VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE

FAKULTA INFORMATIKY A STATISTIKY



Název bakalářské práce:

Ekonometrická analýza inflace v otevřené ekonomice

Autor:	**Yulia Rebrova**
Katedra:	**Katedra ekonometrie**
Obor:	**Matematické metody v ekonomii**
Vedoucí práce:	**Ing. Tomáš Formánek, Ph.D.**

Prohlášení:

Prohlašuji, že jsem bakalářskou práci na téma „Ekonometrická analýza inflace v otevřené ekonomice“ zpracovala samostatně. Veškerou použitou literaturu a další podkladové materiály uvádím v seznamu použité literatury.

V Praze dne 25. května 2016 .....

Yulia Rebrova

Poděkování:

Ráda bych na tomto místě poděkovala doc. Ing. Tomáši Formánkovi, Ph.D. za vedení mé bakalářské práce, za čas, který mi věnoval při četných konzultacích, za jeho podněty a rady a za jeho osobní přístup. Rovněž děkuji mé rodině za umožnění studia na vysoké škole v zahraničí a podporu.

Abstrakt

Název práce: Ekonometrická analýza inflace v otevřené ekonomice
Autor: Yulia Rebrova
Katedra: Katedra ekonometrie
Vedoucí práce: Ing. Tomáš Formánek Ph.D.

Tato bakalářská práce je zaměřená na ekonometrickou analýzu inflace v otevřené ekonomice. Cílem této práce je nalézt faktory působící na změny cenové hladiny. Přednostně bude analýza zaměřena na zkoumání ekonomik Rakouska a České republiky a jejích návaznosti na dominantní ekonomiku Německa. K analýze inflace jsou použité různé modifikace Phillipsových křivek a metoda exchange rate pass-through. K získání vhodných modelů popisujících vývoj inflace jsou použity ekonometrické postupy k hodnocení kvality výsledků. Práce je rozdělená do 3 hlavních kapitol, přičemž dvě jsou teoretické a poslední je praktická. Teoretická část se podrobně zabývá rozborem dosud známých faktů o inflaci, jejím měřením a blíže popisuje vybrané ekonometrické metody. V praktické části jsou sestaveny modely pro každý stát a výsledky jsou porovnány. Rezultáty ukazují, že se ekonomiky zkoumaných států řídí teoretickými předpoklady popsanými pomocí Phillipsových křivek. Křivky odhadnuté metodou exchange rate pass-through překvapivě nepotvrzují teoretické poznatky z použité literatury. Zároveň tato práce ukazuje vysokou komplexitu vybraného tématu.

Klíčová slova: inflace, Phillpsova křivka, exchange rate pass-through, ekonometrická analýza

Abstract

Title: Econometric analysis of inflation in open economy
Author: Yulia Rebrova
Department: Department of Econometrics
Supervisor: Ing. Tomáš Formánek, Ph.D.

This bachelor thesis is focused on an econometric analysis of the inflation in an open economy. The aim of this paper is to investigate factors which influence the price level. A priority is given to the analysis of Austrian and Czech economies and of their dependence on the dominant German economy. Different specifications of Phillips curve and Exchange Rate Pass-Through method are used to breakdown the inflation rate. Theoretical part of the thesis carefully summarizes already known facts about inflation and its' measuring. Moreover, it includes a closer look at econometrical models which will be used in this paper. The models for each country are developed and compared in the last part of this thesis. Results show that economies of selected countries underline macroeconomic theory and the inflation rate can be expressed by Phillips curve whereas Exchange Rate Pass-Through models cannot explain the behavior of the price level well. This paper reveals the complexity of the topic.

Keywords: inflation, Phillips curve, Exchange Rate Pass-Through, econometric analysis

Obsah

Úvod **1**

1 Teorie **3**

1.1 Inflace 3

1.1.1 Měření inflace 3

1.1.2 Historický vývoj inflace 3

1.2 Nezaměstnanost 4

1.2.1 Typy nezaměstnanosti 4

1.3 Phillipsova křivka – inflace a nezaměstnanost 4

1.3.1 Phillipsova křivka rozšířená o očekávání 5

1.3.2 Moderní Phillipsova křivka 5

1.3.3 Phillipsova křivka rozšířena o adaptivní očekávání (EAPC) 6

1.3.4 Modifikovaná EAPC 6

1.4 Produkční mezera (output gap) 6

1.5 Hodrick-Prescott filtr (HP-filter) 7

2 Ekonometrické modely a jejích verifikace **9**

2.1 Ekonometrická analýza časových řad 9

2.2 Maticové zobrazení 9

2.3 Odhad regresní funkce 9

2.4 Předpoklady pro aplikaci MNČ 10

2.4.1 Předpoklady použití OLS při práci časovými řadami 10

2.4.2 Vlastnosti časové řady (vysvětlení pojmů) 10

2.4.3 Vlastnosti odhadové funkce (vysvětlení pojmů) 10

2.5 Sériová korelace 11

2.6 Autoregresní proces AR(1) 11

2.7 Dynamicky úplné modely 12

2.8 Ekonomická verifikace 12

2.9 Statistická verifikace 12

2.9.1 Testování modelu jako celku 12

2.9.2 Vícenásobný koeficient determinace 13

2.9.3 Dílčí t-testy 13

2.10 Ekonometrická verifikace modelu 14

2.10.1 LM test sériové korelace 14

2.10.2 Standartní chyby robustní vůči heteroskedasticitě a autokorelaci. HAC Newey-West 14

2.10.3 Měření únosnosti kolinearity mezi regresory 15
2.10.4 Testování heteroskedasticity. Breusch-Pagan (BP) test 15
3 Empirická analýza 17
3.1 Modifikovaná Phillipsova křivka 17
3.1.1 Volba proměnných 17
3.2 Model bez endogenní proměnné 18
3.2.1 Rakousko 18
3.2.2 Česká republika 23
3.2.3 Německo 26
3.2.4 Porovnání modelu a vztahu 27
3.3 Model s endogenní proměnnou 28
3.3.1 Rakousko 29
3.3.2 Česká republika 31
3.3.3 Německo 33
3.3.4 Porovnání modelů a vztahu 34
3.4 Exchange rate pass-through (ERPT) 35
3.4.1 Rakousko 37
3.4.2 Česká republika 38
3.4.3 Porovnání modelu a vztahu 39
3.5 Model s meziročními relativními změnami 39
3.5.1 Rakousko 40
3.5.2 Česká republika 41
3.5.3 Porovnání modelů a výsledků 43
Závěr 44
Literatura a internetové zdroje 46
Příloha 48

Seznam tabulek s výstupy:

Tabulka 3.1: Odhad Phillipsovy křivky č.1 pro Rakousko 19
Tabulka 3.2: LM-test modelu č.1 pro Rakousko.....19
Tabulka 3.3: Odhad Phillipsovy křivky č. 2 pro Rakousko 20
Tabulka 3.4: Odhad Phillipsovy křivky č. 3 pro Rakousko 20
Tabulka 3.5: Breusch-Pagan test heteroskedasticity modelu č. 3 pro Rakousko.....21
Tabulka 3.6: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu č. 3 pro Rakousko 21
Tabulka 3.7: Odhad Phillipsovy křivky č. 4 pro Rakousko 22
Tabulka 3.8: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu č. 4 pro Rakousko 22
Tabulka 3.9: Odhad Phillipsovy křivky č. 1 pro Českou Republiku 23
Tabulka 3.10: Breusch-Pagan test heteroskedasticity modelu č. 1 pro Českou republiku.....24
Tabulka 3.11: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu č. 1 pro Českou republiku 24
Tabulka 3.12: Odhad Phillipsovy křivky č. 2 pro Českou Republiku 25
Tabulka 3.13: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu č. 2 pro Českou republiku 25
Tabulka 3.14: Odhad Phillipsovy křivky pro Německo.....26
Tabulka 3.15: LM-test modelu č. 1 pro Německo 26
Tabulka 3.16: Breusch-Pagan test heteroskedasticity modelu pro Německo 26
Tabulka 3.17: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu pro Německo.....27
Tabulka 3.18: Odhady regresních modelů pro 3 státy k porovnání 28
Tabulka 3.19: Odhad regresního modelu pro Rakousko se zpožděnými endogenními proměnnými 29
Tabulka 3.20: LM-test modelu pro Rakousko se zpožděnými endogenními proměnnými 30
Tabulka 3.21: Breusch-Pagan test heteroskedasticity modelu pro Rakousko se zpožděnými endogenními proměnnými.....30
Tabulka 3.22: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu pro Rakousko se zpožděnými endogenními proměnnými.....30
Tabulka 3.23: Odhad regresního modelu pro Českou republiku se zpožděnými endogenními proměnnými.....31
Tabulka 3.24: LM-test modelu pro Českou republiku se zpožděnými endogenními proměnnými 32
Tabulka 3.25: Breusch-Paganův test heteroskedasticity modelu pro Českou republiku se zpožděnými endogenními proměnnými 32
Tabulka 3.26: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu pro Českou republiku se zpožděnými endogenními proměnnými 32
Tabulka 3.27: Odhad Phillipsovy křivky pro Německo se zpožděnými endogenními proměnnými 33
Tabulka 3.28: LM-test modelu pro Německo se zpožděnými endogenními proměnnými.....33
Tabulka 3.29: Breusch-Pagan test heteroskedasticity modelu pro Německo se zpožděnými endogenními proměnnými.....33
Tabulka 3.30: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu pro Německo se zpožděnými endogenními proměnnými.....34
Tabulka 3.31: Odhady Phillipsových křivek se zpožděnými endogenními proměnnými pro 3 státy k porovnání.....34
Tabulka 3.32: Odhad mezičtvrtletní ERPT pro Rakousko.....38
Tabulka 3.33: Odhad mezičtvrtletní ERPT pro Českou republiku 39
Tabulka 3.34: Odhad meziroční ERPT pro Rakousko.....41

Tabulka 3.35: Odhad meziroční ERPT pro Českou republiku 42
Tabulka 3.36: Odhad meziroční ERPT pro Českou republiku s dummy proměnnou 42
Tabulka 3.37: Odhady meziročních ERPT pro 3 státy k porovnání 43

Seznam grafů

Graf 1.1: Vývoj hodnot deflátorů v čase 4
Graf 1.2: Vztah Phillipsovy křivky a modelu AD-AS.....5
Graf 1.3: Produkční mezery Rakouska, České Republiky a Německa 8
Graf 3.1: Odchylky úrovní inflací Rakouska, České republiky a Německa od své rovnovážné hodnoty 17
Graf 3.2: Relativní mezičtvrtletní rozdíly deflátorů HDP pro Rakousko a Českou republiku.....37
Graf 3.3: Relativní mezičtvrtletní rozdíly deflátorů HDP pro Rakousko a Českou republiku.....40

Úvod

Moje bakalářská práce se nazývá "Ekonometrická analýza inflace v otevřené ekonomice." Motivací pro zvolení tohoto tématu byly především všudypřítomné zprávy o alarmujících nízkých úrovních inflace v celé Evropské Unii, kdy roste počet států, u kterých se objevuje deflace. Minulé století bylo dobou inflace a dlouhodobého růstu ekonomik, kdy pojem "deflace" byl jen teoretickou záležitosti. V současnosti se častěji hovoří o nové ekonomické epoše, kde nikoliv inflace, ale spíš její opak může vést ke zpomalení hospodářského růstu a v nejhorším případě až k hospodářskému útlumu. Někteří významní světoví ekonomové se obávají, že šířící deflace může přejít až v deflační spirálu. V tomto kontextu jsem se rozhodla přispět do akademické diskuse provedením ekonometrické analýzy změn cenových hladin pro země, které volně obchodují s ostatními světovými ekonomikami, tj. jsou otevřenými ekonomikami.

Z ekonomických dějin víme, že pojem makroekonomie byl poprvé zmíněn ve 30. letech 20. století. Tento směr ekonomické teorie se začal zabývat zkoumáním ekonomického systému jako celku, konkrétně sledováním vývoje a analýzou vztahů mezi agregátními veličinami. Mezi takové veličiny patří hrubý domácí produkt (HDP), agregátní nabídka a poptávka, inflace, nezaměstnanost, měnový kurz a úroková míra. Makroekonomie poskytuje základy pro hospodářskou politiku státu, která pomáhá vytvořit správnou fiskální a monetární politiku a politiku obchodování se zahraničím. V nedávné minulosti byla monetární politika státu přednostně zaměřena na dodržování stabilní cenové hladiny (nízké inflace). V roce 2008 po přehřátí ekonomik vypukla velká světová krize. Od té doby byla v Evropě uplatňována expanzivní hospodářská politika s cílem oživit trhy a přinést ekonomický růst. Bohužel osvědčené cílování inflace začalo selhávat, což má samozřejmě negativní dopady na budoucí vývoj světové ekonomiky.

Pro ekonometrickou analýzu byly zvoleny tři země: Česká Republika, Německo a Rakousko. Tyto státy mají historicky a svou polohou hodně společného. Důležitým faktorem je i to, že spolu tyto ekonomiky vzájemně obchodují ve značném rozsahu. Navíc podle indexu ekonomické svobody (2016 Index of Economic Freedom [1]) se nachází vedle sebe ve skupině převážně svobodných ekonomik (mostly free), v roce 2016 se umístily v následujícím pořadí – na 21., 17. a 28. místě. Tento index zahrnuje také ukazatel otevřenosti trhu. Česká Republika a Rakousko jsou otevřené ekonomiky, které obchodují na zahraničním trhu, ale jsou dostatečně malé na to, aby ovlivňovaly světové ceny na domácích a evropských trzích. Větší schopnost ovlivňovat ceny na evropském trhu má Německo. Je to čtvrtá největší světová ekonomika a lídr EU [2]. Největší důraz bude kladen na zkoumání závislosti malých otevřených ekonomik ČR a Rakouska jako příjemců cen v jejich souvislosti na velkém sousedovi – Německu. Přínosnou částí analýzy bude empirické zjištění vlivu absence České republiky v eurozóně na míru inflace.

K vysvětlení inflace jsou používány často různé příčiny. Proto bych chtěla vytvořit kvalitní model, který co nejpřesněji popisuje faktory ovlivňující cenovou hladinu. Cílem této práce je odhadnout vývoj inflace v čase pomocí vhodných ekonometrických technik.

Empirická část práce pracuje s alternativní specifikací Phillipsovy křivky, která zahrnuje teoretické koncepty očekávané inflace, přirozené míry nezaměstnanosti a produkční mezery. Ke kvantifikaci závislosti malých ekonomik na velkých bude využita metoda pass-through, kde budou analyzovány změny měnového kurzu, promítnutí vlivu ukazatelů Německé ekonomiky do ekonomik jejích menších partnerů a jejích časový horizont. Ekonomiky budou analyzovány zvlášť pro lepší interpretaci každé z nich a pak budou mezi sebou porovnány.

Pro určení hodnot parametrů budou využity čtvrtletní časové řady od roku 2000 do roku 2013, pocházející z Eurostatu[1], očištěné o sezonní složky. Lineární regresní model a konkrétně metoda nejmenších čtverců bude základním modelem pro specifikaci jednotlivých estimátorů. V modelech se vyskytne i kvalitativní umělá-dummy proměnná, která bude reprezentovat příchod světové finanční krize v roce 2008 a jakékoliv kardinální změny v ekonomikách.

Samotná práce je rozdělena do tří hlavních kapitol.

Na závěr se shrnuji výsledky získané v průběhu analýzy dat.

[1] Databáze Eurostatu: http://ec.europa.eu/eurostat/data/database

1 Teorie

1.1 Inflace

„Inflace znamená růst všeobecné cenové hladiny.[3, str. 135]“ Neznamená to, že ceny všech statků rostou – ceny některých statků zůstávají na své původní úrovni, stává se, že u některých statků dochází i k poklesu ceny. Matematicky se inflace značí písmenem π a počítá se podle vzorce:

$$\pi = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \tag{1.1}$$

Inflaci lze rozlišovat podle jejího původu. Může vzniknout jak ze strany agregátní poptávky (demand-pull inflation), tak ze strany agregátní nabídky (cost-push inflation) [4]. Pokud poptávka roste rychleji než nabídka, tak to způsobuje poptávkový nárůst cenové hladiny. Nabídková inflace vzniká, když cena výroby roste a promítá se do cenové hladiny.

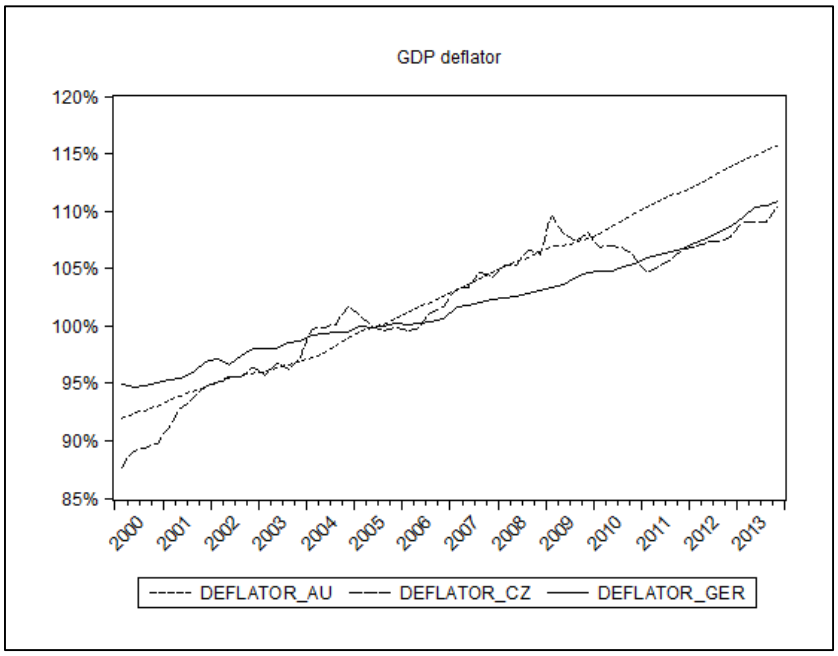
1.1.1 Měření inflace

Míru inflace lze obvykle spočítat pomocí různých indexů. Mezi nejpoužívanější patří index spotřebitelských cen (CPI), index cen výrobců (PPI) a deflátor HDP, který i v této práci bude hlavním předmětem zkoumání. Deflátor HDP je poměr nominálního HDP k reálnému. Tento index započítává všechny statky vyrobené v určité zemi a neomezuje se na spotřební koš, jako v případě CPI.

