



Hledání nejvhodnější metody odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku

Disertační práce

Dana Kloudová

Školitelka: doc. Ing. Dagmar Brožová, CSc.

Praha, březen 2016

Prohlášení:

Prohlašuji, že jsem tuto disertační práci vypracovala samostatně, pouze s využitím uvedené literatury a ekonometrických softwarů.

V Praze dne

Podpis

Poděkování

Děkuji paní doc. Ing. Dagmar Brožové, CSc. za vedení této práce a ochotu během mého doktorského studia.

Abstrakt

Při rozhodnutích centrálních bank s cílem udržet makroekonomické proměnné na jejich přirozené úrovni, používají centrální banky produkční mezeru. Velkou nevýhodou této proměnné je skutečnost, že se jedná o nepozorovanou proměnnou, jejíž měření je velmi problematické, ačkoliv ji lze odhadovat několika způsoby. Cílem této práce je zjistit, která metoda odhadu je pro odhad produkční mezery pro českou ekonomiku nejvhodnější. Pro analýzu bylo vybráno třináct metod odhadů: lineární trend, kvadratický trend, HP filtr, band-pass filtry, robustní trend, jednorozměrný model nepozorovaných komponent, dva typy produkční funkce, dva SVAR modely, vícerozměrný HP filtr (MVHP) a vícerozměrný model nepozorovaných komponent (MVUC). Vlastní modely ukázaly, že odhadnuté trajektorie nepozorovaných stavů nebyly identické. Pro samotný výběr nejvhodnější metody odhadu produkční mezery byla zvolena kvantitativní (schopnost předpovědi inflace a růstu produktu, revize dat jen u vybraných národních a nadnárodních institucí) a kvalitativní kritéria (vlastnosti metody odhadu, transparentnost a snadná aplikace), přičemž větší důraz byl kladen na kritéria kvantitativní. Dle výsledků u jednotlivých kritérií byl za nejvhodnější metodu odhadu produkční mezery identifikován MVUC model.

Klíčová slova:

produkční mezeru, potenciální produkt, reálný produkt, inflace, MVUC model

JEL Klasifikace:

C 53, E 32, E 37

Abstract

By monetary policy decisions, central banks use output gap to keep macroeconomic variables at their natural levels. A substantial disadvantage of this variable is the fact that it is an unobservable variable which is very problematic to measure, although it is possible to estimate it with various methods of estimation. This thesis aims to find the most suitable method of estimation for Czech economy. Thirteen methods have been chosen for this aim: linear trend, quadratic trend, HP filter, band-pass filters, robust trend, univariate unobserved component model, two types of production function, two SVAR models, multivariate HP filter and multivariate unobserved component model. Own estimations have shown that estimated trajectories of unobservable states were not identical. For own selection of the most suitable method of estimation, quantitative (ability to forecast inflation, a growth of product and data revisions by selected national and international organisations) and qualitative criteria (qualities of methods of estimation, transparency and easy application) have been selected, where emphasis was put on quantitative criteria. Results of this thesis will show that the most suitable method of estimation output gap for Czech economy is multivariate unobserved component model.

Keywords:

output gap, potential product, real output, inflation, MVUC model

JEL Classification:

C 53, E 32, E 37

Seznam použitých zkratk

AMECO	Roční makroekonomická databáze
CF	Christiano-Fitzgeraldův filtr
CPI	Index spotřebitelských cen
ČNB	Česká národní banka
BK	Baxter-Kingův filtr
EC	Evropská komise
EUROSTAT	Statistický úřad Evropské unie
HDP	Hrubý domácí produkt
HP	Hodrick- Prescottův filtr
IMF	Mezinárodní měnový fond
MF	Ministerstvo financí
MVHP	Vícerozměrný Hodrick-Prescottův filtr
MVUC	Vícerozměrný model nepozorovaných komponent
NAIRU	Míra nezaměstnanosti nezrychlující inflaci
NAWRU	Míra nezaměstnanosti nezrychlující růst mezd
OECD	Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
PF1	Produkční funkce s NAIRU
PF2	Produkční funkce s NAWRU
RMSE	Odmocnina ze střední kvadratické chyby
SVAR2	Dvourozměrný strukturální VAR model
SVAR3	Třírozměrný strukturální VAR model
TFP	Celková produktivita faktorů

UC

Jednorozměrný model nepozorovaných komponent

Obsah

Úvod	10
1. Potenciální produkt a produkční mezera	14
2. Data	15
3. Metody odhadu produkční mezery	17
3.1 Jednorozměrné metody	17
3.1.1 Lineární trend	17
3.1.2 Kvadratický trend	20
3.1.3 Hodrick – Prescott filtr	21
3.1.4 Band-pass filtry	28
3.1.5 Robustní trendový odhad	33
3.1.6 Modely nepozorovaných komponent	35
3.1.6.1 Jednorozměrné modely nepozorovaných komponent (UC modely)	37
3.2 Strukturální metody	40
3.2.1 Produkční funkce	40
3.2.2 Strukturální VAR modely	60
3.3 Vícerozměrné metody	67
3.3.1 Vícerozměrný Hodrick – Prescott filtr	67
3.3.2 Vícerozměrný model nepozorovaných komponent	75
4. Porovnání produkčních mezer pro českou ekonomiku	79
4.1 Doplnující deskriptivní statistika	83
5. Metody odhadů produkční mezery pro českou ekonomiku	85
5.1 Mezinárodní organizace	85
5.1.1 IMF	86
5.1.2 OECD	88
5.1.3 EVROPSKÁ KOMISE	90

5.2 Národní instituce.....	94
5.2.1 Ministerstvo financí (MF).....	94
5.2.2 Česká národní banka (ČNB)	96
5.3 Srovnání výsledků odhadů národních a mezinárodních institucí	98
6. Testování produkční mezery pro českou ekonomiku.....	103
6.1 Produkční mezera a předpověď inflace	104
6.2 Produkční mezera a předpověď růstu produktu.....	112
6.3 Revize odhadů produkční mezery	115
6.4 Kvalitativní kritéria pro výběr produkční mezery	118
7. Výběr nejvhodnější metody odhadu produkční mezery.....	119
7.1 Možné vylepšení hledání nejvhodnější metody odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku	122
Závěr.....	124
Přílohy	128
Seznam tabulek	151
Seznam grafů.....	152
Literatura	154

Úvod

Pro zhodnocení současného stavu ekonomiky a rozhodování o měnověpolitických opatřeních s cílem udržet makroekonomické proměnné na jejich přirozené úrovni používá řada centrálních bank potenciální produkt a produkční mezeru. Produkční mezera je rovněž také využívána i při výpočtu sezóně očištěného rozpočtového deficitu či pro posouzení předpokládaného vývoje inflačních tlaků v ekonomice. Mělo by platit, že pokud v ekonomice bude reálný produkt nad potenciálním produktem, tedy kladná produkční mezera, v ekonomice budou inflační tlaky a inflace poroste. Naopak v případě záporné produkční mezery v ekonomice budou deflační tlaky a inflace poklesne.

Produkční mezera je tedy pro centrální banku důležitý ukazatel, nicméně její použití je spojeno s jejími jistými nedostatky. Tím největším je, že produkční mezera je nepozorovaná veličina a nelze ji tedy s jednoznačností měřit, ale spíše jenom odhadovat. A ačkoli se v průběhu času vyskytují nové, sofistikovanější metody, nelze s jednoznačností určit, která metoda je pro odhad produkční mezery nejvhodnější. Obecně je lze ale rozdělit do čtyř základních skupin. Relativně nejjednodušší metody odhadu produkční mezery patří do skupiny jednorozměrných metod odhadů. Tato skupina se vedle relativně snadné konstrukce a nenáročnosti na vstupní data vyznačuje i několika závažnými nedostatky. Tím největším je zřejmě absence ekonomických zákonů či modelů, které by lépe vysvětlovaly průběh produkční mezery. Dále jsou ještě tyto metody zatíženy dalšími specifickými problémy, jako např. tzv. koncový problém. Z jednorozměrných metod byly pro analýzu vybrány lineární a kvadratický trend, Hodrick-Prescottův (HP) filtr, band-pass filtry¹ (Baxter-Kingův (BK) filtr, Christiano-Fitzgeraldův (CF) filtr), robustní trend a jednorozměrný model nepozorovaných komponent. Druhou skupinou jsou tzv. strukturální metody, které kromě statistického rámce disponují už i určitými ekonomickými modely. Do této skupiny se řadí produkční funkce a strukturální VAR modely (SVAR). U metody produkční funkce se předpokládá, že produkční funkce bude představovat nabídkovou stranu ekonomiky, a že produkt je určen vstupními faktory jako práce, kapitál a daná technologie. Výhodou této metody odhadu produkční mezery je vedle relativně nenáročného postupu odhadu i to, že umožňuje zkoumat, jak vývoj trendové složky produktu závisí na vstupních faktorech vystupujících v produkční funkci. Naopak nevýhodou této metody je relativní náročnost na vstupní data, která lze definovat a počítat různými způsoby (např. kapitálová zásoba), či jsou to data nepozorovatelná, a je tedy nutno je dopočítat či odhadnout. Problémy navíc vznikají při výběru nejvhodnějšího typu

¹ Nebo také frekvenční či pásmové filtry.

produkční funkce, jelikož jich existuje více a je náročné určit, který typ je vhodný pro konkrétní ekonomiku. V této práci budou analyzovány dva typy produkčních funkcí: produkční funkce s NAIRU a NAWRU. Ze strukturálních metod byly vybrány ještě SVAR modely, které mají kromě ekonomických modelů v sobě zakomponovaná určitá dlouhodobá omezení. Z relativně široké škály byly pro odhad produkční mezery vybrány dvourozměrný SVAR model s produktem a nezaměstnaností a třírozměrný SVAR model s produktem, nezaměstnaností a inflací. Poslední skupinou, která bude v této práci ještě zvažována, budou tzv. vícerozměrné metody, které jsou jistým vylepšením některých jednorozměrných metod i tím, že jsou do nich zakomponovány jisté ekonomické modely, které už lépe dokáží vysvětlit průběh produkční mezery. Vylepšením jednorozměrného HP filtru, založeného ryze na statistických principech, je vícerozměrný HP filtr (MVHP). Jednorozměrný model nepozorovaných komponent je doplněn Phillipsovou křivkou a vystupuje jako vícerozměrný model nepozorovaných komponent (MVUC). Specifickou skupinou odhadu produkční mezery je i metoda tzv. přímého měření, u které se využívají dotazníková šetření. Tato metoda není do analýzy této práce zařazena, jelikož je zatížena řadou nedostatků. Mezi ně patří např. podmínka krátkého období, kdy jsou výrobní technologie fixní a vstupy jsou komplementární. Výběrová šetření mohou být zatížena nespolehlivostí, jelikož zahrnují pouze některé vybrané sektory ekonomiky. Rovněž je u nich patrná i jistá subjektivnost.

Cílem této práce je tedy určit, kterou metodu odhadu lze označit za nejvhodnější pro odhad produkční mezery pro českou ekonomiku, přičemž do výběru bude zahrnuto třináct výše uvedených metod. Práce je rozdělena následovně: po definování základních pojmů nutných pro analýzu a představení použitých dat v analýze budou v kapitole 3 analyzovány metody odhadu produkční mezery. Nejdříve budou představeny z jednorozměrných metod lineární a kvadratický trend, HP filtr, BK filtr, CF filtr, robustní trend a jednorozměrný model nepozorovaných komponent (UC model). Hodnoceny budou rovněž i jejich dobré a špatné vlastnosti ovlivňující jejich vhodnost pro samotný odhad produkční mezery. Ze strukturálních metod budou získány metody odhadu pomocí produkčních funkcí s NAIRU a NAWRU a jeden dvourozměrný a jeden třírozměrný SVAR model. Z vícerozměrných metod budou vybrány MVHP filtr a MVUC model. Srovnání v následující kapitole přinese potvrzení hypotézy o nejednoznačnosti měření produkční mezery pro českou ekonomiku, což bude potvrzeno několika vybranými statistikami. Bude ukázáno, že ačkoli všech třináct metod vykazalo velmi podobné průběhy hospodářského cyklu, ani jedna z možných dvojic metod odhadu produkční mezery neodhadla naprosto identické trajektorie nepozorovaných stavů

proměnných. Další kapitola přinese odhady produkční mezery pro českou ekonomiku z pohledu vybraných národních a nadnárodních institucí, konkrétně České národní banky (ČNB), Ministerstva financí (MF), Mezinárodního měnového fondu (IMF), OECD a Evropské komise (EC). Bylo dosaženo velmi podobných závěrů jako u vlastních odhadů produkční mezery. Tedy ani u těchto organizací nedošlo u žádné z dvojic k dosažení identických trajektorií nepozorovaných stavů proměnných. Nicméně všechny metody odhadu produkční mezery odhadly velmi podobný průběh cyklu.

Jelikož u vlastních odhadů bylo potvrzeno, že žádná z dvojic neodhadne naprosto stejně trajektorii nepozorovaných stavů, a pokud tak jenom velmi podobných, je otázkou, která z těchto metod je nejvíce vhodná pro odhad produkční mezery pro českou ekonomiku. Pro zodpovězení této otázky byla využita vybraná kvantitativní a kvalitativní kritéria, přičemž větší důraz byl kladen na ta kvantitativní. Z kvantitativních kritérií bude zkoumána schopnost produkční mezery předpovídat inflaci, a dále růst produktu. Jelikož k dispozici nebyla původní data, nebylo možno provést revizi vlastních odhadů produkční mezery, nýbrž pouze u některých národních či nadnárodních institucí. Pro zkoumání schopnosti předpovědi inflace byly použity dva modely inflace dle Coe a McDermott (1997), přičemž druhý model je vylepšením prvního modelem začleněním proměnné nabídky peněz. S využitím AR (1) modelu byly provedeny RMSE statistiky, které potvrdily MVUC model jako nejvhodnější metodu pro odhad produkční mezery. Stejně tak byla doporučena tato metoda odhadu i z hlediska schopnosti předpovědět růst produktu, ačkoli celkově bylo dosaženo horších výsledků než u předpovědi inflace. Dle kvantitativních kritérií byl tedy označen za nejvhodnější metodu odhadu produkční mezery MVUC model. Provedená kontrola revize odhadu produkční mezery dle ČNB navíc potvrdila, že i u jejich metod bylo dosaženo nejmenších revizí právě u Kalmanova filtru (tj. UC modelu). Pro doplnění byla ještě zavedena jistá kvalitativní kritéria. Z hlediska vlastností metod odhadů produkční mezery opět jako nejvhodnější metoda odhadu vyšel MVUC model, jelikož nejenže odhadnutá trajektorie více odpovídala skutečnosti, ale navíc se u tohoto modelu vyskytoval ekonomický model lépe vysvětlující průběh produkční mezery. Rovněž zde bylo upuštěno od nereálných předpokladů konstantního růstu potenciálního produktu, taktéž nedošlo ani k výskytu tzv. koncového problému, pro tuto metodu odhadu netypickému. Dále zde byla uvedena ještě okrajově kritéria transparentnost a snadná aplikace, které ale nikterak neovlivnily předešlý výsledek.

MVUC model ovšem nelze označit jako jednoznačně nejlepší metodu pro odhad produkční mezery, protože výsledek lze ovlivnit dalšími faktory, jako např. zavedení nových metod

odhadu (kterých bude v budoucnu jistě přibývat), doplnění dalších kritérií, úprava modelů inflace či růstu produktu. V konečném důsledku by výsledek mohly ovlivnit i vlastní revize odhadů produkční mezery, pokud by byla k dispozici původní data. Cílem této práce² tedy není najít metodu ideální, nýbrž pouze metodu nejvhodnější, která by se k té ideální alespoň co nejvíce přibližovala.

² Výsledky výzkumu této disertační práce byly publikovány v časopisech s impakt faktorem a recenzovaných časopisech, kde byl výkum aplikován na ekonomiku České republiky, Slovenska, Maďarska a Polska.

1. Potenciální produkt a produkční mezera

Navzdory tomu, že produkční mezera patří společně s potenciálním produktem mezi důležité ukazatele, jsou spojeny s řadou problémů a nejistot. První nejistota se objevuje už při definici pojmů samotných, např. potenciální produkt lze definovat různě. Okun (1962) jej definoval jako produkt, který je vyprodukován při plné zaměstnanosti, čím myslel zaměstnanost odpovídající 4%-ní nezaměstnanosti, a to bez akcelerace inflace. Artus (1977) potenciální produkt definoval jako úroveň produktu, kdy jsou pracovní síly plně využity, přičemž práce a kapitál jsou ale využívány s normální intenzitou. Tato definice potenciálního produktu je ovšem dle Claus a kol. (2000) pochybná, protože definovat a měřit tyto proměnné lze několika způsoby a nesprávně zvolený způsob měření může vést k nesprávným výsledkům. De Masi (1997) definovala potenciální produkt jako maximální produkt, který lze v ekonomice vyprodukovat, aniž by docházelo k růstu inflace. Takto bude chápán potenciální produkt i v této práci.

Produkční mezeru lze rovněž definovat několika způsoby, a to zejména z hlediska přístupu k jejímu měření. Pro metodu odhadu produkční mezery pomocí DSGE modelu lze produkční mezeru definovat jako aktuální produkt mínus potenciální produkt, při kterém zůstávají mzdy i ceny flexibilní a zároveň nedochází ani k tzv. cenovým šokům. Dle Beveridge a Nelson (1981) je produkční mezera odchylka reálného produktu od dlouhodobého stochastického trendu. Congressional Budget Office (2001) definoval produkční mezeru opět jako odchylku reálného produktu od potenciálního produktu, přičemž potenciální produkt je taková úroveň výstupu, která je konzistentní se současnými technologiemi a normálním využitím pracovních a kapitálových vstupů. Otázkou zůstává, jak definovat samotný pojem *normální*. Pro účely této práce bude pod produkční mezerou chápána odchylka reálného produktu od potenciálního produktu, přičemž definice potenciálního produktu byla vysvětlena výše. Výpočet produkční mezery v této práci představuje následující rovnice:

$$y_t^C = \frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t^*} (\%) \quad (1)$$

kde y_t^C je produkční mezera v čase t , Y_t skutečný produkt v čase t a Y_t^* potenciální produkt v čase t . Jediná známá hodnota ze vztahu je přitom pouze reálný produkt.

Pokud jsou získané hodnoty produkční mezery kladné, reálný produkt se nachází nad potenciálním produktem, naopak, pokud je produkční mezera záporná, reálný produkt se nachází pod potenciálem a v ekonomice nejsou využívány všechny zdroje.

2. Data

Veškerá použitá data pro vlastní odhady produkční mezery v této práci jsou čerpána z databáze EUROSTATu a OECD, přičemž délka zvoleného časového období, pro které byla produkční mezera pro českou ekonomiku odhadována, byla ovlivněna disponibilitou dat. Původní výzkum byl plánován pro časovou řadu začínající prvním kvartálem v roce 1993, ovšem z této plánované délky sledovaného období muselo být upuštěno kvůli nedostupnosti dat ve čtvrtletních intervalech.³ Z tohoto důvodu je produkční mezera odhadována pouze pro období 1996Q1-2011Q2 ve čtvrtletních intervalech.⁴

Nejméně náročná na data byly jednorozměrné metody, které požadovaly pouze sezónně očištěný hrubý reálný produkt⁵. U strukturálních metod je už náročnost na data mnohem větší. Tyto metody vyžadovaly data, která byla buď nepozorovaná, nebo těžko měřitelná, jak bude uvedeno u jednotlivých metod. Například kapitálovou zásobu lze počítat několika způsoby, v této práci byla důležitá pro její výpočet data kapitálové zásoby a současné hrubé fixní investice. Pro výpočet potenciální zaměstnanosti bylo nutné získat míru participace a populaci v pracovním věku 14-64 let. Jako příklady nepozorovaných veličin lze uvést NAIRU či celkovou produktivitu faktorů. Tyto proměnné nebylo možno tedy získat z databáze, nýbrž bylo nutné je určitým způsobem dopočítat. U SVAR modelů se kromě sezónně očištěného HDP pracovalo se sezónně očištěnou inflací a nezaměstnaností. S podobnými problémy byly spojeny i vícerozměrné metody odhadu. U MVHP filtru bylo ve srovnání se SVAR modely navíc ještě zapotřebí získat data využití kapacit, MVUC model vyžadoval HDP a inflaci, měřenou jako CPI ve čtvrtletních intervalech.

³ Výzkum na datech s roční periodicitou by nebyl tak důsledný. Výzkum s čtvrtletními daty dokáže totiž přesněji zachytit změny v ekonomice, viz např. Koske a Pain (2008).

