.)

Diskontní faktor β je nakalibrován na hodnotu 0,995.[41] Tato hodnota odpovídá přibližně 2-procentní annualizované úrokové míře.[42]

Ostatní parametry jsou odhadnuty. Pro inverzní elasticitu nabídky práce ξ je zvolena hodnota 2. Parametry α, α^*, které označují citlivost inflace na vývoj ekonomiky a kurzu v domácí nebo zahraniční ekonomice dosahují hodnot 3.

Stupně setrvačnosti úrokových sazeb ω, ω^* musí být určeny tak, že obě monetární autority mohou umístit relativně větší váhu na úpravu svých nástrojů krátkodobé politiky, aby byla dosažena nulová inflace kolem ustáleného stavu, v tomto případě 0,1.

Koeficient relativní averze vůči riziku ρ je zvolen 0,8.

Calvo parametry stupně cenové strnulosti δ, δ^* nabývají hodnoty 0,5 pro obě ekonomiky. ι, ι^* jsou zvoleny na hodnotu 0,5.

Apriorní rozdělení reprezentuje informace o neznámých parametrech, které jsou dostupné předem, tedy bez žádných dřívějších informací z dat.

[40] Pytlarczyk, viz poz. 15.

[41] Yongsung Chang. „Non-stationary Hours in a DSGE Model". In: *Journal of Money, Credit nad Banking* 39.6 (2007), s. 1357–1373. ISSN: 00222879.

[42] $\bar{i} = \bar{i}^* = \bar{r} = \bar{r}^* = (1 - \beta)/\beta \approx 0,02$

Normální rozdělení je vhodné pro parametry, u kterých není známe nějaké omezení.
Beta rozdělení je pro parametry, které nabývají hodnot z intervalu $(0, 1)$.
Gama rozdělení se využívá u parametrů, které by měli být kladné.
Inverzní gama rozdělení je typické pro směrodatné odchylky šoků.[43]

Tabulka č. 3 shrnuje informace o kalibrovaných a odhadovaných parametrech.

Tabulka 3: Kalibrované a odhadnuté parametry

parametry	n	β	ρ	ξ	δ, δ^*	α, α^*	ι, ι^*	ω, ω^*
hodnota	0,9779	0,995	0,8	2	0,5	3	0,5	0,1

[43]Frederico S. Mandelmann a Francesco Zanetti. *Technology shocks, employment, and labor market frictions*. Federal Reserve Bank of Atlanta, 2008. URL: `http://www.econstor.eu/bitstream/10419/70699/1/572551150.pdf`.

5.2 Data

V modelu je využito celkem devět čtvrtletních časových řad: mezery výstupu pro eurozónu a pro Českou republiku, míra inflace pro index cen výrobců pro eurozónu a Českou republiku, index spotřebitelských cen pro obě ekonomiky, nominální úrokové sazby pro eurozónu a pro Českou republiku a vnitřní směnné relace. Data jsou pozorována pro období od prvního čtvrtletí roku 2000 až do čtvrtého čtvrtletí roku 2014, což činí celkem 60 pozorování.

Domácí ekonomika je reprezentována celkem 19 krajinami eurozóny. Konkrétně se jedná o Belgii, Estonsko, Finsko, Francii, Irsko, Itálii, Kypr, Litvu, Lotyšsko, Lucembursko, Maltu, Německo, Nizozemsko, Portugalsko, Rakousko, Řecko, Slovensko, Slovinsko a Španělsko.

Zahraniční ekonomiku představuje Česká republika.

Model je definován systémem rovnic, který je složen z devíti proměnných - x, x^*, i, i^*, π_H, π_F^*, π, π^* a Δt. Data byla převzata z OECD (Organization of economic co-operation and development) [44] a z EUROSTATu[45].

Na obrázku č. 1 lze vidět hodnoty mezer výstupu. Mezery výstupu x, x^* pro eurozónu a Českou republiku byly vypočteny z přirozeného logaritmu skutečné velikosti hrubého domácího produktu ve stálých cenách mínus hodnota vypočtena pomocí Hodrick-Prescottova filtru.

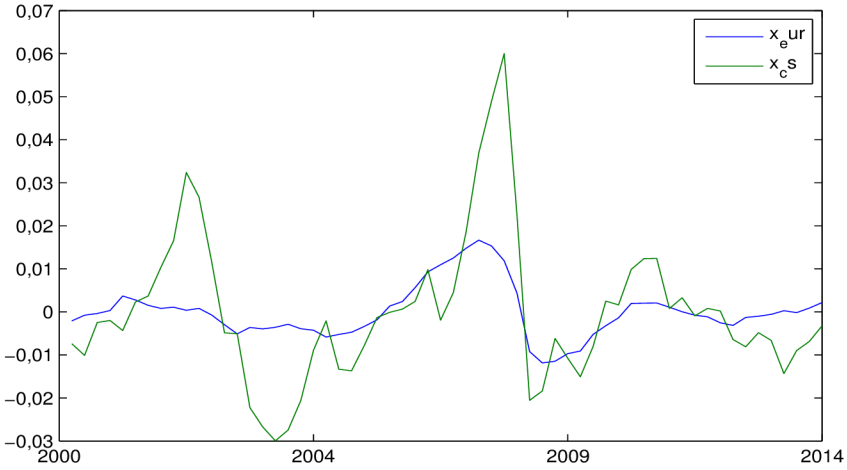
Míra inflace pro index cen výrobců (PPI) pro eurozónu π_H a pro Českou republiku π_F^* je vypočtena jako procentuální změna od předcházejícího období domácího indexu cen výrobců ve zpracovatelském průmyslu. Data jsou viděna na obrázku č. 2.

Obrázek č. 3 ukazuje hodnoty harmonizovaného indexu spotřebitelských cen (HICP) pro obě ekonomiky π, π^*. Indexy spotřebitelských cen jsou vypočteny jako procentuální změna od předcházejícího období z harmonizovaných indexů spotřebitelských cen (harmonized consumer price indices - HICP).

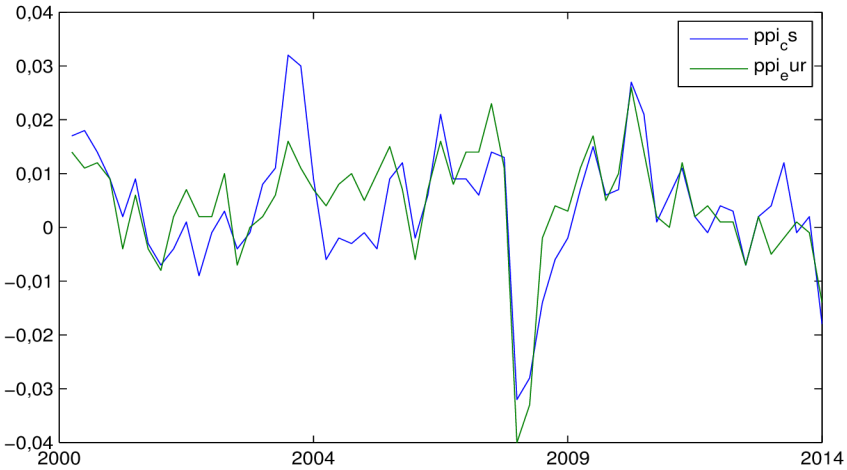
Vnitřní směnné relace (terms of trade - TOT) Δt jsou vypočteny vzorcem: $\Delta t_t = \Delta s_t + \pi_{t,F}^* - \pi_{t,H}$. Δs_t označuje první diferenci logaritmu průměrného měsíčního nominálního směnného kurzu. Na obrázku č. 4 lze vidět hodnoty vnitřních směnných relací.

[44] www.stats.oecd.org
[45] www.ec.europa.eu/eurostat

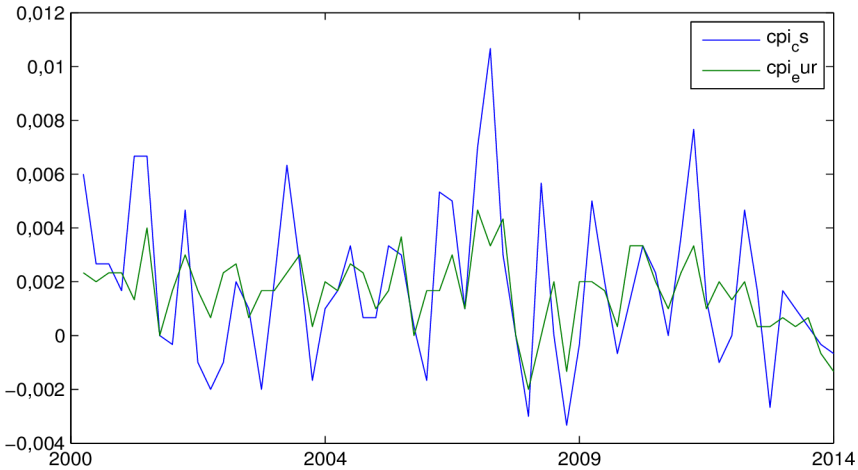
Obrázek 1: Mezery výstupu



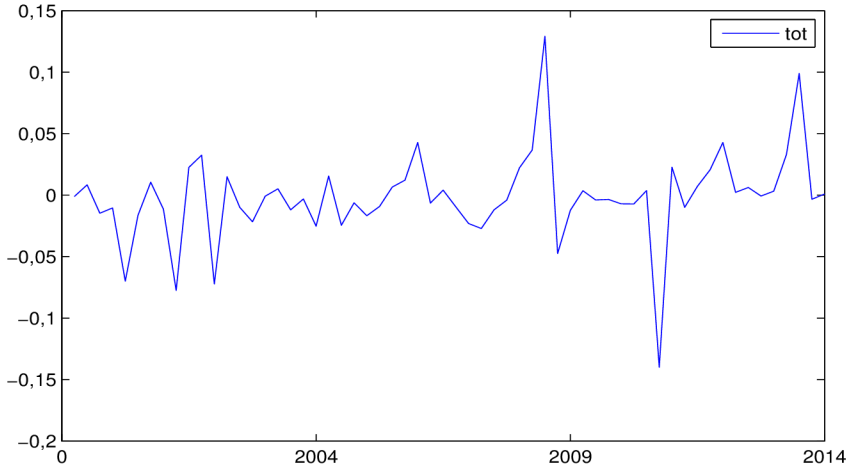
Obrázek 2: Míra inflace



Obrázek 3: Harmonizovaný index spotřebitelských cen



Obrázek 4: Vnitřní směnné relace

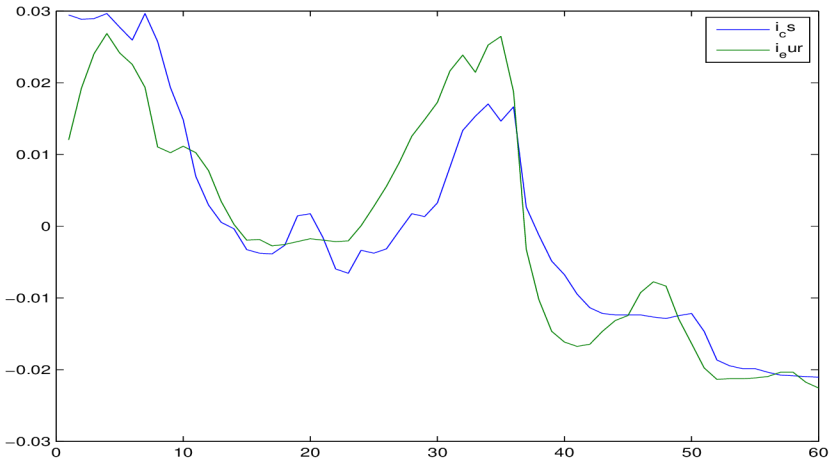


Na obrázku č. 5 lze vidět hodnoty pro úrokové sazby. Tyto hodnoty jsou vypočteny následovně: tříměsíční mezibankovní referenční sazba (EURIBOR[46]) v případě i a tříměsíční pražská mezibankovní sazby (PRIBOR[47]) v případě i^* je následně upravena do procentního tvaru, od kterého je odečten

[46]Euro Interbank Offered Rate
[47]Prague Interbank Offered Rate

jejich průměr.