1.1.2 Historický vývoj inflace

Jelikož se budeme zabývat ekonometrickou analýzou deflátoru HDP, prezentuji jeho vývoj pomocí Grafu 1.1. Data byla čerpána ze stránek Eurostatu. Na grafu jsou zobrazená čtvrtletní data od 2000Q1 do 2013Q4. Bazický rok je 2005. Vývoj deflátoru HDP pro jednotlivé státy od roku 2000 po rok 2013 lze pozorovat na Grafu 1.1 výše. Je zřejmé, že na rozdíl od Rakouska a Německa, kde ceny plynule rostly, česká cenová hladina nevykazovala stabilitu. U České republiky si lze všimnout “zubu” v roce 2004 a v letech 2008-2009, které zachycují reakci ČR na vstup do EU a následky globální finanční krize. Na konci roku 2004 dosáhla ekonomika svého maxima a pak se její růst začal zpomalovat, až se zastavil a postupně ekonomika započala klesat. V roce 2007 se pak začala přehřívat a koncem roku 2008 nastal největší skok, za čímž následoval hluboký propad. Návrat na předkrizovou ekonomickou úroveň byl relativně pomalý a až v dnešní době se ekonomika k předkrizovým hodnotám navrací. Německo vykazovalo nejstabilnější vývoj cenových hladin, zatímco v Rakousku rostly podle grafu nejrychleji.

Graf 1.1: Vývoj hodnot deflátorů v čase



(Zdroj: vlastní zpracování dat v EViews)

1.2 Nezaměstnanost

Z ekonomického hlediska lze obyvatelstvo rozdělit na ekonomicky aktivní a neaktivní. Aktivní se dále dělí na zaměstnané a nezaměstnané. Lze to matematicky zapsat takto:

$$L = E + U \tag{1.2}$$

Z předchozího vzorce (1.2) vyplývá, že míra nezaměstnanosti se vypočítá tímto způsobem:

$$u = U / L \tag{1.3}$$

1.2.1 Typy nezaměstnanosti

Nezaměstnanost lze rozdělit na frikční, strukturní a cyklickou. Frikční spolu se strukturní nezaměstnanosti tvoří přirozenou nezaměstnanost, při níž je HDP na své potenciální úrovni. Cyklická nezaměstnanost je odchylkou od bodu rovnováhy ekonomiky. Tento typ nezaměstnanosti je nejvýznamnějším pro vývoj ekonomiky. Pokud se úroveň inflace nachází nad svou přirozenou mírou, ekonomika vyrábí pod svými výrobními kapacitami, tedy takový jev brání ekonomickému růstu.

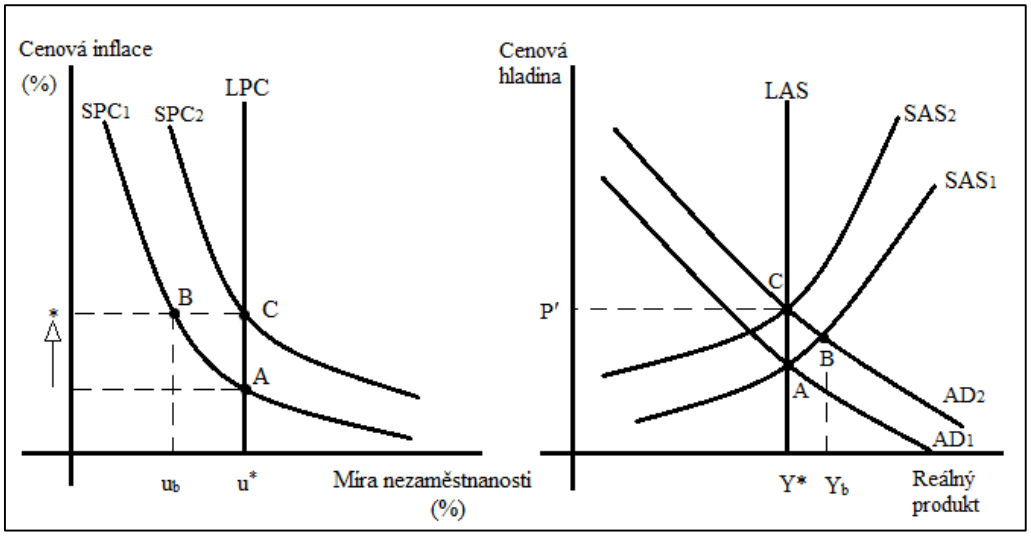
1.3 Phillipsova křivka – inflace a nezaměstnanost

V roce 1958 ekonom A.W. Phillips publikoval článek "Vztah mezi nezaměstnaností a mírou změny nominálních mzdových sazeb ve Spojeném království v letech 1861-1957", ve kterém pomocí empirických dat popsal negativní nelineární vztah mezi mírou mzdové inflace a mírou nezaměstnanosti. P. A. Samuelson a R. M. Solow dále nahradili mzdovou inflaci v původní Phillipsově křivce cenovou inflací.

1.3.1 Phillipsova křivka rozšířená o očekávání

Na konci 60. let 20. století M. Friedman podrobil kritice empiricky odhadovanou Phillipsovu křivku a prokázal, že negativní vztah míry inflace a míry nezaměstnanosti platí pouze v krátkém období. Je to vidět na obrázku níže (viz Graf 1.2). Interpretace Philipsovy křivky je, že aby se inflace snižovala, tvůrci ekonomické politiky by měli dočasně zvýšit nezaměstnanost. Pro snížení nezaměstnanosti by měli naopak přijmout vyšší inflaci.

Graf 1.2: Vztah Phillipsovy křivky a modelu AD-AS



(Zdroj: [3])

Z Grafu 1.2 je vidět, že ekonomika je v rovnovážném bodě (A), nezaměstnanost je na své přirozené úrovni (u^*) a produkt je na své potenciální úrovni (Y^*). Pokud ale vláda bude chtít zmenšit míru nezaměstnanosti, provede expanzivní fiskální politiku, čímž vzroste agregátní poptávka (AD_2). Znamená to, že ekonomika bude nad svým potenciálem (Y_b) a firmy potřebují více pracovníků (u_b), proto navýší mzdy, aby přilákali nové pracovníky, nebo zvýší odměny za práci přesčas. Nominální mzda vzroste. Díky peněžní iluzi budou lidé pracovat více, do té doby než zjistí, že růst mezd se promítl do cenové hladiny a vzrostla inflace (P′). Reálné mzdy se však nezměnily nebo klesly, proto se sníží nabídka práce a objem vyprodukovaného zboží. Krátkodobá křivka agregátní nabídky se posune nahoru (SAS_2). Ekonomika se vrátí do bodu přirozené míry nezaměstnanosti (u^*) a potenciálního produktu (Y^*), avšak při vyšší cenové hladině (P′). Lidé budou očekávat, že v příštím období se bode míra inflace rovnat skutečné míře inflace, tj. krátkodobá Phillipsova křivka se posune doprava na SPC_2. Očekávání inflace vyvolalo setrvačnost inflace. Pokud vláda bude i nadále provádět expanzivní fiskální politiku, může dojít k akceleraci inflace.

1.3.2 Moderní Phillipsova křivka

Vznikla v 70. letech minulého století a lze ji odvodit pomocí tří ukazatelů:

- očekávaná inflace
- cyklická nezaměstnanost (odchylka od přirozené míry nezaměstnanosti)
- šok agregátní nabídky

Symbolický lze zapsat takto:

$$\pi_t = \pi_t^e - \beta(u_t - u_t^*) + v_t, \tag{1.4}$$

kde π_t je míra inflace, π_t^e je očekávaná míra inflace, u_t je skutečná nezaměstnanost, u_t^* je přirozená míra nezaměstnanosti, v_t je šok agregátní nabídky [4]

1.3.3 Phillipsova křivka rozšířena o adaptivní očekávání (EAPC)

Abychom mohli definovat, co je očekávaná míra inflace, budeme předpokládat, že inflační očekávání lidí se opírají o předchozí míry inflace z předchozích období [4]. Proto nahradíme $E\pi$ ze vzorce 1.4 mírou inflace z minulého období π_{t-1} a dostaneme:

$$\pi_t = \pi_{t-1} - \beta(u_t - u_t^*) + v_t \tag{1.5}$$

Uvádíme ale, že je to velmi zjednodušený předpoklad, protože lidé jsou ve svém chování racionální a k formování očekávání používají veškeré přístupné informace, jako například současnou politiku státu, předpovědi, atd.

1.3.4 Modifikovaná EAPC

Modifikace 1.5 budou hlavním základem pro ekonometrickou analýzu inflace. Rovnou nadefinujeme funkci, která bude převážně sloužit pro odhad závislých veličin v 1. části ekonometrické analýzy (viz [12]):

$$(\pi_t - \pi_t^e) = \beta_0 + \beta_1(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e) - \beta_2(u_t - u_t^*) + v_t \tag{1.6}$$

Všimneme si, že 1. závorka, tj. hodnota vysvětlené proměnné, odpovídá odchylce inflace od jejích rovnovážných hodnot. Stejně tak i další závorky, které odpovídají vysvětlujícím proměnným, vypočteme pomocí vzorce dále (viz 1.9) a budou odpovídat za odchylky od vyrovnaných hodnot. Dále budeme chtít odvodit, čím a jakou silou je ovlivněn rovnovážný bod.

1.4 Produkční mezera (output gap)

V roce 1962 A. M. Okun popsal ve svém článku výsledky empirické analýzy vztahu mezi nezaměstnaností a HDP v USA v období 1948 až 1960. Ve své práci Okun odvodil dvě rovnice. První popisovala změnu úrovně nezaměstnanosti pomocí reálného HDP. Druhá popisovala míru nezaměstnanosti pomocí odchylek HDP od svého potenciálu:

$$u = c - d * (odchylka\ HDP\ od\ potenciálu), \tag{1.7}$$

kde *c* je přirozená míra nezaměstnanosti.

Ukazovalo se, že při negativních odchylkách od HDP byla míra nezaměstnanosti vysoká a proměnné měly vliv i na cenovou hladinu. Popsané vztahy (viz 1.7) jsou empiricky odhadovány za pomoci ekonometrických modelů.

Pojem produkční mezera lze definovat jako relativní odchylku produktu *y* od jeho odhadnuté potenciální hodnoty y^* vyjádřené v procentech [5]:

$$y_{gap,t} = 100 * (y_t - y_t^*) / y_t^* \tag{1.8}$$

Časové řady (ČŘ) specifikované uvedeným způsobem (viz 1.8) jsou snadno porovnatelné mezi analyzovanými státy. Odchylky nezaměstnanosti, které budou vyjadřovat cyklickou nezaměstnanost, a odchylky inflace od své očekáváné úrovně, které lze považovat za neočekávánou inflaci, budou vypočteny a interpretovány stejným postupem pro dosazení do vzorce 1.6.

1.5 Hodrick-Prescott filtr (HP-filter)

Pro odhad Phillipsovy křivky (viz 1.6) chybí hodnoty přirozené nezaměstnanosti (u_t^*) a očekáváné míry inflaci (π_t^e). Stejně tak chybí hodnoty potenciálního produktu (y_t^*) pro výpočet produkční mezery. Proto tyto hodnoty lze aproximovat hojně využívaným nástrojem v makroekonomii a to je HP-filtr. Tato metoda dekompozice časových řad na trendovou a cyklickou složku byla zpopularizována v 90. letech minulého století ekonomy Hodrickem a Prescottem v jejich práci "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation".

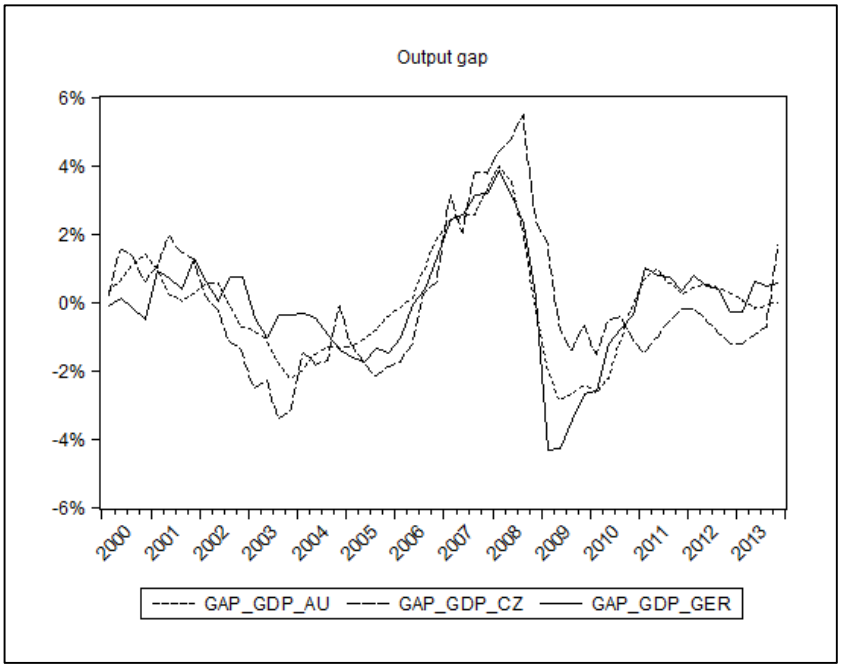
HP-filter pro nalezení y_t^* řeší tuto minimalizační úlohu:

$$\left(\sum_{t=0}^{T} (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \left(\sum_{t=2}^{T-1} \left[(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*) \right]^2 \right) \longrightarrow \min \right. \tag{1.9}$$

λ je vyrovnávající parametr. Protože pro analýzu inflace budeme pracovat se čtvrtletními ČŘ, použijeme standardní $\lambda = 1600$ (odvození viz [6]).

Po aplikaci HP filtru (viz 1.9) na skutečné hodnoty HDP v domácí měně pro všechny země lze dosadit do vzorce (viz 1.8) a vypočítat produkční mezeru, která vypovídá o tom, o kolik procent se lišilo skutečné HDP od své potenciální úrovně v letech 2000 až 2013. Z Grafu 1.3 je vidět, že ekonomiky se pohybovaly přibližně stejným směrem v průběhu celého časového úseku, ale v některých obdobích se výrazně lišily.

Graf 1.3: Produkční mezery Rakouska, České Republiky a Německa



(Zdroj: vlastní zpracování dat Eurostatu v EViews)

Lze si všimnout z Grafu 1.3, že ekonomiky Německa a Rakouska se vyvíjely podobně v porovnání s českou ekonomikou, která ale navíc vykazovala větší výkyvy. Od roku 2006 ekonomiky rychle rostly. Nejvíce přehřátou ekonomikou byla ekonomika České Republiky, která dosáhla skoro 6 % nad potenciál. Prudký pokles ekonomiky a světová krize přišly o dvě čtvrtletí později oproti Rakousku a Německu, kde krize nastoupila už v 1. čtvrtletí roku 2008. Největší propad nastal v Německu, kde ekonomika byla více než 4 % pod potenciálem. Cílem práce je zjistit, jak takové výkyvy ekonomiky ovlivní cenovou hladinu zmíněných zemi.

2 Ekonometrické modely a jejích verifikace

2.1 Ekonometrická analýza časových řad

Jelikož budeme mít v této odborné práci řady hodnot jistého věcně a prostorově vymezeného ukazatele, které jsou uspořádány v čase od minulosti do přítomnosti, budeme se určitě se zabývat analýzou časových řad. Obecně se dá regresní model pro časové řady zapsat takto:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \ldots + \beta_k x_{tk} + u_t \tag{2.1}$$

kde y_t je vysvětlovaná proměnná v čase *t* a x_{tj}, $j = 1,2,\ldots,k$ jsou vysvětlující proměnné v čase *t*, β_j je *j*-tý regresní parametr, přičemž β_0 je konstanta a u_t je náhodná složka v čase *t*, kde $t = 1,2,\ldots,n$..

2.2 Maticové zobrazení

Pro každé *t*, lze definovat vektor $\mathbf{X} = (1, x_{t1}, \ldots, x_{tk})$ rozměru $1 \times (k+1)$. Nechť $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \ldots, \beta_k)'$ je vektor o velikosti $(k+1) \times 1$ všech parametru a vektor u bude $n \times 1$. Pak lze model z rovnice 2.1 jednoduše zapsat tímto způsobem [7]:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \tag{2.2}$$

2.3 Odhad regresní funkce

Dále budeme předpokládat, že mezi proměnnými x_t a y_t je lineární vztah, což bude znamenat, že teoretická regresní funkce má formu regresních přímek v čase. Abychom poté dostali deterministický model, použijeme metodu nejmenších čtverců (MNČ), která vede k jednoznačnému určení parametrů. Pomocí metody nejmenších čtverců najdeme jedinou přímku, která prochází nejblíže všem bodům – minimalizací reziduálního součtu odchylek empirických hodnot *y* od vyrovnaných hodnot $\hat{y}$ [7]. Vyrovnané hodnoty označíme takto:

$$\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} \tag{2.3}$$

Dále z rovnic 2.2 a 2.3 lze definovat rezidua, jako:

$$\hat{\mathbf{u}} = \mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}} = \mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} \tag{2.4}$$

Součet čtverců reziduí můžeme podle předchozího vzorce (viz 2.4) vyjádřit jako:

$$SSR = \hat{\mathbf{u}}'\hat{\mathbf{u}} = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}) \tag{2.5}$$

Optimalizační funkce pro MNČ vypadá takto:

$$\mathbf{SSR} \rightarrow \mathbf{min} \tag{2.6}$$

Odhady parametrů se budou počítat takto:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} \tag{2.7}$$

2.4 Předpoklady pro aplikaci MNČ

Aby metoda nejmenších čtverců byla aplikovatelná pro odhad časové řady, je třeba splnit některé předpoklady. V této práci se budeme spoléhat na asymptotické vlastnosti estimátorů, které jsou vhodné pro data, jež máme k dispozici.

2.4.1 Předpoklady použití OLS při práci časovými řadami

1. Model je lineární v parametrech. Vysvětlovaná proměnná a vysvětlující proměnné jsou stacionární a slabě závislé.
2. Neexistuje perfektní kolinearita mezi regresory.
3. $E(u_{t|} \mid x_t) = 0$
   Vysvětlující proměnné jsou současně exogenní. Upuštění od předpokladu striktní exogenity nám umožní zahrnout do modelu některé dynamické vztahy. Budeme moci použít zpožděnou závislou proměnnou jako regresor a zpožděné vysvětlující proměnné, aby se dala zachytit zpětná vazba minulých období na budoucích hodnotách závislých proměnných.
4. $Var(u_t \mid x_t) = Var(u_t) = \sigma^2$
   Podmínka současné homoskedasticity.
5. $E(u_t, u_s \mid x_t, x_s) = 0, t \neq s$
   Není sériová korelace (autokorelace).

2.4.2 Vlastnosti časové řady (vysvětlení pojmů)

1. **Stacionarita**
   ČŘ je stacionární, pokud se její stochastické vlastnosti a struktura časové závislosti nemění v čase. Přičemž stochastický proces je kovariančně stacionární, pokud se jeho očekávána hodnota, rozptyl a autokovariance nemění v čase [9].
2. **Slabá závislost**
   Slabá závislost má za důsledek to, že korelace mezi x_t a x_{t+h} konverguje k nule, když *h* roste k nekonečnu.
   Aby platila Centrální Limitní věta (CLT) a Zákon velkých čísel (LLN), nesmí být jednotlivá pozorování příliš silně závislá, zejména se jejich závislost musí dostatečně rychle zmenšovat se zvyšujícím se časovým odstupem.