⁴ Nedostatek spočívající v nedostupnosti dat byl patrný zejména u strukturálních a vícerozměrných metod odhadu produkční mezery, které jsou náročné na vstupní data (u jednorozměrných metod odhadu byla nutná pouze časová řada sezónně očištěného HDP, jehož data ve čtvrtletních intervalech byla dostupná už od 1995Q1, nicméně např. kapitálová zásoba, současné hrubé fixní investice nebo populace v aktivním věku byly dostupné právě až od prvního kvartálu r. 1996). Stejný problém v nedostupnosti dat se vyskytoval také na konci plánované časové řady, tj. 2012Q4. Z tohoto důvodu byly i jednorozměrné metody charakteristické pro nenáročnost na vstupní data odhadovány pro stejné časové období jako strukturální a vícerozměrné metody odhadu.

⁵ Měřený v milionech českých korun.

U mezinárodních organizací byla data produkční mezery čerpána z jejich vlastních databází. U IMF a EC byla k dispozici data pouze v ročních intervalech, u OECD i ve čtvrtletních intervalech, kvůli srovnání s daty IMF a EC byla použita pouze data s ročními intervaly. Problémy s dostupností dat se vyskytovaly rozvěž i u národních organizací. Z toho důvodu lze u Ministerstva financí (MF) použít pouze data v ročních intervalech, a to pouze od r. 2003. Česká národní banka (ČNB) publikuje⁶ data až od r. 2004, ovšem s čtvrtletními intervaly. Pro srovnání s MF a mezinárodními organizacemi byla čtvrtletní data přepočtena na roční intervaly.⁷

Jelikož původní data⁸ proměnných nutných pro odhad produkční mezery u konkrétních metod odhadu nebyla k dispozici, nebylo možné vykonat vlastní revize odhadů produkční mezery, která je uvedena jako jedna z kvantitativních kritérií. Revize odhadů produkční mezery bylo možné provést pouze u nadnárodních a národních organizací, které měly k dispozici nejen data reálná⁹, nýbrž i ta původní.

Veškeré značení všech proměnných je uvedeno u příslušných rovnic či modelů, ve kterých tyto proměnné figurují, potenciální produkt je měřen v milionech Kč a produkční mezera je standardně měřena v procentech potenciálního produktu.¹⁰ Veškeré výpočty byly provedeny v Gretlu nebo EVIEWS.

⁶ Je tím myšleno data dostupná do odevzdání této práce.

⁷ Podrobněji v šesté kapitole.

⁸ Pod tímto termínem se rozumí data tzv. „stará“, např. HDP byl v průběhu let přepočítáván, a tak v 2005Q1 se hodnota HDP pro 1996Q1 jistě mohla lišit od HDP pro 1996Q1, ovšem vypočteným v 2010Q4.

⁹ Tedy ta „nejnovější“.

¹⁰ Produkční mezera se standardně uvádí v procentech potenciálního produktu, jako příklad lze uvést celou řadu studií zabývajících se touto nepozorovanou proměnnou, např. Cerra a Saxena (2000), Claus (1999), de Masi (1997), Dupasquier a kol. (1997).

3. Metody odhadu produkční mezery

3.1 Jednorozměrné metody

3.1.1 Lineární trend

K nejjednodušším metodám odhadu produkční mezery patří metoda deterministického lineárního trendu, která je založena na předpokladu, že reálný produkt lze rozdělit na deterministický trend a cyklickou složku. Pomocí rovnice regrese přirozeného logaritmu HDP, y_t ¹¹, na lineární funkci času lze tedy odhadnout potenciální produkt, který je reprezentován $\alpha + \beta t$. Parametr β pak představuje hypotetickou konstantní míru růstu potenciálního produktu. Produkční mezeru v rovnici č. 2 zase charakterizují výsledná rezidua rovnice, ε_t :

$$y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Produkční mezera české ekonomiky odhadovaná metodou lineárního trendu má potom následující rovnici:

$$y_t = 9,27 + 0,02t \quad (3)$$

$$(550,05) \quad (50,05)$$

$$R^2 = 0,97$$

kde t-statistiky jsou uvedeny v závorkách.

Tato metoda kromě pozitiv, spočívajících zejména v nenáročnosti na vstupní data a velmi snadné aplikaci, disponuje ale také několika výraznými nedostatky, které ji tak řadí mezi dnes už málo používané metody odhadu produkční mezery. Předpoklad rozdělení aktuálního produktu na jeho deterministickou trendovou a cyklickou složku neumožňuje zavedení nabídkových šoků, které ekonomiku ovlivňují. Dále ryze statistický charakter metody odhadu využívá pouze statistické principy, aniž by zohledňovaly nějaké ekonomické modely. Předpoklad, že potenciální produkt roste konstantním tempem, neodpovídá skutečnosti. Růst produktu lze totiž rozdělit na několik složek jako růst produktivity práce, pracovních vstupů, které lze dále členit na průměrný počet odpracovaných hodin, změny v populaci či na participaci pracovní síly. Aby byl potenciální produkt lineární, nepřipouští se žádné změny

¹¹ Jak bylo uvedeno v kapitole 2, délka sledovaného období je 1996Q1-2011Q2, tedy $t = \{1, 2, \dots, 62\}$. Pokud nebude dále v práci uvedeno jinak, bude myšlen tento definiční obor.

v těchto faktorech. Ve skutečnosti lze ale těžko akceptovat, aby byly tyto faktory v čase konstantní, např. různé strukturální reformy mají na tyto komponenty jistě vliv.

Druhým problémem jsou vlastnosti používané časové řady. U časové řady HDP se obecně předpokládá, že je $I(1)$ proces a následuje stochastický proces, rezidua jsou rovněž nestacionární. Ovšem jestliže produkt má deterministický trend, o reziduích se předpokládá, že budou mít stacionární proces.¹²

Dalším uváděným nedostatkem deterministického lineárního trendu je, že výsledky odhadu závisí na sledovaném období, zejména, ve které fázi cyklu sledované období začíná. Pokud totiž sledované období začíná v období recese, křivka potenciálního produktu bude strmější, než kdyby sledované období začínalo obdobím expanze, a tudíž hodnoty produkční mezery budou zkresleny směrem dolů.¹³

Ovšem jak ukázal Butler (1996), odhad potenciálního produktu dle Okunovy průkopnické metody (1962) fungoval v 70. letech minulého století, kdy v ekonomice USA byl přibližně konstantní růst produktu, celkem spolehlivě. V následujícím období ovšem došlo k několika výrazným nabídkovým šokům, které vedly k sériové korelaci v reziduích, následně k nestabilitě parametrů a nerealistickým výsledkům. Ani zavedení dummy proměnných zahrnující už do modelu tyto nabídkové šoky ovšem nezabránilo zkresleným výsledkům odhadů produkční mezery, navíc když docházelo k výraznému poklesu růstu produktivity. Předpoklad konstantního parametru β se tedy ukázal jako nerealistický a bylo nutno přistoupit k předpokladu jeho změny v čase.

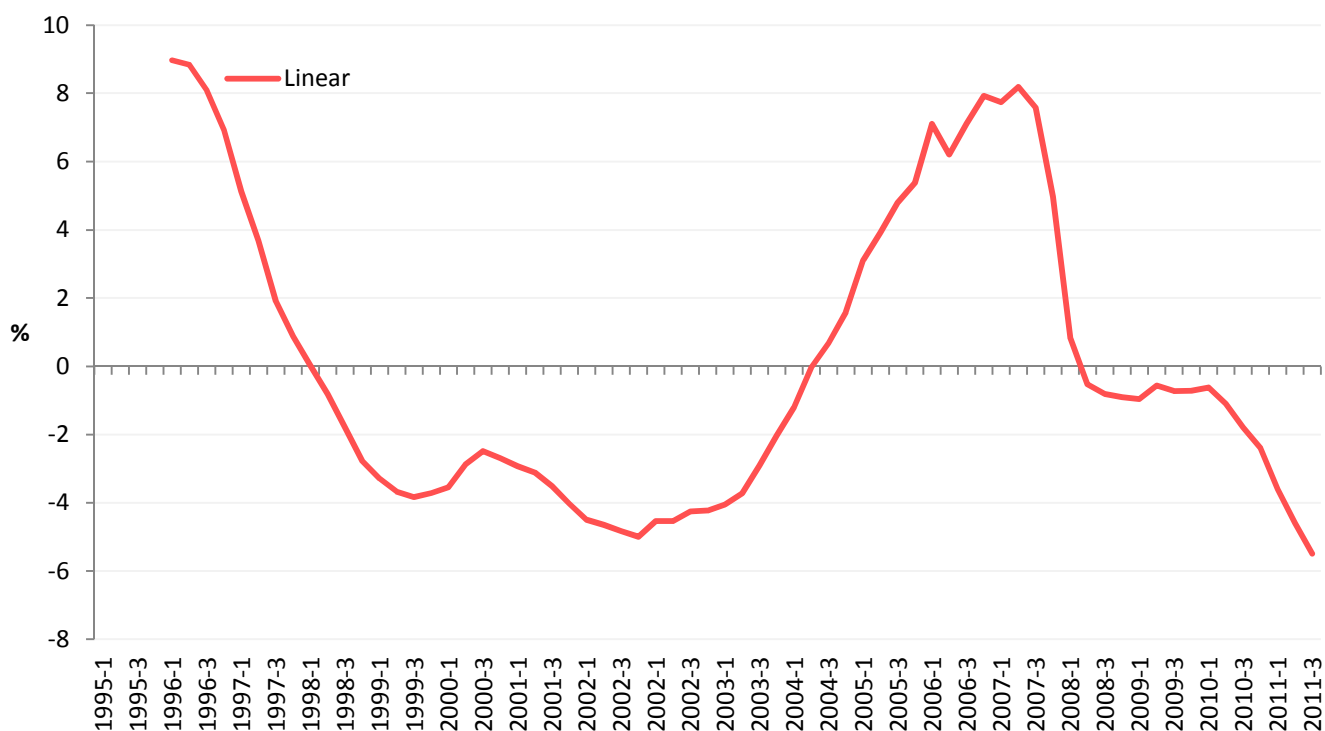
¹² Např. Slevin (2001) tvrdí, že když je časová řada HDP $I(1)$ proces, vede tato metoda k zdánlivým regresím. Jako možné řešení navrhuje zdiferencování y_t , přičemž DW statistika výrazněji poroste, ovšem na druhé straně mírně poklesne R^2 . Jak bylo navíc ukázáno výše, testy jednotkových kořenů potvrdily, že HDP je stacionární po první diferenciaci. Z toho důvodu je lepší používat logaritmickou diferenci HDP jako výchozí časovou řadu i pro českou ekonomiku.

Řešením sporů, zda-li produkt následuje deterministický, nebo stochastický trend, se zabývalo několik studií, lze odkázat např. na Rudebush (1993), Diebold a Senhadji (1996) či Pappel a Prodan (2003).

¹³ Např. de Brouwer (1998) poukázal, že výsledná produkční mezera pro poslední sledované čtvrtletí velmi závisí na počátečním čtvrtletí, kterým začíná sledované období pro odhad produkční mezery. Vždy sice byly odhadnuty kladné hodnoty pro produkční mezeru v posledním sledovaném čtvrtletí, nicméně pokud se začínalo ve čtvrtletí s nejhlubším poklesem produktu, odhadovaná produkční mezera byla přibližně až o 1p.b. nižší než pokud se začínalo obdobím vrcholu expanze.

Produkční mezera pro českou ekonomiku odhadovaná deterministickým lineárním trendem je graficky znázorněna na grafu č. 1, která bude podrobena analýze v další části práce. Potenciální produkt a aktuální produkt jsou uvedeny v příloze A.¹⁴

Graf č. 1: Produkční mezera: lineární trend



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Jako alternativou k lineárnímu trendu se používá metoda „split time trend“, která spočívá v rozdělení sledovaného období na několik částí:

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \varepsilon_t \quad t \leq t_1 \quad (4)$$

$$y_t = \alpha_2 + \beta_2 t + \varepsilon_t \quad t > t_1$$

¹⁴ Měřený v milionech Kč.

Důležitým faktorem v tomto modelu je správné subjektivní určení zlomového bodu (resp. zlomových bodů), které v ekonomice nastaly a s nejvyšší pravděpodobností způsobily změnu růstu potenciálního produktu. Lineární trend se potom následně aplikuje na dva či více rozdělených časových úseků. Daná sledovaná časová řada pro českou ekonomiku je ovšem relativně krátká, jejím rozdělením by se získaly velmi krátké časové řady a rezidua by tak nemusela obsahovat cyklickou složku. Z tohoto důvodu a rovněž z důvodu subjektivního zvolení zlomového bodu nebyla produkční mezera touto metodou odhadována¹⁵. Jako alternativa k lineárnímu trendu byl zvolen kvadratický trend.

3.1.2 Kvadratický trend

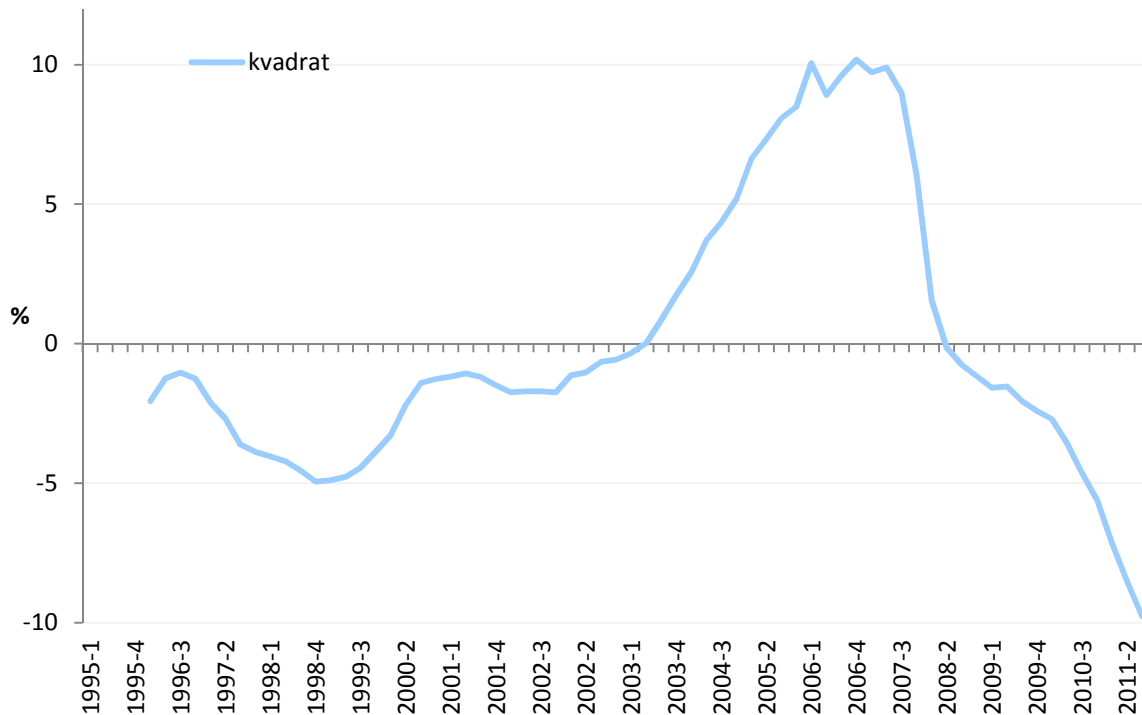
$$y_t = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_t \quad (5)$$

Tato metoda odhadu se od lineárního trendu liší zavedením proměnné druhé mocniny časového trendu. Podobně jako metoda lineárního trendu, i u kvadratického trendu se abstrahuje od ekonomických modelů a stejně jako předešlá metoda se i tato používá už jenom okrajově. Produkční mezera pro českou ekonomiku odhadovaná kvadratickým trendem je zachycena na grafu č. 2, potenciální produkt viz příloha A¹⁶.

¹⁵ Blíže viz. např. na studii Slevin (2001) či Kenny (1995), kteří odhadovali touto metodou produkční mezeru v Irsku, ale na rozdíl od nás měli časovou řadu delší přibližně o 20 let, tedy až o 80 čtvrtletí.

¹⁶ V příloze lze tedy vidět, že u lineární trend má tvar přímky a u kvadratického trendu parabolu. Výsledný tvar obou křivek je v souladu s předešlými výzkumy.

Graf č. 2: Produkční mezera: kvadratický trend



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

3.1.3 Hodrick – Prescott filtr

Hodrick-Prescott (HP) filtr (1997)¹⁷ patří mezi nejčastěji využívané jednorozměrné metody odhadu produkční mezery u řady národních i nadnárodních institucí jako např. IMF či OECD. Jeho oblíbenost spočívá vedle nenáročnosti na vstupní data v jeho snadné mechanické aplikaci a implementaci ve většině dnešních ekonometrických softwarů. U tohoto jednorozměrného filtru se vychází z předpokladu, že pozorovanou časovou řadu produktu y_t lze rozdělit na trendovou složku g_t (potenciální růst) a na cyklickou složku jakožto rozdíl aktuálního produktu od potenciálu c_t :

$$y_t = g_t + c_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (6)$$

S využitím tohoto předpokladu s dalším předpokladem, že trendová složka se v čase nepřerušovaně mění, lze odhadnout trendovou složku g_t přes minimalizaci sumy čtverců

¹⁷ Tímto označením je myšlena práce Hodricka a Prescottta (1997).

cyklické složky, penalizované pro odchylky ve druhých diferencích trendové složky. Minimalizací následující rovnice se tedy získá trendová složka:

$$\min_{\{g_t\}_{t=1}^T} \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \quad (7)$$

Parametr λ je parametr vyhlazení, penalizující variabilitu trendové složky. Platí pro něj: $\lambda > 0$, přičemž čím vyšších hodnot parametr λ dosahuje, tím bude trendová složka vyhlazenější a cyklická složka c_t volatilnější. T označuje délku zkoumaného časového období.

Rovnici (7) lze dále přepsat na:

$$\min_{\{g_t\}_{t=1}^T} \sum_{t=1}^T [c_t^2 + \lambda (\Delta^2 g_{t+1})^2] \quad (8)$$

Minimalizací dle rovnice (7) lze dospět poté k systému lineárních rovnic, dle kterých časová řada produktu y_t je funkcí jeho permanentní složky dle TxT matice M :

$$y = Mg \quad (9)$$

kde y a g jsou časové řady y_t a g_t uspořádané do sloupcových vektorů. Podmínky prvního řádu pro minimalizaci (7) jsou následující:

$$\begin{aligned} c_1 &= y_1 - g_1 = \lambda(g_1 - 2g_2 + g_3) \\ c_2 &= y_2 - g_2 = \lambda(-2g_1 + 5g_2 - 4g_3 + g_4) \\ c_t &= y_t - g_t = \lambda(g_{t-2} - 4g_{t-1} + 6g_t - 4g_{t+1} + g_{t+2}) \quad \text{pro } t = 3, 4, \dots, T-2 \\ c_{T-1} &= y_{T-1} - g_{T-1} = \lambda(g_{T-3} - 4g_{T-2} + 5g_{T-1} - 2g_T) \\ c_T &= y_T - g_T = \lambda(g_{T-2} - 2g_{T-1} + g_T) \end{aligned} \quad (10)$$

Matice je potom tvaru:

$$y - g = \lambda Fg \quad (11)$$

kde pro F platí:

$$F = \begin{bmatrix} 1 & -2 & 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ -2 & 5 & -4 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & -4 & 6 & -4 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & -4 & 6 & -4 & 1 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (12)$$

Pro trendovou složku tedy platí:

$$g = M^{-1}y = (\lambda F + I)^{-1}y \quad (13)$$

Přičemž matice M závisí pouze na parametru vyhlazení λ a na počtu pozorování.