Obrázek 5: Nominální úrokové sazby



Jelikož jsou již data sezónně očištěna ze zdroje, tak očištění nebylo nutné provádět.

5.2.1 Hodrick-Prescott filtr

Hodrick-Prescott filtr (H-P filtr) je klasická technika v makroekonomii, která slouží na oddělení krátkodobých výkyvů v časových řadách. Tato metoda byla poprvé představena Hodrickem a Prescottem v roce 1980, jako metoda detrendování, kterou lze všeobecně využít pro všechny typy makroekonomických dat.[48]

Je dáno $y_t(t = 1, 2, ..., T)$ pozorování v časové řadě. Poté platí, že:

$$y_t = y_t^g + y_t^c,$$

kde y_t^g je tzv. komponent růstu a y_t^c je cyklický komponent. Hodrick a Prescott odhadli komponent růstu přes řešení optimalizačního problému minimalizace účelové funkce:

$$min \sum_{t=1}^{T} (y_t - y_t^g)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t-1}^g - y_t^g) - (y_t^g - y_{t-1}^g)]^2 \qquad ; \lambda > 0,$$

kde parametr λ označuje parametr plynulosti odhadovaného růstu. Pro čtvrtletní časové řady je parametr $\lambda = 1600$.[49]

[48] Robert M. de Jong a Neslihan Sakarya '. „The Econometrics of the Hodrick-Prescott Filter". In: *Review of Economics and Statistics* (2015). ISSN: 00346535. DOI: 10.1162/REST_a_00523.

[49] Jong a ', viz poz. 48.

5.3 DSGE model

V této části kapitoly je blíže popsán skript DSGE modelu. Celý skript lze vidět v příloze A.

model(linear); - jedná se o lineární model. Tato funkce umožňuje obejít se bez počítání počátečních hodnot pro výpočet ustáleného stavu v lineárním modelu.

initval; - hlavním účelem je poskytnout počáteční hodnoty odhadovaných hodnot pro nelineární řešení ve výpočtu v ustáleném stavu. Není nutné deklarovat 0 jako počáteční hodnotu pro exogenní proměnné, jelikož se jedná o jedinou možnou hodnotu.

shocks; - zde se specifikují nenulové prvky kovarianční matice šoků exogenních proměnných.

steady; - tento příkaz počítá ustálený stav modelu pomocí nelineárního Newton-type solver a následně ho zobrazí. Spočítá rovnovážnou hodnotu endogenních proměnných stanovených v předchozím initval bloku. Steady používá opakovaný proces a bere jako počáteční hodnotu odhadu endogenních proměnných z předchozího initval bloku. U složitějších modelů je nalezení dobrých počátečních hodnot pro endogenní proměnné ta nejkomplikovanější část.

check; - vypočítá vlastní hodnoty modelu kolem hodnot uvedených v bloku initval. Obecně platí, že tyto hodnoty mají význam pouze v případě, že se provádí po linearizaci kolem ustáleného stavu modelu. Nezbytnou podmínkou pro jedinečnost stabilní rovnováhy v okolí rovnovážného stavu je, že existuje tolik hodnot větších než 1, kolik je výhledových proměnných v sytému.[50]

estimated_params; - tento příkaz obsahuje seznam všech parametrů, které mají být odhadovány a stanoví meze a priory podle potřeby.

mh_replic = 1000000 - počet opakovaní M-H algoritmu. V tomto modelu bylo zvoleno 1000000 opakování.

mh_nblocks = 2 - počet následování M-H algoritmu.

[50] Adjemian et al., viz poz. 39.

mh_drop = 0,7 - procentuální podíl původně vytvořených vektorů parametrů, které nebudou využité v posteriorních simulacích. 0,7 znamená, že 70 procent se simulací se vyhodí.[51]

mh_jcale = 0,4 - parametr „jumping“ v kovarianční matici při výpočtu M-H algoritmu. Tuto možnost je nutné postupně upravovat tak, aby ideálně byla akceptační hodnota mezi 25 - 33 % v M-H algoritmu.

mode_compute = 4 - využití softwaru od Chrise Simse - csminwel.

bayesian_irf - spouští výpočet funkcí impulzních dezev.[52]

[51]Tommaso Mancini Griffoli. *DYNARE User Guide. An introduction to the solution and estimation of DSGE models.* 2010. URL: `http://www.sfu.ca/~kkasa/UserGuide.pdf`.

[52]Adjemian et al., viz poz. 39.

6 Výsledky modelu

V této kapitole jsou blíže popsány výsledky modelu. Nejdříve bylo v rámci Metropolis-Hasting algoritmu vygenerováno 1000000 vzorků a následně bylo 70 procent vzorků odstraněných a výsledky byly počítány pouze ze zbylých 30 procent.

Tabulka 4: Výsledky odhadu

parametr	apriorní s.h.	posteriorní s.h.	90% interval	rozdělení	sm. odch.
ρ	1,5	2,1138	[1,6675 ; 2,5421]	normální	0,37
ξ	2	2,9589	[1,9484 ; 3,9843]	normální	0,75
δ	0,5	0,2526	[0,1894 ; 0,3159]	beta	0,1
δ^*	0,5	0,4697	[0,3933 ; 0,5484]	beta	0,1
α	3	3,0820	[2,6813 ; 3,4814]	gama	0,25
α^*	3	3,0960	[2,6910 ; 3,4965]	gama	0,25
ι	0,5	0,4939	[0,1832 ; 0,7935]	gama	0,2
ι^*	0,5	0,1657	[0,0635 ; 0,2640]	gama	0,2
ω	0,75	0,8446	[0,7432 ; 0,9557]	beta	0,1
ω^*	0,75	0,8120	[0,6902 ; 0,9397]	beta	0,1
ζ_a	0,5	0,9380	[0,8990 ; 0,9755]	beta	0,2
ζ_a^*	0,5	0,9426	[0,9101 ; 0,9780]	beta	0,2
ζ_u	0,5	0,9316	[0,8819 ; 0,9845]	beta	0,2
ζ_u^*	0,5	0,9683	[0,9434 ; 0,9944]	beta	0,2
ζ_e	0,5	0,3815	[0,2258 ; 0,5340]	beta	0,2
ζ_e^*	0,5	0,0230	[0,0037 ; 0,0411]	beta	0,2
ζ_v	0,5	0,4283	[0,3095 ; 0,5489]	beta	0,2
ζ_v^*	0,5	0,3099	[0,2341 ; 0,3851]	beta	0,2
ζ_d	0,5	0,0366	[0,0064 ; 0,0656]	beta	0,2
σ_{η_a}	0,1	0,0568	[0,0245 ; 0,0862]	inv. gama	∞
$\sigma_{\eta_a^*}$	0,1	0,0632	[0,0293 ; 0,0963]	inv. gama	∞
σ_{η_u}	0,1	0,0306	[0,0195 ; 0,0413]	inv. gama	∞
$\sigma_{\eta_u^*}$	0,1	0,0340	[0,0208 ; 0,0476]	inv. gama	∞
σ_{η_e}	0,1	0,0137	[0,0118 ; 0,0153]	inv. gama	∞
$\sigma_{\eta_e^*}$	0,1	0,0399	[0,0339 ; 0,0458]	inv. gama	∞
σ_{η_v}	0,1	0,0306	[0,0248 ; 0,0363]	inv. gama	∞
$\sigma_{\eta_v^*}$	0,1	0,0336	[0,0270 ; 0,0399]	inv. gama	∞
σ_{η_d}	0,1	0,0390	[0,0331 ; 0,0446]	inv. gama	∞

Jak lze vidět v tabulce č. 4, posteriorní střední hodnoty parametrů, které vyplývají z užitkové funkce (parametry ρ, ξ) jsou vyšší jako jejich apriorní

střední hodnoty. Také parametry, které vyplývají z citlivosti obou centrálních bank vůči aktuální PPI inflaci (α, α^*) jsou o trochu vyšší. Naopak, posteriorní střední hodnoty ι, ι^* označující citlivost mezer výstupu jsou o trochu nižší od svých apriorních středních hodnot.

Z tabulky lze také vyčíst, že stupně setrvačnosti úrokových sazeb (ω, ω^*) jsou vyšší jak v eurozóně, tak i v České republice, než bylo odhadováno. To znamená, že obě centrální banky kladou větší důraz na minulé realizace nominálních úrokových sazeb $(i_{t-1}\ ,\ i^*_{t-1})$, než na jejich společné hodnoty v ustáleném stavu $(\bar{i} = \bar{i}^*)$.

Je ale zajímavé, že posteriorní střední hodnoty δ, δ^* naznačují, že stupně cenové strnulosti jsou v obou zemích nižší, než je předpokládáno. Může to být proto, že ceny výrobců jsou schopny reagovat pružněji na výkyvy ekonomického cyklu, než na ceny spotřebitelů. Posteriorní střední hodnota v eurozóně ukazuje průměrnou délku ceny zhruba jedno čtvrtletí: $1/(1-\delta) = 1,338$, zatímco v České republice se jedná zhruba o dvě čtvrtletí: $1/(1-\delta^*) = 1,886$.