2.4.3 Vlastnosti odhadové funkce (vysvětlení pojmů)

1. **Konzistence**
   Odhadová funkce je konzistentní v případě, že je asymptoticky nestranná a s rostoucím *n* její výběrové rozdělení degeneruje do podoby jednoho bodu, který je shodný se skutečnou hodnotou odhadovaného parametru, tzn. $\operatorname{plim}_{n\to\infty} \hat{\beta}_j = \beta_j$ [19].
2. **Asymptotická nestrannost**
   Pokud jsou splněny předpoklady 1 až 3, estimátory jsou stále konzistentní. Neznamená to, že jsou nestranné. Jestliže jsou do modelu zahrnuty zpožděné hodnoty závislé proměnné y_t, pak 3. předpoklad klasického modelu striktní

exogenity nutného pro nestrannost odhadu neplatí. $Cov(y_t, u_t) = Var(u_t) > 0$, což pro nás znamená, že $\hat{\beta}_j$ je vychýlený. Vychýlení může být významné, pokud je výběrový vzorek malý. V případě, že s rostoucím rozsahem výběru vychýlení bodové funkci bude konvergovat k nule, lze takovou funkci nazvat asymptoticky nestrannou [19].

Tedy $\operatorname{plim}_{n\to\infty} E(\hat{\beta}_j) = \beta_j$.

3. **Vydatnost**

   Pokud jsou splněny předpoklady 1 až 4, lze říct, že estimátory jsou BLUE (best liniar unbiesed estimator). Do češtiny by šlo přeložit "best" jako "nejpřesnější". Formálně lze říci, že estimátory jsou vydatnější (efektivnější).

   Vydatná je taková odhadová funkce, pro niž platí, že oproti ostatním odhadovým funkcím má nižší rozptyl, popř. stejný. Jinak řečeno, žádná jiná odhadová funkce nemá nižší rozptyl.

Věta: Asymptotická normalita OLS estimátorů

Náhodné složky u_t jsou nezávisle na **X** a jsou i.i.d (independent identically distributed) a mají normální rozdělení $N(\boldsymbol{0}, \sigma^2 \boldsymbol{I})$. Tak zní poslední klasický předpoklad. Tato podmínka je velmi striktní. Pokud jsou splněny předpoklady 1 až 5, jsou OLS estimátory asymptoticky normálně rozděleny. Z toho vyplývá, že standardní chyby OLS, t-statistiky a F-statistiky jsou asymptoticky platné [9].

2.5 Sériová korelace

Pokud je model zatížen autokorelací, pak nejsou estimátory vydatné, σ^2 je podhodnocen a standardní chyby nejsou spočítány realisticky. Proto t-testy a F-test nejsou platné. Tento problém lze řešit pomocí metody Zobecněných Nejmenších Čtverců (GLS). Také k tomu dobře složí Cohrane-Orcuttova (dále CO) metoda, která používá autoregresní proces při odhadu regresní přímky [8]. Při použití CO se ztrácí první pozorování.

2.6 Autoregresní proces AR(1)

Předpokladem je přítomnost sériové korelace náhodné složky u_t, která je generována stochastickým procesem 1. řádu. Znamená to, že existuje autokorelace dvou po sobě jdoucích náhodných složek vektoru *u*, kterou lze zapsat takto [14]:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t, t = 1,...,n, |\rho| < 1, \tag{2.8}$$

kde ρ je koeficient autokorelace 1. řádu a $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_e^2)$. Pokud $\rho = 0$ náhodné složky nejsou závislé. V EViews přidáním parametru AR(1) do rovnice vytvoříme regresi, která bude odhadnutá pomocí CO.

2.7 Dynamicky úplné modely

Model je dynamický, pokud máme v modelu jako regresory zpožděné nezávislé proměnné, anebo zpožděné endogenní proměnné [7]. Dynamické úplné modely jsou takové, které mají jako regresory tolik zpožděných proměnných, že žádné další zpoždění nepomáhá vysvětlit závislou proměnnou:

$$E(y_t | x_t, y_{t-1}, x_{t-1}, \ldots) = E(y_t | x_t) \tag{2.9}$$

Pomocí zařazení dalších a dalších zpožděných proměnných do modelu lze testovat jeho dynamickou úplnost. Do modelu nepatřící zpoždění lze vyloučit na základě t-testů. Pokud budou v modelu chybět zpožděné proměnné, projeví se to v modelu autokorelací náhodné složky a bude porušen 5. předpoklad.

2.8 Ekonomická verifikace

Zaprvé je třeba provést ověření souladu modelu s ekonomickou hypotézou. K tomu budou složit aprioritní informace a matematické předpoklady. Dále je zapotřebí provést kontrolu shody odhadnutých parametrů s teorií. Pokud model projde ekonomickou verifikaci, lze postoupit do statistické verifikace.

2.9 Statistická verifikace

Abychom mohli odhadnutý model považovat za statisticky reálný a kvalitní, je nutné ověřit jeho statistickou významnost/nevýznamnost pomocí určitých statistických testů. Je třeba otestovat odhadnuté parametry, model jako celek a spočítat vícenásobný koeficient determinace R^2 (viz níže)

2.9.1 Testování modelu jako celku

Pro posouzení statistické významnosti modelu jako celku, lze použit F-test, který je zaměřen na zkoumání vlivu více odhadnutých proměnných současně na závislou proměnnou. Nulová hypotéza nám říká, že odhadnuté parametry jsou nulové. Naopak alternatívní, že parametry jsou nenulové.

Což lze zapsat takto:

$H_0 : \beta_1 = \ldots = \beta_k = 0$,

$H_1 : jinak$

Testovací kritérium zapsané za pomoci koeficientu determinace vypadá následovně [19]:

$$F = \frac{R^2}{1-R^2}\frac{n-k}{k-1},\ F \sim F[k, n-k-1] \tag{2.10}$$

Je-li $F > F_{1-\alpha}$, pak na zvolené hladině významnosti zamítneme nulovou hypotézu o nevýznamnosti modelu jako celku. EViews při aplikaci F-testu (viz 2.10) bude pracovat s Prob. hodnotou. Přestože některé dílčí t-testy (viz 2.13) můžou ukazovat na nevýznamnost určitých estimátorů, neznamená to, že tento model nelze použít. Pokud při F-testu bude zamítnuta H_0, lze

model použít k popsání vztahu vysvětlené proměnné na vysvětlujících proměnných, ale budeme se snažit o správnou specifikaci modelu tak, aby všechny parametry modelu byly statisticky významné.

2.9.2 Vícenásobný koeficient determinace

Dále po otestování modelu F-testem použijeme pro zhodnocení odhadnutého modelu vícenásobný koeficient determinace R^2, který ukazuje, kolik procent rozptylu závislé proměnné se podařilo vysvětlit odhadnutým modelem, pomocí všech vysvětlujících proměnných. Je to tedy podíl celkového vysvětleného součtu čtverců a celkové disperze závislé proměnné:

$$R^2 = SSE / SST = \frac{\sum_{i=1}^{n} (\hat{y}_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})} \tag{2.11}$$

Pro nejlepší hodnocení a porovnání modelů mezi sebou, budeme používat modifikovaný (adjustovaný) koeficient determinace R^2_{adj}, protože je schopen odstranit vliv počtů parametru v modelu. Adjustovaný koeficient determinace nám umožní posoudit vypovídací schopnost modelů vzhledem k počtu parametrů a pomůže zvolit nejlepší model. R^2_{adj} lze zapsat symbolicky takto [19]:

$$R^2_{adj} = 1 - (1 - R^2)\frac{n-1}{n-k-1} \tag{2.12}$$

2.9.3 Dílčí t-testy

K testování významnosti jednotlivých odhadnutých parametrů $\hat{\beta}_j$ nám poslouží tzv. t-testy. Nulová hypotéza nám říká, že odhadnutý koeficient je statisticky nevýznamný, tudíž má nulovou hodnou. Alternativní hypotéza naopak říká, že odhadnutý parametr vysvětlující proměnné je odlišný od nuly a tudíž je statisticky významný.

Lze zapsat takto:

$H_0 : \beta_j = 0, \quad j = 1,2,\ldots,k$

$H_1 : \beta_j \neq 0, \quad j = 1,2,\ldots,k$

Testovací kritérium t-poměru lze zapsat takto:

$$t_j = \hat{\beta}_j / Se(\beta_j), \quad j = 1,2,\ldots,k, \quad t \sim [n-k-1] \tag{2.13}$$

Aby bylo možné zamítnout hypotézu H_0 musí platit, že $|t_j| \geq t_{1-\alpha/2}$, kde $t_{1-\alpha/2}$ je kritická hodnota t-rozdělení s [n-k-1] stupňů volnosti pro zvolenou hladinu významnosti α. V opačném případě hypotézu H_0 nezamítneme. Bude to znamenat, že β_j použitý v modelu není statisticky významný a lze tuto proměnnou vynechat. Pokud model obsahuje irelevantní proměnné, nastane problém přespecifikování. Důsledkem bude, že odhadnuté parametry β_j nebudou BLUE (nebudou mít nejmenší rozptyl a nebudou vydatné). Opačná situace nastane, pokud v modelu budou chybět relevantní proměnné, čili dojde k podspecifikování modelu. Odhady estimátorů budou zkresleny.

Jelikož ekonometrickou analýzu provádíme za pomoci softwaru EViews, tak poznamenáme, že pro hodnocení statistické významnosti odhadnutých estimátorů využijeme Prob. hodnoty. Prob. je nejnižší hladina významností, při které bude nulová hypotéza zamítnuta. Jinými slovy pokud je Prob. menší α, pak testovaná proměnná je statistické významná a patří do modelu.

2.10 Ekonometrická verifikace modelu

Ekonometrická verifikace slouží k ověření podmínek nutných k úspěšné aplikaci ekonometrických metod. Je třeba zkontrolovat, jestli jsou splněny předpoklady pro asymptotické vlastnosti estimátorů. Pokud nejsou splněny předpoklady pro aplikaci odhadové techniky, odhady ztrácejí své vlastnosti. Pří nesplnění předpokladů pro aplikaci testů, testy ztrácejí svou sílu, tudíž poskytují nereálné závěry.

2.10.1 LM test sériové korelace

Neboli Breusch-Godfrey test. Tento test budeme preferovat před Durbin-Watson testem pro testování autokorelace náhodných složek odhadnutých modelů, protože pomocí něho lze otestovat autokorelace vyšších řádů. Bez ohledu na to, jestli model obsahuje zpožděné závislé proměnné, či ne. K analýze slouží tato testovací rovnice AR(q):

$$u_t = c + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \ldots + \alpha_n x_n + \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \ldots + \rho_q u_{t-q} + \varepsilon_t \ , t = 1,...,n \ , \ |\rho| < 1, \quad (2.14)$$

kde x_n jsou proměnné původního modelu a u jsou náhodné složky zpožděné v čase.

Nulová hypotéza říká, že sériová korelace není. Alternativní hypotéza tvrdí opak.

Formálně:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = ... = \rho_q = 0,$$

$$H_1 = jinak$$

Pro vypočet bude nejprve odhadnut lineární regresní model (viz 2.3) a budou získány všechny náhodné složky. Dále bude specifikována pomocná regrese u_t (viz 2.14) na všech odhadnutých regresorech LRM a všech zpožděných reziduích pro n-t pozorování. Pak testovací statistika bude vypadat takto [7]:

$$LM = (n-q)R_u^2 \quad LM > \chi^2(q) \quad (2.15)$$

Kvůli tomu, že většina odhadnutých modelů bude obsahovat zpožděné proměnné, bude velmi důležité kontrolovat autoregrese náhodných chyb pro splnění předpokladů. Testování budeme provádět pomocí EViews [15]. Pokud se v modelu vyskytne autokorelace, použijeme Cochrane-Orcuttovou metodu a přidáme do modelu AR(1).

2.10.2 Standartní chyby robustní vůči heteroskedasticitě a autokorelaci. HAC Newey-West

Jak uvidíme dále v praktické časti této práce, v některých modelech se po aplikaci Cochrane-Orcuttovy metody, tj. přidáním AR(1) do regresi (viz 2.8), nepovede odstranit autokorelaci

náhodných složek. Přítomnost sériové korelace neovlivní koeficient determinace ani nestrannost a konzistenci, ale směrodatné odchylky a t-poměry nebudou platné. Navíc estimátory nebudou vydatné. Proto aby bylo možné interpretovat významnost proměnných, potřebujeme transformovat standardní chyby, aby byly robustní vůči autokorelaci. Řešením je dle Wooldrige obecný odhad Newey a Westa (Newey and West 1987), který lze specifikovat následovně: nechť "$se(\hat{\beta}_1)$" je směrodatná odchylka základního modelu a $\hat{\sigma}$ je průměrná standardní chyba regrese (root mean squared error). $\hat{r}_t$ značí rezidua v pomocné regresi x_{t1} na $x_{t2,}x_{t3,\ldots,}x_{tk}$ Pro $g>0$, definujeme takzvaný korekční faktor (Newey-Westův vzorec) $\hat{v}$ [7]:

$$\hat{v}=\sum_{t=1}^{n}\hat{a}_t^2+2\sum_{h=1}^{g}\left[1-h/(g+1)\right]\left(\sum_{t=h+1}^{n}\hat{a}_t\hat{a}_{t-h}\right), \text{ kde } \hat{a}_t=\hat{r}_t\hat{u}_t, \text{ t=1,2,…,n} \qquad (2.16)$$

Jakmile máme vypočtený $\hat{v}$ pomocí vzorce 2.16 už není složité přepočítat chybu robustní vůči autokorelaci a heteroskedasticitě. Lze ji zapsat takto:

$$se(\hat{\beta}_1)=\left["se(\hat{\beta}_1)"/\hat{\sigma}\right]^2\sqrt{\hat{v}^2} \qquad (2.17)$$

g je přirozené číslo, kterým kontrolujeme, jaký řád sériové korelaci připustíme. Pro čtvrtletní data se používají $g=4$ neboli $g=8$. Závorka $\left[1-h/(g+1)\right]$ ve vzorci 2.16 zajišťuje, aby $\hat{v}$ nebylo negativní.

Výše uvedené směrodatné odchylky (viz 2.17) jsou robustní i vůči heteroskedasticitě, proto se jím říká HAC (heteroscedasticity and autocorrelation consistent). EViews [16] bude sám provádět tyto výpočty.

2.10.3 Měření únosnosti kolinearity mezi regresory

Pokud existuje kolinearita mezi regresory, tak může být porušen 2. předpoklad a tím pádem, nelze považovat model za kvalitní. Stačí ale, aby kolinearita byla únosná. K měření její únosnosti se používá Variance Inflation Factor test (VIF), který udává, o kolik rozptyl odhadnutého koeficientu je navýšen kvůli kolinearitě [7]. Vypočíst VIF, lze podle vzorce:

$$VIF_j=1/(1-R_j^2) \qquad (2.18)$$

Pokud hodnota $VIF_j>10$, tak kolinearita není únosná a je problém správně odhadnout β_j. Znamená to, že musíme odstranit některé proměnné tak, aby už nevykazovaly perfektní kolinearitu. Pokud $VIF_j<10$, tak to znamená, že vztah mezi proměnnými je, ale nevadí odhadu parametru. Pro nás je velmi důležitě kontrolovat tento předpoklad, protože v modelech se objeví zpožděné proměnné a je velice pravděpodobně, že mezi nimi vznikne kolinearita.

2.10.4 Testování heteroskedasticity. Breusch-Pagan (BP) test

Pokud nesystematická složka je heteroskedastická, pak odhady MNČ nejsou BLUE. Testování heteroskedasticity zkoumá, jestli rozptyl náhodné složky závisí na vysvětlujících proměnných. Nulová hypotéza nám říká, že náhodná složka má konstantní rozptyl σ^2, který je konstantní a je tedy homoskedastická. Alternativní hypotéza říká, že tomu tak není a model je zatížen

heteroskedasticitou. Zaprvé je zapotřebí otestovat, jestli u^2 je závislé na alespoň jedné z vysvětlujících proměnné pomocí regresní přímky, kde u^2 bude vysvětleno pomocí regresní přímky všemi x_j. Problém je, ale že přesné hodnoty náhodné složky nikdy nevíme. Proto k odhadu jsou používána $\hat{u}^2$, která byla vypočtena z původního modelu. Následně lze rovnici zapsat takto:

$$\hat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \ldots + \delta_k x_k + error \tag{2.19}$$

Po té je nutné ohodnotit tento model pomocí F-testu a spočítat $R^2_{\hat{u}^2}$, které bude nám složit pro vypočet LM statistiky heteroskedasticity. Tento test se taky nazývá Breusch-Godfrey testem. LM statistika bude vypadat takto:

$$LM = nR^2_{\hat{u}^2}, \chi^2_k, \tag{2.20}$$

kde k je počet proměnných. Pomocný materiál pro výpočet a ohodnocení výsledků jsem čerpala na stránkách EViews [15].

3 Empirická analýza

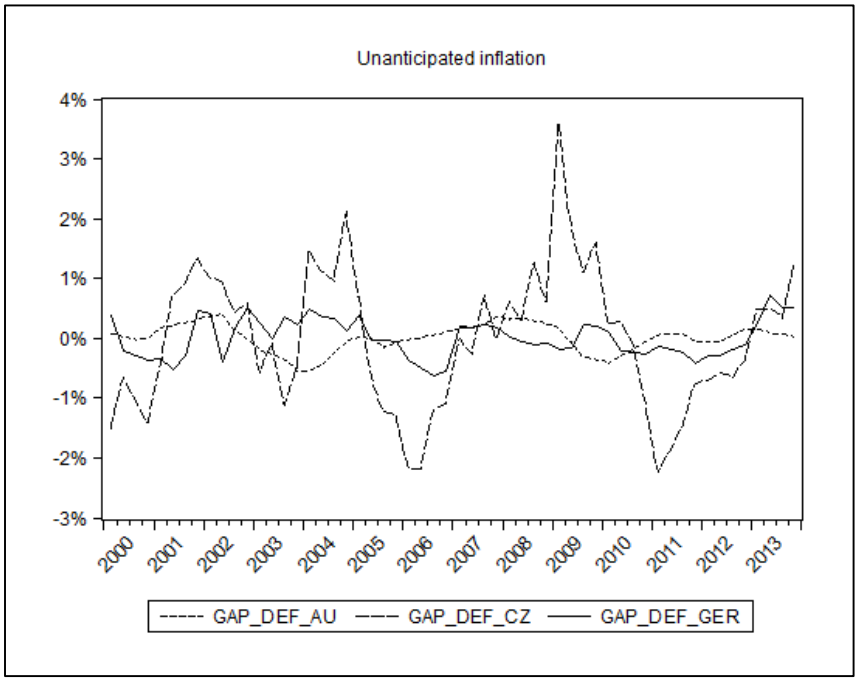
3.1 Modifikovaná Phillipsova křivka

3.1.1 Volba proměnných

Cílem této části bylo kvantifikovat modely, pomocí kterých je možné zkoumat dynamiku ekonomik Německa, Rakouska a Česka, tak aby je bylo možné porovnat mezi sebou. Zároveň bylo nutné odhadnout pro každou z ekonomik podobné regresní modely, které se od sebe liší pouze definicí dummy proměnných.