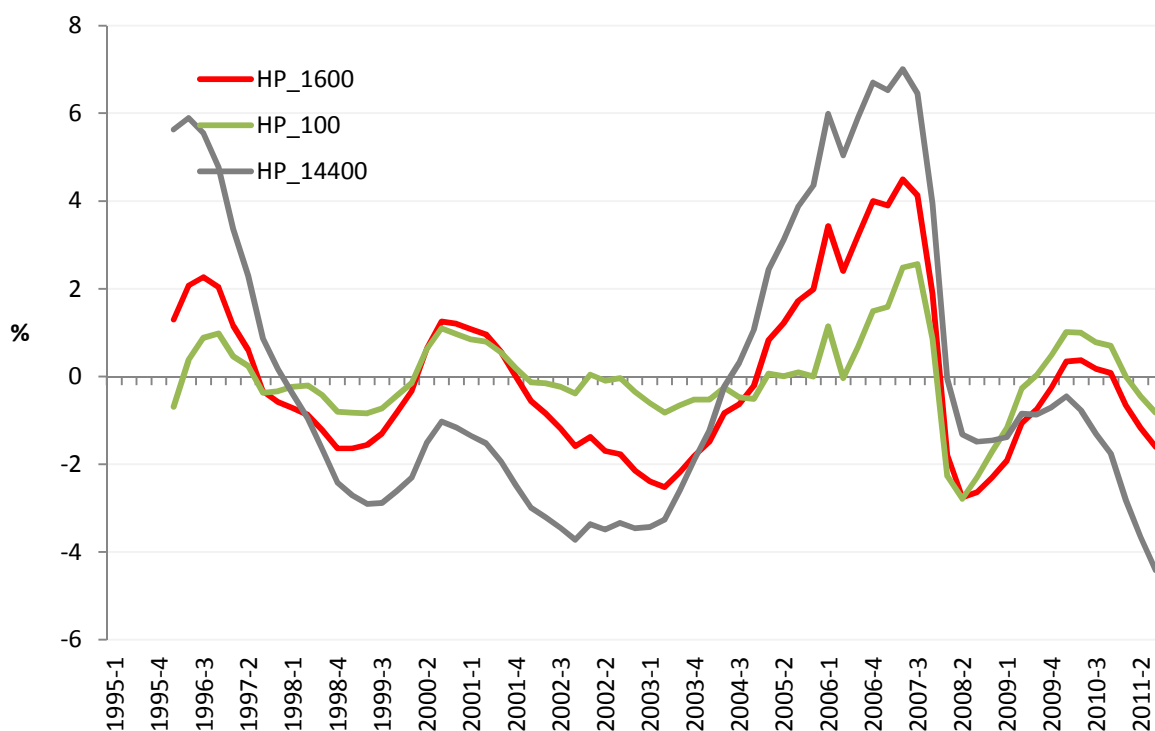
Parametr λ tedy má výrazný vliv na výsledky jednotlivých odhadů u metody HP filtru. Jeho změnou je totiž možno ovlivnit, jak citlivý je potenciální produkt ke změnám v produktu y_t . Problémem je, že tento parametr se stanovuje mimo model, přičemž jeho samotné stanovení není jednoznačné. Pokud by platilo pro parametr vyhlazení $\lambda = 0$, rozdíl mezi aktuálním produktem a potenciálním produktem bude nejvíce možně minimalizovaný, tedy produkční mezera by byla za celé sledované období nulová. Naopak, v případě, že platí $\lambda \rightarrow \infty$, míra růstu potenciálního produktu by byla konstantní a k odhadu by se přistupovalo dle rovnice č. 4. Existuje několik studií zabývajících se nedostatkem HP filtru v podobě možnosti nesprávného stanovení parametru vyhlazení, což vede k nesprávným výsledkům odhadů produkční mezery. Hodrick a Prescott (1997) doporučovali postupovat tak, že v případě, že budou cyklická složka a druhá difference růstové složky identicky a nezávisle rozdělené, průměry proměnných budou nulové a odchylky σ_1 a σ_2 , při daném časovém období lze parametr vyhlazení stanovit jako druhou mocninu podílu odchylek: $\sqrt{\lambda} = \frac{\sigma_1}{\sigma_2}$. Na základě tohoto principu doporučili pro ekonomiku USA používat $\lambda = 100$ pro roční data, $\lambda = 1600$ pro čtvrtletní data a $\lambda = 14\,400$ pro měsíční data.¹⁸ Produkční mezery s různě stanoveným parametrem vyhlazení dávají tedy logicky jiné výsledky odhadů produkční mezery pro stejnou ekonomiku za stejně dlouhé časové období. To potvrzuje i graf č. 3, kdy produkční mezera pro českou ekonomiku byla postupně odhadována HP filtrem s parametrem vyhlazení $\lambda = 100$, 1600 a 14400 . Při pohledu na graf je vidět, že sice cyklus vykazoval během celého období stejný směr, ovšem produkční

¹⁸ Např. parametr $\lambda = 1600$ pro čtvrtletní data získali následující úvahou: 5%-ní cyklická složka produktu je přibližně stejně velká jako 1/8 procentní změny v míře růstu trendové složky během jednoho čtvrtletí, tedy:

$\sqrt{\lambda} = \frac{5}{\frac{1}{8}} = 40$, neboli $\lambda = 1600$. Pro další postup stanovení ostatních parametrů viz Hodrick-Prescott (1997).

mezera dosahovala někdy značně odlišných hodnot, například v 2007Q1-2007Q2 byla mezera pro $\lambda = 14\,400$ zdaleka největší, naopak na konci sledovaného období vygenerovala v porovnání s ostatními mezerami značně výraznou zápornou produkční mezeru. Ve 2010Q3 produkční mezera s nejnižším parametrem vyhlazení odhadla kladnou produkční mezeru, zatímco při $\lambda = 14\,400$ už byla produkční mezera záporná. Výsledné odhady produkční mezery tedy výrazně závisí na zvolení parametru vyhlazení.

Graf č. 3: Produkční mezera: HP filtr $\lambda = 100, 1600$ a 14400



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Některé studie zabývající se vhodným stanovením parametru vyhlazení λ s takto doporučenými hodnotami ale nesouhlasily. Lze souhlasit s Coe a McDermott (1996), dle kterých není možné takto stanovené parametry aplikovat na jiné ekonomiky, podstatně odlišné od ekonomiky USA. I když tato doporučení jsou považována za běžný standard, existují přitom i různé studie přinášející různá doporučení. Tak např. Cooley a Ohanian (1991) a Correia, Neves a Rebelo (1992) doporučovali pro roční data hodnotu parametru vyhlazení $\lambda = 400$. Baxter a King (1999) zase tvrdili, že výsledky odhadů produkční mezery pro $\lambda = 10$ pro roční data korespondují s produkční mezerou s parametrem vyhlazení $\lambda = 1600$ pro čtvrtletní data. Stejně tak i Hassler a kol. (1992) na základě stanovení průměrné délky

cyklu v časové řadě doporučovali raději používat $\lambda = 10$ pro roční data. Ravn a Uhlig (2002) zase poukázali na skutečnost, že parametr vyhlazení $\lambda = 1600$ pro čtvrtletní data neodpovídá parametru vyhlazení $\lambda = 100$ pro roční data; doporučovali navíc přiklonit se k hodnotě parametru $\lambda = 6,5$ pro roční data. Pro roční data Kaiser a Maravall (1999) zase doporučovali hodnotu $\lambda = 8$, Pedersen (2001) zase hodnoty mezi 3-5 pro roční data a pro čtvrtletní data doporučoval parametr vyhlazení λ nastavit na hodnotu 1000. Bouthevillain a kol. (2001) zase přišel s tvrzením, že pro roční data je nejvhodnější použít parametr vyhlazení $\lambda = 30$, Mohr (2001) zase preferoval hodnotu $\lambda = 20$ ¹⁹. Ke stanovení vhodného parametru λ Guay a St. Amant (1996) zase využili metodu Monte Carlo. Zjistili, že stanovení parametru vyhlazení λ na 1600 je užitečné pouze za nereálných předpokladů o poptávkových a nabídkových šocích a o persistenci cyklu²⁰. Z novějších výzkumů zabývajících se vhodným stanovením parametru λ se zabýval Flaig (2012). Dle něj je pro většinu makroekonomických časových řad nastavení parametru λ na 1600 příliš nízké, nicméně doporučení jeho optimálního stanovení uvádí pouze na příkladu investic, i když připouští, že vhodným stanovením parametru λ je nutno, vzhledem k jeho významné roli, se zabývat v dalších výzkumech. Protože se v této práci bude pracovat se čtvrtletními daty a dosud není známa práce týkající se vhodného stanovení parametru vyhlazení λ pro čtvrtletní data pro českou ekonomiku, bude převzat obecně přijímaný standard, a to parametr vyhlazení $\lambda = 1600$.

Stanovení parametru vyhlazení nemění ale jenom velikost produkční mezery pro konkrétní časové období, ale rovněž ovlivňuje i stanovení vrcholu a sedla probíhajícího cyklu. Některá metoda se stanoveným parametrem vyhlazení x může stanovit jako vrchol cyklu např. YYYYQZ, zatímco metoda odhadu s parametrem vyhlazení y může za vrchol označit jiné čtvrtletí. Stejný princip platí i pro stanovení sedla. Tento nedostatek se projevil i pro českou ekonomiku s třemi různými parametry vyhlazení. Produkční mezera odhadnutá s parametrem $\lambda = 14400$ jako nejnižší hodnotu během sledovaného období stanovila poslední sledované čtvrtletí 2011Q1, u mezery odhadnuté s $\lambda = 100$ bylo za sedlo označeno 2008Q1, zatímco u mezery odhadnuté s $\lambda = 1600$ bylo za sedlo označené opět jiné období, 2003Q1. V našem sledovaném období se u stanovení vrcholu cyklu nesrovnalosti nevyskytují, všechny tři

¹⁹ Je zajímavé, že studie se zabývají především parametrem λ pro roční data, nicméně ze studií zabývajících se parametrem λ pro čtvrtletní data lze uvést pouze uvedeného Pedersena (2001).

²⁰ V tomto článku autoři rovněž na základě spektrální analýzy poukázali na neschopnost HP filtru zachytit frekvence cyklů u řady makroekonomických časových řad.

metody s různými parametry vyhlazení za vrchol označily 2007Q2. Nicméně u jiných ekonomik lze najít i problémy se stanovením vrcholu cyklu.²¹

HP filtr je rovněž zatížen nedostatkem spojeným pro řadu metod odhadů produkční mezery: změna dat na základě nových pozorování. Tento problém vstupuje do HP filtru přes zpoždění a budoucí časová období ve ztrátové funkci a ovlivňuje tím výsledky odhadu.²²

Výrazným nedostatkem této metody odhadu je také tzv. problém s koncovými daty. HP filtr lze totiž označit jako symetrický dvoustranný filtr, přičemž váhy jsou výraznější na konci sledovaného období. Např. St Amant a van Norden (1997) na základě 128 pozorování tvrdili, že zatímco pozorování ve středu sledovaného časového období měly nanejvýš 6% váhy, u koncových pozorování lze mluvit i už o 20% váhy. Tento problém tedy vyžaduje relativně častou revizi dat, protože tato období bývají nejvíce v centru zájmu stanovení vhodné politiky s cílem udržet makroekonomické proměnné na jejich přirozených úrovních. Navíc při využití předpovědí lze docílit i výraznějších změn v původních koncových bodech původního sledovaného časového období. (de Brouwer (1998)). K vychýlení časových řad jakožto nedostatku HP filtru dochází zejména v situacích, když časová řada začíná a končí v různých fázích cyklu. Pokud např. bude sledované časové období začínat ve fázi expanze a bude končit naopak v období recese, bude potenciální produkt tažen směrem nahoru. V případě, že na počátku sledovaného období bude cyklus začínat v období recese a končit během expanze, bude potenciální produkt tažen zase směrem dolů, čím dochází ke zkreslení výsledků odhadu produkční mezery. Častým řešením tohoto nedostatku je prolongace časové řady.²³

Za nevhodnou metodu odhadu produkční mezery považovali HP filtr vzhledem k povaze makroekonomických časových řad Harvey a Jaeger (1993), když ukázali, že HP filtr může vést k odhadům falešných cyklů a že je vhodný pouze pro některé časové řady. Podle King a Rebelo (1993) patří do této skupiny časové řady $I(2)$ procesu, kde jsou známy parametry vyhlazení λ a kde jsou identické mechanismy pro inovace v míře růstu potenciálního produktu i cyklické složky produktu. Splnění těchto podmínek je ve skutečnosti ovšem těžko realizovatelné. Na možnou existenci falešných cyklů u HP filtru poukázali i Cogley a Nason

²¹ Viz např. de Brouwer (1998).

²² O revizích produkční mezery obecně bude pojednáno v jiné kapitole této práce.

²³ Mohr (2005) ovšem poukázal, že výsledky odhadů časových řad, prodloužených o předpovědi různých institucí, výrazně závisí na kvalitě těchto makroekonomických předpovědí.

(1995)²⁴, a to zejména pokud jsou časové řady integrované, nebo alespoň se k tomu velmi blíží. Jak autoři dodávají, tato vlastnost je typická pro většinu makroekonomických časových řad.

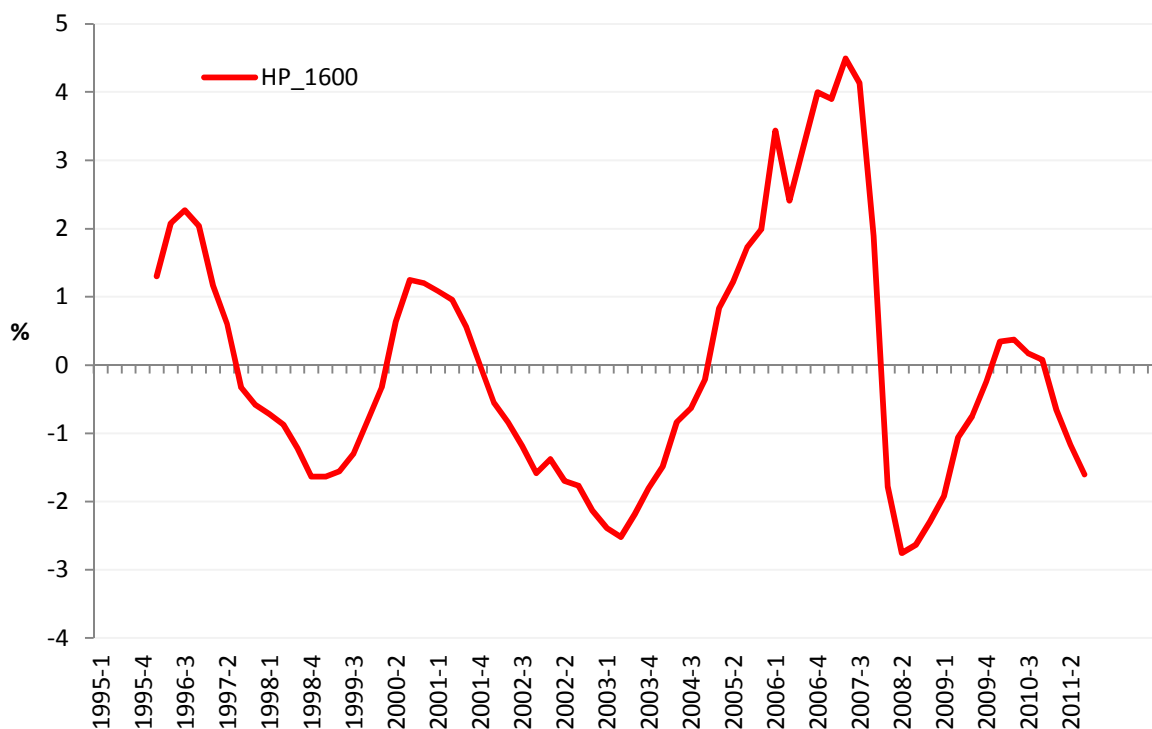
Posledním uvedeným problémem pro jednorozměrný HP filtr je jeho ryze mechanický charakter, který abstrahuje od jakékoliv ekonomického modelu a neumožňuje tak zachytit strukturální změny v ekonomice, zejména jedná-li se o výrazné změny v ekonomickém výstupu. Jako vylepšená alternativa k jednorozměrnému HP filtru vystupuje vícerozměrný HP filtr, který už v sobě bude mít informace odvozené z dalších makroekonomických proměnných zahrnutých do modelu.²⁵

Produkční mezera odhadovaná pro českou ekonomiku HP filtrem s parametrem $\lambda = 1600$ je graficky znázorněna v grafu č. 4. Tzv. problém s koncovými daty byl vyřešen prolongací časové řady, přičemž přesnost odhadu je zde ovlivněna přesností předpovědí a dále rovněž revizí dat, které by mohly přinést přesnější výsledky odhadu. Aktuální produkt a odhady potenciálního produktu získaného pomocí HP filtru jsou pro přehlednost opět uvedeny v příloze A.

²⁴ Autoři v tomto článku ale poukázali i na pozitivní vlastnost této metody odhadu produkční mezery, když tvrdili, že produkční mezera je stacionární pro různé nastavení parametru vyhlazení, i když časová řada produktu je $I(1)$ nebo vyššího stupně integračního řádu

²⁵ O této metodě bude více pojednáno v části zabývající se vícerozměrnými metodami odhadu produkční mezery.

Graf č. 4: Produkční mezera: HP filtr $\lambda = 1600$



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

3.1.4 Band-pass filtry²⁶

Základním předpokladem u této metody odhadu produkční mezery je, že probíhající fluktuace v časových řadách vznikají z různých příčin, přičemž tyto fluktuace nastávají přibližně s pravidelnou frekvencí. Vysokou frekvenci vykazují krátkodobé změny v HDP, např. sezónní výkyvy, zatímco naopak typicky velmi nízká frekvence fluktuací se vyskytuje u dlouhodobého vývoje produktu (neboli trendu). Mezi těmito dvěma extrémy se potom vyskytují frekvence odpovídající standardní délce trvání hospodářského cyklu, přičemž standardní časové rozpětí je 6-32 čtvrtletí, tedy 1,5-8 let. Band-pass (BP) filtry poté zachytí

²⁶ V češtině se také používají názvy „frekvenční filtry“, nebo také „pásmové filtry“.

jenom „střednědobé“ komponenty vztahující se pouze na hospodářský cyklus, zatímco komponenty vztahující se na potenciální produkt budou vyfiltrovány²⁷, přičemž při těchto analýzách fluktuací se často využívá spektrální analýza. Dekompozice časových řad je tak provedena pomocí tzv. ideálních band-pass filtrů. Podmínkou těchto ideálních band-pass filtrů jsou ovšem nekonečné časové řady, což naráží na nesplnitelnost předpokladů v realitě. Tím se tyto modely posouvají pouze do teoretické roviny, protože práci s nekonečně dlouhou časovou řadou není v reálu možné uskutečnit.

Obecně lze ideální band-pass filtr psát následovně:

$$\hat{y}_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} B_j y_{t-j}, \quad (14)$$

kde

$$B_j = \frac{\sin\left(\frac{\pi j}{p_l}\right) - \sin\left(\frac{2\pi j}{p_u}\right)}{\pi j}, \quad j \geq 1, \quad ,$$

$$B_0 = \frac{2 p_l - 2 p_u}{p_l p_u} \quad (15)$$

přičemž parametry p_l a p_u reprezentují minima a maxima periody cyklu, tedy standardně $p_l = 6$ a $p_u = 32$.

Pro praktické využití je z důvodu výše uvedených teoretických předpokladů ovšem nutno přistoupit k určitým aproximacím ideálních band-pass filtrů. Za neoptimálnější aproximace těchto ideálních band-pass filtrů se obecně považují Baxter-King (BK) filtr a Cristiano-Fitzgerald (CF) filtr.²⁸

²⁷ U band-pass filtrů je tedy produkční mezera odhadována přímo, zatímco potenciální produkt lze dopočítat jako rozdíl mezi aktuálním produktem a produkční mezerou.

²⁸ Např. Ganeev (2004).

3.1.4.1 Baxter-King filtr

U tohoto symetrického lineárního filtru (Baxter a King, 1999)²⁹ je chyba v integrálu minimalizována při zvolené aproximaci $\hat{B}^{p,p}$ za omezení $\hat{B}^{p,p}(1) = 0$:

$$\min_{\hat{B}^{p,p}} \int_{-\pi}^{\pi} |\hat{B}^{p,p}(e^{-i\omega}) - B(e^{-i\omega})|^2 d\omega \quad (16)$$

kde $B(e^{-i\omega}) = 1$, pokud $\omega \in (a,b) \cup (-b, -a)$

= 0, pokud $\{ (a,b) \cup (-b, -a) \}$ patří do trendového intervalu

$(-\pi, \pi)$ a i je imaginární jednotka.³⁰

Nevýhodou tohoto dvoustranného filtru je, že na rozdíl od HP filtru, neumožňuje odhad produkční mezery na úplném počátku a konci sledovaného období. Nejběžnějším řešením tohoto nedostatku je prodloužení časových řad o několik čtvrtletí. Podobně jako u HP filtru i zde přesnost odhadů závisí i na přesnosti makroekonomických předpovědí příslušných institucí.