Na obrázcích č. 6 - 9 reprezentuje osa X hodnoty apriorního a posteriornního rozdělení. Osa Y zobrazuje odpovídající hustotu. Šedá čára ukazuje apriorní hustotu, zatímco černá čára ukazuje hustotu posteriorního rozdělení. Zelená vertikální linie zobrazuje hodnotu posteriorní střední hodnoty. V případě, že posteriorní rozdělení vypadá jako apriorní rozdělení, tak buď úroveň apriorního rozdělení má velmi přesný odraz informací v datech nebo, a to je více obvyklé, je parametr jen slabě identifikován a data neposkytují mnoho informací k aktualizaci apriorního rozdělení. To značí, že je pak parametr v podstatě nakalibrovaný.[53]

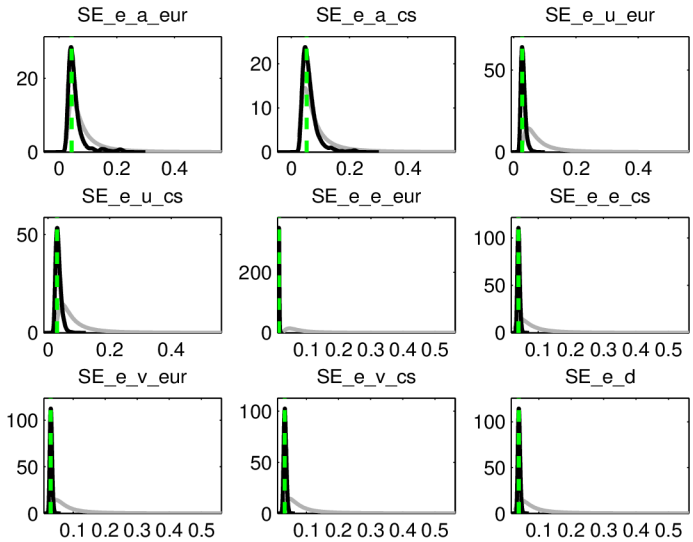
Jak lze vidět z obrázků č. 6 - 9, tak se ve všech případech apriorní a posteriorní rozdělení vzájemně překrývá. Tato skutečnost ukazuje, že apriorní střední hodnoty byly vhodně stanoveny.

Kompletní konvergenční diagnostiku lze najít v příloze B.

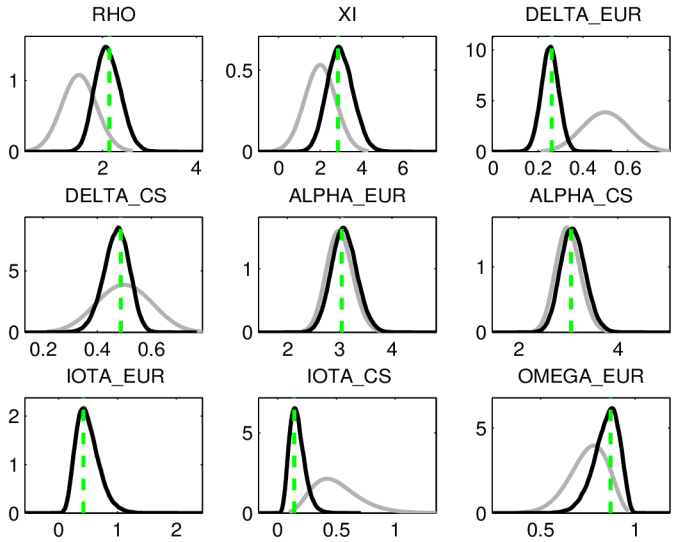
Jak lze vidět z obrázku č. 26 (v příloze B), křivky nemají ani klesající ani rostoucí sklon, takže zde lze vidět, že výběr vzorků již konvergoval a je nalezena největší hustota pravděpodobnosti.

[53] Johannes Pfeifer. *An Introduction to Graphs in Dynare*. University of Mannheim, 2014. URL: `https://bbcb79fe-a-62cb3a1a-s-sites.googlegroups.com/site/pfeiferecon/Pfeifer_2014_Dynare_graphs.pdf`.

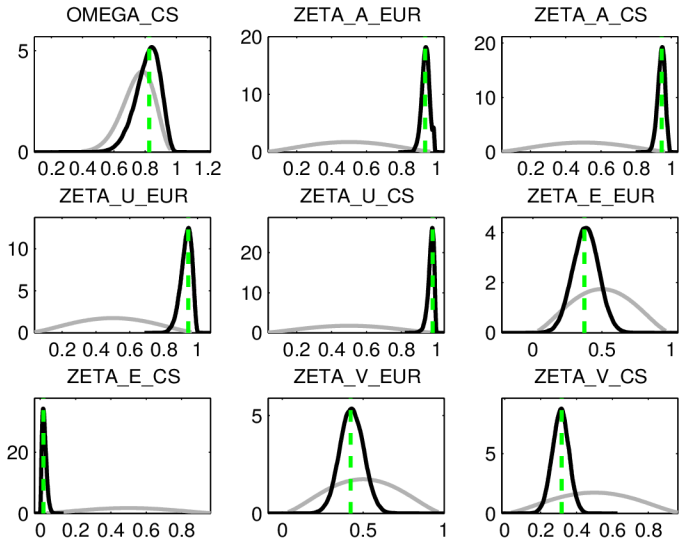
Obrázek 6: Apriorní a posteriorní rozdělení 1



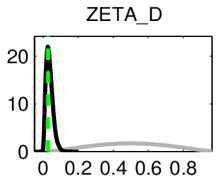
Obrázek 7: Apriorní a posteriorní rozdělení 2



Obrázek 8: Apriorní a posteriorní rozdělení 3



Obrázek 9: Apriorní a posteriorní rozdělení 4



7 Impulzní odezvy

Jak již bylo dříve zmíněno, strukturální odlišnosti se dají vnímat jako odlišnosti v chování dvou zemí. Tyto odlišnosti je možné porovnávat pomocí impulzních odezev. Impulzní odezvy se porovnávají jako odezvy domácích i zahraničních proměnných na stejné šoky, kde je volatilita a perzistence šoků dána jejich odhadnutou posteriorní střední hodnotou. Tímto způsobem porovnává strukturální odlišnosti ve své práci například Slanicay.[54] Toto porovnávání zahrnuje strukturální odlišnosti v perzistenci a volatilitě strukturálních šoků. Nevýhodou této metody ovšem je, že nezkoumá rozdíly v čase strukturálních šoků.

Funkce impulzních odezev jsou vhodným nástrojem pro analýzu vztahů mezi proměnnými a pro promítnutí exogenních šoků do modelových proměnných.[55]

Na ose X je vidět časový horizont, zatímco osa Y ukazuje odchylky od deterministického ustáleného stavu a to v absolutních odchylkách v linearizovaných modelech. Například dopad odezvy pro y znamená, že x_eur se snižuje asi o 0,1 procentního bodu.[56]

[54] Martin Slanicay. „Structural Differences and Asymmetric Shocks between the Czech Economy and the Euro Area 12". In: *Review of Economic Perspectives* vol. 11.issue 3 (2011-01-1). ISSN: 18041663. DOI: 10.2478/v10135-011-0012-0.

[55] Alfred A. Haug a Christie Smith. „Local Linear Impulse Responses for a Small Open Economy". In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 74.3 (2012), s. 470–492. ISSN: 03059049. DOI: 10.1111/j.1468-0084.2011.00643.x.

[56] Pfeifer, viz poz. 53.

7.1 Domácí šoky

Každý graf zobrazuje odezvu domácí proměnné na domácí šok, případně zahraniční proměnné na zahraniční šok stejného typu. Například výstup v domácí ekonomice na šok v produktivitě v domácí ekonomice. Tento způsob dává mnohem větší smysl, protože se porovnávají stejné reakce.[57]

7.1.1 Domácí šok v produktivitě

Matsumoto[58] tvrdí, že pozitivní šok v produktivitě způsobuje klesající výstup, protože rostou ceny, zatímco mezera výstupu ještě neodpovídá. Tato negativní mezera výstupu snižuje také úrokovou sazbu. Když je úroková sazba nižší, tak měnový kurz depreciuje. Tím klesá i inflace a zpomaluje se hospodářský růst.

Obrázek č. 10 ukazuje domácí šok v produktivitě. Modrá čára představuje eurozónu a zelená Českou republiku. Z obrázku lze vidět, že výstup, PPI inflace a nominální úroková sazba se pohybuje stejně v obou ekonomikách - klesla pod hodnotu ustáleného stavu a poté postupně roste na úroveň svého ustáleného stavu. Harmonizovaný index cen výrobců má jiný tvar: v eurozóně nejdříve klesl, poté se vrací do svého ustáleného stavu. Pro Českou republiku ale postupně klesl mnohem více, než v eurozóně a trvá víc období, dokud se vrátí do ustáleného stavu. Vnitřní směnné relace pro eurozónu klesnou a poté se vrátí do ustáleného stavu.

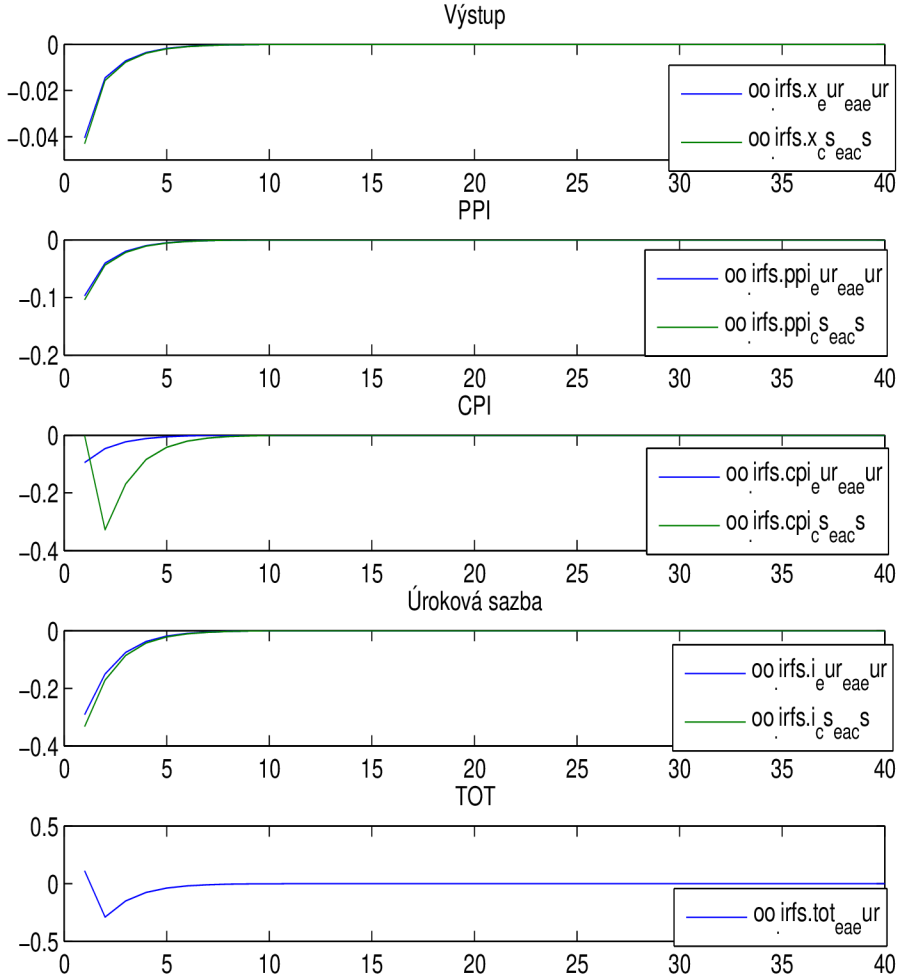
Lze vidět, že pozitivní šok v produktivitě způsobí, že výstup klesá, což snižuje také úrokovou sazbu a inflaci, stejně jak uvádí Matsumoto.[59] Díky šoku v produktivitě se zpomaluje hospodářský růst, utrácí se méně, firmy najímají méně zaměstnanců.