Odhadované modely vychází z teorie Phillipsovy křivky, která byla představena v teoretické části práce a rovnice 1.6. V této části odhadovaná Phillipsova křivka se bude oproti původním odhadům mírně lišit. Pro odhad regresních modelů byla použita čtvrtletní data z Eurostatu od roku 2000 do roku 2013.

Graf 3.1: Odchylky úrovní inflací Rakouska, České republiky a Německa od své rovnovážné hodnoty



(Zdroj: vlastní zpracování dat Eurostatu v EViews)

Jako závislá proměnná v každém modelu bude vystupovat *gap_def_au* pro Rakousko, *gap_def_cz* pro Českou republiku a *gap_def_ger* pro Německo, která odpovídá procentuální odchylce od rovnovážné hodnoty deflátoru HDP (bude vypočtená pomocí EViews podle vzorců 1.8 a 1.9). Záměrem bude odhadnout, co působí tyto odchylky a ne samotný vývoj hodnot inflací. Cílem práce je sestavení modelu vysvětlujícího dynamiku proměnných zobrazených na Grafu 3.1. Odchylky inflace pro Rakousko a Německo se pohybují v pásmu od −1 % do +1 %. Pro Českou republiku se odchylky výrazně liší. Můžeme pozorovat kolísání v rozmezí –2 % až 3,5 %, a tedy největší odchylky v porovnání s oběma předchozími státy.

Do odhadu regresních modelů vstupují následující vysvětlující proměnné:

gap_def_au, *gap_def_cz*, *gap_def_ger* – zpožděné hodnoty závislé proměnné, procentuální odchylky deflátoru HDP pro Rakousko, Českou republiku a Německo. Vzhledem k typu dat by časová řada měla být stacionární a neobsahovat jednotkový kořen. Zároveň Graf 3.1 ukazuje, že ČŘ jsou zatíženy šoky, proto nelze ADF-test aplikovat. Tyto šoky budou podchyceny dummy proměnnými, které jsou nadefinovány níže.

gap_gdp_au, *gap_gdp_cz*, *gap_gdp_ger* – produkční mezera v procentech pro Rakousko, Českou republiku a Německo. Tyto hodnoty budou aproximovány za pomoci vzorců 1.8 a 1.9.

gap_u_au , *gap_u_cz* , *gap_u_ger* – cyklická nezaměstnanost v procentech pro již uvedené státy (viz vzorec 1.8 a 1.9).

dummy_au, *dummy_cz*, *dummy_ger* – dummy proměnné určující nastup ekonomické krize a šoku v ekonomice. Pro Rakousko a Německo kvalitativní proměnné se budou rovnat 1 od 2007Q3 po 2008Q1. Nástup krize v České republice byl delší, proto se dummy proměnné rovnají 1 od 2007Q3 po 2008Q3.

Každý model obsahuje také zpožděné hodnoty proměnných uvedených výše.

3.2 Model bez endogenní proměnné

Model neobsahuje zpožděné endogenní proměnné, a po modifikaci EAPC ho definujeme takto:

$$\begin{aligned} gap_def_{ct} &= \beta_0 + \beta_{11} gap_gdp_{ct} + \beta_{12} gap_gdp_{c(t-1)} + \ldots + \beta_{1n} gap_gdp_{c(t-q)} \\ &+ \beta_{21} gap_u_{ct} + \beta_{22} gap_u_{c(t-1)} + \ldots + \beta_{2m} gap_u_{c(t-r)} + dummy_c + \varepsilon_{ct} \end{aligned} \tag{3.1}$$

Při zapojení zpožděných vysvětlujících proměnných do rovnice 3.1 testujeme maximálně šest zpoždění do minulosti a analyzujeme, jak mohou hodnoty starší rok a půl ovlivňovat současné hodnoty. Testování autokorelace náhodné složky je provedeno pomocí Breusch-Godfrey LM-testu (viz 2.15), v případě jejího výskytu se autokorelaci v modelu snažíme odstranit. Dále je třeba zajistit, aby v modelech nebyla perfektní multikolinearita mezi vysvětlujícími proměnnými.

3.2.1 Rakousko

Pro Rakousko jsem odhadla níže prezentovaný model (viz Tabulka 3.1), u kterého jsem zamítla nulovou hypotézu F-testu o statistické nevýznamnosti modelu, a prokázala tak významnost modelu, jako celku. Adjustovaný koeficient determinace vyšel nejvyšší pro níže prezentovaný model, $R^2_{adj} \approx 0{,}64$. Při modelování se nepodařilo prokázat statistickou významnost dummy proměnné na základě t-testu, a proto byla z modelu vypouštěna.

Tabulka 3.1: Odhad Phillipsovy křivky č. 1 pro Rakousko

Dependent Variable: GAP_DEF_AU
Sample (adjusted): 2000Q3 2013Q4
Included observations: 54 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000795	0.020357	0.039049	0.9690
GAP_GDP_AU	0.007478	0.040585	0.184247	0.8546
GAP_GDP_AU(-1)	0.119494	0.046483	2.570681	0.0133
GAP_U_AU	0.001817	0.004696	0.387004	0.7005
GAP_U_AU(-1)	0.002675	0.005353	0.499773	0.6195
GAP_U_AU(-2)	-0.002359	0.004049	-0.582578	0.5629

R-squared	0.637509	Mean dependent var	-0.001630
Adjusted R-squared	0.599749	S.D. dependent var	0.235415
F-statistic	16.88341	Durbin-Watson stat	0.459889
Prob(F-statistic)	0.000000		

(Zdroj: výstup z EViews)

Bohužel při testování sériové autokorelace 1. řádu LM-testem (viz Tabulka 3.2) byla zamítnuta nulová hypotéza, která nám říká, že autokorelace v modelu není přítomna, což znamenalo, že t-testy nejsou spolehlivé. Proto byl do modelu byl přidán autoregresní proces 1. řádu AR(1).

Tabulka 3.2: LM-test modelu č. 1 pro Rakousko

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	69.89198	Prob. F(1,47)	0.0000
Obs*R-squared	32.28765	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

(Zdroj: výstup z EViews)

Po následném odhadu modelu s parametrem AR(1) (viz Tabulka 3.3), adjustovaný koeficient determinace výrazně vzrostl, R^2_{adj} = 0,85, což znamená, že je lepší než předchozí model, a celkem jsme tímto modelem vysvětlili 87 % rozptylu vysvětlované proměnné (měřeno koeficientem determinace).

Tabulka 3.3: Odhad Phillipsovy křivky č. 2 pro Rakousko

Dependent Variable: GAP_DEF_AU
Included observations: 53 after adjustments
Convergence achieved after 9 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011676	0.067078	0.174063	0.8626
GAP_GDP_AU	0.023161	0.032079	0.722011	0.4739
GAP_GDP_AU(-1)	0.063296	0.038128	1.660092	0.1037
GAP_U_AU	-0.002570	0.002987	-0.860265	0.3941
GAP_U_AU(-1)	-0.000361	0.002797	-0.129027	0.8979
GAP_U_AU(-2)	-0.000550	0.002409	-0.228354	0.8204
AR(1)	0.809221	0.085699	9.442579	0.0000

R-squared	0.865692	Mean dependent var	-0.000833
Adjusted R-squared	0.848174	S.D. dependent var	0.237594
F-statistic	49.41604	Durbin-Watson stat	1.115498
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.81

(Zdroj: výstup z EViews)

Protože v modelu se vyskytovala autokorelace bylo nezbytné použít metodu Newey-Westa pro odhad s robustními směrodatnými odchylkami odolnými vůči důsledkům autokorelace.

Důsledky autokorelace byly tedy podchyceny (viz Tabulka 3.4).

Tabulka 3.4: Odhad Phillipsovy křivky č. 3 pro Rakousko

Dependent Variable: GAP_DEF_AU
Included observations: 53 after adjustments
Convergence achieved after 9 iterations
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011676	0.085963	0.135824	0.8926
GAP_GDP_AU	0.023161	0.034510	0.671138	0.5055
GAP_GDP_AU(-1)	0.063296	0.032657	1.938227	0.0587
GAP_U_AU	-0.002570	0.001803	-1.425025	0.1609
GAP_U_AU(-1)	-0.000361	0.003330	-0.108360	0.9142
GAP_U_AU(-2)	-0.000550	0.002408	-0.228430	0.8203
AR(1)	0.809221	0.101877	7.943091	0.0000

R-squared	0.865692	Mean dependent var	-0.000833
Adjusted R-squared	0.848174	S.D. dependent var	0.237594
F-statistic	49.41604	Durbin-Watson stat	1.115498
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.81

(Zdroj: výstup z EViews)

Heteroskedasticita se u náhodné složky objevila (viz Tabulka 3.5). H_0 o homoskedasticitě náhodné složky Breusch-Paganova testu byla zamítnuta na 5% hladině spolehlivosti. Předpoklad 4 byl porušen. Jelikož HAC metoda řeší nejenom problém výpočtu robustních chyb vůči autokorelaci, ale i heteroskedasticitě, nedodržení 4. předpokladu bylo vyřešeno (viz Tabulka 3.4).

Tabulka 3.5: Breusch-Pagan test heteroskedasticity modelu č. 3 pro Rakousko

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	3.428805	Prob. F(3,49)	0.0241
Obs*R-squared	9.195698	Prob. Chi-Square(3)	0.0268
Scaled explained SS	5.459064	Prob. Chi-Square(3)	0.1411

(Zdroj: výstup z EViews)

Testování multikolinearity bylo provedeno za pomoci testu Faktorů zvyšujících rozptyl (VIF). Každá z testovaných hodnot v Tabulce 3.6 v posledním sloupci je menší než 10, a proto lze konstatovat, že kolinearita je únosná.

Tabulka 3.6: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu č. 3 pro Rakousko

Variance Inflation Factors
Sample: 2000Q1 2013Q4
Included observations: 53

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.007390	1.752685	NA
GAP_GDP_AU	0.001191	3.038155	2.065531
GAP_GDP_AU(-1)	0.001066	4.751833	3.327588
GAP_U_AU	3.25E-06	2.154632	1.987916
GAP_U_AU(-1)	1.11E-05	1.954916	1.947792
GAP_U_AU(-2)	5.80E-06	2.090607	1.742876
AR(1)	0.010379	1.216040	1.093809

(Zdroj: výstup z EViews)

V tomto případě asymptotické vlastnosti MNČ (OLS) nebyly porušeny, což ale neplatí pro ostatní státy, ve kterých byly hodnoty testu VIF výrazně vyšší, a proto bylo zapotřebí modifikovat odhadnutý model uvedený v Tabulce 3.4. Finální model, který je odhadnut pro všechny státy (viz Tabulka 3.7 níže), je prezentován v následující rovnici:

$$\begin{aligned} gap_def_au_t &= 0{,}011524 + 0{,}076685 gap_gdp_au_t \\ &- 0{,}002502 gap_u_au_{t-1} - 0{,}001675 gap_def_au_{t-2} \\ &+ 0{,}809935 u_{t-1} \end{aligned} \tag{3.2}$$

Tabulka 3.7: Odhad Phillipsovy křivky č. 4 pro Rakousko

Dependent Variable: GAP_DEF_AU
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2000Q4 2013Q4
Included observations: 53 after adjustments
Convergence achieved after 12 iterations
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011524	0.086867	0.132665	0.8950
GAP_GDP_AU	0.076685	0.029840	2.569871	0.0133
GAP_U_AU(-1)	-0.002502	0.003160	-0.791818	0.4324
GAP_U_AU(-2)	-0.001675	0.002247	-0.745335	0.4597
AR(1)	0.809935	0.102035	7.937787	0.0000

R-squared	0.848936	Mean dependent var	-0.000833
Adjusted R-squared	0.836348	S.D. dependent var	0.237594
S.E. of regression	0.096116	Akaike info criterion	-1.756928
Sum squared resid	0.443440	Schwarz criterion	-1.571051
Log likelihood	51.55859	Hannan-Quinn criter.	-1.685449
F-statistic	67.43663	Durbin-Watson stat	1.150347
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.81

(Zdroj: výstup z EViews)

Poznamenáme, že i v tomto modelu perfektní kolinearita není. Hodnoty VIF jsou nejenom menší, než 10, ale menší než 5 (viz Tabulka 3.8). Proměnné jsou tedy do určité míry zkorelovány, ale míra kolinearity je únosná.

Tabulka 3.8: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu č. 4 pro Rakousko

Variance Inflation Factors
Sample: 2000Q1 2013Q4
Included observations: 53

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.007546	1.814252	NA
GAP_GDP_AU	0.000890	2.895566	1.644899
GAP_U_AU(-1)	9.99E-06	1.905476	1.905476
GAP_U_AU(-2)	5.05E-06	2.261618	1.823007
AR(1)	0.010411	1.540427	1.363160

(Zdroj: výstup z EViews)

U výše prezentovaného modelu (viz Tabulka 3.7) bylo možné za pomoci F-testu zamítnout H_0 o statistické nevýznamnosti modelu a prokázat, že model jako celek je signifikantní na 1% hladině spolehlivosti. Na základě koeficientu determinace tímto modelem bylo vysvětleno téměř 85 % rozptylu vysvětlované proměnné. Přestože ne všechny t-testy prokázaly statistickou významnost parametrů zahrnutých do regresního modelu, tak je lze považovat za vhodné díky vyšší vysvětlené variabilitě vysvětlené proměnné, a také na základě F-testu.

Odhadnuté estimátory z rovnici 3.2 jsou interpretovány takto:

Pokud se produkční mezera (*gap_gdp_au*) v běžném období zvýší o 1 %, pak dojde k růstu neočekávané inflace (*gap_def_au*) o 0,08 % za jinak nezměněných okolností.

Mezi odchylkou od přirozené míry nezaměstnanosti a inflačními odchylkami v modelu vyšel negativní vztah. Efekt této proměnné a její zpožděných hodnot není statisticky významný. Zbylý koeficient nám udává, že jednoprocentní šok agregátní nabídky minulého období vede k růstu závislé proměnné o 0,81 %.

Tyto vztahy lze považovat za velmi logické a v souladu s teoretickou částí práce. Růst HDP nad potenciál vede k růstu inflace. Zároveň také odhadnutý model ukázal, že růst nezaměstnanosti nad svou přirozenou míru vede k poklesu inflace.

3.2.2 Česká republika

Stejným způsobem jsem odhadovala model pro Českou republiku. Počátečním záměrem bylo najít mezi sebou srovnatelné modely, a proto finální model pro Rakousko (viz Tabulka 3.7) byl zároveň nejlepším možným společným modelem pro všechny státy. Proč by nebylo možné použít jíž definovány model pro Rakousko (viz Tabulka 3.4), si ukážeme. Sériová korelace rovnou byla ošetřena robustními standardními chybami, aby t-poměry byly platné a interpretovatelné. Odhadneme ho a podíváme se n a Tabulku 3.9, v čem se liší od modelu pro Rakousko.

Tabulka 3.9: Odhad Phillipsovy křivky č. 1 pro Českou Republiku

Dependent Variable: GAP_DEF_CZ
Included observations: 53 after adjustments
Convergence achieved after 23 iterations
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.407911	0.551949	0.739037	0.4637
GAP_GDP_CZ	0.783957	0.136156	5.757772	0.0000
GAP_GDP_CZ(-1)	-0.146847	0.112192	-1.308890	0.1972
GAP_U_CZ	0.106620	0.041670	2.558690	0.0139
GAP_U_CZ(-1)	-0.047548	0.031031	-1.532294	0.1325
GAP_U_CZ(-2)	-0.034882	0.014601	-2.388995	0.0211
DUMMY_CZ	-1.092246	0.339467	-3.217531	0.0024
AR(1)	0.837717	0.075597	11.08133	0.0000

R-squared	0.819782	Mean dependent var	0.057517
Adjusted R-squared	0.791748	S.D. dependent var	1.190349
F-statistic	29.24252	Durbin-Watson stat	1.428179
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.84

(Zdroj: výstup z EViews)

Na 5% hladině spolehlivosti se problém heteroskedasticity neobjevil. H_0 o homoskedasticitě náhodné složky Breusch-Paganova testu nebyla zamítnuta (viz Tabulka 3.10), protože Prob. byla téměř 10 %. Předpoklad 4 nebyl porušen.

Tabulka 3.10: Breusch-Pagan test heteroskedasticity modelu č. 1 pro Českou republiku

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	2.114877	Prob. F(4,48)	0.0934
Obs*R-squared	7.941159	Prob. Chi-Square(4)	0.0938
Scaled explained SS	31.16898	Prob. Chi-Square(4)	0.0000

(Zdroj: výstup z EViews)

H_0 F-testu byla zamítnutá, protože Prob. bylo téměř nulové, R^2 bylo poměrně vysoké. Vznikl ale problém perfektní multikolinearity. Hodnoty VIF v Tabulce 3.11 ukázaly, že hodnoty odchylek od potenciálu HDP a nezaměstnanosti běžného období vykazují prezenci neúnosné kolinearity, kde hodnoty VIF dosáhly téměř 15 a resp. 12. Hodnota VIF pro dummy proměnnou byla také vyšší než 10.

Tabulka 3.11: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu č. 1 pro Českou republiku

Variance Inflation Factors
Sample: 2000Q1 2013Q4
Included observations: 53

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
GAP_GDP_CZ	0.018539	15.37131	14.72022
GAP_GDP_CZ(-1)	0.012587	5.553185	5.406547
GAP_U_CZ	0.001736	12.54745	11.80417
GAP_U_CZ(-1)	0.000963	7.561867	7.163147
GAP_U_CZ(-2)	0.000213	2.318912	2.076643
DUMMY_CZ	0.115238	10.54616	10.07079
C	0.304648	1.268682	NA
AR(1)	0.005715	2.173278	2.076878

(Zdroj: výstup z EViews)

Pomocí vyřazení proměnných a vyzkoušení různých kombinaci jsem odhadla stejný model jako pro Rakousko (viz Tabulka 3.12). Odhadnutý model vypadá takto:

$$\begin{aligned} gap_def_cz_t &= 0{,}374938 + 0{,}617606\,gap_gdp_cz_t \\ &+ 0{,}037864\,gap_u_cz_{t-1} - 0{,}042109\,gap_def_cz_{t-2} \\ &+ 0{,}829535\,u_{t-1} \end{aligned} \tag{3.3}$$

F-testem z Tabulky 3.12 se podařilo prokázat statistickou významnost modelu jako celku na 1% hladině významnosti. Pomocí tohoto modelu bylo vysvětleno ≈71 % rozptylu vysvětlované proměnné. Na rozdíl od stejného modelu pro Rakousko byly všechny odhady parametrů kromě konstanty významné na základě t-testů. Do modelu byla také zařazena statisticky významná dummy proměnná.