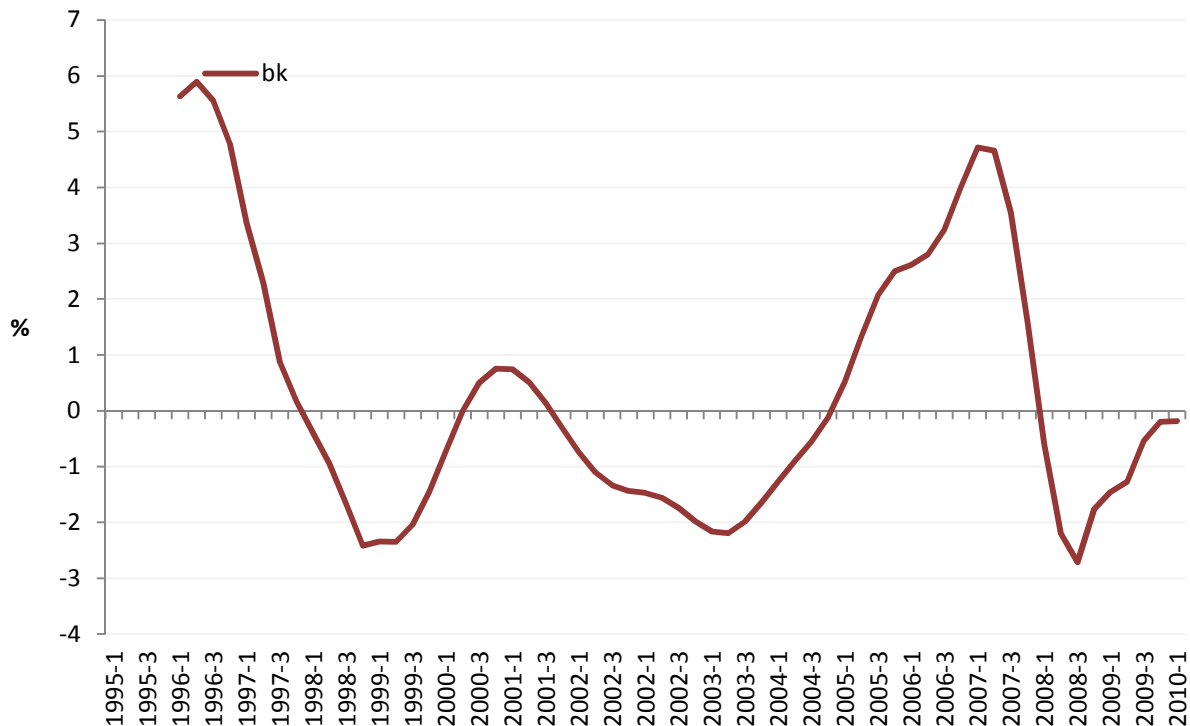
Produkční mezera pro českou ekonomiku odhadována BK filtrem je graficky znázorněna na grafu č. 5. Protože dostupná časová řada HDP pro českou ekonomiku je až od 1995Q1, na počátku sledovaného období nebyla produkční mezera odhadnuta.³¹ Problém konce sledovaného časového období byl vyřešen prolongací časové řady o predikce OECD, přičemž je zde tedy nutno zvažovat závislost odhadnutých dat na přesnosti předpovědí OECD. Když v další části práce budou výsledky odhadu porovnány s ostatními metodami, např. s HP filtrem, nebudou výsledky odhadu nějak výrazně odlišné. Potenciální produkt a aktuální produkt lze opět nalézt v příloze A.

²⁹ Samotná konstrukce aproximace ideálního band-pass filtru dle Baxter a King (1999) spočívala v postupu přes aplikaci klouzavého průměru na časové řady a sestrojení tzv. low-pass filtru. Z tohoto low-pass filtru pak lze snadno odvodit high-pass filtry a samotné band-pass filtry. Nutno dodat, že Baxter a King sice nepovažovali lineární trend a metodu první diferenciaci za vhodné filtry pro hospodářské cykly, nicméně připustili, že HP filtr a analýza klouzavých průměrů mohou být v určitých případech vhodnou aproximací ideálního band-pass filtru, zejména pro izolování frekvencí 8 let a výše, viz i např. Prescott (1986) a Singleton (1988).

³⁰ Dle Eulerovy formule platí, že $e^{ix} = \cos x + i \sin x$.

³¹ Rozšíření datové řady umožnilo zachovat sledované období od 1996Q1.

Graf č. 5: Produkční mezera: Baxter-King filtr



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

3.1.4.2 Christiano-Fitzgerald filtr

Christiano-Fitzgeraldův (CF) filtr je vylepšenou verzí BK filtru spočívající v nahrazení symetrické lineární aproximace band-pass filtru asymetrickou lineární aproximací, která už na rozdíl od BK filtru pracuje s celou délkou sledovaného časového období. Navíc tento band-pass filtr už pracuje s větším datovým souborem a rovněž se u něj vyskytuje výraznější konvergence k ideálnímu band-pass filtru. Pro izolaci komponentů z časové řady x_t , u které lze zavést předpoklad náhodné procházky, a s periodou kolísání mezi p_l a p_u , přičemž $2 \leq p_l \leq p_u \leq \infty$, doporučovali autoři následující aproximaci y_t na $\hat{y}_t$:

$$\hat{y}_t = B_0 x_t + B_1 x_{t+1} + \dots + B_{T-1-t} x_{T-1} + \tilde{B}_{T-t} x_T + B_1 x_{t-1} + \dots + B_{t-2} x_2 + \tilde{B}_{t-1} x_1,$$

pro $t = 3, 4, \dots, T-2$. (17)

V (17) platí:

$$B_j = \frac{\sin(jb) - \sin(ja)}{\pi j}, \quad j \geq 1$$

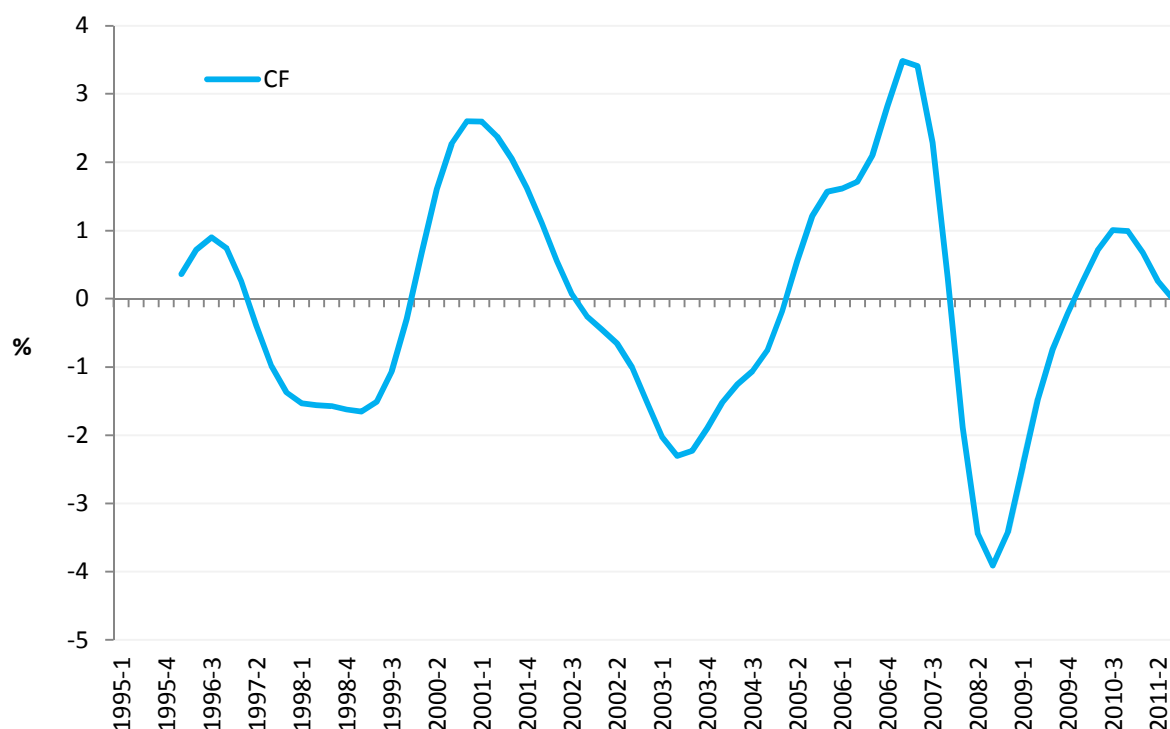
$$B_0 = \frac{b-a}{\pi}, \quad a = \frac{2\pi}{p_u}, \quad b = \frac{2\pi}{p_l},$$

kde B_{t-t} a B_{t-1} jsou lineární funkcí B_j a dolní, resp. horní hranice cyklu jsou 6, resp. 32.

V případě, že zavedený předpoklad náhodné procházky není vhodný, je nutno přistoupit k determinaci stochastické formy časových řad.

Produkční mezeru pro českou ekonomiku pro dané časové období odhadnutou CF filtrem zachycuje graf č. 6. Je z něj vidět, že produkční mezeru byla odhadnuta bez pomoci předpovědi, jako tomu bylo u BK filtru, a tedy není výsledek odhadu nyní závislý i na přesnosti vypočítaných předpovědí vývoje reálného produktu. Ve srovnání s BK filtrem CF filtr odhadl produkční mezeru i pro začátek sledovaného období. Pro p_l , resp. p_u byly dodrženy standardní hodnoty 6, resp. 32 čtvrtletí. Potenciální produkt odhadnutý CF filtrem a aktuální produkt jsou v grafické podobě zaznamenány do přílohy A.

Graf č. 6: Produkční mezeru: Christiano-Fitzgeraldův filtr



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

S obecnou kritikou band-pass filtrů a zejména BK filtrů přišel Murray (2002), když tvrdil, že nejsou schopny vyfiltrovat cyklus od trendu v modelu se stochastickým trendem, kdy provedené první difference procházejí filtrem, ačkoliv by měly být jako komponenty s velmi malými frekvencemi zachyceny. Rovněž i pro band-pass filtry obecně platí, že jakožto jednorozměrné filtry spočívající v požadavku pouze na časovou řadu aktuálního produktu, nemají v sobě zakomponovány žádné ekonomické modely, nýbrž odhady spočívají pouze na statistických principech. Tyto nedostatky značně snižují věrohodnost získaných odhadnutých výsledků o produkční mezeře a následně by tak měly nacházet menší uplatnění při rozhodování centrálních bank o měnové politice.

3.1.5 Robustní trendový odhad

Coe a McDermott (1997) zavedli nahrazením specifikace funkčního tvaru trendové složky u lineárního deterministického trendu neparametrickou regresí novou metodu odhadu potenciálního produktu a produkční mezery, která umožňuje aproximaci neznámé trendové funkce za podmínky většího počtu pozorování.

Odhad vychází z klasické dekompozice časové řady reálného produktu na trendovou složku a produkční mezeru:

$$y_t = m(t) + y_t^c \quad (18)$$

kde y_t je produkt, $m(t)$ je trendová složka produktu a y_t^c je produkční mezera. U robustního trendu už ovšem nedochází ke klasickému odhadu funkce ve tvaru $\beta_0 + \beta_1 t$, nýbrž potenciální produkt je nyní odhadován neparametrickým regresním odhadem $m(t)$, který aproximuje neznámou trendovou funkci za podmínky dostatečně dlouhého časového období.

Autoři k neparametrickému regresnímu odhadu použili Nadaraya-Watsonův odhad ve tvaru:

$$\hat{m}_h(x) = \frac{T^{-1} \sum_{t=1}^T K_h(x - \frac{t}{T}) y_t}{T^{-1} \sum_{t=1}^T K_h(x - \frac{t}{T})} \quad (19)$$

kde $K_h(u) = h^{-1}K(u/h)$, h je pásmový parametr určující velikost datového souboru, T je velikost datového souboru a $K(u)$ je jádro přiřazující váhu. Autoři se s následným využitím Epanechnikova jádra definovaného jako

$$K(u) = 0,75(1 - u^2)I(|u| \leq 1) \quad (20)$$

kde $I(|u| \leq 1)$ je indikátorová funkce, poté metodami křížově-validních funkcí, penalizačních funkcí nebo plug-in metodou dopracovali k minimalizaci kvadratických chyb měření pro příslušnou regresi. S využitím vybrané křížově-validní funkce ve tvaru

$$CV(h) = T^{-1} \sum_{j=1}^T [Y_j - \hat{m}_{h,j}(j)]^2 \quad (21)$$

lze následně přistoupit k samotnému odhadu potenciálního produktu a produkční mezery.

Lze dodat, že výše uvedený postup odhadu produkční mezery je podobný odhadu HP filtrem, kterého řešení je minimalizační problém

$$\min_g \sum_{t=1}^T (y_t - g(t))^2 + \lambda \int g''(x)^2 dx \quad (22)$$

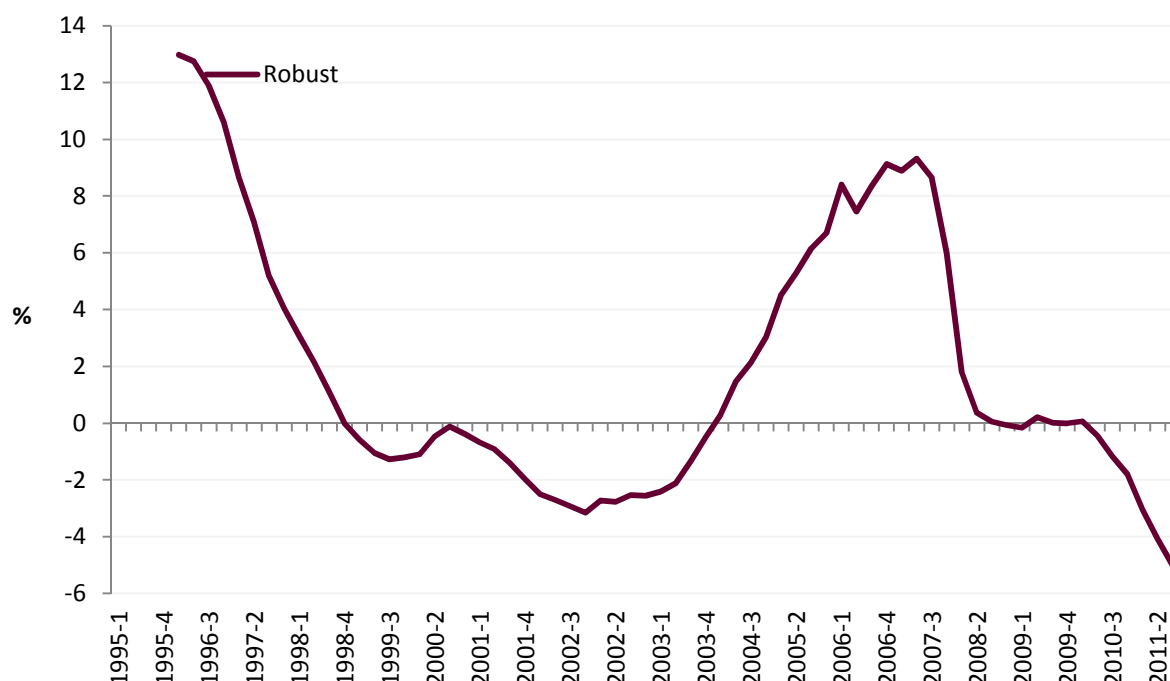
kde $g(t)$ je potenciální produkt a λ představuje parametr vyhlazení. Ten také reprezentuje míru výměny mezi chybou reziduí a „hrbolatostí“ křivky g , kterou vyjadřuje výraz $\int g''(x)^2 dx$. Silverman (1984) navíc poukázal, že existuje jistá ekvivalence mezi filtrem a jádrem vyhlazením definovaným jako

$$k(u) = 0,5 \exp\left(\frac{-|u|}{\sqrt{2}}\right) \sin\left(\frac{-|u|}{\sqrt{2}}\right) + \frac{\pi}{4} \quad (23)$$

Podle Coe a McDermott (1997), kteří porovnávali volatilitu produkční mezery pro ekonomiky Nového Zélandu, Filipín a Singapuru, dosahuje u všech ekonomik produkční mezera odhadovaná HP filtrem nepatrně větší volatilitu než produkční mezera odhadovaná robustním trendovým odhadem.³² Výrazným nedostatkem této metody odhadu zůstává i její ryze statistický charakter abstrahující od jakýchkoliv ekonomických modelů umožňujících lépe vysvětlit průběh produkční mezery pro danou ekonomiku. Produkční mezera odhadovaná robustním trendovým odhadem pro českou ekonomiku za dané časové období je znázorněna na grafu č. 7. Zdali bylo dosaženo stejných výsledků jako u Coe a McDermott (1997), tedy jestli produkční mezera odhadovaná HP filtrem měla větší volatilitu než produkční mezera odhadovaná robustním trendovým odhadem, bude ukázáno v pozdější části práce. Potenciální produkt odhadovaný robustním trendovým odhadem je uveden v příloze A, graf A6.

³² Další studie zabývající se porovnáním volatility produkční mezery odhadované HP filtrem a robustním trendovým odhadem nejsou známy, zřejmě i z toho důvodu, že tato metoda odhadu se řadí spíše do skupiny velmi málo používaných metod odhadu produkční mezery.

Graf č. 7: Produkční mezera: Robustní trendový odhad



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

3.1.6 Modely nepozorovaných komponent

Jednou z nevýhod dřívějších specifikací trendové složky produktu byl i předpoklad, že vykazuje lineární trend. Nelson a Plosser (1982) nesouhlasili s tvrzením nestacionarity ekonomických časových řad a doporučovali raději jejich první diferenciaci. Tím se zavedl předpoklad, že trendová složka bude sledovat náhodnou procházku s driftem. Základním předpokladem této metody odhadu produkční mezery je, že pozorovatelné proměnné jsou složeny ze dvou či více proměnných, které jsou nepozorovatelné, přičemž tyto nepozorovatelné proměnné lze identifikovat za předpokladu, že tyto proměnné mají vliv na pozorovatelné proměnné.³³ Modely nepozorovaných komponent (UC modely) tedy rozkládají sezónně očištěnou časovou řadu na její dvě složky: trendovou a cyklickou. Obě skupiny proměnných se nejdříve modelují do tzv. modelů ve stavovém tvaru (state-space

³³ U UC modelů se bude tedy předpokládat, že nepozorovatelné proměnné vykazují určitý způsob chování.

modely)³⁴ a poté jsou použitím rekurzivního algoritmu známého jako Kalmanův filtr³⁵ modelovány jako maxima věrohodnostních funkcí.

Obecně lze UC modely pro odhad trendové a cyklické složky z časových řad HDP rozdělit do dvou základních skupin: tzv. jednorozměrné modely nepozorovaných komponent (UC) a vícerozměrné modely nepozorovaných komponent (MVUC)³⁶. Zatímco UC modely jsou založeny na ryze statistických principech, v MVUC modelech už jsou zakomponovány určité makroekonomické vztahy, jako např. Phillipsova křivka nebo Okunův zákon. U těchto modelů výsledky tedy nezávisí pouze na statistickými principy odhadnutých datech, nýbrž už závisí na platných ekonomických zákonitostech. Výhodou těchto modelů je to, že už nezahrnují nerealistický předpoklad lineárního trendu a navíc, že u MVUC modelů lze specifikovat vztahy mezi proměnnými jako produkt, nezaměstnanost či inflace. Další výhodu v UC modelech viděli Chen a Mills (2009) v tom, že kromě výsledků samotných odhadů poskytují odhady i průměrné čtvercové chyby, které nelze získat u produkčních funkcí.³⁷ Ty by měly poskytovat informace o tom, jak jsou správné odhady produkční mezery. Navíc dle Kinga a kol. (1991) a Proietti (1997) poskytují UC modely ve srovnání s Beveridge-Nelson dekompozicí (BN) větší dynamiku vzájemné interakce mezi pozorovatelnými a nepozorovatelnými proměnnými, což by mělo vést k přesnějším a spolehlivějším výsledkům odhadu. Nedostatky UC modelů obecně spočívají zejména v požadavku vhodného programování, a ve správném nastavení původních parametrů, od kterých závisí přesnost získaných odhadů produkční mezery. U UC modelů, podobně jako u předchozích metod odhadů produkční mezery, jsou výsledky odhadů závislé pouze na ryze statistických principech. Tyto nedostatky jsou poté odstraněny u MVUC modelů.

³⁴ Obecně modely ve stavovém tvaru představují dynamický systém, ve kterém jsou pozorovatelné proměnné specifikovány jako funkce nepozorovatelných proměnných v měřících rovnicích (measurement equations) a tranzitních rovnicích specifikujících autoregresní proces ve stavových proměnných. Pro bližší představení modelů ve stavovém tvaru viz příloha č. 3.

³⁵ Kalmanův filtr lze zařadit do skupiny sofistikovaných metod odhadů systému rovnic, kde může být alespoň jedna proměnná nepozorovatelná. Jeho předností jsou zejména zvažování vzájemných interakcí proměnných v modelu, z jeho nedostatků lze uvést nutnost správného nastavení počátečních odhadů i parametrů v modelu, jinak lze dojít k zavádějícím výsledkům odhadu. Pro bližší představení Kalmanova filtru viz příloha č. 3 a dále také např. Harvey (1989) nebo Kim a Nelson (1999).

³⁶ MVUC modely budou představeny níže.

³⁷ Tento poznatek je ovšem v rozporu např. s Proietti a kol. (2007), dle kterých existuje možnost odhadu produkční mezery využitím UC modelu založeného na produkční funkci.