[57] Slanicay, viz poz. 54.

[58] Akito Matsumoto et al. *News Shocks, Exchange Rates, and Equity Prices.* 2008. URL: `https://www.imf.org/External/NP/seminars/eng/2007/macrofin/am_ar.pdf`.

[59] Matsumoto et al., viz poz. 58.

Obrázek 10: Domácí šok v produktivitě

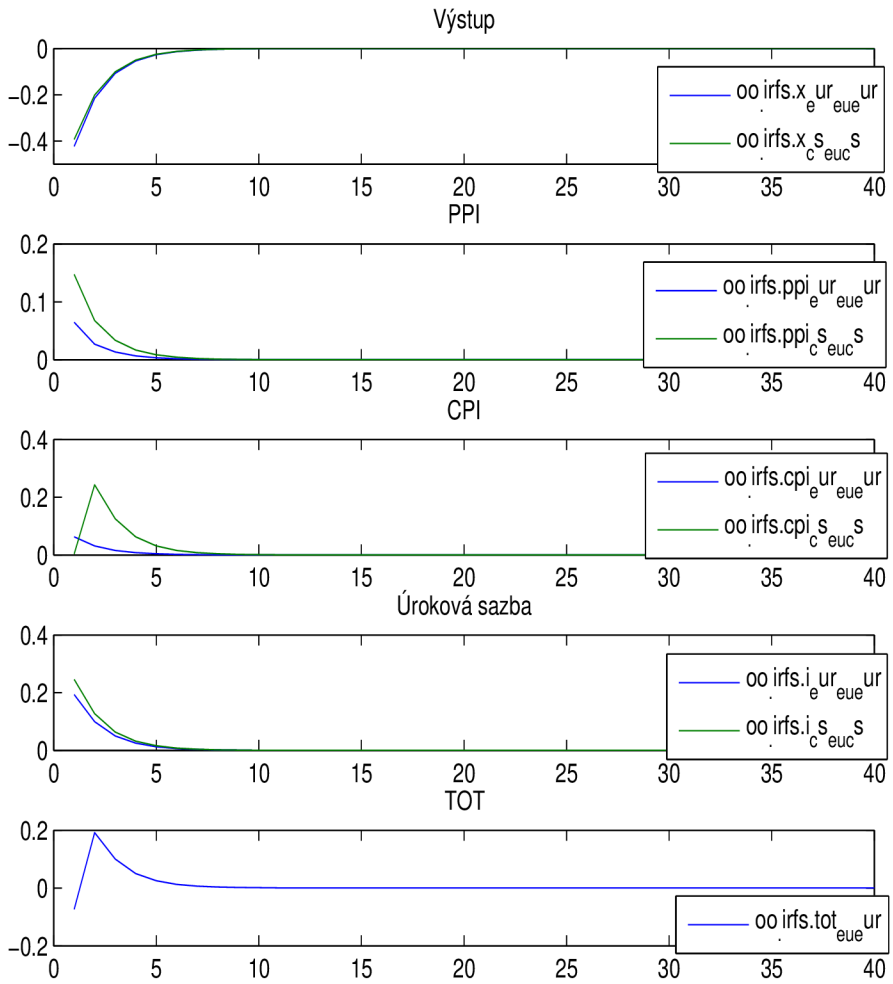


7.1.2 Domácí nákladový šok

Obrázek č. 11 popisuje nákladové šoky v domácích ekonomikách. Modrá čára zde opět představuje eurozónu a zelená Českou republiku. Jak lze vidět v obrázku, výstup, PPI inflace a nominální úroková sazba mají stejný směr v obou ekonomikách. Výstup ovšem klesl, zatímco PPI inflace a nominální úroková sazba stouply. Harmonizovaný index cen výrobců (zde označeno jako CPI) v eurozóně stoupl, ale v České republice stoupl mnohem víc v několika obdobích a déle se vrací do svého ustáleného stavu. Vnitřní směnné relace měli

stoupající tendenci, odkud se vrátili do ustáleného stavu.

Obrázek 11: Domácí nákladový šok



Nákladový šok způsobí, že mezera výstupu klesne a poté se bude vracet do svého ustáleného stavu. Pokles výstupu způsobí růst inflace. Růst inflace způsobí růst nominální úrokové sazby.[60]

[60]Eric Sims. *Optimal Monetary Policy in the New Keynesian Model.* University of Notre Dame, 2014. URL: `http://www3.nd.edu/~esims1/monetary_policy_2014.pdf`.

7.1.3 Domácí monetární šok

Jak lze vidět na obrázku č. 12, výstup, inflace a nominální úroková sazba se snížili a poté se pomalu vrací do svého ustáleného stavu jako reakce na monetární šok. Zde je zachováno značení jako v předešlých případech a to, že modrá čára označuje eurozónu a Českou republiku zelená čára. Harmonizovaný index cen výrobců pro eurozónu také klesl, odkud se postupně vrací do ustáleného stavu, ovšem pro Českou republiku také klesá, ale pomaleji a méně.

Výsledek je stejný jako v původním modelu od Guntera,[61] kde také klesá výstup, nominální úroková sazba i inflace v reakci na monetární šok. Úrokové sazby korelují s mírou inflace, tzn. klesá úroková míra, tak by měla klesnout i inflace.[62]

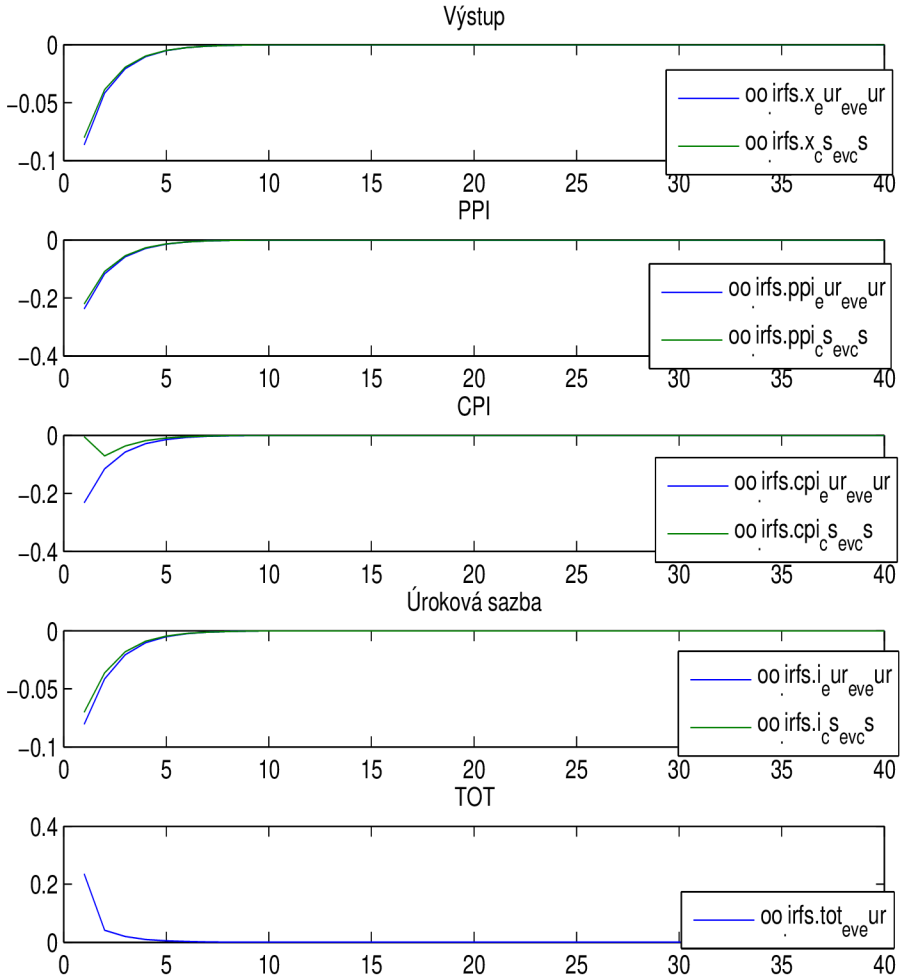
Dle Jarocińského[63] je výstup, jako odezva na monetární šok, negativní. Ovšem když je výstup klesající, tak by měla inflace klesat, což by způsobilo rostoucí úrokovou míru. Což se v tomto případe neshoduje.

[61] Gunter, viz poz. 1.

[62] Guglielmo Maria Caporale. „Stock Prices and Monetary Policy. An Impulse Response Analysis". In: *International Journal of Economics and Financial Issues* 3.3 (2013), s. 701–709. ISSN: 21464138.

[63] Marek Jarociński. „Responses to monetary policy shocks in the east and the west of Europe. a comparison". In: *Journal of Applied Econometrics* 25.5 (2010), s. 833–868. ISSN: 08837252.

Obrázek 12: Domácí monetární šok



7.2 Zahraniční šoky

Zde jsou popsány odezvy zahraničních proměnných na domácí šok a naopak. Například se jedná o proměnnou výstupu v České republice jako odezvu na šok v produktivitě v ekonomice eurozóny a naopak.