Koeficienty z rovnice 3.3 lze interpretovat takto:

Zvýšení odchylky HDP v běžném období o 1 % přispělo k růstu závislé proměnné o ≈0,62 %; Zvýšení odchylky nezaměstnanosti o 1 % přispělo k růstu závislé proměnné o ≈0,04 %, naopak odchylka předminulého období snižovala závislou proměnnou o 0,04 %;

Tabulka 3.12: Odhad Phillipsovy křivky č. 2 pro Českou Republiku

Dependent Variable: GAP_DEF_CZ
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2000Q4 2013Q4
Included observations: 53 after adjustments
Convergence achieved after 17 iterations
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.374938	0.624192	0.600678	0.5509
GAP_GDP_CZ	0.617606	0.125665	4.914700	0.0000
GAP_U_CZ(-1)	0.037864	0.021471	1.763499	0.0843
GAP_U_CZ(-2)	-0.042109	0.018153	-2.319648	0.0248
DUMMY_CZ	-0.866396	0.347432	-2.493717	0.0162
AR(1)	0.829535	0.097586	8.500575	0.0000

R-squared	0.711781	Mean dependent var	0.057517
Adjusted R-squared	0.681120	S.D. dependent var	1.190349
S.E. of regression	0.672184	Akaike info criterion	2.149701
Sum squared resid	21.23606	Schwarz criterion	2.372753
Log likelihood	-50.96708	Hannan-Quinn criter.	2.235476
F-statistic	23.21413	Durbin-Watson stat	1.729543
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.83

(Zdroj: výstup z EViews)

Dummy proměnná označující období těsně před nástupem světové ekonomické krize prokázala nižší hodnoty závislé proměnné v průměru o 0,87 %; závislá proměnná nebyla odolná vůči krizi minulého období, proto 1% šok agregátní nabídky ji zvyšoval o ≈0,83 %.

Opakovaný výpočet hodnot VIF (viz Tabulka 3.13) prokázal, že v tomto modelu problém multikolinearity není. Žádná z hodnot VIF nepřesáhla deseti.

Tabulka 3.13: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu č. 2 pro Českou republiku

Variance Inflation Factors
Sample: 2000Q1 2013Q4
Included observations: 53

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.389616	1.286171	NA
GAP_GDP_CZ	0.015792	9.438385	9.258849
GAP_U_CZ(-1)	0.000461	2.657435	2.633360
GAP_U_CZ(-2)	0.000330	1.741107	1.710407
DUMMY_CZ	0.120709	8.544473	8.067920
AR(1)	0.009523	2.923995	2.917472

(Zdroj: výstup z EViews)

3.2.3 Německo

Model pro Německo se skoro ničím nelišil ve formulaci od předchozích dvou modelů (3.2 a 3.3), ale nezamítli jsme H_0 LM-testu (Tabulka 3.15) a proto nebyla potřeba počítat robustní chyby. Prob. vyšlo velmi velké. Rovnici lze tedy zapsat takto:

$$\begin{aligned} gap_def_ger_t &= 0{,}01636 + 0{,}080843 gap_gdp_ger \\ &+ 0{,}061118 gap_u_ger_{t-1} - 0{,}050391 gap_u_ger_{t-2} \\ &+ 0{,}592209 u_{t-1} \end{aligned} \tag{3.4}$$

Tabulka 3.14: Odhad Phillipsovy křivky pro Německo

Dependent Variable: GAP_DEF_GER Method: Least Squares Sample (adjusted): 2000Q4 2013Q4 Included observations: 53 after adjustments Convergence achieved after 14 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.016360	0.080306	0.203723	0.8394
GAP_GDP_GER	0.080843	0.036137	2.237117	0.0300
GAP_U_GER(-1)	0.061118	0.022431	2.724675	0.0090
GAP_U_GER(-2)	-0.050391	0.021825	-2.308899	0.0253
AR(1)	0.592209	0.128555	4.606664	0.0000
R-squared	0.510393	Mean dependent var		0.001960
Adjusted R-squared	0.469593	S.D. dependent var		0.325055
S.E. of regression	0.236734	Akaike info criterion		0.045833
Sum squared resid	2.690073	Schwarz criterion		0.231709
Log likelihood	3.785431	Hannan-Quinn criter.		0.117312
F-statistic	12.50947	Durbin-Watson stat		1.842006
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.59			

(Zdroj: výstup z EViews)

Tabulka 3.15: LM-test modelu č. 1 pro Německo

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.855633	Prob. F(1,47)	0.3597
Obs*R-squared	0.947611	Prob. Chi-Square(1)	0.3303

(Zdroj: výstup z EViews)

Model pro Německo uvedeny v Tabulce 3.14 také nebyl zatížen heteroskedasticitou. H_0 o homoskedasticitě náhodné složky Breusch-Paganova testu nebyla zamítnuta, protože Prob. vyšla až 0,86 (viz Tabulka 3.16). Předpoklad 4 nebyl porušen.

Tabulka 3.16: Breusch-Pagan test heteroskedasticity modelu pro Německo

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.236009	Prob. F(3,49)	0.8708
Obs*R-squared	0.754916	Prob. Chi-Square(3)	0.8602
Scaled explained SS	0.517459	Prob. Chi-Square(3)	0.9150

(Zdroj: výstup z EViews)

Předpoklad o absenci perfektní multikolinearity byl splněn. Je vidět, že hodnoty VIF pro každou proměnnou modelu jsou menší než 10 (viz Tabulka 3.17). Znamená to, že model je kvalitní a splňuje asymptotické vlastnosti pro odhad parametrů.

Tabulka 3.17: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu pro Německo

Variance Inflation Factors
Sample: 2000Q1 2013Q4
Included observations: 53

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.006449	1.014144	NA
GAP_GDP_GER	0.001306	1.205159	1.205049
GAP_U_GER(-1)	0.000503	4.348514	4.333651
GAP_U_GER(-2)	0.000476	4.018987	3.988526
AR(1)	0.016526	1.190100	1.183668

(Zdroj: výstup z EViews)

Stejným způsobem lze interpretovat odhad koeficientů parametru z výše uvedené tabulky (viz Tabulka 3.14). Na základě F-testu byl model významný jako celek, ale povedlo se vysvětlit jen ≈51 % rozptylu vysvětlované proměnné, což je méně ve srovnání s předchozími modely. Všechny proměnné kromě konstanty byly významné alespoň na 5% hladině spolehlivosti.

Z této regrese (3.4) vyplývá, že průměrná úroveň inflace v Německu byla velmi malá a nedosahovala ani desetiny procenta, takže skoro neexistovala. Další koeficienty vykazovaly, že zvýšení odchylky HDP od potenciálu o 1 % působí kladně na zvýšení odchylky inflace skoro o 0,1 %; 1% zvýšení odchylky nezaměstnanosti minulého období a předminulého mělo stejný vlivná vysvětlovanou proměnnou v absolutním vyjádření, ale proměnné měly opačná znaménka. Avšak nejvíce na závislou proměnnou působí šok agregátní nabídky minulého období, který nebylo možno předvídat nebo odůvodnit. Na základě toho 1% zvýšení náhodné složky minulého období navyšovalo skutečnou hodnotu inflace o ≈0,6 %.

3.2.4 Porovnání modelu a vztahu

Ke srovnání odhadnutých modelů nám slouží vytvořená tabulka výše (viz Tabulka 3.18). Tabulka 3.18 ukazuje, že modely jsou velice podobné, a že rozdíly lze logicky odvodit. Všimněme si, že obecně proměnné každého modelu mají stejný směr působení vlivu na vysvětlovanou proměnnou, tj. mají totožná znaménka. Výjimkou je jedině koeficient zpožděné hodnoty nezaměstnanosti pro Rakousko, kdy odhadnutý koeficient vyšel nízký a nemá podstatný vliv na závislou proměnnou. Nicméně je vidět, že odhady estimátorů v modelu pro Českou republiku se výrazně liší v porovnání s ostatními modely. Odhadnuté koeficienty jsou vyšší, stejně jako odchylky inflace, což hovoří o tom, že obecná úroveň inflace v České republice je méně stabilní a méně odolná vůči různým faktorům. Přestože konstanty nevyšly statisticky významně v žádném z modelů, průměrná odchylka inflace v České republice byla výrazně vyšší oproti téměř nulovým hodnotám konstant Rakouska a Německa. Dále státy eurozóny slabě reagovaly na skutečný vývoj HDP, jelikož se v Česku relativně rychle a silně projevovaly vlivy produkční mezery na závislou proměnnou. Koeficienty odchylek od přirozené míry nezaměstnanosti byly přibližně stejné, tj. nelišily se pro jednotlivé státy.

Tabulka 3.18: Odhady regresních modelů pro 3 státy k porovnání

Dependent Variable: GAP_DEF_CZ; GAP_DEF_AU; GAP_DEF_GER			
	Country		
Variable	CZ	AU	GER
C	0.374938	0.011524	0.016360
GAP_GDP	0.617606***	0.076685**	0.080843**
GAP_U(-1)	0.037864*	-0.002502	0.061118**
GAP_U(-2)	-0.042109**	-0.001675	-0.050391**
DUMMY	-0.866396**	-	-
AR(1)	0.829535***	0.809935***	0.592209***
R-squared	0.711781	0.848936	0.510393
Adjusted R-squared	0.681120	0.836348	0.469593
F-statistic	23.21413	67.43663	12.50947
Prob(F-statistic)	0.000000	0.000000	0.000000

(Zdroj: výstup z EViews; vlastní zpracování)

(*** – významnost na 1% hladině spolehlivosti; ** – významnost na 5% hladině spolehlivosti; * – významnost na 10% hladině spolehlivosti)

Vývoje odchylek inflací členů eurozóny byly ve sledovaném období spolu s odhadnutými koeficienty přibližně stejné v porovnání s rozdílnějšími koeficienty pro Českou republiku. Zajímavé je to, že koeficienty autoregresního procesu, který považujeme za šok minulého období, vyšel výrazně vyšší u malých ekonomik. Znamená to, že menší ekonomiky jsou méně odolné vůči šokům, které mohou být rychle přeneseny z jiných zemí, pravděpodobně z Německa, protože jakékoliv změny ve velké německé ekonomice se ihned promítnou do vývoje inflace. Nyní interpretujeme dummy proměnné, které měly popisovat nástup krize. V Rakousku a Německu nástup krize žádný efekt neměl, to ale neplatilo pro Českou republiku, kde závislá proměnná byla nižší v průměru o 0,9 % v porovnání s předchozím obdobím. Obecně lze říct, že vývoj odchylek inflací Rakouska má souběžný vývoj s německou ekonomikou. Důvodem může být členství obou států v eurozóně a také to, že se očekávaní ekonomiky Rakouska primárně opírají o očekávaný vývoj Německa. Česko euro nemá, proto je vystaveno měnovému riziku, které se pak promítá do výkyvů hodnot inflace. Navíc se ČR jako malý hráč těžce adaptuje změnám na trhu, a proto vykazoval největší fluktuaci ze všech. Je tedy prokazatelné, že určité vztahy mezi modely existují, a proto lze označit malé ekonomiky Rakouska a Česka za do velké míry propojené s vývojem ekonomiky jejích velkého souseda.

3.3 Model s endogenní proměnnou

Protože předcházející model (3.1) nepopisoval chování inflace vzhledem k očekávání minulých období, zkusila jsem přidat zpožděné endogenní proměnné a podívat se, jestli se úroveň inflace odvíjí od minulých hodnot závislé proměnné (viz 3.5).

$$gap_def_{ct} = \beta_0 + \beta_{11} gap_def_{c(t-1)} + \beta_{12} gap_def_{c(t-2)} + \ldots + \beta_{1n} gap_def_{c(t-q)} + \beta_{21} gap_gdp_{ct} + \beta_{22} gap_gdp_{c(t-1)} + \ldots + \beta_{2m} gap_gdp_{c(t-r)} + \beta_{31} gap_u_{ct} + \beta_{32} gap_u_{c(t-1)} + \ldots + \beta_{3k} gap_u_{c(t-s)} + dummy_c + \varepsilon_{ct} \quad (3.5)$$

Opět jsem se jako v předchozím případě snažila odhadnout totožný typ modelu pro všechny státy. Maximálně jsem testovala 4 zpoždění každé proměnné a postupně jsem je vynechávala na základě hodnot t-testů. Zároveň jsem kontrolovala, aby byly splněny asymptotické vlastností estimátorů. Pokud byl model zatížen autokorelací, byla použita Cochrane-Orcuttůva metoda, tj. přidán AR(1) proces. Vyšlo, že v mezi krokových rovnicích parametr ρ u těchto procesů nebyl významný a jen se podílel na zvyšování R^2. Bylo rozhodnuto vynechat AR(1) z modelů a použít robustní standardní chyby odolné vůči autokorelaci pro konečný odhad estimátorů. Dále se podíváme detailně na modely pro každý stát zvlášť.

3.3.1 Rakousko

Nyní se podíváme na odhad modelu, který pak budeme porovnávat s modely pro ostatní státy.

$$gap_def_au_t = 0{,}00911 + 1{,}217455\, gap_def_au_{t-1} - 0{,}489628\, gap_def_au_{t-2} + 0{,}035323\, gap_gdp_au_t + 0{,}001601\, gap_u_au_{t-1} \quad (3.6)$$

Z odhadu 3.6 je vidět, že neobsahuje dummy proměnnou, protože v předchozích regresích její významnost nebyla prokázaná a hodnoty Prob. vždycky byly větší než 0,1.

Tabulka 3.19: Odhad regresního modelu pro Rakousko se zpožděnými endogenními proměnnými

Dependent Variable: GAP_DEF_AU
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2000Q3 2013Q4
Included observations: 54 after adjustments
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000911	0.009428	0.096623	0.9234
GAP_DEF_AU(-1)	1.217455	0.098544	12.35442	0.0000
GAP_DEF_AU(-2)	-0.489628	0.070828	-6.912902	0.0000
GAP_GDP_AU	0.035323	0.007808	4.523941	0.0000
GAP_U_AU(-1)	0.001601	0.001712	0.935155	0.3543

R-squared	0.909120	Mean dependent var	-0.001630
Adjusted R-squared	0.901702	S.D. dependent var	0.235415
S.E. of regression	0.073809	Akaike info criterion	-2.286662
Sum squared resid	0.266938	Schwarz criterion	-2.102497
Log likelihood	66.73988	Hannan-Quinn criter.	-2.215637
F-statistic	122.5438	Durbin-Watson stat	2.185853
Prob(F-statistic)	0.000000		

(Zdroj: výstup z EViews)

Co se týče splnění předpokladů pro aplikaci MNČ lze říci, že model není zatížen autokorelaci. Nezamítáme H_0 LM-testu o neexistenci sériové korelace náhodné složky (viz Tabulka 3.20).

Přesto byl aplikován odhad pomocí HAC směrodatných odchylek s cílem jejich přesnějšího odhadu (viz Tabulka 3.19).

Tabulka 3.20: LM-test modelu pro Rakousko se zpožděnými endogenními proměnnými

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.819320	Prob. F(1,48)	0.1837
Obs*R-squared	1.971991	Prob. Chi-Square(1)	0.1602

(Zdroj: výstup z EViews)

Přítomnost heteroskedasticity nebyla potvrzena na základě Breusch-Paganova testu, protože H_0 nebyla zamítnuta na hladině spolehlivosti 5 %. Prob. hodnota činila téměř 16 % (viz Tabulka 3.21).

Tabulka 3.21: Breusch-Pagan test heteroskedasticity modelu pro Rakousko se zpožděnými endogenními proměnnými

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.685191	Prob. F(4,49)	0.1685
Obs*R-squared	6.530253	Prob. Chi-Square(4)	0.1629
Scaled explained SS	5.074523	Prob. Chi-Square(4)	0.2797

(Zdroj: výstup z EViews)

Proměnné výsledného modelu nebyly perfektně korelovány mezi sebou, jak ukazují hodnoty VIF. Podmínka absence multikolinearity nebyla porušená (viz Tabulka 3.22)

Tabulka 3.22: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu pro Rakousko se zpožděnými endogenními proměnnými

Variance Inflation Factors
Sample: 2000Q1 2013Q4
Included observations: 54

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	8.89E-05	1.459436	NA
GAP_DEF_AU(-1)	0.009711	5.531080	5.424615
GAP_DEF_AU(-2)	0.005017	4.442940	4.434034
GAP_GDP_AU	6.10E-05	2.673769	2.573636
GAP_U_AU(-1)	2.93E-06	2.903394	2.857206

(Zdroj: výstup z EViews)

Tím pádem lze postoupit k interpretaci (viz Tabulka 3.19) a ukázat, že model je významný jako celek, protože H_0 F-testu byla zamítnutá, Prob. bylo téměř nulové. $R^2 \approx 0{,}91$ ukazuje, že celkem se podařilo tímto modelem popsat poměrně velkou část rozptylu závislé proměnné. Zpožděné endogenní proměnné a koeficient produkční mezery prokázaly také statistickou významnost, H_0 t-testy pro každou proměnnou byly zamítnuta na 1% hladině spolehlivosti. Zbývající proměnné nevyšly statisticky významné, ale přesto jsou v modelu ponechány pro porovnání modelů mezi jednotlivými státy.

Interpretace odhadů 3.6 je následující:

konstanta je téměř nulová; nejdůležitější pro vysvětlení odchylek inflací byly její zpožděné hodnoty; růst odchylky inflace minulého období o 1 % zvyšovalo skutečnou hodnotu více jak o 1,2 %.

Lze předpokládat, že ekonomika vnímala minulé odchylky jako znamení pro budoucí období a vycházela z inflačních očekávání, čímž ještě více tlačila na růst cenové hladiny; nárůst inflace o 1 % nad svou rovnovážnou hodnotou dvě období zpátky způsobil snížení skutečných hodnot téměř o 0,5 %. Můžeme to odůvodnit tím, že ekonomika měla pozitivní inflační očekávání, myšleno že za půl roku dojde k poklesu inflace; 1% nárůst nad potenciál HDP přispělo k růstu inflace jen o 0,035 %, tj. zvýšení HDP přineslo slabý nárůst inflace, neboť ekonomika nebyla schopná okamžitě reagovat vývoj tohoto ukazatele. Odchylky míry nezaměstnanosti měly slabý, ale pozitivní vliv na vývoj závislé proměnné, přestože byl podle teorie očekáván opačný vztah; lze to vysvětlit neschopností ekonomiky včas reagovat na případné změny.