3.1.6.1 Jednorozměrné modely nepozorovaných komponent (UC modely)

Původní Watsonův model (Watson, 1986) pro rozložení časové řady HDP na trendovou a cyklickou složku je založen na striktně statistických principech a lze jej popsat následujícími rovnicemi:

$$y_t = y_t^p + y_t^c \quad (24)$$

Aktuální produkt y_t je tedy rozdělen na jeho trendovou (potenciální) složku y_t^p a cyklickou složku y_t^c . Pro potenciální produkt y_{t-1}^p platí, že sleduje náhodnou procházku s driftem, přičemž μ_t reprezentuje míru růstu potenciálního produktu. Pro náhodnou složku zase platí $\varepsilon_t^y \sim N(0, \sigma_y^2)$:

$$y_t^p = y_{t-1}^p + \mu_{t-1} + \varepsilon_t^y \quad (25)$$

Watsonův model upravil Clark (1989), když dovolil μ_t v průběhu času se měnit. Drift parametr zde následuje náhodnou procházku, kde pro náhodnou složku platí $\varepsilon_t^\mu \sim N(0, \sigma_\mu^2)$, přičemž, kdyby σ_y^2 bylo nulové, vedlo by to ke konstantní míře růstu potenciálního produktu (jako u Watsona, 1986)³⁸:

$$\mu_t = \delta + \beta \mu_{t-1} + \varepsilon_t^\mu \quad (26)$$

Cyklická složka aktuálního produktu je reprezentována rovnicí (27), přičemž platí, že cyklická složka odpovídá AR (2) procesu a že je závislá na historických realizovaných hodnotách a náhodné složce:

$$y_t^c = \rho_1 y_{t-1}^c + \rho_2 y_{t-2}^c + \varepsilon_t^c \quad (27)$$

kde ρ_1, ρ_2 představují koeficienty a ε_t^c náhodnou složku, pro kterou platí $\varepsilon_t^c \sim N(0, \sigma_c^2)$. Je nutno dodat, že pokud se zavedou jistá omezení na parametry, lze získat Hodrick-Prescottův filtr (Hodrick a Prescott, 1997), jak demonstrovali King a Rebelo (1993).

Nyní se přistoupí k přepsání do modelu ve stavovém tvaru. Vektor odhadovaných nepozorovaných stavových proměnných X_t^T má následující formu:

³⁸ Gerlach a Smets (1997) poukázali na skutečnost, že i když sice Watsonův předpoklad konstantní míry růstu potenciálního produktu může platit pro ekonomiku USA, uplatnění tohoto předpokladu na jiné ekonomiky pravděpodobně povede k nepříznivému ovlivnění odhadů jejich proměnných.

$$\mathbf{X}_t^T = [y_t^p \quad y_t^c \quad y_{t-1}^c \quad \mu_t] \quad (28)$$

přičemž $\mathbf{X}_t^T$ je transponovanou maticí $\mathbf{X}_t$. Vektor $\mathbf{H}$ je definován takto:

$$\mathbf{H} = [1 \quad 1 \quad 0 \quad 0] \quad (29)$$

Následně lze pro aktuální produkt psát, že je lineární kombinací nepozorovatelných proměnných potenciálního produktu a produkční mezery:

$$y_t = \mathbf{H}\mathbf{X}_t \quad (30)$$

Pro matici $\mathbf{X}_t$ se bude dále předpokládat, že pro ni platí následující vztah:

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{F}\mathbf{X}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (31)$$

kde pro matici přechodu $\mathbf{F}$ platí:

$$\mathbf{F} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & \rho_1 & \rho_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (32)$$

Vektor náhodných složek je potom následující:

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t^T = [\varepsilon_t^y \quad \varepsilon_t^c \quad 0 \quad \varepsilon_t^\mu] \quad (33)$$

Model ve stavovém tvaru má tedy následující tvar:

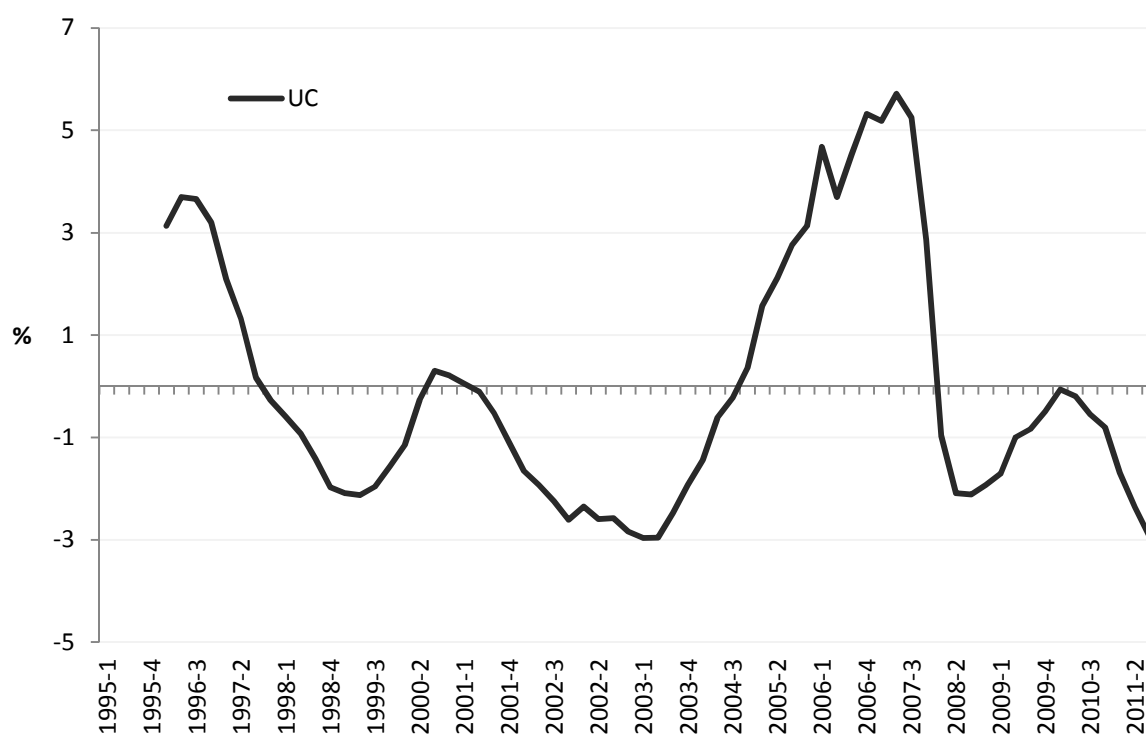
$$\begin{bmatrix} y_t^p \\ y_t^c \\ y_{t-1}^c \\ \mu_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & \rho_1 & \rho_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1}^p \\ y_{t-1}^c \\ y_{t-2}^c \\ \mu_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^c \\ 0 \\ \varepsilon_t^\mu \end{bmatrix} \quad (34)$$

Následně je možno s využitím Kalmanova filtru přistoupit k filtraci nepozorovaných stavů systému při známých parametrech tohoto systému.³⁹

³⁹ „S využitím vlastností náhodných složek stavových rovnic a rovnic měření lze přistoupit k vyhodnocení věrohodnostní funkci modelu. V rámci iteračního Kalmanova filtru lze poté hledat parametry maximalizující

Produkční mezera pro českou ekonomiku odhadována jednorozměrným UC modelem je zachycena na grafu č. 8. Důslednější analýze této produkční mezery spolu s dalšími metodami odhadu bude věnována jiná část této práce. Potenciální produkt pro českou ekonomiku za dané sledované období je uveden opět v příloze A.

Graf č. 8: Produkční mezera: Jednorozměrný model nepozorovaných komponent



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

věrohodnostní funkci. Poté se opakuje metoda filtrace do doby, dokud algoritmus nezkonverguje.“ (Kloudová, (2013).

3.2 Strukturální metody

3.2.1 Produkční funkce

Produkční funkce, spadající mezi strukturální metody odhadu produkční mezery, patří mezi často používané metody odhadu produkční mezery u mnoha národních i nadnárodních institucí.⁴⁰ Tato metoda, na rozdíl od statistických metod, už zahrnuje ekonomické modely, přičemž se u této metody odhadu předpokládá, že produkční funkce bude popisovat nabídkovou stranu ekonomiky, zatímco reálný produkt je určen vstupními faktory kapitálu práce, a dále ještě technologiemi. Mezi výhody produkční funkce se vedle její relativní nenáročnosti na výpočet zařazuje i možnost zkoumat závislost vývoje trendu od vstupních faktorů v produkční funkci. Nevýhodou u této metody je obtížnost správného výběru produkční funkce pro odhad konkrétní ekonomiky, neboť existuje hned několik používaných typů produkční funkce.⁴¹ Dalším nedostatkem produkční funkce je i relativní náročnost na informace, např. o typu produkční technologie, odhady potenciální zaměstnanosti, dále jsou potřebná ještě data o kapitálové zásobě a celkové produktivitě faktorů.⁴²

Pro odhad kapitálové zásoby existuje několik databází (např. AMECO, OECD), které definují a počítají kapitálovou zásobu značně odlišně. AMECO např. používá standardní koncept pro výpočet hrubé kapitálové zásoby, zatímco některé jiné organizace počítají pouze tzv. nerezidenční kapitálovou zásobu. Tak např. hrubá kapitálová zásoba je počítána následovně:

$$KG_t = KG_{t-1}(1 - \delta_t) + I_t \quad (35)$$

kde KG_t je hrubá kapitálová zásoba, δ_t míra opotřebení a I_t hrubé investice. Druhou možností je definovat kapitálovou zásobu jako čistou kapitálovou zásobu, a to následovně:

$$KN_t = KN_{t-1}(1 - \alpha_t) + I_t \quad (36)$$

přičemž KN_t je čistá kapitálová zásoba, α_t „implicitní“ míra opotřebení a I_t hrubé investice.

Dle Beffy a kol. (2006) existuje ještě několik dalších možných definic kapitálové zásoby (např. produktivní kapitálová zásoba). Při zvolení je nutno zvážit, kterou metodu výpočtu

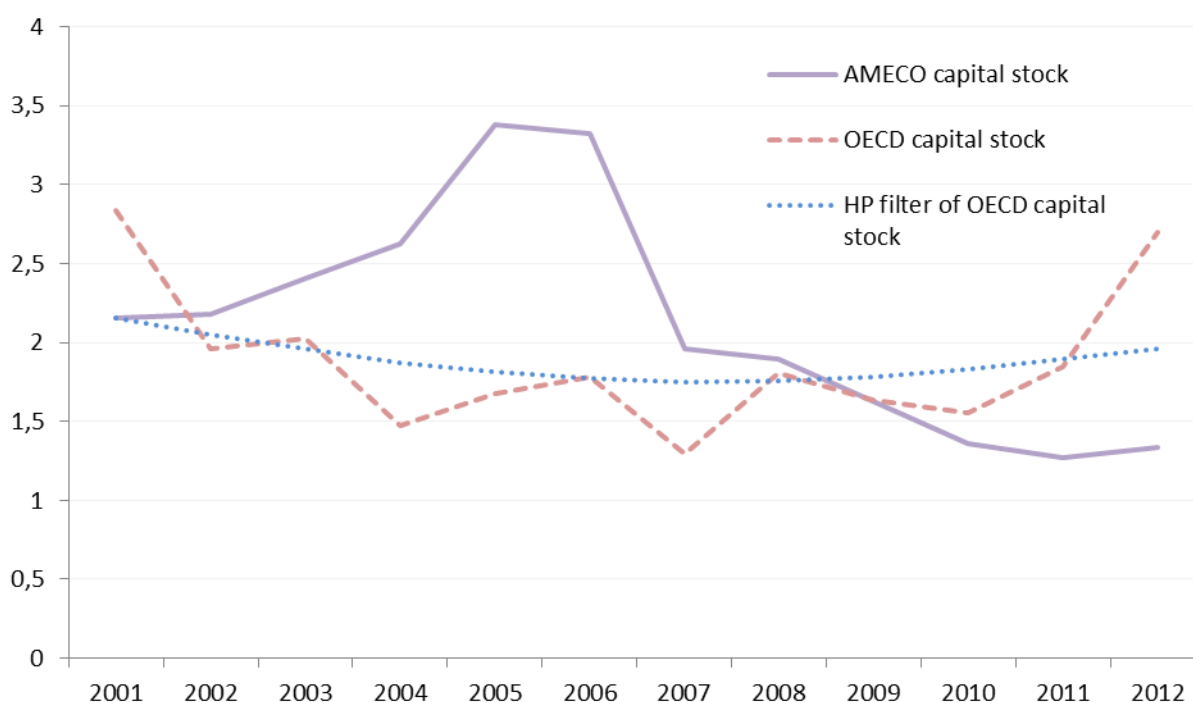
⁴⁰ Blíže k tomuto tématu viz kapitola Metody odhadů produkční mezery pro českou ekonomiku.

⁴¹ Roeger (2006) ukázal, že pokud pro odhad produkční mezery bude zvolena CES produkční funkce s elasticitou 0,8 nebo 1,2, výsledky se nebudou nějak výrazně lišit od standardní Cobb- Douglasovy produkční funkce.

⁴² Produkční funkci kvůli datům odmítl např. Baudchon a kol. (1997).

kapitálové zásoby nakonec vybrat, protože volba metody kapitálové zásoby dle Beffy a kol. (2006) ovlivňuje podobu produkční funkce a rovněž potom i samotné odhady produkční mezery. Graf č. 9 přináší porovnání kapitálové zásoby pro českou ekonomiku za období 2001-2012 v ročních mírách růstu. Jak je vidět, AMECO i OECD počítají kapitálovou zásobu značně odlišně, dle AMECA dosahovala kapitálová zásoba mnohem výraznějšího ročního růstu než kapitálová zásoba dle OECD. Nejistotu při výběru výpočtu kapitálové zásoby je tedy nutné zohlednit i při samotném odhadu produkční mezery.

Graf č. 9: Kapitálová zásoba dle různých organizací



Zdroj: AMECO, OECD, vlastní výpočty

V produkční funkci se vyskytují rovněž proměnné, které jsou pro výpočet produkční mezery nezbytné, nicméně se jedná o nepozorované proměnné. Např. celková produktivita faktorů (TFP) se musí dopočítat, navíc trendová složka TFP se často získává použitím statistických filtrů, velmi často HP filtru, čím se zvyšuje nejistota v získaných datech. Rovněž pro získání potenciální zaměstnanosti se používají HP filtr či band-pass filtry. Často se i NAIRU získává aplikací HP filtru na časovou řadu míry nezaměstnanosti. Všechny tyto nejistoty snižují věrohodnost odhadu produkční mezery a je tedy nutno je zvažovat při zvolení konkrétního postupu výpočtu produkční funkce a následně produkční mezery samotné.

3.2.1.1 Produkční funkce – varianta s NAIRU

Z relativně širokého spektra možných modifikací produkčních funkcí byla pro českou ekonomiku vybrána dle Giornia a kol. (1995) dvoufaktorová Cobb-Douglasova produkční funkce s Hicksovsky neutrálním technologickým pokrokem:

$$Y_t = A_t L_t^\alpha K_t^\beta \quad (37)$$

kde Y_t je reálný produkt, L_t vstupy práce, K_t vstupy kapitálu a A_t označuje celkovou produktivitu faktorů (TFP). Při odhadu potenciálního produktu a produkční mezery byla zavedena jistá omezení produkční funkce: produkční funkce bude vykazovat konstantní elasticitu substituce (tzv. CES funkce), která je rovna 1, dále se bude zvažovat pozitivní a klesající mezní produkt ze vstupů kapitálu a práce. α a β tedy budou dosahovat hodnot mezi 0-1, přičemž rovněž platí $\alpha + \beta = 1$. Dále je zde předpoklad konstantních výnosů z rozsahu. Dle Giorna a kol. (1995) a Hájkové a Hurníka (2007) se zavedou parametry α a β nejdříve jako konstantní, poté jako měnící se v čase. Pro mezní produkt práce platí, že je roven mzdě: $\frac{\partial Y}{\partial L} = w$, a pro mezní produkt kapitálu, že je roven úrokové míře: $\frac{\partial Y}{\partial K} = r$. Pro Cobb-Douglasovu produkční funkci s konstantními výnosy z rozsahu práce a kapitálu lze tedy psát, že $Y = wL + rK$, přičemž pro parametry α a β platí: $\alpha = \frac{wL}{Y}$ a $\beta = \frac{rK}{Y}$.

Z metod pro stanovení parametrů α a β byla zvolena metoda výpočtu dle Dybczaka a kol. (2006).⁴³ Parametr α byl počítán jako podíl celkových nákladů na práci a produktu⁴⁴:

$$\alpha_t = \frac{TLC_t \cdot L_t}{GVA_t} \quad (38)$$

kde TLC_t představuje celkové nominální náklady na zaměstnance, L_t celkovou zaměstnanost a GVA_t celkovou přidanou hodnotu v ekonomice. Parametr β je pak dopočítán z rovnice $\beta = (1 - \alpha)$.

Vypočtená hodnota parametru α , se kterou se bude pracovat, je 0,57169.

⁴³ Některé studie nepřístupují k výpočtu parametrů, nýbrž v modelu figurují pouze jako převzaté hodnoty. Např. Konuki (2008) pro odhad produkční mezery pro slovenskou ekonomiku převzala konstantní hodnotu $\alpha = 0,52$ dle údajů Ministerstva financí SR. Oomes a Dynnikova (2006) zase dle předchozích výzkumů pro odhad produkční mezery ruské ekonomiky dosazovali za parametr α hodnotu 0,5.

⁴⁴ V případě konstanty α se myslí průměrná hodnota za celé sledované období.

Protože data o potenciálním využití kapitálové zásoby nejsou dostupná ani pro českou ekonomiku, bylo pro odhad produkční mezery české ekonomiky pomocí Cobb-Douglasovy produkční funkce přistoupeno k předpokladu, který použila řada studií, např. Denis a kol. (2006). Dle tohoto předpokladu se uvažuje plné využití kapitálové zásoby. Pro výpočet kapitálové zásoby se vycházelo z tzv. perpetual inventory method (PIM), dle které se předpokládá, že současná kapitálová zásoba je součtem minulé kapitálové zásoby očištěné o depreciaci a současné reálné fixní investice. Jako míra depreciace byla dle Mourre (2009) stanovena hodnota 0,05. Pro kapitálovou zásobu české ekonomiky ve čtvrtletních intervalech tedy platí následující vztah:

$$K_t = K_{t-1} \cdot (1 - 0,05)^{0,25} + GFCF_t \quad (39)$$

Kde K je kapitálová zásoba a $GFCF$ jsou současné hrubé fixní investice.

K odhadu samotné potenciální celkové zaměstnanosti je nutno přistoupit k několika krokům. Nejprve byl realizován odhad $NAIRU^{45}$, čili takové míry nezaměstnanosti, při které nedochází k akceleraci inflace. $NAIRU$ jako důležitá proměnná ve výpočtu potenciální celkové nezaměstnanosti byla vypočtena dvěma kroky dle Epstein a Macchiarelli (2010).

Prvním krokem byla Kalmanova dekompozice nezaměstnanosti, dle které je nezaměstnanost definována jako součet stochastické trendové složky $\bar{U}_t$ a cyklické složky G_t :

$$U_t = \bar{U}_t + G_t \quad (40)$$

přičemž pro trendovou složku platí:

$$\bar{U}_t = \mu_t + \bar{U}_{t-1} + \eta_t \quad (41)$$

Trendová nezaměstnanost je tedy popsána procesem náhodné procházky s driftem, kde driftu je dovoleno být stochastickým, přičemž pro náhodnou složku platí $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$. Platí, že pokud $\sigma_\eta = 0$, $NAIRU$ se v čase nemění. Pro umožnění pohybu dlouhodobé míry

⁴⁵ $NAIRU$ – z angl. non-accelerating inflation rate of unemployment, čili míra nezaměstnanosti nezrychlující inflaci.

nezaměstnanosti byl dle Gordona (1996) a Epstein a Macchiarelli (2010) zaveden předpoklad $\sigma_{\eta} = 0,1$. Cyklická složka je zase definována dle Fabiani a Mestre (2004) následovně⁴⁶:

$$G_t = \phi_1 G_{t-1} + \phi_2 G_{t-2} + \psi_t \quad (42)$$

Cyklická složka a trend jsou považovány za nepozorované proměnné a jsou odhadnuty dle Kalmanova filtru. Výsledky odhadů jsou zaznamenány do prvního sloupce tabulky č. C1, která je uvedena v příloze C.