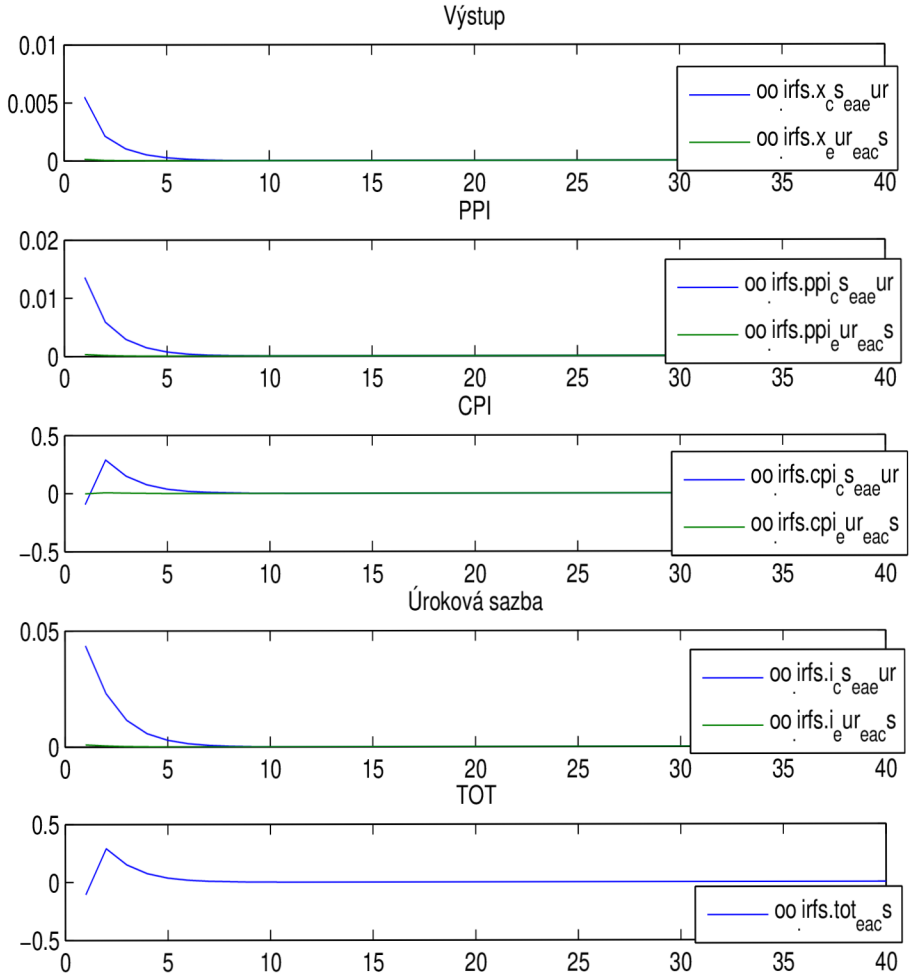
7.2.1 Zahraniční šok v produktivitě

Obrázek č. 13 popisuje odezvy proměnných na zahraniční šok v produktivitě. Modrá čára představuje odezvu proměnných ČR na šok v eurozóně, zatímco zelená čára popisuje vliv proměnných eurozóny na šok v České republice. Na obrázku lze vidět, že výstup, inflace a nominální úroková sazba se zvyšují jako odezva na šok v produktivitě. Proměnné České republiky se ovšem zvyšují mnohem více, než proměnné eurozóny, které stoupají pouze nepatrně a poté se vrací do svého ustáleného stavu. Harmonizovaný index cen výrobců (zde označeno jako CPI) v případě ČR se nejdříve snížil pod úroveň svého ustáleného stavu, poté postupně zvýšil, odkud začal zvolna klesat. V případě eurozóny zůstal téměř nezměněn.

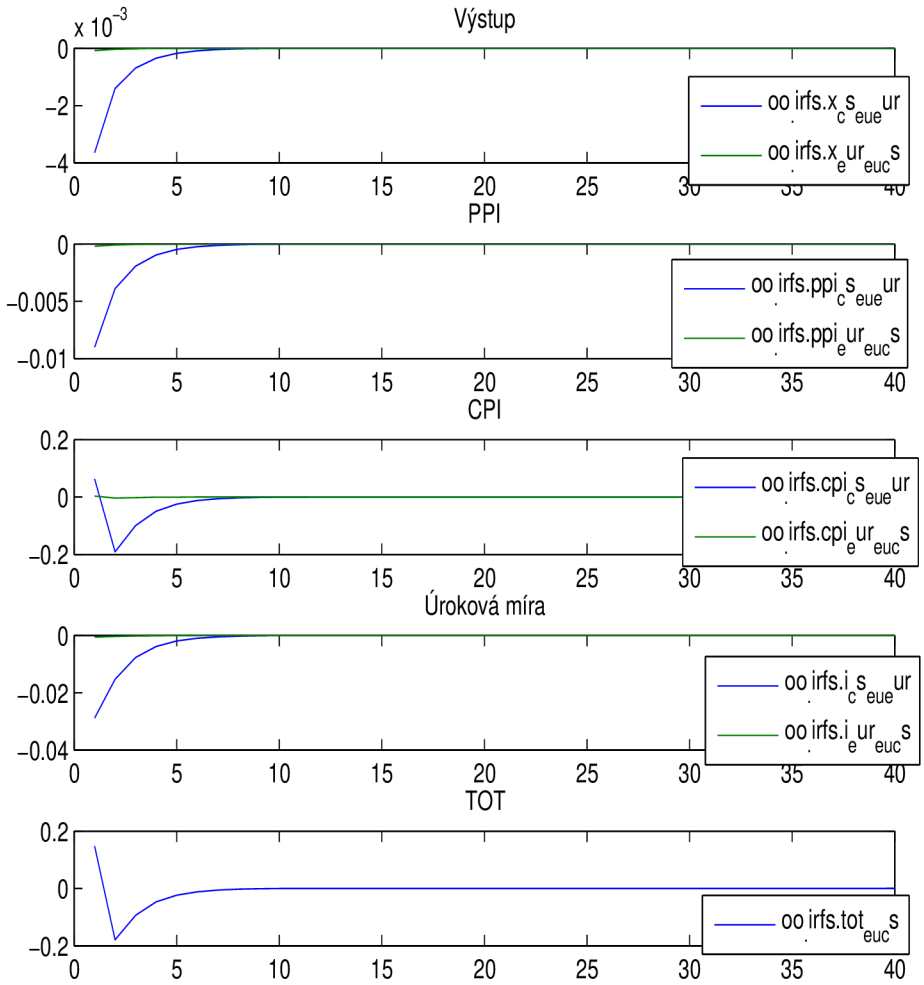
7.2.2 Zahraniční nákladový šok

Obrázek č. 14 popisuje zahraniční nákladový šok. Opět je zde použito stejné značení, tedy modrá linie představuje odezvu proměnných České republiky na nákladový šok v eurozóně a zelená čára ukazuje odezvu na nákladový šok u proměnných eurozóny na šok v České republice. Lze vidět, že výstup, PPI inflace a nominální úroková sazba klesli jako reakce na nákladový šok v obou případech. Hlavní rozdíl mezi oběma ekonomikami je v tom, že proměnné České republiky klesli mnohem více, než proměnné eurozóny. Harmonizovaný index cen výrobců u České republiky nejdřív stoupl, poté klesl pod svou ustálenou úroveň, odkud se zvolna vrací do svého ustáleného stavu. U eurozóny se téměř nepohnul, lze vidět jen slabý náznak, že klesl, což je logické, že ekonomika eurozóny reaguje jen nepatrně na šoky v České republice, ovšem Česká republika reaguje mnohem více na šoky v eurozóně.

Obrázek 13: Zahraniční šok v produktivitě



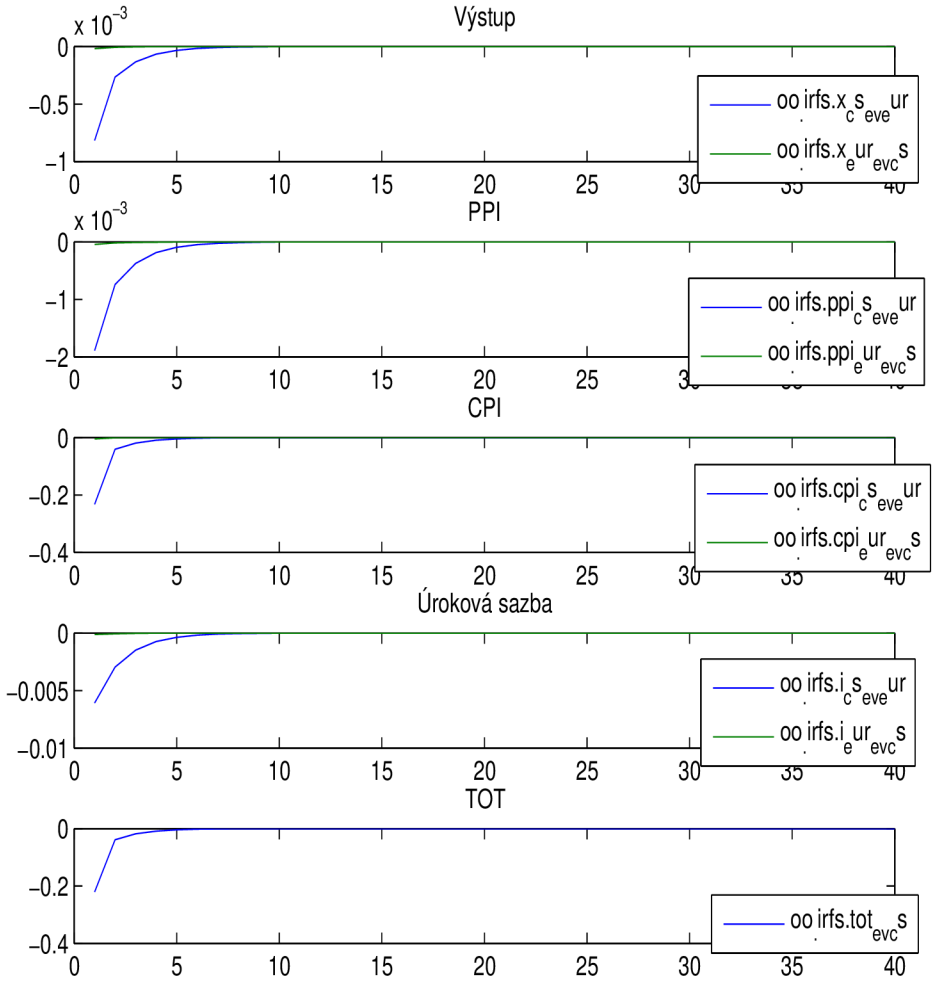
Obrázek 14: Zahraniční nákladový šok



7.2.3 Zahraniční monetární šok

Na obrázku č. 15 lze vidět odezvu na zahraniční monetární šok. Označení proměnných je stejné (modrá čára značí odezvu proměnných České republiky na šok v eurozóně, zelená naopak, značí odezvu proměnných eurozóny na šok v České republice). Z obrázku lze vyčíst, že všechny proměnné (výstup, inflace, nominální úroková sazba i harmonizovaný index cen výrobců) se snížili. Opět zde ale platí, že proměnné České republiky na šok v eurozóně se snížily mnohem více než proměnné eurozóny na šok v České republice. Proměnné eurozóny se snížily jen nepatrně a téměř ihned se vrací do svého ustáleného stavu.