3.3.2 Česká republika

Stejně definovaná regresní přímka byla odhadnuta i pro Českou republiku s výjimkou dummy proměnné, která vyšla statisticky významně (viz 3.23). Výsledná regrese vypadá takto:

$$\begin{aligned} gap_def_cz_t &= 0{,}162882 + 0{,}548559\,gap_def_cz_{t-1} \\ &+ 0{,}212581\,gap_def_cz_{t-2} + 0{,}244552\,gap_gdp_cz_t \\ &- 0{,}014419\,gap_u_cz_{t-1} - 1{,}175901\,dummy_cz \end{aligned} \tag{3.7}$$

Tabulka 3.23: Odhad regresního modelu pro Českou republiku se zpožděnými endogenními proměnnými

Dependent Variable: GAP_DEF_CZ
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2000Q3 2013Q4
Included observations: 54 after adjustments
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.162882	0.113900	1.430042	0.1592
GAP_DEF_CZ(-1)	0.548559	0.146688	3.739621	0.0005
GAP_DEF_CZ(-2)	0.212581	0.150747	1.410184	0.1649
GAP_GDP_CZ	0.244552	0.077138	3.170314	0.0027
GAP_U_CZ(-1)	-0.014419	0.009950	-1.449150	0.1538
DUMMY_CZ	-1.175901	0.500496	-2.349469	0.0230

R-squared	0.642760	Mean dependent var	0.037338
Adjusted R-squared	0.605547	S.D. dependent var	1.188354
S.E. of regression	0.746352	Akaike info criterion	2.357199
Sum squared resid	26.73795	Schwarz criterion	2.578197
Log likelihood	-57.64438	Hannan-Quinn criter.	2.442430
F-statistic	17.27266	Durbin-Watson stat	1.829001
Prob(F-statistic)	0.000000		

(Zdroj: výstup z EViews)

Model byl zatížen problémem sériové korelace náhodné složky 1. řádu a jako opatření byl opět použit odhad s robustními směrodatnými odchylkami (viz Tabulka 3.24)

Tabulka 3.24: LM-test modelu pro Českou republiku se zpožděnými endogenními proměnnými

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	2.329413	Prob. F(1,47)	0.1337
Obs*R-squared	2.549965	Prob. Chi-Square(1)	0.1103

(Zdroj: výstup z EViews)

Model nebyl zatížen heteroskedasticitou, protože Breusch-Paganův test ukázal, že náhodná složka je homoskedastická (viz Tabulka 3.25). Prob. hodnota byla velmi vysoká, skoro 70 % a na 5% hladině spolehlivosti se nepodařilo zamítnout H_0.

Tabulka 3.25: Breusch-Pagan test heteroskedasticity modelu pro Českou republiku se zpožděnými endogenními proměnnými

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.578818	Prob. F(5,48)	0.7159
Obs*R-squared	3.070708	Prob. Chi-Square(5)	0.6891
Scaled explained SS	4.256223	Prob. Chi-Square(5)	0.5131

(Zdroj: výstup z EViews)

Kolinearitu lze považovat za únosnou, protože hodnoty VIF jsou pod kritickou úrovní 10. U proměnné $gap_def_cz_{t-2}$ hodnota VIF ale byla blízká ke kritické (viz Tabulka 3.26).

Tabulka 3.26: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu pro Českou republiku se zpožděnými endogenními proměnnými

Variance Inflation Factors
Sample: 2000Q1 2013Q4
Included observations: 54

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.012973	2.106436	NA
GAP_DEF_CZ(-1)	0.021518	8.142939	7.976930
GAP_DEF_CZ(-2)	0.022725	9.073452	9.010658
GAP_GDP_CZ	0.005950	9.784076	5.460599
GAP_U_CZ(-1)	9.90E-05	4.065345	2.627615
DUMMY_CZ	0.250497	15.17246	7.427803

(Zdroj: výstup z EViews)

Model vyšel významný jako celek na základě F-testu (viz Tabulka 3.23). R^2 vyšel ≈0,64, což není málo. Bohužel významnost konstanty a proměnných $gap_def_cz_{t-2}$ a $gap_u_cz_{t-1}$ se nepodařilo prokázat a jejich Prob. byly vysoké. Nicméně lze odhadnuté estimátory přímky 3.7 interpretovat takto:

0,16 % činí průměrná odchylka inflace; 1% nárůst odchylky endogenních proměnných zvyšovaly závislou proměnnou o ≈0,55 % a ≈0,2 %. Kvůli inflačním očekáváním se odchylky inflace zvyšují. Dummy proměnná měla největší vliv na vysvětlovanou proměnnou. Přehřátí ekonomiky a očekávání krize snižovalo její hodnotu v průměru o 1,8 % v porovnání s ostatními obdobími.

3.3.3 Německo

Model pro německou ekonomiku lze zapsat rovnicí:

$$gap_def_ger_t = 0{,}00721 + 0{,}747207\,gap_def_ger_{t-1} - 0{,}143905\,gap_def_ger_{t-2} + 0{,}01615\,gap_gdp_ger_t + 0{,}001828\,gap_u_ger_{t-1} \quad (3.8)$$

Tabulka 3.27: Odhad Phillipsovy křivky pro Německo se zpožděnými endogenními proměnnými

Dependent Variable: GAP_DEF_GER
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2000Q3 2013Q4
Included observations: 54 after adjustments
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007210	0.034789	0.207257	0.8367
GAP_DEF_GER(-1)	0.747207	0.134366	5.560988	0.0000
GAP_DEF_GER(-2)	-0.143905	0.119799	-1.201221	0.2354
GAP_GDP_GER	0.016150	0.014799	1.091334	0.2805
GAP_U_GER(-1)	0.001828	0.006372	0.286861	0.7754

R-squared	0.437985	Mean dependent var	-0.003509
Adjusted R-squared	0.392106	S.D. dependent var	0.324473
S.E. of regression	0.252983	Akaike info criterion	0.177036
Sum squared resid	3.136031	Schwarz criterion	0.361201
Log likelihood	0.220024	Hannan-Quinn criter.	0.248061
F-statistic	9.546553	Durbin-Watson stat	1.946831
Prob(F-statistic)	0.000009		

(Zdroj: výstup z EViews)

Ověříme, že model nemá problém v sériové korelaci. Nulovou hypotézu se na 5% hladině významnosti zamítnout nepodařilo (viz Tabulka 3.28).

Tabulka 3.28: LM-test modelu pro Německo se zpožděnými endogenními proměnnými

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.219575	Prob. F(1,48)	0.6415
Obs*R-squared	0.245898	Prob. Chi-Square(1)	0.6200

(Zdroj: výstup z EViews)

Náhodná složka byla v modelu homoskedastická. 4. předpoklad nebyl porušen, protože Prob.=0,93 a H_0 Breusch-Paganova testu nebyla zamítnuta na 5% hladině významnosti (viz Tabulka 3.29)

Tabulka 3.29: Breusch-Pagan test heteroskedasticity modelu pro Německo se zpožděnými endogenními proměnnými

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.190879	Prob. F(4,49)	0.9420
Obs*R-squared	0.828516	Prob. Chi-Square(4)	0.9346
Scaled explained SS	0.785236	Prob. Chi-Square(4)	0.9404

(Zdroj: Výstup z EViews)

Ověříme, zda hodnoty testu $VIF < 10$. Je tomu tak. Model splňuje předpoklad o korelaci proměnných (viz Tabulka 3.30).

Tabulka 3.30: Testování multikolinearity pomocí VIF modelu pro Německo se zpožděnými endogenními proměnnými

Variance Inflation Factors
Sample: 2000Q1 2013Q4
Included observations: 54

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.001210	1.400339	NA
GAP_DEF_GER(-1)	0.018054	1.296164	1.276749
GAP_DEF_GER(-2)	0.014352	1.313965	1.309939
GAP_GDP_GER	0.000219	1.157585	1.149530
GAP_U_GER(-1)	4.06E-05	1.677290	1.364681

(Zdroj: výstup z EViews)

H_0 F-testu byla zamítnuta (viz Tabulka 3.27), což prokázalo statistickou významnost modelu, a tímto modelem bylo vysvětleno ≈40 % rozptylu vysvětlované proměnné. Koeficient proměnné $gap_def_ger_{t-1}$ byl jediným statisticky významným faktorem a zároveň měl i největší vliv na vysvětlovanou proměnnou s pozitivním vlivem, kdy její růst o 1 % vedl k růstu endogenní proměnné o 0,74 %. Ostatní proměnné nevyšly statisticky významné, ale jejich nenulové koeficienty naznačovaly vliv na závislou proměnnou.

3.3.4 Porovnání modelů a vztahu

Tabulka 3.31: Odhady Phillipsových křivek se zpožděnými endogenními proměnnými pro 3 státy k porovnání

Dependent Variable:
GAP_DEF_CZ; GAP_DEF_AU; GAP_DEF_GER

Variable	Country		
	CZ	AU	GER
C	0.162882	0.000911	0.007210
GAP_DEF(-1)	0.548559***	1.217455***	0.747207***
GAP_DEF(-2)	0.212581	-0.489628***	-0.143905
GAP_GDP	0.244552**	0.035323***	0.016150
GAP_U(-1)	-0.014419	0.001601	0.001828
DUMMY	-1.175901**	-	-
R-squared	0.642760	0.909120	0.437985
Adjusted R-squared	0.605547	0.901702	0.392106
F-statistic	17.27266	122.5438	9.546553
Prob(F-statistic)	0.000000	0.000000	0.000009

(Zdroj: výstup z EViews; vlastní zpracování)

(***– významnost na 1% hladině spolehlivosti; **– významnost na 5% hladině spolehlivosti; *– významnost na 10% hladině spolehlivosti)

Z Tabulky 3.31 lze říct, že u všech modelů byla prokázána jejich statistická významnost a lze je považovat za vhodné k určování vývoje odchylek inflací v čase pro každý z analyzovaných států. Nejlépe model vysvětloval časovou řadu fluktuací cenové hladiny Rakouska. Celkově lze u

odhadnutých modelů pozorovat podobné tendence na základě odhadnutých estimátorů, které ovlivňovaly stejným směrem závislou proměnnou s drobnými výjimkami. Rakousko se vůbec nelišilo od svého německého partnera v eurozóně, jak ukazuje tabulka. Rakouská ekonomika ale výrazně silněji reagovala na zpožděné endogenní proměnné. Lze předpokládat, že ekonomika je více závislá na inflačních očekáváních. Vliv ostatních zahrnutých proměnných se neukázal jako výrazný. Česká ekonomika vykazovala jiný vzorec chování a řídila si nejenom očekáváními, ale i skutečným vývojem HDP, každý procentní pozitivní nárůst produkční mezery působil dodatečným nárůstem inflace skoro o čtvrt procenta. Sousední státy na tento ukazatel reagovaly výrazně mírněji. Podstatný rozdíl byl i v přítomnosti dummy proměnné v modelu zohledňující nastupující ekonomickou krizi. Česká ekonomika se před vypuknutím světové krize snažila snížit výkyvy inflace, nicméně u ostatních států se tento vliv nepodařilo prokázat. Ukázalo se, že ekonomika Rakouska těsně sleduje trendy Německa, ale jelikož se jedná o malou ekonomiku, tak není schopna úplně svázat vlastní cenovou hladinu k hladině nejsilnější ekonomiky Evropy. Česká ekonomika je zase více náchylná k externím faktorům, jako je například nástup ekonomické krize.

3.4 Exchange rate pass-through (ERPT)

V této kapitole se budeme věnovat analýze závislosti inflací malých ekonomik České republiky a Rakouska na jejich velkém a silném ekonomickém partnerovi, Německu. Bude nás zajímat, jak ekonomický růst nebo propad Německa ovlivňuje ukazatele ve stanovených zemích. K tomu použijeme vhodnou metodu pass-through.

Vstupem do Evropské unie se každý nový člen zavazuje k přijetí eura v nějakém časovém horizontu, tedy i Česká republika. Pro vstup do eurozóny musí každý stát po dobu dvou let být členem ERM-II, kdy nezbytnou podmínkou jsou určitá kritéria stability měnového kurzu a nízké míry inflace [17]. Proto je přínosné analyzovat vliv změn nominálního měnového kurzu na růst domácí cenové hladiny. Česká republika je malou otevřenou ekonomikou, vystavenou šokům měnového kurzu. Obavy z těchto šoků by mohly vést k rychlejšímu zavadění eura. Abychom získali přehled o vlivu eura na inflaci při vázanosti na německou ekonomiku, můžeme využít porovnání s rakouskou ekonomikou, která je členem eurozóny.

Tradičně exchange rate pass-through podle Bailliu a Fujii (2004) lze definovat jako „procentuální změnu cen importovaných zboží v domácí měně působenou jednoprocentní změnou nominálního měnového kurzu mezi státy exportéra a importéra.“ Připomeneme také, že nominální efektivní měnový kurz vyjádřený indexem „uvádí zhodnocení či znehodnocení národní měny vůči koši vybraných měn za určité období oproti základnímu období. [18]“ Menon (1995) uskutečnil průzkum empirických studií exchange rate pass-through, provedených mezi rokem 1974 a 1994. Většina těchto studií analyzovala efekty pass-through na ceny exportu a importu. Poslední studie rozšířily pojem ERPT o ceny spotřebitelů (CPI) a ceny výrobců (PPI). Fluktuace nominálního měnového kurzu, které vedou ke změnám reálného kurzu, aktivně ovlivňují ekonomiku přes dva kanály. Ceny dovezených statků přímo ovlivňují měnový kurz a domácí cenovou hladinu, což se objeví ve finální spotřebě. Nepřímým vlivem změny měnového kurzu je promítnutí do cen vstupů produktů vyráběných na domácím trhu. Ve vysoce konkurenčním prostředí mohou mít také změny významný vliv na konkurenceschopnost firem a následně i celého národního hospodářství.

Pracujeme s deflátorem HDP, který zachycuje ceny veškerých statků, a neomezuje se na spotřební koš a ani nerozlišuje mezi státy.

Babetskaia-Kukharchuk [10] v své práci se detailně zabývala studiem ERPT pro Českou republiku, kde pro odhady používala přístup McCarthy [11], který pro analýzu pass-through efektů využíval proměnné alokované podél distribučního řetězce. Formánek a Hušek [13] ve své práci taktéž provedly ekonometrickou analýzu ERPT pro Českou republiku a Polsko, kde zahrnuli do modelu CPI a alternativní indikátory inflace, jako a PPI a deflátor HDP. Oproti drtivé většině prací tykajících ERPT odstoupili od hojně používaného přístupu logaritmování proměnných, protože nenašli praktický důkaz podporující tuto ideu. Ve většině studií se k analýze transmisního mechanizmu používá VAR model, ale v této práci využíváme jen jednu rovnici, kterou v rámci formulace pass-through modelu specifikujeme takto:

$$\pi_t^d = \beta_0 + \beta_1 n_{t-1} + \beta_2 n_{t-2} + \beta_3 \pi_{t-1}^{ger} + \beta_4 \pi_{t-2}^{ger} + \beta_5 \pi_{t-1}^d + \beta_6 \pi_{t-2}^d + dummy + u_t \qquad (3.9)$$

kde π_t^d – úroveň inflace v domácí ekonomice, tj. buď Rakouska nebo České republiky, π_{t-1}^d a π_{t-2}^d její zpožděné hodnoty zohledňující inflační očekávání.

n_{t-1} a n_{t-2} – zpožděné nominální efektivní hodnoty měnového kurzu v relativním vyjádření v Rakousku nebo České republice.

π_{t-1}^{ger} a π_{t-2}^{ger} – hodnoty míry inflace Německa.

dummy – kvalitativní proměnná. Bude se vyskytovat u modelů pro Českou republiku, protože z obrázků 3.2 a 3.3 je zřejmé, že u časových řad pro Rakousko se šoky neobjevily. Proto se kvalitativní proměnné rovnají 1 v časových úsecích od 2004Q1 po 2004Q4 a od 2007Q1 po 2008Q1.

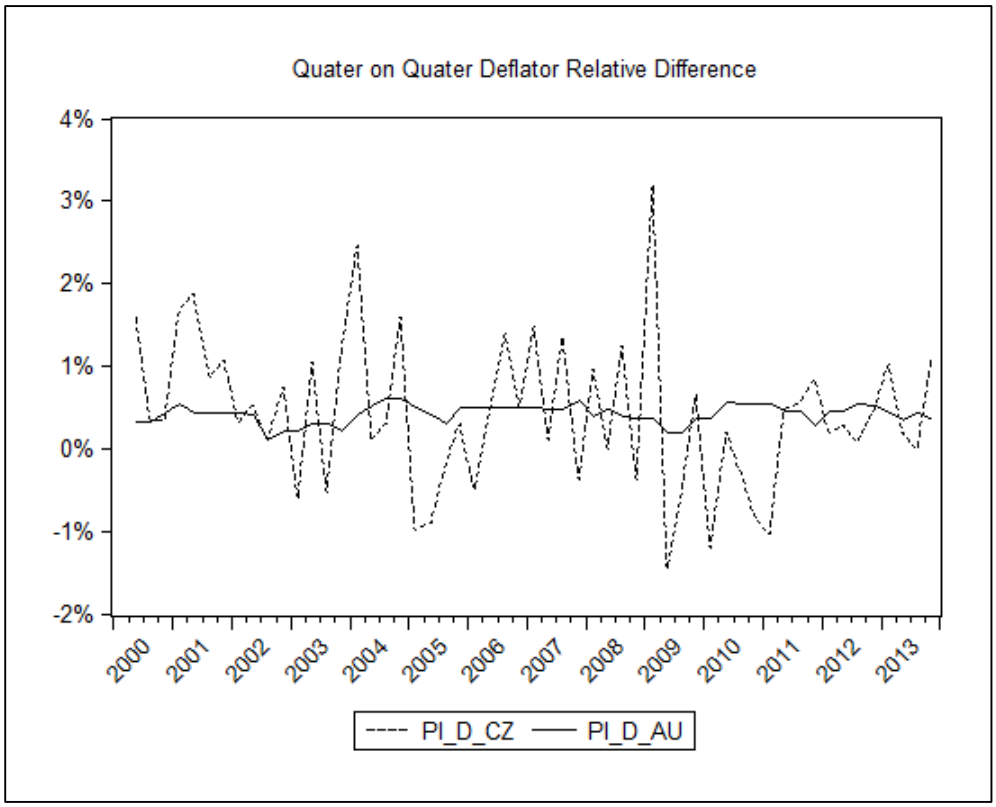
u_t – náhodná složka.

Použijeme MNČ pro odhad přímky 3.9 na čtvrtletní data od roku 2000 po rok 2013 čerpané z Eurostatu. Přesto, že z definice pass-through bychom měli použít logaritmované hodnoty k analýze elasticit jednotlivých proměnných, považujeme za vhodné porovnávat každé čtvrtletí s jeho minulou hodnotou, na základě relativních mezičtvrtletních procentních změn (t a období t-1), které spočteme jako:

$$Pi_t = 100 * (deflator_t - deflator_{t-1}) / deflator_{t-1} \qquad (3.10)$$

Podíváme se, jak vypadají změny cenové hladiny ve sledovaném období pro Rakousko a Česko na Grafu 3.2 níže. Je očividné, že ceny v rakouské ekonomice vykazovaly stabilitu, mírně rostly a pohybovaly se mezi 0 % až 1 %. Ceny v české ekonomice výrazněji kolísaly a pohybovaly se v pásmu –1 % až +3 %. Je vidět, že největší procentní změny cenové hladiny se uskutečnily v roce 2004, kdy se Česká republika stala členem EU a na konci roku 2008 po nástupu světové ekonomické krize. Tyto poznatky nám pomohou při definici dummy proměnných a ke správné specifikaci modelu. Další proměnné byly upravené stejným způsobem na mezičtvrtletní procentní změny podle vzorce 3.10. Takovou úpravou vstupních dat se vyhneme problému zatížení časové řady trendem, sériové korelaci a multikolinearity, ale ztratíme jedno pozorování.