Ve druhém kroku se identifikuje cyklická složka G_t s využitím Phillipsovy křivky:

$$\Delta\pi_{t+1} = \gamma + \alpha(L)\Delta\pi_t + \rho(L)G_t + \beta(L)Z_t + \varepsilon_t \quad (43)$$

kde $\alpha(L)$, $\rho(L)$ a $\beta(L)$ jsou polynomy ve zpožděných operátorech řádu 2,0 a 1. $\Delta\pi_{t+1}$ představuje změnu míry inflace v čase $t+1$ a Z_t nabídkové šoky zahrnující v sobě i změny v importních cenách. I když rovnice (41) představuje nelineární odhad, podobně jako Epstein a Macchiarelli (2010) bude odhad nejdříve započat MNČ, kde mezera nezaměstnanosti je aproximována cyklickou složkou nezaměstnanosti, která byla získána v prvním kroku odhadu. Cyklická složka nezaměstnanosti G_t je následně odhadnuta, přičemž je považována za nepozorovatelnou proměnnou. Výsledky těchto kroků odhadů jsou uvedeny v tabulce č. C1 v příloze C ve druhém a třetím sloupci.

Tabulka č. 1 zahrnuje čtvrtletní data míry nezaměstnanosti a výsledků odhadů získaných v prvním a druhém kroku. Protože pro odhad NAIRU se používá i aplikace HP filtru s $\lambda = 1600$ na čtvrtletní data míry nezaměstnanosti, byly i tyto výsledky zaneseny pro srovnání do tabulky č. 1. Pro přehlednost byla do tabulky zanesena pouze data od r. 2000, ale odhady byly provedeny pro celé sledované období.

Skutečnou míru nezaměstnanosti a NAIRU pro českou ekonomiku v období 1996Q1-2012Q3 znázorňuje graf č. 10.

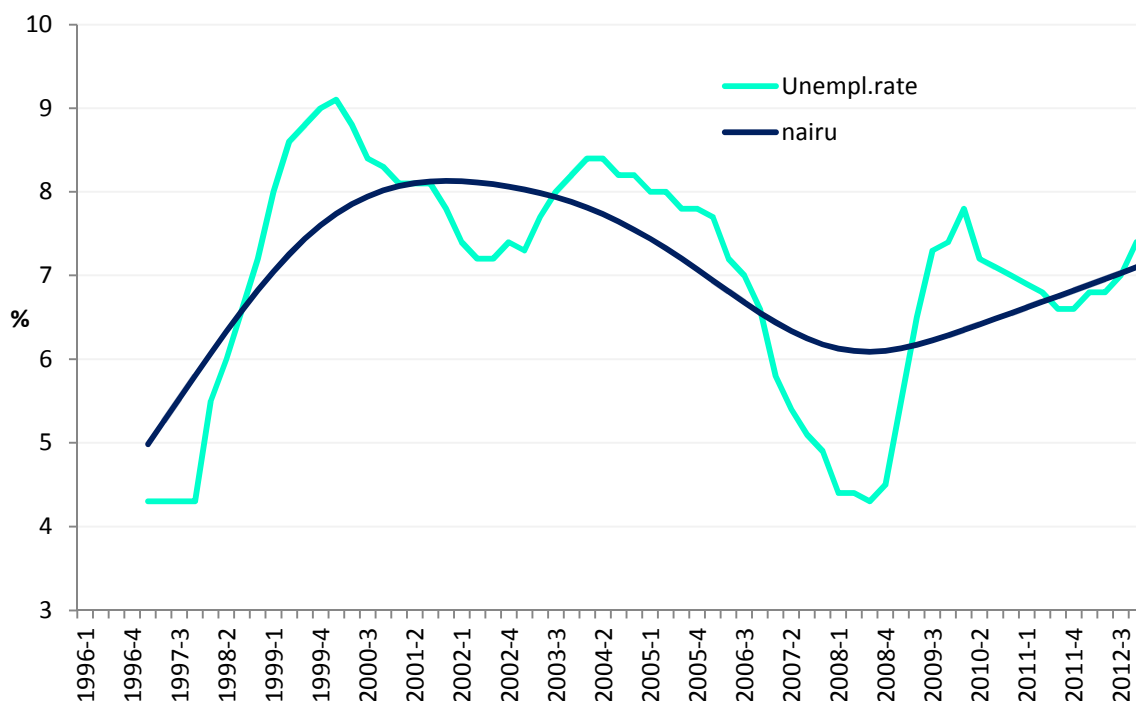
⁴⁶ Rovněž platí, že $\phi_1 + \phi_2 < 1$

Tabulka č. 1: Trendová a cyklická složka nezaměstnanosti

	2000Q1	2001Q1	2003Q2	2004Q1	2005Q1	2006Q1	2007Q1	2008Q1	2009Q1	2010Q1	2011Q1	2012Q1
Míra nezaměstnanosti	8,06	7,4	7,3	8,4	8	7,7	5,8	4,44	5,5	7,8	6,9	6,8
<u>Trendová složka</u>												
Kalmanova dekompozice	8,07	8,17	8,09	7,89	7,87	7,02	6,45	6,22	6,28	6,29	6,37	6,8
Phillipsova křivka	8,08	8,21	8,18	7,89	7,54	6,99	6,47	6,23	6,34	6,31	6,5	6,91
HP filtr	8,06	8,12	8,03	7,81	7,44	6,94	6,43	6,12	6,13	6,35	6,62	6,89
<u>Cyklická složka</u>												
Kalmanova dekompozice	0,02	-0,77	-0,81	0,51	0,13	0,75	-0,65	-1,78	-0,78	2,41	0,53	0
Phillipsova křivka	0,02	-0,61	-0,88	0,69	0,46	0,74	-0,67	-1,79	-0,93	1,67	0,53	-0,11
HP filtr	0,04	-0,72	-0,73	0,59	0,56	0,76	-0,63	-1,68	-0,63	1,45	0,28	-0,09

Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Graf č. 10: Aktuální nezaměstnanost a NAIRU



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Potenciální zaměstnanost L_t^* je poté vypočtena následovně⁴⁷:

$$L_t^* = active_t + PR_t^* (1 - NAIRU) \quad (44)$$

kde $active_t$ je populace v pracovním věku 15-64 let, PR_t^* je trend míry participace. Dle Epstein a Macchiarelli (2010) je vhodné tuto rovnici do modelu produkční funkce zavést z důvodu, že změny v populaci v pracovním věku, v míře participace i NAIRU lépe vysvětlují změny v potenciální zaměstnanosti, čím se napomáhá k přesnějšímu odhadu produkční mezery konkrétní ekonomiky.

Pro odhad potenciálního produktu je nutné znát celkovou produktivitu faktorů. Ovšem protože TFP nelze měřit přímo, počítá se jako Solowovo reziduum, přičemž tato *hrubá* TFP je tvořena dvěma složkami: dlouhodobou trendovou složkou TFP a krátkodobou cyklickou složkou TFP. TFP lze z rovnice (39) získat následovně⁴⁸:

$$A_t = \frac{Y_t}{L_t^\alpha K_t^{1-\alpha}} \quad (45)$$

kde Y_t je reálný HDP, L_t jsou vstupy práce měřené jako celková zaměstnanost a K_t jsou vstupy kapitálu měřené jako kapitálová zásoba. Po získání výpočtů je nutno odhadnout dlouhodobou trendovou složku A_t^* . Výsledky přitom výrazně závisí na zvolené metodě vyhlazení. Pro výpočet trendové složky TFP byla zvolena metoda HP filtru s $\lambda = 1600$ pro čtvrtletní data.⁴⁹

Po získání hodnot trendové složky TFP, kapitálové zásoby a potenciální zaměstnanosti lze přistoupit ke konečnému odhadu potenciálního produktu dle následujícího výpočtu:

$$Y_t^* = A_t^* L_t^{\alpha} K_t^{\beta} \quad (46)$$

kde Y_t^* představuje potenciální produkt.

⁴⁷ Značení symbolů bylo ponecháno dle Epstein a Macchiarelli (2010)

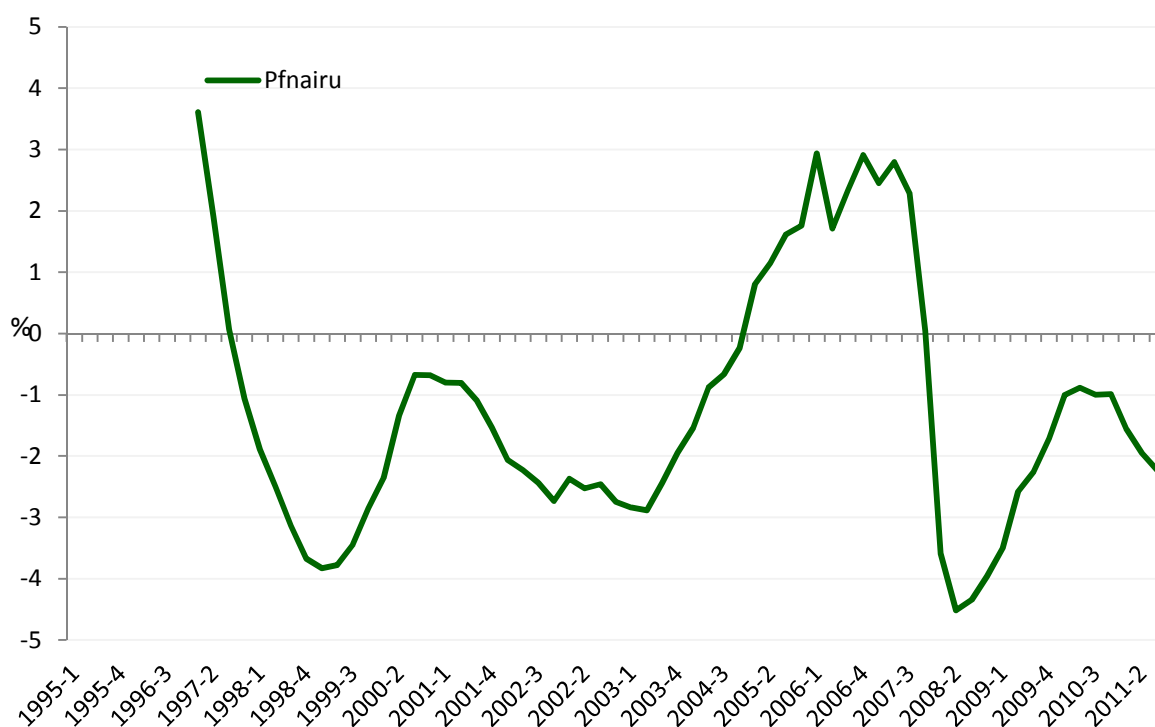
⁴⁸ Platí předpoklad $\beta = 1 - \alpha$.

⁴⁹ Vedle HP filtru se používají např. band-pass filtry, jmenovitě Baxter-Kingův filtr a Christiano-Fitzgeraldův filtr. Oba filtry byly představeny dříve.

Potenciální produkt pro českou ekonomiku za období 1996Q1-2012Q3 odhadovaný metodou produkční funkce s NAIRU je uveden v příloze A jako graf č. A8.

Produkční mezera pro českou ekonomiku odhadovaná produkční funkcí s NAIRU byla následně dopočítána a je uvedena v procentech potenciálního produktu. Její průběh za dané sledované období je zaznamenán do grafu č. 11. Dané sledované období začíná v roce 1996 relativně vysokou produkční mezerou (kolem 3,5%), poté ovšem ekonomika procházela ekonomickým poklesem, přičemž se dostala do záporné produkční mezery v období 1997Q2-2004Q3. Poté ekonomika v následujícím období až přibližně do 2008Q3 vykazovala kladnou produkční mezeru, nicméně dle této metody nebylo dosaženo tak výrazných hodnot jako na začátku sledovaného období. Po tomto období až do konce sledovaného období, tj. 2012Q3 se produkční mezera české ekonomiky nedostala do kladných čísel. Tento typ produkční funkce bude porovnán níže s typem produkční funkce s NAWRU⁵⁰ a poté i s ostatními metodami odhadu produkční mezery v další části práce.

Graf č. 11: Produkční mezera: Produkční funkce s NAIRU



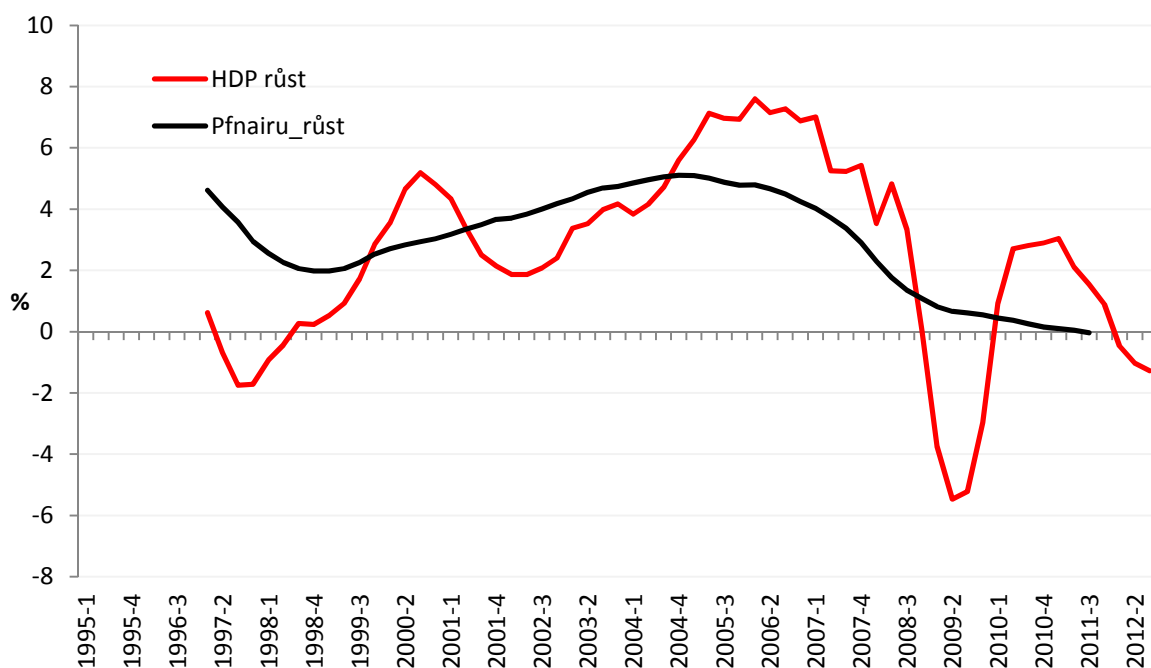
Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

⁵⁰ NAWRU – z angl. non-accelerating wage rate of unemployment, čili míra nezaměstnanosti nezrychlující růst mezd

Růst reálného produktu a růst potenciálního produktu získaného odhadem pomocí produkční funkce s NAIRU je uveden v grafu č. 12, přičemž uvedené růsty se vztahují na čtvrtletní data v období 1996Q1-2012Q3. Je z něj vidět, že na začátku sledovaného období přibližně až do 1999Q3 rostl potenciální produkt více než reálný produkt, naopak v období 1999Q4-2001Q1 rostl reálný produkt rychleji než potenciální produkt. Tyto situace se poté po určitých intervalech střídaly. Na konci sledovaného období lze vidět pokles v ekonomické aktivitě, kdy jak potenciální produkt, tak i reálný produkt klesaly.

Graf č. 12: Růst potenciálního produktu P_{Fnairu} a HDP

(mezičtvrtletní růst v %)



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Jednou z podstatných výhod metody odhadu produkční mezery pomocí produkční funkce spočívá v tom, že tato metoda je schopna zjistit příspěvky determinantů potenciálního produktu a poskytnout tak věrohodnou interpretaci určitých jevů v ekonomice. Např. změny

v příspěvcích k růstu potenciálního produktu mohou signalizovat jisté strukturální změny v ekonomice.

Tabulka č. 2: Dekompozice růstu potenciálního produktu (varianta s NAIRU)

	PP (%)	TFP (% p.b.)	Pracovní síla (p.p.)	Zásoba kapitálu (p.p.)
1996	2,1	0,9	0,1	1,1
1997	1,9	0,1	-0,1	1,9
1998	1,5	-0,3	0,2	1,7
1999	1,6	0,1	-0,3	1,8
2000	1,9	0,9	-0,2	1,1
2001	2,2	1,6	-0,3	1,1
2002	3,7	2,1	0,1	1,5
2003	3,5	2,7	-0,2	1,4
2004	4,4	2,4	0,2	1,8
2005	5,2	2,6	0,3	2,4
2006	4,8	3,8	0,3	0,7
2007	3,9	2,6	-0,2	1,1
2008	3,2	1,7	0,1	1,4
2009	2,2	0,9	0,4	0,9
2010	0,8	0,4	0,3	0,1
2011	0,6	0,1	0,5	-0,1
2012	0,7	0,1	0,5	0,1

Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Dekompozice příspěvků faktorů produkce k růstu potenciálního produktu pro českou ekonomiku v období 1996Q1-2012Q3 dle metody produkční funkce s variantou NAIRU je uvedena v tabulce č. 2. Celá analýza byla provedena na čtvrtletních datech, ale z důvodu omezeného prostoru byly všechny příspěvky faktorů přepočteny na roční data na bázi ročních průměrů. Z tabulky je patrné, že na začátku sledovaného období, tj. ve druhé polovině 90. let

vykazovaly příspěvky celkové produktivity faktorů a pracovní síly záporné, či nepatrné kladné hodnoty. Jako nejvýraznějším zdrojem růstu potenciálního produktu se jevila v tomto období kapitálová zásoba. Nicméně poté její dominantní vliv na růst potenciálního produktu poklesl a zvýšil se vliv celkové produktivity faktorů. Na konci sledovaného období se jevil být vliv přírůstků kapitálové zásoby a celkové produktivity faktorů zhruba stejný. Naopak, téměř po celé období vykazovala pracovní síla zdaleka nejmenší přírůstky k růstu produktu. Nejvýraznější růst potenciálního produktu byl v roce 2005, kdy dosahoval hodnot 5,2%. Nejvýraznějším příspěvkem k jeho růstu byla celková kapitálová zásoba s 2,6% a dále kapitálová zásoba s 2,4%. Naopak, nejnižší růst potenciálního produktu byl zaznamenán na konci sledovaného období, kdy v roce 2012 dosahoval pouhých 0,7%, z toho nejvýraznější příspěvek měla pracovní síla s 0,5%, celková produktivita faktorů a kapitálová zásoba pouze s 0,1%. Za celé období dosahoval tedy růst potenciálního produktu hodnoty přibližně 2,6%. Tyto hodnoty byly získány ovšem z produkční funkce, která operovala s konstantními parametry α a β . Jak by se změnily vypočtené hodnoty, pokud by bylo dovoleno parametrům α a β se v čase měnit, bude ukázáno níže.

Podíl práce pro konvergující ekonomiky

Dle empirických výzkumů podíl práce na důchodu v průběhu několika předchozích desetiletí nebyl konstantní, ale naopak se v průběhu času měnil. Existuje několik studií zabývajících se výzkumnou otázkou, jaké faktory ovlivňují změnu podílu práce na důchodu v průběhu období. Např. Blanchard (1997) zkoumala změny podílů práce a kapitálu na důchodu pro několik vybraných ekonomik OECD. Dospěla k názoru, že zatímco anglo-saské země nezaznamenaly výraznou změnu, v mnoha ekonomikách kontinentální Evropy došlo v průběhu 80. let k výraznému zvýšení podílu kapitálu na důchodu. Pro ekonomiku USA vyzkoumala klesající trend podílu práce na důchodu Poterba (1997), ačkoliv tento pokles nebyl tak výrazný jako pro vybrané ekonomiky Evropy. Dle Crotty a Epsteina (1996) a Rodrika (1997) za výrazným poklesem podílu práce na důchodu v průběhu posledních desetiletí stojí globalizace. K podobnému názoru dospěli i další autoři. Např. Harrison (2002) analyzovala vztah mezi podílem práce na důchodu a globalizací, přičemž do modelu zahrnula proměnné jako podíl obchodu, kapitálová kontrola, vliv ekonomických krizí či změny v zahraničních investicích. Guscina (2006) zkoumala vliv na změnu v podílu práce na důchodu pomocí tří faktorů: technologický pokrok, změny v ochranářství na pracovním trhu a otevřenost ekonomiky v obchodu. Analýza byla aplikována na 18 vybraných ekonomik

OECD na roční data v rozmezí let 1960-2000, přičemž se zjistil signifikantní vliv všech proměnných na změnu v podílu práce na důchodu.