Obrázek 15: Zahraniční monetární šok



8 Závěr

DSGE modelování může být velmi užitečný nástroj v případě ekonomických predikcí a analýz. V práci byly zkoumané strukturální odlišnosti pomocí impulzních odezev. Tento způsob zkoumání je dobrý v tom, že zahrnuje odlišnosti v perzistenci a volatilitě šoků.

Analýza v této práci zkoumá strukturální odlišnosti dvou ekonomik - eurozóny a České republiky pomocí impulzních odezev.

Výsledky pomocí analýzy impulzních odezev ukazují, že existují určité rozdíly mezi ekonomikou eurozóny a ekonomikou České republiky. Při potencionálním vstupu České republiky do eurozóny je otázkou, zda by se jevily tyto rozdíly důležitější a měly by vyšší náklady než jaké by byly výhody vstupu do eurozóny.

Tyto rozdíly ovšem nejsou nijak markantní. Nejvíce je vidět rozdíly u proměnných na zahraniční ekonomiku, kdy proměnné eurozóny na šok v České republice reagují ve všech případech pouze nepatrně. To samé ovšem neplatí naopak. Lze tedy říci, že Česká republika je mnohem více ovlivňována ekonomikou měnové unie, než by tomu bylo naopak.

Obecně platí, že šoky České republiky jsou větší než šoky v eurozóně, což může být způsobeno tím, že je to větší a stabilnější ekonomika.

Šoky domácích proměnných na domácí šoky jsou téměř identické ve všech hlavních proměnných (výstup, nominální úroková sazba a inflace). Odezva na produkční, i na nákladový šok v České republice je ale mírně větší, než v eurozóně.

Ohledně monetárního šoku nejsou výsledky úplně shodné s předešlým výzkumem. Stejně jako v modelu, ze kterého tato práce vychází, jsou výsledky pozitivního monetárního šoku klesající výstup, úroková sazba i inflace. Ovšem většina autorů uvádí výsledky, kdy výstup a inflace v reakci na monetární šok klesla, v jehož důsledku se úroková míra zvýšila. Tato nesrovnalost by stála za další zkoumání.

Použitá literatura

Adjemian, Stéphane et al. *Dynare: Reference Manual Version 4. Reference Manual Version 4.* 2011.

Caporale, Guglielmo Maria. „Stock Prices and Monetary Policy. An Impulse Response Analysis". In: *International Journal of Economics and Financial Issues* 3.3 (2013), s. 701–709. ISSN: 21464138.

Chang, Yongsung. „Non-stationary Hours in a DSGE Model". In: *Journal of Money, Credit nad Banking* 39.6 (2007), s. 1357–1373. ISSN: 00222879.

Chib, Siddhartha a Edward Greenberg. „Understanding the Metropolis-Hastings Algorithm". In: *The American Statistician* 49.4 (1995), s. 327–335. ISSN: 00031305. DOI: 10.2307/2684568.

Corsetti, Giancarlo a Paolo Pesenti. „Welfare and Macroeconomic Interdependence". In: *Quarterly Journal of Economics* v116.2 (2001), s. 421–445. DOI: 10.3386/w6307.

Cowles, Kate, Rob Kass a Tony O'Hagan. *What is Bayesian Analysis?* 2009. URL: http://bayesian.org/Bayes-explained.

Dixit, Avinash K. a Joseph E. Stiglitz. „Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity". In: *American Economic Review* 67.3 (1977), s. 297–308.

Dotsey, Michael. „DSGE Models and Their Use in Monetary Policy". In: *Business Review* Q2 (2013), s. 10–16.

Frenkel, Michael a Christiane Nickel. *How Symmetric Are the Shocks and the Shock Adjustment Dynamics Between the Euro Area and Central and Eastern European Countries?* 2002. URL: https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp02222.pdf.

Griffoli, Tommaso Mancini. *DYNARE User Guide. An introduction to the solution and estimation of DSGE models.* 2010. URL: http://www.sfu.ca/~kkasa/UserGuide.pdf.

Gunter, Ulrich. *Monetary DSGE Models of Two Countries: Set-Up, Estimation, and Forecasting Performance.* dizertační práce. Vídeň, 2010. URL: http://othes.univie.ac.at/11528/1/2010-07-20_0709986.pdf.

Haug, Alfred A. a Christie Smith. „Local Linear Impulse Responses for a Small Open Economy". In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 74.3 (2012), s. 470–492. ISSN: 03059049. DOI: 10.1111/j.1468-0084.2011.00643.x.

Herbst, Edward a Frank Schorfheide. „Evaluating DSGE model forecasts of comovements". In: *Journal of Econometrics* 171.2 (2012), s. 152–166. ISSN: 03044076. DOI: 10.1016/j.jeconom.2012.06.008.

Horváth, Roman a Luboš Komárek. *Optimum Currency Area Theory: A Framework for Discussion about Monetary Integration.* 2002. URL: http://core.ac.uk/download/files/136/105684.pdf.

Jarociński, Marek. „Responses to monetary policy shocks in the east and the west of Europe. a comparison". In: *Journal of Applied Econometrics* 25.5 (2010), s. 833–868. ISSN: 08837252.

Jong, Robert M. de a Neslihan Sakarya '. „The Econometrics of the Hodrick-Prescott Filter". In: *Review of Economics and Statistics* (2015). ISSN: 00346535. DOI: 10.1162/REST_a_00523.

Kolasa, Marcin. „Structural heterogeneity or asymmetric shocks? Poland and the euro area through the lens of a two-country DSGE model". In: *Economic Modelling* 26.6 (2009), s. 1245–1269.

Koop, Gary. *Bayesian econometrics.* Chichester: Wiley-InterScience, 2003. ISBN: 0470845678.

Koop, Gary, M. Hashem Pesaran a Ron P. Smith. „On Identification of Bayesian DSGE Models". In: *Journal of Business and Economic Statistics* 31.3 (2013), s. 300–314. ISSN: 07350015. DOI: 10.1080/07350015.2013.773905.

Lütkepohl, Helmut. *New introduction to multiple time series analysis with 36 tables.* 3. vyd. Berlin: Springer, 2005. ISBN: 3540262393.

Mandelmann, Frederico S. a Francesco Zanetti. *Technology shocks, employment, and labor market frictions*. Federal Reserve Bank of Atlanta, 2008. URL: http://www.econstor.eu/bitstream/10419/70699/1/572551150.pdf.

Marcellino, Massimiliano a Yuliya Rychalovska. „Forecasting with a DSGE Model of a Small Open Economy within the Monetary Union". In: *Journal of Forecasting* 33.5 (2014), s. 315–338. ISSN: 02776693. DOI: 10.1002/for.2306.

Matsumoto, Akito et al. *News Shocks, Exchange Rates, and Equity Prices*. 2008. URL: https://www.imf.org/External/NP/seminars/eng/2007/macrofin/am_ar.pdf.

Melecky, Martin. *Macroeconomic Dynamics in Macedonia and Slovakia: Structural Estimation and Comparison*. 2010. URL: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/19863/1/MPRA_paper_19863.pdf.

Němec, Daniel. „Bayesiánská analýza". 2012.

Obstfeld, Maurice a Kenneth Rogoff. „Risk and Exchange Rates". In: *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* No. 6694 (1998). DOI: 10.3386/w6694.

Pfeifer, Johannes. *An Introduction to Graphs in Dynare*. University of Mannheim, 2014. URL: https://bbcb79fe-a-62cb3a1a-s-sites.googlegroups.com/site/pfeiferecon/Pfeifer_2014_Dynare_graphs.pdf.

Pytlarczyk, Ernest. *An estimated DSGE model for the German economy within the Euro Area*. Frankfurt am Main: Dt. Bundesbank, 2005. ISBN: 3865580890.

Sidrauski, Miguel. „Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy". In: *The American Economic Review* 57.2 (1967), s. 534–544. ISSN: 00028282.

Sims, Eric. *Optimal Monetary Policy in the New Keynesian Model*. University of Notre Dame, 2014. URL: http://www3.nd.edu/~esims1/monetary_policy_2014.pdf.

Slanicay, Martin. „Structural Differences and Asymmetric Shocks between the Czech Economy and the Euro Area 12". In: *Review of Economic Perspectives* vol. 11.issue 3 (2011-01-1). ISSN: 18041663. DOI: 10.2478/v10135-011-0012-0.

Smets, Frank a R. Wouters. „An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area". In: *Journal of the European Economic Association* (2003), s. 1123–1175. ISSN: 1542-4774.

Smets, Frank a Rafael Wouters. *Shocks and Frictions in US Business Cycles. A Bayesian DSGE Approach.* European Central Bank, 2007. URL: https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp722.pdf.

Viziniuc, Madalin. „Romania's accession to the Eurozone – a simulation using a simple DSGE model". In: *Theoretical and Applied Economics: GAER review* XX.8 (2013), s. 15–36. URL: http://store.ectap.ro/articole/887.pdf.

Wickens, Michael. „How Useful Are DSGE Macroeconomic Models for Forecasting?". In: *Open Economies Review* 25.1 (2014), s. 171–193. ISSN: 09237992.

Yildirim, Ilker. „Bayesian Inference. Metropolis-Hastings Sampling". In: 2012.

Zdzienicka, Aleksandra. „The Dynamics of Structural Shocks". In: *The IUP Journal of Monetary Economics* VIII.03 (2010), s. 31–59. ISSN: 0972-9291.

Zietz, Joachim. „Log-Linearizing Around the Steady State: A Guide with Examples". In: *Social Science Research Network Electronic Journal* (2006). ISSN: 15565068. DOI: 10.2139/ssrn.951753.