Graf 3.2: Relativní mezičtvrtletní rozdíly deflátorů HDP pro Rakousko a Českou republiku



(Zdroj: vlastní zpracování dat Eurostatu pomocí EViews)

3.4.1 Rakousko

Odhadnutá rovnice pro Rakousko vypadá následovně:

$$\begin{aligned} Pi_d_t &= 0{,}237094 - 0{,}065303 n_{t-1} - 0{,}054015 n_{t-2} \\ &+ 0{,}027498 Pi_ger_{t-1} - 0{,}027087 Pi_ger_{t-2} \\ &+ 0{,}472169 Pi_d_{t-1} - 0{,}018094 Pi_d_{t-2} \end{aligned} \tag{3.11}$$

Tento model vyšel významný, protože Prob.=0,000022, což je menší 1% hladina statistické významnosti a H_0 o statistické nevýznamnosti modelu byla zamítnuta (viz Tabulka 3.32 níže). Celkově bylo vysvětleno ≈ 48 % rozptylu podle R^2. Nikoli všechny odhadnuté estimátory prokázaly svou statistickou významnost. Na 10% hladině statistické významnosti byly zamítnuty nulové hypotézy u odhadu konstanty a u zpožděné relativní mezičtvrtletní změny deflátoru HDP o jedno období, u kterých se Prob. t-statistiky rovnaly 0,0003 resp. 0,002. Na 10% hladině statistické významnosti taky vyšel statisticky významný koeficient nominálního efektivního měnového kurzu minulého období, kde se Prob. rovnala 0,0146 a i koeficient stejné proměnné zpožděné o dvě období dozadu byl posledním významným koeficientem v modelu, kde Prob. činila 0,0553. U ostatních proměnných nebylo možné statistickou významnost prokázat.

Po testování hypotéz interpretujeme výsledky modelu 3. 11:

Apreciace měny měla za následek snížení tempa růstu inflace. Taková tendence odpovídá ekonomické teorii. Pokud euro se posílilo vůči koši měn, znamená to, že cena dovezených statků, koupených v jiné měně klesla a to se promítlo do cenové hladiny.

Tabulka 3.32: Odhad mezičtvrtletní ERPT pro Rakousko

Dependent Variable: PI_D
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2000Q4 2013Q4
Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.237094	0.060726	3.904361	0.0003
N(-1)	-0.065303	0.025742	-2.536789	0.0146
N(-2)	-0.054015	0.027473	-1.966082	0.0553
PI_GER(-1)	0.027498	0.044235	0.621619	0.5373
PI_GER(-2)	-0.027087	0.042361	-0.639430	0.5257
PI_D(-1)	0.472169	0.144095	3.276787	0.0020
PI_D(-2)	-0.018094	0.133292	-0.135743	0.8926

R-squared	0.480143	Mean dependent var	0.421160
Adjusted R-squared	0.412335	S.D. dependent var	0.115553
S.E. of regression	0.088582	Akaike info criterion	-1.887276
Sum squared resid	0.360951	Schwarz criterion	-1.627049
Log likelihood	57.01282	Hannan-Quinn criter.	-1.787205
F-statistic	7.080972	Durbin-Watson stat	2.067809
Prob(F-statistic)	0.000022		

(Zdroj: výstup z EViews)

Avšak dopad byl minimální, protože 1% posílení měny v předchozích dvou čtvrtích snížilo skutečnou inflace o 0,07 %, resp. o 0,05 %. Změny cenových hladin ukázaly, že mají velmi malý vliv na závislou proměnnou a navíc nejsou statisticky významné. Proto lze předpokládat, že se ekonomika Rakouska se neřídí teoretickým předpokladem popisujícím vývoj cenových hladin a není závislá na německé ekonomice. Zpožděná endogenní proměnná měla na vysvětlovanou proměnnou největší vliv, a sice její procentní nárůst vedl ke změně endogenní proměnné o 0,5 %. Ukázala se i přítomnost inflačních očekávání, pokud inflace rostla v minulém období, tak trendově inflace rostla i v období aktuálním. Endogenní proměnná v čase t-2 nevyšla statisticky významná, a proto se lze domnívat, že vliv inflačních očekávání je relativně krátkodobý (ne delší než 3 měsíce). Teoretické koncepty pro plánování a cílování inflace pro Rakousko byly prokázány jen částečně.

3.4.2 Česká republika

Odhad modelu pro Českou republiku se přítomností dummy proměnných, které odpovídaly šokům v roce 2004 a 2008.

$$\begin{aligned} Pi_d_t &= 0{,}003146 - 0{,}088906 n_{t-1} + 0{,}128141 n_{t-2} \\ &\quad - 0{,}189574 Pi_ger_{t-1} - 0{,}039536 Pi_ger_{t-2} \\ &\quad - 0{,}184757 Pi_d_{t-1} + 0{,}198761 Pi_d_{t-2} + 0{,}006920 dummy \end{aligned} \tag{3.13}$$

Bohužel tento model nevyšel statisticky významný, kdy hodnota Prob. F-testu bylo o hodně výší než 10 %, 0,3>0,1 (viz Tabulka 3.33). Odhadnutou přímku nelze považovat za vhodnou k popsání závislé proměnné, a model nepopisuje vložená data. R^2 se nepřiblížil ani k 20 %, což potvrzuje slabou vypovídací schopnost modelu. Další interpretace koeficientů nemá smysl.

Tabulka 3.33: Odhad mezičtvrtletní ERPT pro Českou republiku

Dependent Variable: PI_D
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2000Q4 2013Q4
Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003146	0.002546	1.236039	0.2229
N(-1)	-0.088906	0.068937	-1.289677	0.2038
N(-2)	0.128141	0.066889	1.915717	0.0618
PI_GER(-1)	-0.189574	0.459452	-0.412609	0.6819
PI_GER(-2)	-0.039536	0.439277	-0.090002	0.9287
PI_D(-1)	-0.184757	0.148964	-1.240282	0.2213
PI_D(-2)	0.198761	0.151115	1.315295	0.1951
DUMMY	0.006920	0.003553	1.947571	0.0577

R-squared	0.163155	Mean dependent var	0.004013
Adjusted R-squared	0.032979	S.D. dependent var	0.009208
S.E. of regression	0.009055	Akaike info criterion	-6.432788
Sum squared resid	0.003690	Schwarz criterion	-6.135385
Log likelihood	178.4689	Hannan-Quinn criter.	-6.318421
F-statistic	1.253338	Durbin-Watson stat	1.851818
Prob(F-statistic)	0.294843		

(Zdroj: výstup z EViews)

3.4.3 Porovnání modelu a vztahu

Modely pro oba státy nelze porovnat, protože daný typ cenové dynamiky ERPT se na zkoumaných datech statisticky významně projevuje jen v Rakousku, nikoliv v ČR.

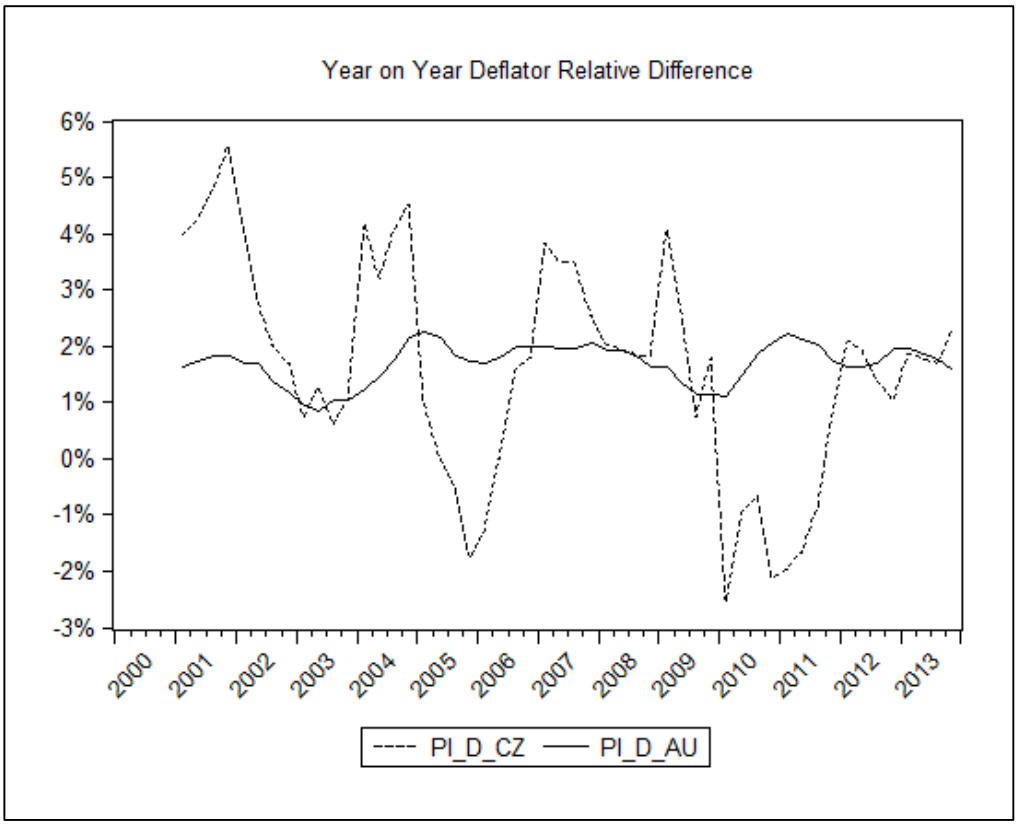
3.5 Model s meziročními relativními změnami

Odhad ekonometrických modelů bude stejný jako v předchozím případě s tím rozdílem, že porovnáváme meziroční procentní změny (t a období t-4), které vypočítáme jako:

$$Pi_t = 100 * (deflator_t - deflator_{t-4}) / deflator_{t-4} \tag{3.14}$$

Procentuální změny pro ostatní proměnné vypočteme stejným postupem (viz 3.14). V každé časové řádě kvůli úpravám ztratíme pozorování v délce 1. roku. Podíváme se na Graf 3.3 nově spočítaných hodnot. Je zřejmé, že hodnoty relativních změn vykazovaly ještě silnější fluktuací než v předchozím modelu (viz Graf 3.2). Změny cenové hladiny Rakouska se pohybovaly v pásmu od +0,8 % až +2,5 %, u České republiky rozmezí činilo –2,6 % až +5,6 %.

Graf 3.3: Relativní mezičtvrtletní rozdíly deflátorů HDP pro Rakousko a Českou republiku



(Zdroj: vlastní zpracování dat Eurostatu pomocí EViews)

3.5.1 Rakousko

Odhadnutý model vypadá takto:

$$\begin{aligned} Pi_d_t &= 0{,}550171 - 0{,}100137 * n_{t-1} + 0{,}035880 * n_{t-2} \\ &+ 0{,}014616 * Pi_ger_{t-1} - 0{,}064108 * Pi_ger_{t-2} \\ &+ 1{,}250534 * Pi_d_{t-1} - 0{,}535602 * Pi_d_{t-2} \end{aligned} \tag{3.15}$$

Verifikace modelu proběhla úspěšně (viz Tabulka 3.34), H_0 F-testu byla zamítnuta na 1% hladině statistické významnosti, protože Prob. se rovnalo nule. Pomocí tohoto modelu bylo popsáno skoro 91 % rozptylu závislé proměnné. Statisticky nevýznamnými vyšly koeficienty proměnných změn cenových hladin Německa a nominální měnový kurz zpožděný o 2 roky. Ostatní koeficienty vyšly statisticky významné na 1% hladině statistické významnosti.

Výsledky (viz 3.15) jsou interpretovány následovně. Lze si povšimnout, že se znaménka koeficientů párově střídají. Pozitivní změna efektivního měnového kurzu, vykazovala pozitivní i negativní vliv na vysvětlovanou proměnnou. Takové vztahy jsou v rozporu s ekonomickou teorií. Posílení měny by mělo snižovat inflaci. Stejně vyšly i koeficienty inflace Německa, kdy pozitivní změna cenové hladiny vedla k nárůstu vysvětlované proměnné. Minulé změny v domácích cenových hladinách měly poměrně velký vliv na vysvětlovanou proměnnou, a to 1,25 % odezvu na 1% kladnou změnu přechozího období a –0,54 % na 1% kladnou změnu v čase t-2. Tyto proměnlivé vztahy můžeme vysvětlit tím, že každé 1,5-2 roky tempo růstu buď rostlo, nebo

klesalo, což je vidět z Grafu 3.3. Celkově model neodpovídá uvedeným teoretickým předpokladům.

Tabulka 3.34: Odhad meziroční ERPT pro Rakousko

Dependent Variable: PI_D
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q3 2013Q4
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.550171	0.131516	4.183310	0.0001
N(-1)	-0.100137	0.026934	-3.717865	0.0006
N(-2)	0.035880	0.031013	1.156906	0.2537
PI_GER(-1)	0.014616	0.049955	0.292584	0.7712
PI_GER(-2)	-0.064108	0.051740	-1.239045	0.2220
PI_D(-1)	1.250534	0.119450	10.46907	0.0000
PI_D(-2)	-0.535602	0.102813	-5.209474	0.0000

R-squared	0.907369	Mean dependent var	1.695527
Adjusted R-squared	0.894444	S.D. dependent var	0.359524
S.E. of regression	0.116807	Akaike info criterion	-1.327410
Sum squared resid	0.586687	Schwarz criterion	-1.059727
Log likelihood	40.18524	Hannan-Quinn criter.	-1.225474
F-statistic	70.20144	Durbin-Watson stat	2.216724
Prob(F-statistic)	0.000000		

(Zdroj: výstup z EViews)

3.5.2 Česká republika

Opětovně byl odhadnut model pro Česko republiku, který je zaznamenán níže:

$$\begin{aligned} Pi_d_t &= 0{,}5691 - 0{,}020153 n_{t-1} + 0{,}020577 n_{t-2} \\ &- 0{,}027298 Pi_ger_{t-1} - 0{,}184498 Pi_ger_{t-2} \\ &+ 0{,}769758 Pi_d_{t-1} - 0{,}008153 Pi_d_{t-2} \end{aligned} \tag{3.16}$$

V tomto případě se podařilo odhadnout vhodnější model (viz Tabulka 3.35 níže), statisticky významný na 1% spolehlivosti s určitou vypovídací schopností. Podle koeficientu determinace, tímto modelem bylo vysvětleno ≈60 % rozptylu vysvětlované proměnné. Jenomže většina odhadnutých koeficientů nebyla významná ani na 10 % hladině statistické významnosti, což svědčí, že vysvětlující proměnné mají vliv na závislou proměnnou, ale tyto koeficienty nejsou přesné. Je pravděpodobné, že se cenová hladina vyvíjí jinak, než to stanoví teoretické předpoklady. Pokud vezmeme v potaz pouze směr závislosti udávaný odhadnutými koeficienty, tak uvidíme, že se ekonomika neřídí teoretickými zákonitostmi. Měnový kurz v různých obdobích má odlišná znaménka, inflace Německa skutečně snižovala inflaci v České republice, což by mělo být naopak. Jediná statisticky významná proměnná v modelu je inflace minulého roku, která působila pozitivně na současnou cenovou hladinu. Změny cenové hladiny stejného čtvrtletí před 2 roky zpátky měly záporný vliv, což znamená, že ekonomika očekávala, že se v průběhu dvou let tendence změní.

Tabulka 3.35: Odhad meziroční ERPT pro Českou republiku

Dependent Variable: PI_D
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q3 2013Q4
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.569100	0.577610	0.985266	0.3300
N(-1)	-0.020153	0.066976	-0.300894	0.7649
N(-2)	0.020577	0.065375	0.314760	0.7545
PI_GER(-1)	-0.027298	0.596391	-0.045772	0.9637
PI_GER(-2)	-0.184498	0.577957	-0.319225	0.7511
PI_D(-1)	0.769758	0.170555	4.513262	0.0000
PI_D(-2)	-0.008153	0.175287	-0.046511	0.9631

R-squared	0.599146	Mean dependent var	1.517355
Adjusted R-squared	0.543213	S.D. dependent var	1.941413
S.E. of regression	1.312124	Akaike info criterion	3.510348
Sum squared resid	74.03178	Schwarz criterion	3.778032
Log likelihood	-80.75871	Hannan-Quinn criter.	3.612284
F-statistic	10.71183	Durbin-Watson stat	1.996389
Prob(F-statistic)	0.000000		

(Zdroj: výstup z EViews)

Dalším pokusem bylo zahrnout dummy proměnnou, která by odpovídala výkyvům závislé proměnné v letech 2004 a 2007 až 2008. Odhadnut byl následující model:

$$\begin{aligned} Pi_d_t &= 0{,}181089 - 0{,}34566 n_{t-1} + 0{,}066292 n_{t-2} \\ &\quad - 0{,}087880 Pi_ger_{t-1} - 0{,}13466 Pi_ger_{t-2} \\ &\quad + 0{,}631116 Pi_d_{t-1} - 0{,}038896 Pi_d_{t-2} + 1{,}333654 dummy \end{aligned} \tag{3.17}$$

Tabulka 3.36: Odhad meziroční ERPT pro Českou republiku s dummy proměnnou

Dependent Variable: PI_D
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q3 2013Q4
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.181089	0.564851	0.320597	0.7501
N(-1)	-0.034566	0.063324	-0.545861	0.5880
N(-2)	0.066292	0.064125	1.033805	0.3071
PI_GER(-1)	0.087880	0.563433	0.155973	0.8768
PI_GER(-2)	-0.134669	0.544608	-0.247277	0.8059
PI_D(-1)	0.631116	0.169579	3.721654	0.0006
PI_D(-2)	0.038896	0.166096	0.234176	0.8160
DUMMY	1.333654	0.523504	2.547553	0.0146

R-squared	0.652797	Mean dependent var	1.517355
Adjusted R-squared	0.594930	S.D. dependent var	1.941413
S.E. of regression	1.235614	Akaike info criterion	3.406660
Sum squared resid	64.12318	Schwarz criterion	3.712584
Log likelihood	-77.16650	Hannan-Quinn criter.	3.523157
F-statistic	11.28097	Durbin-Watson stat	1.777448
Prob(F-statistic)	0.000000		

(Zdroj: Výstup z EViews)

Model nově nadefinované přímky zase prokázal svou statistickou významnost jako celku (viz Tabulka 3.36), ale opět u nízkého počtu vysvětlujících proměnných byla na základě t-testu prokázána jejich statistická významnost. Dummy proměnná nebyla použitá zbytečně, naopak její Prob.<0,05, proto pro ni H_0 t-testu byla zamítnuta a prokázala její statistickou významnost. Z vysvětlujících proměnných vyšla statisticky významně pouze jedna. Odlišná byla také znaménka nově odhadnutých koeficientů. Model více odpovídá ekonomické teorii. Kladných hodnot nabývají skoro všechny koeficienty s výjimkou jedné z hodnot proměnné měnového kurzu a míry inflace v Německu. Ostatní proměnné naznačovaly pozitivní vliv na růst cenové hladiny. Dummy proměnná prokázala, že v krizových obdobích byla cenová hladina v průměru o 1,3 % vyšší v porovnání s ostatními lety.