Stanoviskem, dle kterého platí, že pro ekonomiku, která ještě nedospěla do stálého stavu, nýbrž se k němu zatím jenom přibližuje, je vhodnější nahradit konstantní podíl práce měnícím se podílem práce v čase, se zabývali i Hájková a Hurník (2006). Dle jejich modelu bude zkoumán pro českou ekonomiku model produkční funkce následujícího předpisu:

$$Y_t = F(A_t, K_t, L_t) \quad (47)$$

kde Y_t je produkt, K_t kapitál, L_t práce a A_t celková produktivita faktorů. Rozložení růstu reálného produktu na jeho příspěvky celkové produktivity faktorů, práce a kapitálu je realizováno následujícím způsobem:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{F_A A}{Y} \frac{\dot{A}}{A} + \frac{F_K K}{Y} \frac{\dot{K}}{K} + \frac{F_L L}{Y} \frac{\dot{L}}{L} \quad (48)$$

přičemž F_L a F_K jsou společenský mezní produkt práce a kapitálu. První člen na pravé straně rovnice odpovídá části růstu vztahující se k technologickému pokroku a bude jej reprezentovat parametr g .⁵¹

Pokud rovněž budou platit vztahy $F_L = w$ a $F_K = r$, platí pro přírůstek celkové produktivity faktorů k celkovému ekonomickému růstu⁵²:

$$g = \frac{\dot{Y}}{Y} - \frac{rK}{Y} \frac{\dot{K}}{K} - \frac{wL}{Y} \frac{\dot{L}}{L} \quad (49)$$

Předpoklad konstantních výnosů z rozsahu umožňuje definovat podíl mezd následovně $\alpha = \frac{wL}{Y}$. Alternativně pro podíl kapitálu zase platí $\beta = \frac{rK}{Y}$. Přímý příspěvek celkové produktivity faktorů k růstu produktu lze pak vypočítat ze vztahu:

$$\hat{g} = \ln \frac{Y_t}{Y_{t-1}} - (1 - \hat{\alpha}_t) \ln \frac{K_t}{K_{t-1}} - \hat{\alpha}_t \ln \frac{L_t}{L_{t-1}} \quad (50)$$

kde $\hat{g} = \ln \frac{Y_t}{Y_{t-1}}$, $\hat{\alpha}_t = \frac{1}{2}(\alpha_{t-1} + \alpha_t)$, přičemž α_t je definováno dle (38).

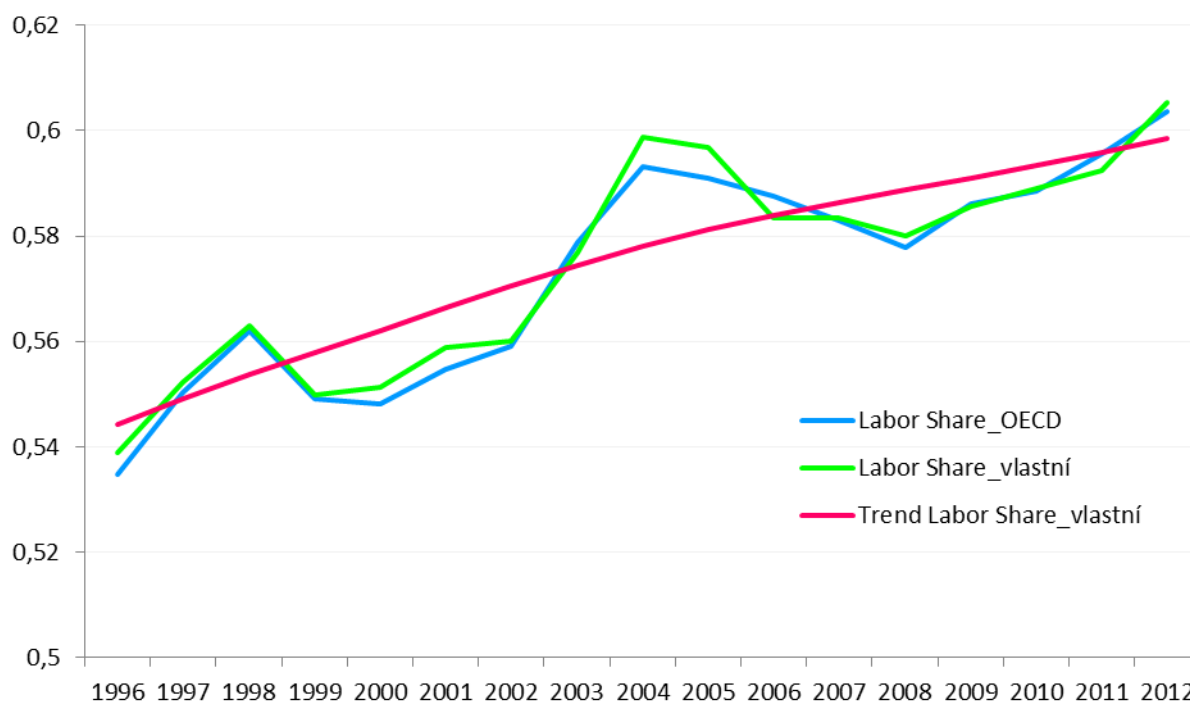
⁵¹ V modelu bude zvažován Hicksovsky neutrální technologický pokrok, což vede k předpokladu, že $g = \frac{\dot{A}}{A}$.

⁵² Neboli Solowovo reziduum.

K získání dlouhodobé trendové složky TFP (A^*) byl využit HP filtr s $\lambda = 1600$, stejně tak i pro konstrukci trendového podílu práce α^* .

Graf č. 13 znázorňuje průběh podílu práce na důchodu pro českou ekonomiku pro časové období 1996-2012.⁵³ Vlastní hodnoty podílu práce, které byly počítány pro čtvrtletní data, byly následně pouze pro grafické znázornění přepočteny na roční data. Z těchto dat pak byla aplikací HP filtru odhadnuta trendová složka podílu práce. Pro srovnání byla do grafu zahrnuta ještě roční data podílu práce dle OECD. Je vidět, že jak vlastní data, tak i data OECD vykazovala velmi podobné výsledky výpočtů. Podobných výsledků dosáhli rovněž i Hájková a Hurník (2007).

Graf č. 13: Podíl práce na důchodu pro českou ekonomiku



Zdroj: Eurostat, OECD, vlastní výpočty

S využitím získaných dat lze potom přistoupit k logaritmické aproximaci růstu potenciálního produktu dle následující rovnice:

⁵³ Rostoucí průběh podílu práce na důchodu Hájková a Hurník (2007) vysvětlovali i tím, že ekonomika stále pořád ještě jenom tenduje ke svému ustálému stavu.

$$\ln \frac{Y_t^*}{Y_{t-1}^*} = \ln \frac{A_t^*}{A_{t-1}^*} + (1 - \alpha_t^*) \ln \frac{K_t}{K_{t-1}} + \alpha_t^* \frac{L_t^*}{L_{t-1}^*} \quad (51)$$

Tabulka č. 3⁵⁴ uvádí ve třetím sloupci výsledky růstu potenciálního produktu pro českou ekonomiku odhadovaného pomocí produkční funkce s NAIRU a nekonstantním parametrem α . Ve čtvrtém sloupci je uveden příspěvek celkové produktivity faktorů k celkovému růstu, který byl počítán za předpokladu nekonstantního parametru α . Pro srovnání byly do tabulky ještě navíc zahrnuty i výsledky růstu potenciálního produktu české ekonomiky a celkové produktivity faktorů, když parametr α byl konstantní. Je vidět, že zavedení předpokladu nekonstantního parametru α nezmění nijak výrazně výsledky. Potenciální produkt s nekonstantním parametrem α ve sledovaném období vykazoval v průměru stejný růst jako potenciální produkt za podmínky konstantní α , tedy přibližně 2,6%. Ke stejnému závěru lze dojít i u příspěvku celkové produktivity faktorů: jak za podmínky konstantního parametru α , tak i za podmínky měnící se α byl vypočten stejný příspěvek k růstu potenciálního produktu, přibližně 1,3%.

Malých rozdílů bylo dosaženo pouze u některých let v průběhu celého sledovaného období. Tak např. v roce 1996 potenciální produkt s variabilním parametrem α vykázal o 0,1 p. b. vyšší růst. Podobných situací bylo při pohledu na tabulku dosaženo i v dalších letech. Nikdy ovšem rozdíl nepřesáhl hodnoty 0,2 p.b. Podobně rozdílných výsledků bylo dosaženo i u příspěvku celkové produktivity faktorů k celkovému růstu. Např. pro rok 1996 byl příspěvek celkové produktivity faktorů k celkovému růstu za podmínky konstantní α 0,9%, za podmínky variabilního parametru α pouze 0,8%. Naopak, v roce 1999 vyšší příspěvek celkové produktivity faktorů, 0,2%, byl vypočten, když podíl práce na důchodu byl variabilní. Rozdíl mezi oběma metodami výpočtů ale nikdy nepřesáhl hodnoty 0,2 p. b.

⁵⁴ Produkční mezera odhadovaná pomocí produkční funkce s NAIRU a nekonstantním podílem práce na důchodu není zobrazena, nicméně výsledky byly velmi podobné, jako když byl podíl práce na důchodu konstantní. Rovněž nebyly uvedeny ani přírůstky práce a kapitálu, protože cílem bylo porovnat pouze růst potenciálního produktu české ekonomiky a příspěvek celkové produktivity faktorů k celkovému růstu.

Tabulka č. 3: Růst potenciálního produktu a příspěvky TFP(varianta NAIRU)

(hodnoty q-t-q upravené na roční hodnoty)

	Konstantní α		Variabilní α	
	PP (%)	TFP (% p.b.)	PP (%)	TFP (% p.b.)
1996	2,1	0,9	2,2	0,8
1997	1,9	0,1	2	0,2
1998	1,5	-0,3	1,6	-0,3
1999	1,6	0,1	1,4	0,2
2000	1,9	0,9	1,9	0,8
2001	2,2	1,6	2,1	1,5
2002	3,7	2,1	3,6	2,1
2003	3,5	2,7	3,5	2,5
2004	4,4	2,4	4,2	2,3
2005	5,2	2,6	5,1	2,5
2006	4,8	3,8	5	3,7
2007	3,9	2,6	4,1	2,6
2008	3,2	1,7	3,2	1,7
2009	2,2	0,9	2	0,9
2010	0,8	0,4	0,9	0,3
2011	0,6	0,1	0,7	0,2
2012	0,7	0,1	0,6	0,1
1996- 2012	2,6	1,3	2,6	1,3

Zdroj: EUROSTAT, graf vlastní

3.2.1.2 Produkční funkce – varianta s NAWRU

Druhým typem produkční funkce použitým pro odhad produkční mezery české ekonomiky je produkční funkce s NAWRU⁵⁵, která se využívá při výpočtu potenciální zaměstnanosti. Produkční funkce s NAWRU má stejný předpis jako předešlá produkční funkce:

$$Y_t = A_t L_t^\alpha K_t^\beta \quad (52)$$

kde Y_t je reálný produkt, L_t vstupy práce, K_t vstupy kapitálu, A_t označuje celkovou produktivitu faktorů (TFP), parametr α podíl práce na důchodu a parametr β podíl kapitálu na důchodu⁵⁶. Rovněž kapitálová zásoba se počítá stejným způsobem jako u produkční funkce s NAIRU. Od předcházející produkční funkce se tato produkční funkce liší nahrazením NAIRU NAWRU, která bude figurovat u výpočtu potenciální zaměstnanosti. Pro její výpočet bude postupováno dle Elmeskova (1993). Vychází se z rovnice popisující vztah mezi nezaměstnaností a změnou mzdové inflace:

$$u_t - u_t^N = \lambda \Delta^2 w_t, \quad \lambda < 0 \quad (53)$$

kde u je míra nezaměstnanosti, w je mzda a Δ^2 je operátor druhé difference. Předpokládá se, že NAWRU se mění pouze pozvolna, tedy $\Delta u_t^N \approx 0$. Diferencováním (53) a použitím uvedeného předpokladu lze vyjádřit parametr λ :

$$\lambda = \frac{\Delta u_t}{\Delta^3 w_t} \quad \Delta^3 w_t \neq 0 \quad (54)$$

Substitucí rovnice (54) do (53) se dostává NAWRU⁵⁷:

$$u_t^N = u_t - \frac{\Delta u_t}{\Delta^3 w_t} \Delta^2 w_t \quad (55)$$

Poté je dle Bolta a van Else (1998) vypočítána potenciální zaměstnanost:

$$L_t^* = L_t^{S*} (1 - u_t^N) - L_t^{G*} \quad (56)$$

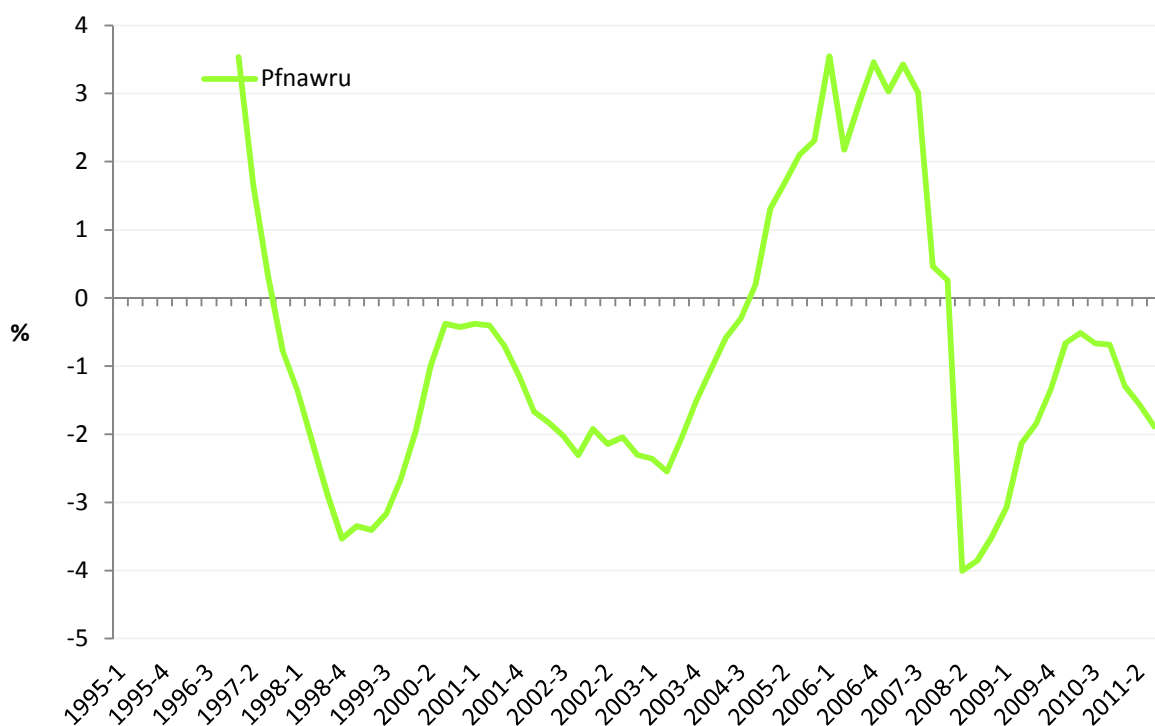
⁵⁵ NAWRU (z angl. Non- accelerating wage rate of unemployment) je taková míra nezaměstnanosti, při které zůstává mzdová inflace konstantní, přičemž se jedná o nominální mzdy.

⁵⁶ Nejdříve bude zaveden předpoklad konstantního parametru α , který je vypočítán na stejném principu jako parametr α z předchozího typu produkční funkce.

⁵⁷ Protože tento výpočet NAWRU může být značně nejistý, používá se na tuto časovou řadu HP filtr.

kde L_t^s je trendová složka nabídky práce získaná aplikací HP filtru na nabídku práce a L_t^s je trend zaměstnanosti ve veřejném sektoru získaný aplikací HP filtru na zaměstnanost ve veřejném sektoru. Po získání hodnot kapitálové zásoby a potenciální zaměstnanosti je odhadnut potenciální produkt dle principu jako u produkční mezery s NAIRU.

Graf č. 14: Produkční mezera: Produkční funkce s NAWRU

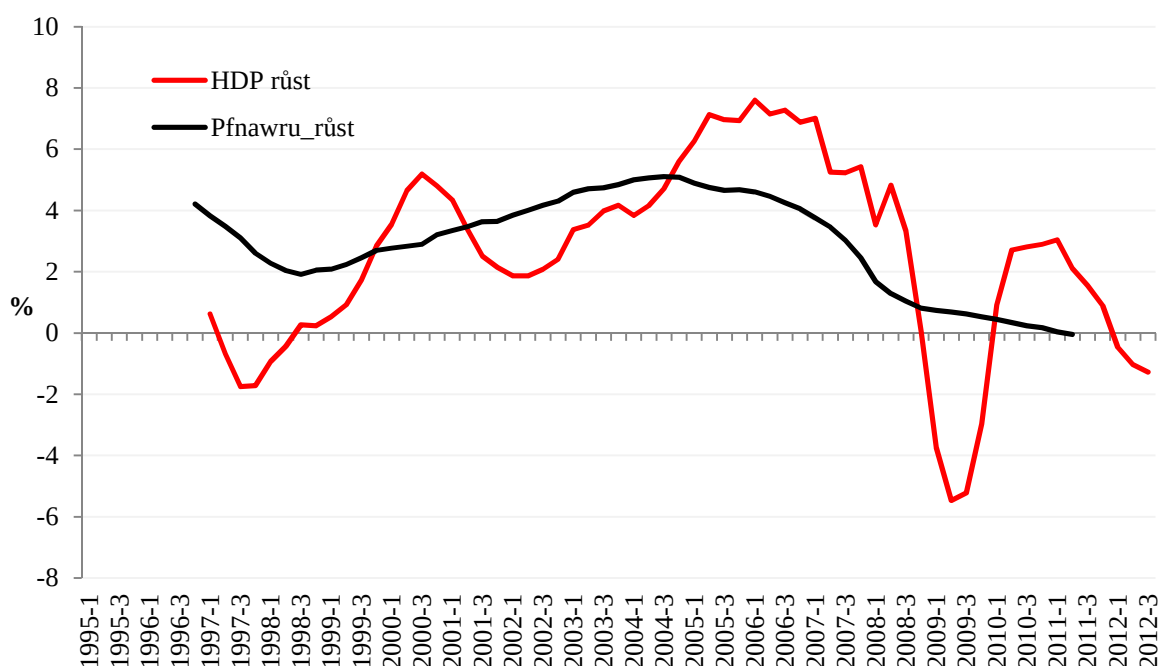


Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Produkční mezera pro českou ekonomiku odhadovaná pomocí produkční funkce s NAWRU a s konstantním parametrem α byla následně dopočítána a zanesena v procentech potenciálního produktu do grafu č. 14. Je vidět, že podobně jako u předchozí produkční funkce, i u této metody odhadu začíná sledované období kladnou produkční mezerou, která se v ekonomice vyskytuje přibližně až do 1997Q4. Poté následuje období záporné produkční mezery až do 2005Q1. Nad potenciál se ekonomika dostala opět až ve druhé polovině roku 2004 a setrvala nad ním do 2007Q4. Poté produkt klesl pod potenciál a záporná produkční mezera setrvala až do konce sledovaného období. S produkční funkcí s NAIRU bude produkční mezera

s NAWRU porovnána níže, s ostatními metodami odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku za dané sledované období bude produkční mezera porovnána v další části práce. Potenciální produkt pro českou ekonomiku pro období 1996Q1-2012Q3 odhadovaný metodou produkční funkce s NAWRU a konstantním parametrem α je uveden v příloze A v grafu č. A9.

Graf č. 15: Růst potenciálního produktu Pf_{nawru} a HDP



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Růst potenciálního produktu pro českou ekonomiku pro dané časové období získaný metodou produkční funkce s NAWRU a růst aktuálního produktu za dané časové období je znázorněn na grafu č. 15. Dle této metody přibližně až do konce roku 1999 vykazoval potenciální produkt vyšší růst než reálný produkt. Poté v krátkém období, od 2000Q1 asi do 2000Q4 měl vyšší růst reálný produkt. Dále opět dochází k situaci, kdy po určitou dobu má vyšší růst potenciální produkt než reálný produkt. K této situaci dochází přibližně v období 2001Q1 – 2004Q3 a 2008Q3- 2008Q4. Pak až do konce sledovaného období vykazoval vyšší růst reálný

produkt. Při pohledu na růst potenciálního produktu dle metody produkční funkce s NAIRU je vidět, že výsledky s ní jsou velmi podobné.