9 Přílohy

A Skript Dynare

```
var x_eur x_cs ppi_eur ppi_cs cpi_eur cpi_cs i_eur i_cs tot a_eur
 a_cs u_eur u_cs e_eur e_cs v_eur v_cs d;

varexo e_a_eur e_a_cs e_u_eur e_u_cs e_e_eur e_e_cs e_v_eur e_v_cs e_d;

parameters N BETA RHO XI DELTA_EUR DELTA_CS ALPHA_EUR ALPHA_CS
IOTA_EUR IOTA_CS OMEGA_EUR OMEGA_CS ZETA_A_EUR ZETA_A_CS
ZETA_U_EUR ZETA_U_CS ZETA_E_EUR ZETA_E_CS ZETA_V_EUR ZETA_V_CS
ZETA_D;

N=0.9779;
BETA=0.995;
RHO=0.8;
XI=2;
DELTA_EUR=0.5;
DELTA_CS=0.5;
ALPHA_EUR=3;
ALPHA_CS=3;
IOTA_EUR=0.5;
IOTA_CS=0.5;
OMEGA_EUR=0.1;
OMEGA_CS=0.1;
ZETA_A_EUR=0.5;
ZETA_A_CS=0.5;
ZETA_U_EUR=0.5;
ZETA_U_CS=0.5;
ZETA_E_EUR=0.5;
ZETA_E_CS=0.5;
ZETA_V_EUR=0.5;
ZETA_V_CS=0.5;
ZETA_D=0.5;

sigma=0.4;

model(linear);
```

```
x_eur=x_eur(+1)+1/RHO*cpi_eur(+1)-1/RHO*i_eur+
((N-1)*(XI+1))/(XI+RHO)*tot(+1)+(XI+1)/
(XI+RHO)*a_eur(+1)-(XI+1)/(XI+RHO)*a_eur;
x_cs=x_cs(+1)+1/RHO*cpi_cs(+1)-1/RHO*i_cs+
(N*(XI+1))/(XI+RHO)*tot(+1)+(XI+1)/
(XI+RHO)*a_cs(+1)-(XI+1)/(XI+RHO)*a_cs;
ppi_eur=BETA*ppi_eur(+1)+((1-DELTA_EUR)*
(1-DELTA_EUR*BETA)*(RHO+XI))/DELTA_EUR*x_eur+u_eur;
ppi_cs=BETA*ppi_cs(+1)+((1-DELTA_CS)*
(1-DELTA_CS*BETA)*(RHO+XI))/DELTA_CS*x_cs+u_cs;
cpi_eur=ppi_eur-(N-1)*tot+e_eur;
cpi_cs=ppi_cs-N*tot+e_cs;
i_eur=ALPHA_EUR*ppi_eur+OMEGA_EUR*i_eur(-1)+v_eur;
i_cs=ALPHA_CS*ppi_cs+IOTA_CS*x_cs+OMEGA_CS*i_cs(-1)+v_cs;
tot=ppi_cs-ppi_eur+i_eur(-1)-i_cs(-1)+d;

a_eur=ZETA_A_EUR*a_eur(-1)+e_a_eur;
a_cs=ZETA_A_CS*a_cs(-1)+e_a_cs;
u_eur=ZETA_U_EUR*u_eur(-1)+e_u_eur;
u_cs=ZETA_U_CS*u_cs(-1)+e_u_cs;
e_eur=ZETA_E_EUR*e_eur(-1)+e_e_eur;
e_cs=ZETA_E_CS*e_cs(-1)+e_e_cs;
v_eur=ZETA_V_EUR*v_eur(-1)+e_v_eur;
v_cs=ZETA_V_CS*v_cs(-1)+e_v_cs;
d=ZETA_D*d(-1)+e_d;

end;

varobs x_eur x_cs ppi_eur ppi_cs cpi_eur cpi_cs i_eur i_cs tot;

initval;

x_eur=0;
x_cs=0;
ppi_eur=0;
ppi_cs=0;
cpi_eur=0;
cpi_cs=0;
i_eur=0;
i_cs=0;
```

```
tot=0;

a_eur=0;
a_cs=0;
u_eur=0;
u_cs=0;
e_eur=0;
e_cs=0;
v_eur=0;
v_cs=0;
d=0;

e_a_eur=0;
e_a_cs=0;
e_u_eur=0;
e_u_cs=0;
e_e_eur=0;
e_e_cs=0;
e_v_eur=0;
e_v_cs=0;
e_d=0;

end;

steady;

shocks;
var e_a_eur=sigma;
var e_a_cs=sigma;
var e_u_eur=sigma;
var e_u_cs=sigma;
var e_v_eur=sigma;
var e_v_cs=sigma;
var e_d=sigma;
end;
stoch_simul;


check;

estimated_params;
```

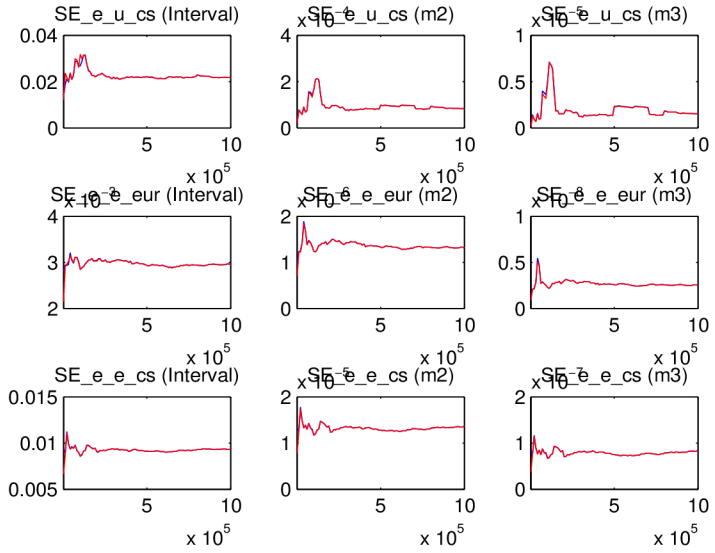
```
RHO, normal_pdf, 1.5, 0.37;
XI, normal_pdf, 2, 0.75;
DELTA_EUR, beta_pdf, 0.5, 0.1;
DELTA_CS, beta_pdf, 0.5, 0.1;
ALPHA_EUR, gamma_pdf, 3, 0.25;
ALPHA_CS, gamma_pdf, 3, 0.25;
IOTA_EUR, gamma_pdf, 0.5, 0.2;
IOTA_CS, gamma_pdf, 0.5, 0.2;
OMEGA_EUR, beta_pdf, 0.75, 0.1;
OMEGA_CS, beta_pdf, 0.75, 0.1;

ZETA_A_EUR, beta_pdf, 0.5, 0.2;
ZETA_A_CS, beta_pdf, 0.5, 0.2;
ZETA_U_EUR, beta_pdf, 0.5, 0.2;
ZETA_U_CS, beta_pdf, 0.5, 0.2;
ZETA_E_EUR, beta_pdf, 0.5, 0.2;
ZETA_E_CS, beta_pdf, 0.5, 0.2;
ZETA_V_EUR, beta_pdf, 0.5, 0.2;
ZETA_V_CS, beta_pdf, 0.5, 0.2;
ZETA_D, beta_pdf, 0.5, 0.2;

stderr e_a_eur, inv_gamma_pdf, 0.1, inf;
stderr e_a_cs, inv_gamma_pdf, 0.1, inf;
stderr e_u_eur, inv_gamma_pdf, 0.1, inf;
stderr e_u_cs, inv_gamma_pdf, 0.1, inf;
stderr e_e_eur, inv_gamma_pdf, 0.1, inf;
stderr e_e_cs, inv_gamma_pdf, 0.1, inf;
stderr e_v_eur, inv_gamma_pdf, 0.1, inf;
stderr e_v_cs, inv_gamma_pdf, 0.1, inf;
stderr e_d, inv_gamma_pdf, 0.1, inf;

end;

estimation(datafile=datafinal,mh_replic=1000000,mh_nblocks=2,
mh_drop=0.7,mh_jscale=0.4,mode_compute=4, bayesian_irf);
```

B
Jednorozměrná konvergenční diagnostika

První sloupec, který má v nadpisu v závorce Interval, ukazuje konvergenční diagnostiku pro 80% interval. Modrá čára ukazuje 80% interval / kvantilové rozpětí založené na výběrech ze všech sekvencí, zatímco červená linie ukazuje průměrný rozsah intervalu založený na výběrech jednotlivých sekvencí.

Druhý a třetí sloupec (v názvu v závorce m2 a m3) ukazují odhad stejných statistických údajů pro druhé a třetí centrální momenty. V případě, že řetězce konvergovali, by měly být obě čáry (červená i modrá) bez větších výkyvů a blízko u sebe. Grafy jsou založené na rostoucím počtu vzorků parametrů.[64]

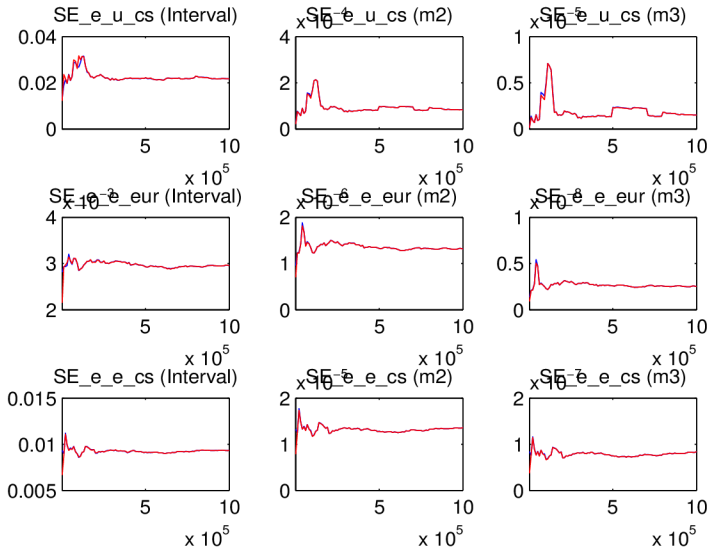
Obrázek 16: Jednorozměrná konvergenční diagnostika



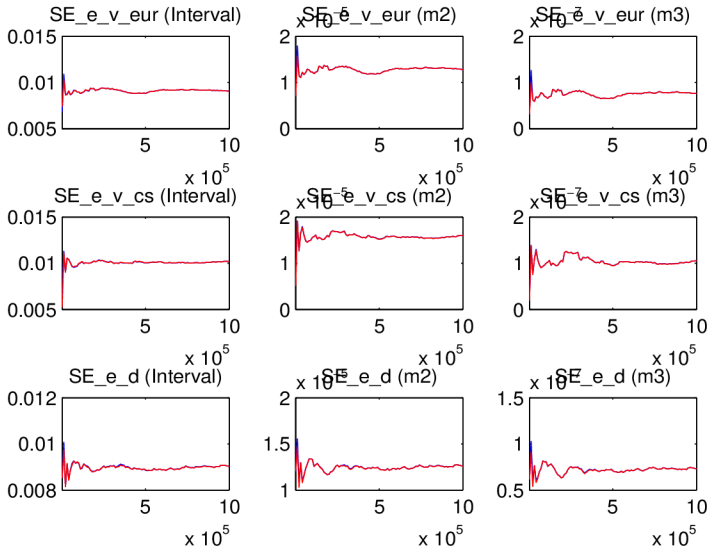
Multivarianční konvergenční diagnostika je stejná jako jednorozměrná, která je popsána výše, s výjimkou toho, že statistika je založena na rozsahu posteriorní věrohodnostní funkci namísto jednotlivých parametrů. Také zde platí, že konvergence je ukazována dvěma čárami a když jsou stabilizované, tak jsou blízko u sebe.[65]

[64] Pfeifer, viz poz. 53.
[65] Pfeifer, viz poz. 53.