3.5.3 Porovnání modelů a výsledků

Z Tabulky 3.37 lze konstatovat, že největší vypovídací schopnost prokázal model pro Rakousko, kde bylo popsáno o 25 procentních bodů rozptylu více než u nejlepšího modelu odhadnutého pro Českou republiku. Shoda napříč všemi třemi modely byla v kladných koeficientech proměnných n_{t-2} a Pi_ger_{t-1}, které logicky odpovídají ekonomické teorii. Překvapivě opačná (záporná) znaménka pak vyšla u koeficientů n_{t-1} a Pi_ger_{t-2}. A tedy nelze jasně přijmout teoretická očekávání stanovené předchozími vědci. Zbylé koeficienty modelu se liší a je těžké zdůvodnit, proč tomu tak je. Ekonomika Rakouska vykazovala velmi stabilní růst, jenom rostla čas od času rychleji a střídavě pomaleji. Transformační charakter české ekonomiky ukázal, že prudký růst cenové hladiny se střídal s jejím prudkým poklesem. Návaznost obou ekonomik, rakouské i české, na německou se nepodařilo prokázat, neboť odhadnuté koeficienty neodpovídaly teoretickým předpokladům.

Tabulka 3.37: Odhady meziročních ERPT pro 3 státy k porovnání

Dependent Variable: PI_D			
	Country		
Variable	AU	CZ	CZ
C	0.550171***	0.569100	0.181089
N(-1)	-0.100137***	-0.020153	-0.034566
N(-2)	0.035880	0.020577	0.066292
PI_GER(-1)	0.014616	-0.027298	0.087880
PI_GER(-2)	-0.064108	-0.184498	-0.134669
PI_D(-1)	1.250534***	0.769758***	0.631116
PI_D(-2)	-0.535602***	-0.008153	0.038896
DUMMY_CZ	-	-	1.333654***
R-squared	0.907369	0.599146	0.652797
Adjusted R-squared	0.894444	0.543213	0.594930
F-statistic	70.20144	10.71183	11.28097
Prob(F-statistic)	0.000000	0.000000	0.000000

(Zdroj: výstup z EViews; vlastní zpracování)

(***– významnost na 1% hladině spolehlivosti; **– významnost na 5% hladině spolehlivosti; *– významnost na 10% hladině spolehlivosti)

Závěr

Cílem této práce bylo provést empirickou analýzu vývoje úrovni inflace ve třech státech s otevřenou ekonomikou pomocí různých specifikací Phillipsovy křivky a metody ERPT a ověřit, jestli se uvedené ekonomiky chovají v souladu s teoretickými makroekonomickými předpoklady. Neméně důležité bylo výsledky mezi sebou porovnat.

Na začátku byly pro každý model definované všechny proměnné, které u nich byly později použité. Zajímavé bylo to, že jsem odešla od klasické definice Phillipsovy křivky rozšířené o očekávání (EAPC) a použila jsem relativní odchylky proměnných od jejích rovnovážných hodnot, které byly vypočtené pomocí aproximačních technik. Ve výsledku byl měřen přímý vliv nerovnováhy nezávislých proměnných jako deflátor HDP a míra nezaměstnanosti na vývoj odchylek od rovnováhy hodnot inflací. V metodě pass-through bylo aplikováno diferencování hodnot v čase pro lepší přehled jednotlivých změn ve vysvětlujících proměnných a jejich dopadů na vysvětlovanou proměnnou.

Téměř každý model prošel úspěšnou verifikací a splnil podmínky nutné pro aplikaci MNČ. Jakékoliv porušení předpokladů a prezence autokorelací nebo heteroskedasticity byly podchyceny vhodnými způsoby a výsledky tak byly interpretovatelné.

Modely odhadnuté pro Českou republiku ukázaly, že transformační stav ekonomiky a nestabilitu vývoje inflací nelze popsat bez pomocí dummy proměnných. V případě odhadů Phillipsových křivek je jasné, že se ekonomika řídila teoretickými předpoklady chování inflací. Z křivek 3.3 a 3.7 je vidět, že podstatnými prvky pro vývoj inflací jsou buď skutečné odchylky HDP od svého potenciálu, nebo zpožděné endogenní proměnné. Pozitivní odchylky těchto veličin v souladu s ekonomickou teorií výrazně navyšovaly hodnoty inflací oproti rovnovážné úrovni. Naproti tomu vlivy těchto proměnných byly o hodně silnější oproti ekonomikám Rakouska a Německa. Lze konstatovat, že česká ekonomika se řídí teoretickými předpoklady pro tvorbu své hospodářské politiky, ale těžko se navazuje na politiku velké ekonomiky Německa, přestože má souběžný vývoj. V modelech odhadnutých metodou pass-through výsledky analýzy nebyly jednoznačné. Návaznost vývoje změn inflací v čase v domácí ekonomice na změny měnového kurzu a inflací v Německu se nepodařilo prokázat. Příčiny mohou být různé. Časté šoky v ekonomice České republiky by mohly být jedním z důvodů. Jiným důvodem by mohla být chyba ve specifikaci modelu nebo nezahrnutí dalších faktorů ovlivňujících změny cenových hladin. Volba jiného funkčního tvaru modelu by mohla zlepšit vlastnosti modelu. Avšak vzhledem ke komplexitě tématu se mi nepodařilo najít lepší odhad vztahu mezi malou ekonomikou Česka a velkou ekonomikou Německa.

Co se týče ekonomiky Rakouska, lze konstatovat, že vykazovala relativní stabilitu vývoje cenových hladin, proto se žádné dummy proměnné v modelech neobjevily. Odhadnuté Phillipsovy křivky prokázaly návaznost inflací na teoretické makroekonomické předpoklady, až na výjimku endogenní proměnné zpožděné o dvě období v rovnici 3.6, kde pozitivní odchylka HDP od potenciálu snižovala odchylky inflací od rovnováhy. Odůvodnit takové chování je velmi obtížné.

Pomocí ekonometrické analýzy jsem však přišla na závěr, že ekonomika Rakouska a změny její cenové hladiny jsou silně závislé na ekonomice Německa. Odhad koeficientů vysvětlujících proměnných pro odchylky inflací od rovnovážných hodnot Rakouska byl velmi podobný odhadu stejných proměnných Německé ekonomiky. Metodou ERPT se celkově nepodařilo prokázat závislost zkoumaných inflací Rakouska na inflace v Německu. Změny měnového kurzu také neměly podstatný vliv na cenovou hladinu.

Na závěr lze říci, že ekonometrická analýza inflací pomocí Phillipsovy křivky prošla úspěšně. Podařilo se dojít k očekáváným výsledkům, které vyplývají z ekonomické teorie. Na základě výsledku této práce můžeme konstatovat, že vývoj inflace malé ekonomiky Rakouska do značné míry kopíruje vývoj inflace výrazně větší německé ekonomiky. Česká ekonomika je na tom hůře, protože není odolná šokům. Analýza metodou pass-through nebyla tak úspěšná, protože nedošlo k očekáváným výsledkům. Je zapotřebí provést další a hlubší výzkum této metody.

Literatura a internetové zdroje

[1] 2016 Index of Economic Freedom [online] [2016]. Dostupné z: http://www.heritage.org/index/ranking

[2] World Economic Outlook Databases. International Monetary Fund [online] [2016] [cit. 2016-05-13] Dostupné z: http://www.imf.org/external/ns/cs.aspx?id=28

[3] PAVELKA, Tomáš. *Makroekonomie: základní kurz*. Vyd. 3. Slaný: Melandrium, 2007. ISBN 978-80-86175-58-4.

[4] MANKIW, N. Gregory. *Macroeconomics*. 7th ed. New York: Worth Publishers, c2010. ISBN 978-1-4292-3812-0

[5] CERRA, V., and Saxena S. C.: *Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap–An Application to Sweden*. IMF Working Paper 59, International Monetary Fund, Washington, 2000.

[6] HODRICK, R., and PRESCOTT, E. C.: Post War U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking* 29 (1997), 1-16.

[7] WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory econometrics: a modern approach*. 5th ed. Mason, OH: South-Western Cengage Learning, c2013. ISBN 978-1-111-53104-1.

[8] HUŠEK, Roman. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Praha: Oeconomica, 2009. Vysokoškolské učebnice (Oeconomica). ISBN 978-80-245-1623-3.

[9] ING, FORMÁNEK, Tomáš Ph.D. Materiály k výuce předmětu 4EK214 Úvod do ekonometrii: regresní modely s časovými řadami II. [online] Dostupné z: https://sites.google.com/site/ekonometrievse/4ek214/tyden-10

[10] BABETSKAIA-KUKHARCHUK, O.: Transmission of Exchange Rate Shocks into Domestic Inflation: The Case of the Czech Republic. *Czech Journal of Economics and Finance*, 2009, 59/2, 137-152.

[11] McCarthy, J.: Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. *Eastern Economic Journal*, 2007, Vol. 33/4, 511-537.

[12] HUŠEK R. and FORMÁNEK, T.: Output gap and structural shock estimates for Czech Republic and other selected EU members. In *Mathematical Methods in Economics 2013*. Jihlava: College of Polytechnics Jihlava, 2013, s. 177–182. ISBN 978-80-87035-76-4.

[13] HUŠEK R. and FORMÁNEK, T.: Exchange Rate Pass-Through Analysis for Czech Republic and Poland: Implications towards Eurozone Accession. In *Mathematical*

Methods in Economy. Praha: Professional Publishing, 2011, s. 284-289. ISBN 978-80-7431-058-4

[14] EViews 9.5 Help Topics. User's Guide: Estimating ARIMA and ARFIMA Models in EViews. [online]. Dostupné z: http://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content%2Ftimeser-Estimating_ARIMA_and_ARFIMA_Models_in_EViews.html%23ww201632, poslední aktualizace 2016-05-04 [cit. 2016-05-13].

[15] EViews 9.5 Help Topics. User's Guide: Specification and Diagnostic Tests. Residuals Diagnostics [online]. Dostupné z: http://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content%2Ftesting-Residual_Diagnostics.html%23ww182888, poslední aktualizace 2016-05-04 [cit. 2016-05-13].

[16] EViews 9.5 Help Topics. User's Guide: Additional Regression Tools. Robust Standard Errors. [online]. Dostupné z: http://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content%2FRegress2-Robust_Standard_Errors.html, poslední aktualizace 2016-05-04 [cit. 2016-05-13].

[17] ČNB. Kurzový mechanismus ERM II a kurzové konvergenční kritérium [online]. [2003] [cit. 2016-05-15]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2003/2003_cervenec/boxy_a_prilohy/mp_zpinflace_prilohy_c_03_cervenec_p1.html

[18] Databáze časových řad ARAD. ČNB. [online] Dostupné z: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/neer_cs.pdf

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

Příloha

Datový soubor použity k provádění analýzy je uveden v tabulce níže a je k dispozici na InSIS.

	GDP Deflator			HDP in domestic currency			Unemployment rate (%)			Nominal effective exchange rate (28 trading partners)		
	AU	CZ	GER	AU	CZ	GER	AU	CZ	GER	AU	CZ	GER
2000Q1	92	87,7	94,9	51305,2	548607	508830	4,23	9,2	8,13	98,71	82,26	97,91
2000Q2	92,3	89,1	94,6	51882,6	566252	512350	3,7	8,93	8	98,69	81,08	97,74
2000Q3	92,6	89,4	94,8	52539,4	575522	512950	3,83	8,57	7,9	98,76	82,96	97,83
2000Q4	93	89,7	95	53136,1	581694	513800	3,77	8,37	7,77	98,70	84,33	97,62
2001Q1	93,5	91,2	95,3	53333,8	594847	523310	3,63	8,23	7,67	99,36	84,99	98,69
2001Q2	93,9	92,9	95,4	53346,2	610523	524420	4	8,13	7,67	98,83	85,58	97,96
2001Q3	94,3	93,7	95,9	53679,9	618064	525160	4,1	8,23	7,83	99,11	86,71	98,43
2001Q4	94,7	94,7	96,9	54235,8	627327	532020	4,3	7,9	8,03	99,08	89,02	98,40
2002Q1	95,1	95	97,1	54856,5	631185	530950	4,5	7,43	8,17	98,72	92,53	97,92
2002Q2	95,5	95,5	96,6	55305,6	639357	530110	4,23	7,2	8,4	98,95	97,10	98,32
2002Q3	95,6	95,6	97,4	55396,5	643956	536200	4,4	7,2	8,73	99,35	98,33	98,84
2002Q4	95,8	96,3	98	55511,9	652974	538490	4,43	7,3	9,1	99,27	95,98	98,75
2003Q1	96	95,7	98	55910,4	657178	534470	4,53	7,37	9,5	100,04	94,41	99,89
2003Q2	96,3	96,7	98	56269	669892	533830	4,8	7,73	9,73	100,64	95,45	100,78
2003Q3	96,6	96,2	98,6	56402,1	673749	539900	4,8	7,97	9,8	100,82	93,52	100,91
2003Q4	96,8	97,3	98,7	56679,2	687203	542510	5,03	8,17	9,8	100,92	93,90	100,97
2004Q1	97,2	99,7	99,2	57365,1	711044	545400	5,63	8,4	10,07	100,92	91,70	100,84
2004Q2	97,7	99,8	99,3	58204,3	720556	547540	5,37	8,37	10,3	100,52	93,69	100,32
2004Q3	98,3	100,1	99,5	58919	734089	547800	5,47	8,23	10,37	100,39	94,78	100,22
2004Q4	98,9	101,7	99,5	59468,9	758870	548140	5,5	8,2	10,6	100,45	96,12	100,47
2005Q1	99,4	100,7	100	60112,8	763181	550180	5,43	8,07	10,83	100,09	99,24	100,13
2005Q2	99,8	99,8	99,8	60880,9	771993	552520	5,73	7,97	11,17	100,03	98,97	99,97
2005Q3	100,1	99,6	100	61671,4	781792	557990	5,7	7,8	11,17	99,94	100,27	99,98
2005Q4	100,6	99,9	100,2	62560,6	796494	560580	5,73	7,87	10,83	99,94	101,54	99,91
2006Q1	101,1	99,4	100,1	63365	810108	566540	5,73	7,63	10,5	99,82	103,86	99,83
2006Q2	101,6	99,8	100,2	64174,3	827268	575670	5,23	7,27	10,2	99,98	104,92	100,01
2006Q3	102,1	101,2	100,3	65321,3	852161	581800	5	7,07	9,9	99,97	105,10	99,87
2006Q4	102,6	101,7	100,6	66539,5	866586	590670	4,93	6,6	9,57	99,53	105,60	99,39
2007Q1	103,1	103,2	101,6	67474,9	900091	600580	4,93	5,83	9,03	99,39	105,36	99,28
2007Q2	103,6	103,3	101,8	68123,8	901448	604870	5,1	5,43	8,63	99,34	104,38	99,34
2007Q3	104,1	104,7	102,1	68755,7	927431	611590	4,97	5,13	8,43	99,31	105,63	99,33
2007Q4	104,7	104,3	102,3	69796	936904	614980	4,47	4,9	8,2	99,54	110,32	99,77

	GDP Deflator			HDP in domestic currency			Unemployment rate (%)			Nominal effective exchange rate (28 trading partners)		
	AU	CZ	GER	AU	CZ	GER	AU	CZ	GER	AU	CZ	GER
2008Q1	105,1	105,3	102,4	70784	951393	622130	4,2	4,57	7,8	99,98	116,32	100,60
2008Q2	105,6	105,3	102,6	71022,9	963018	620930	3,9	4,33	7,5	99,85	119,40	100,75
2008Q3	106	106,6	102,8	70431	976325	618910	4,07	4,27	7,2	99,50	122,52	100,48
2008Q4	106,4	106,2	103,1	69376,7	954440	608690	4,4	4,47	7,13	101,06	118,52	102,58
2009Q1	106,8	109,6	103,3	68554,2	952956	584620	4,73	5,6	7,5	103,29	111,31	105,51
2009Q2	107	108	103,6	68367,5	934092	587900	5,33	6,5	7,77	102,75	114,72	104,77
2009Q3	107,2	107,4	104,3	68932,3	932382	596040	5,67	7,27	7,83	102,11	118,82	103,95
2009Q4	107,6	108,1	104,6	69538,9	942404	603990	5,5	7,4	7,6	102,39	117,59	104,45
2010Q1	108	106,8	104,8	69797,2	937203	608050	5,03	7,7	7,37	101,91	117,12	103,74
2010Q2	108,6	107	104,8	70575,4	949325	620610	4,83	7,37	7,03	101,64	118,21	103,14
2010Q3	109,2	106,7	105,1	71854	952745	627100	4,8	7,1	6,77	101,44	121,15	102,72
2010Q4	109,8	105,8	105,4	73063,9	948518	633930	4,5	6,97	6,6	101,52	121,98	102,96
2011Q1	110,4	104,7	105,9	74156,6	946315	646700	4,8	6,9	6,23	101,24	123,72	102,57
2011Q2	110,9	105,2	106,2	74888,5	952501	649610	4,5	6,87	5,9	101,42	124,25	103,03
2011Q3	111,4	105,8	106,5	75056,4	958563	653910	4,17	6,6	5,73	101,74	124,42	103,37
2011Q4	111,7	106,7	106,7	75288,8	963331	655800	4,77	6,5	5,57	102,21	120,62	103,69
2012Q1	112,2	106,9	107,2	75931,3	964226	663160	4,6	6,8	5,43	101,72	120,83	102,91
2012Q2	112,7	107,2	107,6	76498,3	962515	665490	4,9	6,9	5,4	101,59	119,83	102,61
2012Q3	113,3	107,3	108,1	76906,1	960646	669680	5,2	6,97	5,33	101,12	120,04	101,85
2012Q4	113,9	107,8	108,6	77296,8	958976	669680	5	7,17	5,3	101,31	119,76	102,20
2013Q1	114,4	108,9	109,4	77633,8	959858	674440	5,33	7,13	5,33	101,76	118,49	103,01
2013Q2	114,8	109,1	110,3	77953,6	964034	684960	5,17	6,97	5,27	101,85	117,37	103,12
2013Q3	115,3	109,1	110,5	78498,7	967493	688850	5,4	6,97	5,2	102,00	117,48	103,33
2013Q4	115,7	110,3	110,9	79064,2	992336	693880	5,47	6,77	5,1	102,00	113,59	103,21