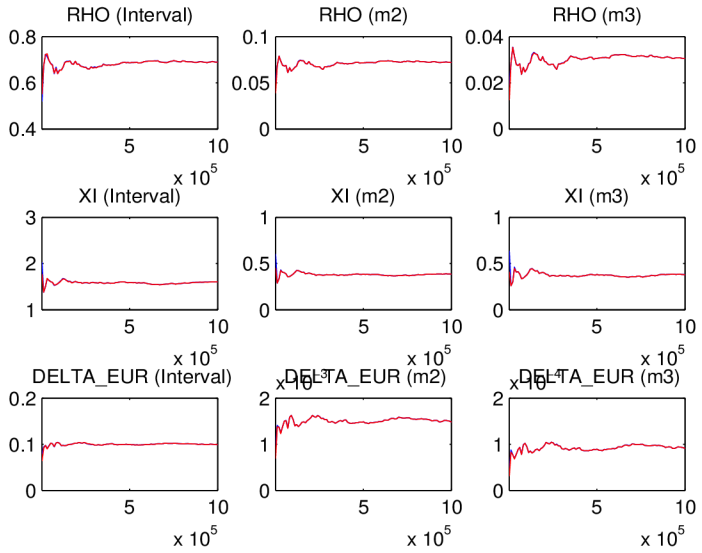
Obrázek 17: Jednorozměrná konvergenční diagnostika



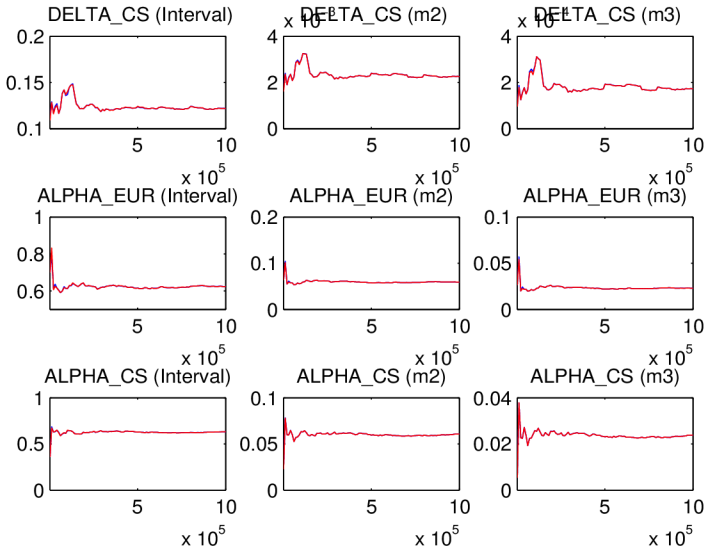
Obrázek 18: Jednorozměrná konvergenční diagnostika



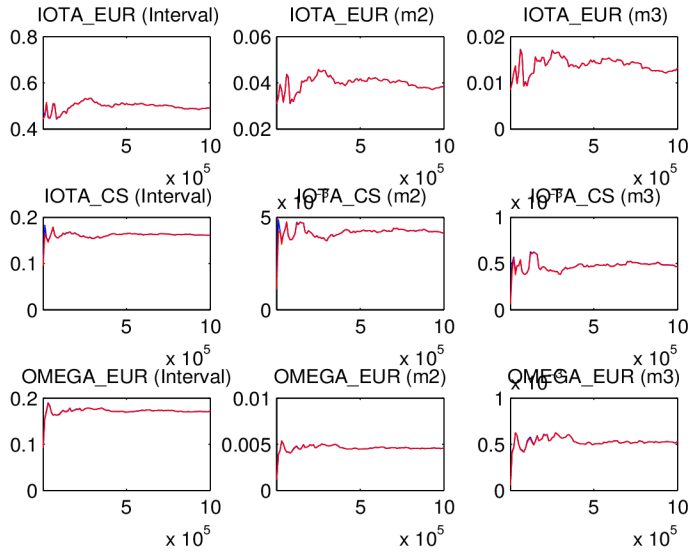
Obrázek 19: Jednorozměrná konvergenční diagnostika



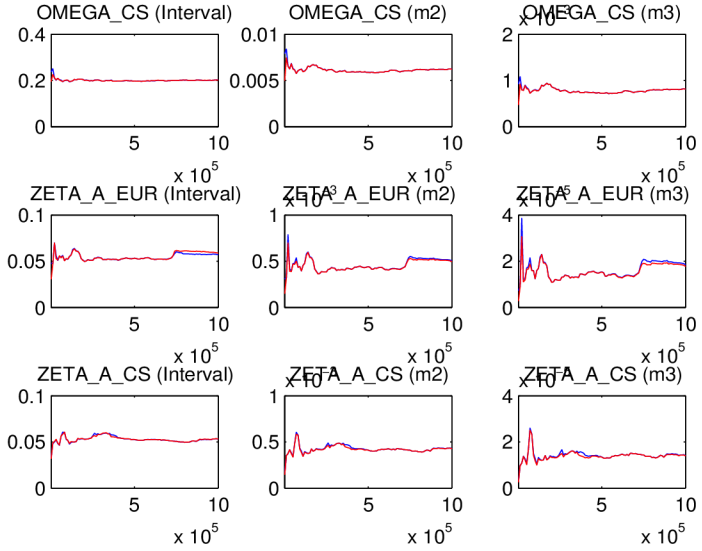
Obrázek 20: Jednorozměrná konvergenční diagnostika



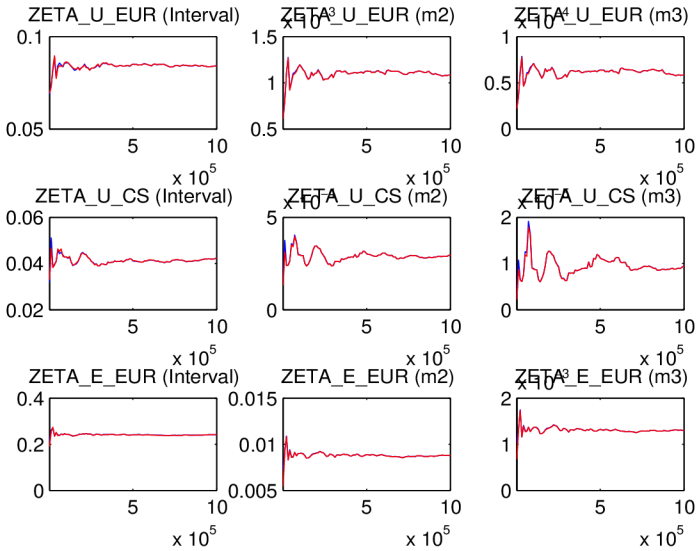
Obrázek 21: Jednorozměrná konvergenční diagnostika



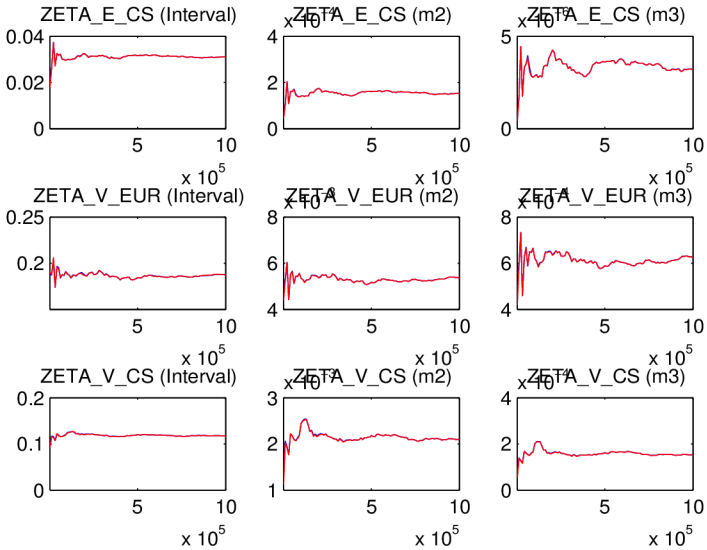
Obrázek 22: Jednorozměrná konvergenční diagnostika



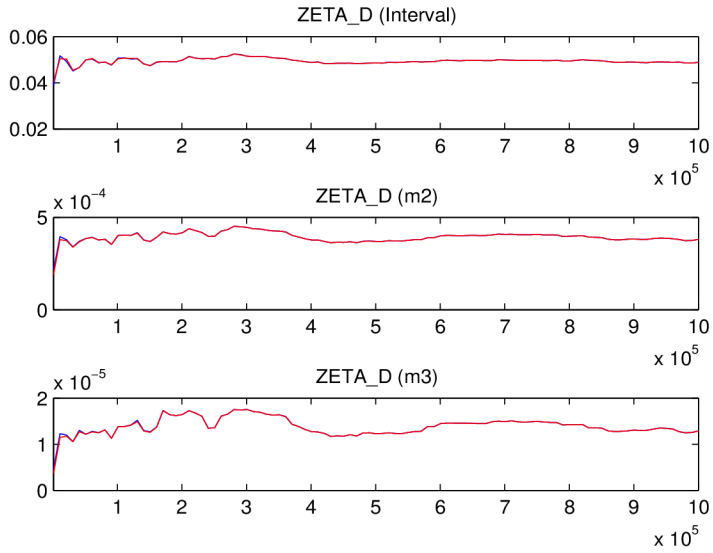
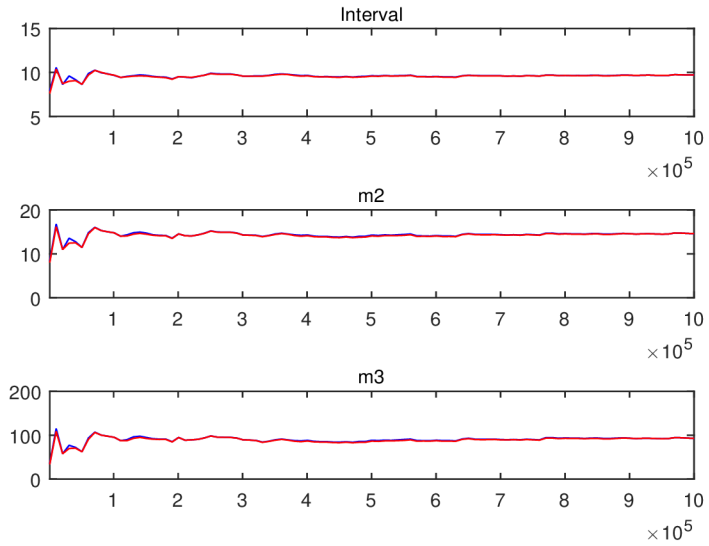
Obrázek 23: Jednorozměrná konvergenční diagnostika



Obrázek 24: Jednorozměrná konvergenční diagnostika



Obrázek 25: Jednorozměrná konvergenční diagnostika



Obrázek 26: Multivarianční konvergenční diagnostika