Analýza příspěvků kapitálu, pracovní síly a celkové produktivity faktorů k celkovému růstu potenciálního produktu dle produkční funkce s NAWRU a konstantním podílem práce na důchodu byla rovněž provedena a je pro přehlednost uvedena v příloze D. Obecně lze shrnout, že bylo dosaženo podobných výsledků jako u produkční mezery s NAIRU a konstantním parametrem α . Analýza byla opět provedena na čtvrtletních datech v období 1996Q1-2012Q3, ale do tabulky byla data přepočtena na roční. Opět na začátku sledovaného období, tj. ve druhé polovině 90. let nejvýraznější přírůstky k růstu potenciálního produktu vykazovala zásoba kapitálu. V tomto období rostl potenciální produkt v průměru 1,775% a příspěvek kapitálové zásoby byl 1,575%. Poté dominantní vliv kapitálové zásoby na růst potenciálního produktu poklesl a od začátku první dekády 21. století figuroval jako nejvýznamnější přírůstek k růstu potenciálního produktu celková produktivita faktorů, její nejvýznamnější přírůstek byl v roce 2006, až 3,6 %. V tomto roce rovněž dosáhl růst potenciálního produktu svého maxima, 5,2%. Na druhé straně byl v tomto roce příspěvek kapitálové zásoby pouze 0,8 %. V období 2000 - 2008 rostl potenciální produkt v průměru 3,64 % a příspěvek celkové produktivity faktorů k celkovému růstu byl 2,26 %. Za celé analyzované období byl průměrný růst produktu stejný jako u předchozí produkční funkce, 2,6%. Z toho nejvyšší příspěvky k růstu vykazala celková produktivita faktorů, 1,36 %, poté kapitálová zásoba, 1,19 %. Zdaleka nejnižší příspěvek k růstu potenciálního produktu v průběhu celého sledovaného období vykazala pracovní síla, pouhých necelých 0,1 %.

Analýza růstu potenciálního produktu české ekonomiky a příspěvků celkové produktivity faktorů k jeho růstu byly provedeny i za předpokladu, že se zavede do produkční funkce s NAWRU předpoklad variabilního podílu práce na důchodu, parametr α . Výsledky srovnání těchto výsledků s výsledky, když parametr α byl konstantní, jsou uvedeny opět pro přehlednost v příloze E. Celkově bylo mezi těmito dvěma metodami dosaženo stejných výsledků. Průměrný růst potenciálního produktu za sledované období⁵⁸ v případě konstantního podílu práce na důchodu byl 2,6%, stejný výsledek platí i pro případ variabilního parametru α . Průměrný přírůstek celkové produktivity faktorů za celé sledované období dosahoval 1,26 %, jak u varianty konstantního parametru α , tak i u varianty

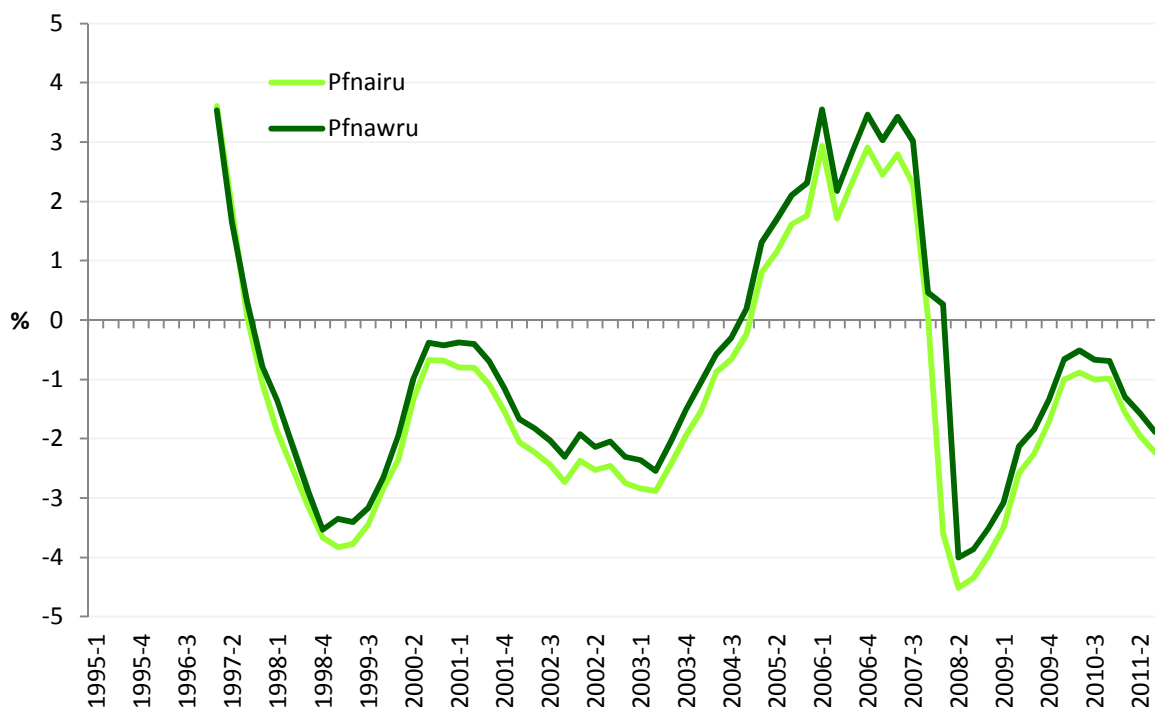
⁵⁸ Pro upřesnění: opět byla analýza provedena na čtvrtletních datech v období 1996Q1-2012Q3, ale do tabulky byla data přepočtena na roční.

s variabilním parametrem α . Při pohledu na výsledky za jednotlivé roky je opět vidět, že rozdíly mezi výsledky obou variant pro stejný rok jsou max. 0,3 p.b.

Porovnáme-li nyní dosažené výsledky z produkční funkce s NAIRU s konstantním parametrem α a výsledky z produkční funkce s NAWRU s konstantním parametrem α , bylo dosaženo nepatrných rozdílů u příspěvků celkové produktivity faktorů. U metody produkční funkce s NAIRU byl průměrný přírůstek celkové produktivity faktorů za dané sledované období 1,3 %, u varianty s NAWRU tento příspěvek nepatrně klesl na hodnotu 1,26 %. Celkový průměrný růst potenciálního produktu byl u obou variant stejný, 2,6%.

Srovnání produkčních mezer pro českou ekonomiku odhadovaných produkčními funkcemi s NAIRU a NAWRU a konstantním parametrem α přináší graf č. 16. Je z něj vidět, že produkční mezery vykazovaly velmi podobný průběh, metoda s NAWRU téměř po celé sledované období dosahovala mírně vyšších hodnot. Podrobnější srovnání spolu s ostatními metodami bude provedeno v další části práce.

Graf č. 16: Produkční mezera: Produkční funkce - srovnání



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

3.2.2 Strukturální VAR modely

Strukturální VAR⁵⁹ modely (SVAR) patří mezi strukturální metody odhadu potenciálního produktu a produkční mezery, které kromě statistického rámce, kterým disponují statistické metody z první skupiny odhadů produkční mezery, mají v modelech zakomponovány ještě určité ekonomické vztahy. Ty by měly lépe vysvětlit průběh produkční mezery než statistické metody, u kterých je odhadování produkční mezery založeno ryze na statistických principech, abstrahujících od jakýchkoli ekonomických zákonitostí. SVAR metodu odhadu produkční mezery zavedli Blanchard a Quah (1989)⁶⁰. Základním principem je rozložení časové řady aktuálního produktu na tři složky: na deterministický trend, šoky trvale ovlivňující nabídkovou stranu ekonomiky a transitorní šoky, které ovlivňují poptávkovou stranu ekonomiky⁶¹. První dvě uvedené složky reprezentují potenciální produkt, třetí složka zase produkční mezeru. V tomto modelu se rozlišuje i mezi šoky a jejich vlivy na HDP: zatímco pouze nabídkové šoky mají trvalý vliv na HDP, poptávkové šoky mají pouze tranzitorní účinek na HDP, po vypršení období určité délky krátkého období jejich vliv mizí, v dlouhém období tedy nejsou schopny ovlivňovat produkt. Při identifikaci strukturálních šoků se přistupuje k zavedení omezení tzv. dlouhodobých multiplikátorů v modelu endogenních proměnných, které jsou vlastní pro konkrétní model⁶².

Dle Bjørnland a kol.(2005) SVAR metodu odhadu produkční mezery odlišuje od mnoha ostatních metod odhadu navíc i skutečnost, že potenciální produkt a produkční mezera se určují zároveň v modelu, už ne tedy jako odchylka aktuálního produktu od potenciálního produktu. U této metody navíc přichází ke změnám předpokladů o potenciálním produktu. Trendová složka produktu už není charakterizována jako náhodná procházka, neboť tento předpoklad by byl v rozporu s tvrzením, že potenciální produkt je hnán zejména technologickým pokrokem. Pokud by tedy platilo, že potenciální produkt je ovlivňován změnami v technologiích, jak se často uvádí, implikovalo by to i charakter celkové

⁵⁹ Ve VAR modelech, jako alternativě k simultánním rovnicím, vystupují všechny proměnné jako endogenní, přičemž každá z nich je psaná jako lineární kombinace zpožděných vlastních hodnot i ostatních proměnných v modelu. Pro bližší odvození VAR modelů, viz např. Sims (1980) či Canova (1995).

⁶⁰ Dalšími autory, kteří se uvádějí při zmínkách o začátcích SVAR modelů, se uvádějí i Shapiro a Watson (1988).

⁶¹ Pro teoretický rámec SVAR přístupu, sestavení modelu a zahrnutí ekonomických zákonitostí do modelu, viz např. i Hjelm a Jönsson (2010).

⁶² Zavádění dlouhodobých omezení zavedlo další označení pro metodu SVAR, tzv. LRRO přístup – z angl. Long run restriction of output, které se rovněž v literatuře často objevuje.

produktivity faktorů jako náhodné procházky. Tohoto názoru je i Claus (1999), dle které náklady na práci a kapitál, procesy učení či formování zvyků vykazují náročnější dynamiku pro potenciální produkt než náhodná procházka. S předpokladem potenciálního produktu jako náhodné procházky rovněž nesouhlasili i Lippi a Reichlin (1994). Dle nich může vést tento předpoklad k nepříznivým vlivům na technologický pokrok.

Guarda (2002) viděl ve SVAR modelech, ve srovnání s několika ostatními metodami odhadu produkční mezery hned několik výhod. U této metody dle něj např. nedochází k tzv. problému s koncovými daty a umožňuje odhady do budoucna, SVAR metody dále poskytují intervaly spolehlivosti při odhadech produkční mezery. Jako další výhodu uvádí čistou interpretaci ekonomických vztahů, což vede k přesnějším odhadům produkční mezery. Dupasquier a kol. (1997) další výhodu viděli v tom, že SVAR modely umožňují větší dynamiku potenciálního produktu, než umožňuje předpoklad náhodné procházky u UC modelů. Na druhé straně byly podrobeny SVAR modely i kritice. Cooley a Dwyer (1998) varovali před možnou nesprávnou interpretací při zavádění omezení do modelů. Dle autorů tyto předpoklady nejsou testovatelné, a tedy jejich špatné stanovení může negativně ovlivnit výsledky samotných odhadů. Guarda (2002) k nedostatkům SVAR modelů ještě přidal relativně vysoké intervaly spolehlivosti při odhadech, které zvyšují nejistotu správnosti odhadů samotných.

Od prvních typů SVAR modelů pro odhad produkční mezery prošly tyto modely značnými modifikacemi, kdy byly do nich postupně přidávány další proměnné, popisující jisté ekonomické vztahy. Blanchard a Quah (1989) zkoumali dvourozměrný SVAR model s produktem a nezaměstnaností, poté King a kol. (1991) analyzovali šestrozměrný SVAR model s proměnnými produkt, výdaje na spotřebu, hrubé soukromé domácí investice, cenová hladina, nabídka peněz a reálná úroková míra. Robertson a Wickens (1997) do dvourozměrného SVAR modelu začlenili produkt a inflaci. Claus (1999) pro odhad produkční mezery Nového Zélandu do třírozměrného SVAR modelu zase začlenila produkt, zaměstnanost a využití kapacit. Cochrane (1994) odhadoval potenciální produkt s využitím hypotézy permanentního důchodu. SVAR model s určitým mezinárodním propojením zkonstruovali Albagli a kol. (2004) i Hjelm a Jönsson (2010), kteří pro odhad produkční mezery Švédska do SVAR modelu začlenili švédskou cenovou hladinu, švédský domácí produkt a produkt zemí OECD.

Do práce byly zahrnuty dva SVAR modely. Prvním modelem (SVAR3) je modifikace Blancharda a Quaha (1989) dle Bjørnland (2008) a Camba-Mendez a Rodriguez-Palenzuela (2003), kteří do SVAR modelu zahrnuli tři proměnné: reálný produkt, nezaměstnanost a inflaci. Druhým modelem (SVAR2) je dvourozměrný SVAR dle Blancharda a Quaha (1989) s reálným produktem a nezaměstnaností.

3.2.2.1 SVAR3

U tohoto třírozměrného modelu s produktem, inflací a nezaměstnaností se předpokládají tři šoky: dva poptávkové a jeden nabídkový. U poptávkových šoků se předpokládá pouze dočasný vliv na produkt, zatímco nabídkový šok bude mít vliv na produkt i v dlouhém období. SVAR3 model v redukovaném tvaru je následovný⁶³:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \Phi_{11}(L)\Delta y_{t-1} + \Phi_{12}(L)\Delta \pi_{t-1} + \Phi_{13}(L)\Delta u_{t-1} + \varepsilon_{\Delta y,t} \quad (57)$$

$$\Delta \pi_t = \alpha_2 + \Phi_{21}(L)\Delta y_{t-1} + \Phi_{22}(L)\Delta \pi_{t-1} + \Phi_{23}(L)\Delta u_{t-1} + \varepsilon_{\Delta \pi,t} \quad (58)$$

$$\Delta u_t = \alpha_3 + \Phi_{31}(L)\Delta y_{t-1} + \Phi_{32}(L)\Delta \pi_{t-1} + \Phi_{33}(L)\Delta u_{t-1} + \varepsilon_{\Delta u,t} \quad (59)$$

kde Δy_t je první difference (logaritmu) HDP, $\Delta \pi_t$ je difference inflace, Δu_t je difference nezaměstnanosti, $\Phi_{ij}(L)$ jsou polynomy ve zpožděných operátorech, α_i je konstanta a $\varepsilon_{\Delta y,t}$, $\varepsilon_{\Delta \pi,t}$, $\varepsilon_{\Delta u,t}$ jsou náhodné šoky v modelu.

Jestliže došlo k realizaci strukturálních šoků, je možno proměnné v modelu vyjádřit jako součet současných a minulých uskutečněných šoků. Tak např. růst HDP lze vyjádřit jako výsledek současných a minulých realizovaných šoků. Obdobně se postupuje i u dalších proměnných v modelu⁶⁴

$$\Delta y_t = S_{11}(L)v_t^s + S_{12}(L)v_t^{D1} + S_{13}(L)v_t^{D2} \quad (60)$$

$$\Delta \pi_t = S_{21}(L)v_t^s + S_{22}(L)v_t^{D1} + S_{23}(L)v_t^{D2} \quad (61)$$

$$\Delta u_t = S_{31}(L)v_t^s + S_{32}(L)v_t^{D1} + S_{33}(L)v_t^{D2} \quad (62)$$

kde $S_{ij}(L)$ jsou polynomy ve zpožděných operátorech, v_t^s nabídkový šok ovlivňující potenciální produkt a v_t^{D1} poptávkový šok ovlivňující produkční mezeru. Zde už lze snadnou

⁶³ Podrobnější postup odhadu SVAR3 modelu je uveden v příloze č. F, dle Claus (1999).

⁶⁴ Pracuje se tedy s maticí typu 3x3.

cestou rozdělit růst produktu spojený s potenciálním produktem nebo s produkční mezerou. Tak např. růst potenciálního produktu lze získat kumulací jednotlivých nabídkových šoků k růstu produktu:

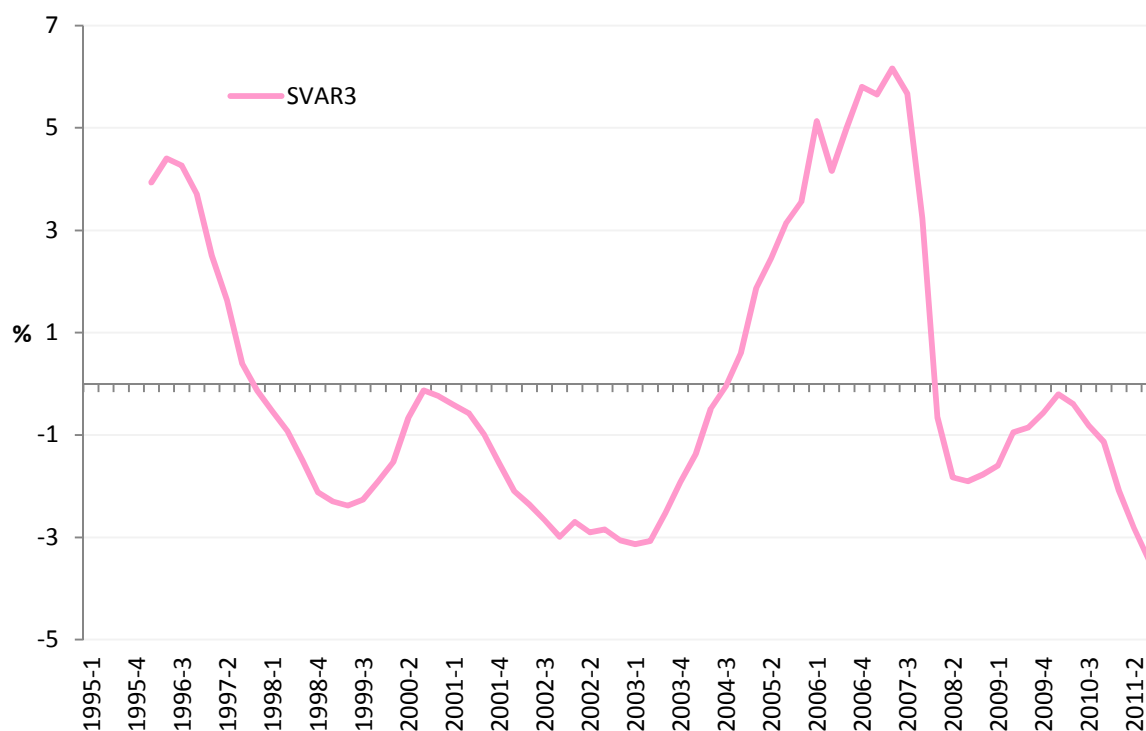
$$\Delta y_t^P = S_{11}(L)v_t^d \quad (63)$$

a složky vztahující se k produkční mezeře:

$$\Delta y_t^F = S_{12}(L)v_t^{D1} + S_{13}(L)v_t^{D2}. \quad (64)$$

Produkční mezera pro českou ekonomiku za dané časové období odhadovaná SVAR3 metodou je znázorněna na grafu č. 17. Produkční mezera, uvedena v procentech potenciálního produktu, začíná relativně optimistickými hodnotami, kdy v roce 1996Q2 dosahovala hodnoty přibližně 4,5%. Poté následoval ekonomický pokles, který byl vystřídán růstem až na konci roku 1998, nicméně dle této metody odhadu nebylo dosaženo kladné produkční mezery až do konce roku 2004. Reálný produkt se dostal nad potenciální produkt až na začátku roku 2005, kdy ekonomika rostla a po krátkých nepatrných poklesech v 2007Q2 dosáhla svého maxima během sledovaného období, přibližně 6,3%. Poté nastává ekonomický útlum, produkt se dostává pod potenciál a ani během krátkého ekonomického oživení na začátku roku 2010 se produkt nedostal nad svou potenciální úroveň. Potenciální produkt pro českou ekonomiku odhadovaný touto metodou je uveden v příloze A.

**Graf č. 17: Produkční mezera: SVAR3
model**



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

3.2.2.2 SVAR2

U tohoto dvourozměrného modelu dle Blancharda a Quaha (1989) se předpokládá jeden poptávkový šok⁶⁵, který má pouze krátkodobý vliv na produkt, a jeden nabídkový šok, který produkt ovlivňuje dlouhodobě. Redukovaný tvar SVAR2 modelu je tedy následující⁶⁶:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \psi_{11}(L)\Delta y_{t-1} + \psi_{12}(L)\Delta \pi_{t-1} + \mu_{\Delta y,t} \quad (65)$$

$$\Delta u_t = \beta_2 + \psi_{21}(L)\Delta y_{t-1} + \psi_{22}(L)\Delta \pi_{t-1} + \mu_{\Delta u,t} \quad (66)$$

kde Δy_t je podobně jako u modelu SVAR3 difference (logaritmu) HDP, $\Delta \pi_t$ je difference míry nezaměstnanosti a $\mu_{i,t}$ jsou náhodné šoky v modelu. Následně lze opět při splnění

⁶⁵ U některých SVAR modelů je jiná terminologie. Tak např. Robertson a Wickens (1997) označují poptávkový šok jako reálný šok. Nominální šok je označován jako nabídkový.

⁶⁶ Podrobnější popis modelu není uveden, nicméně je založen na stejném principu jako SVAR3 model, s rozdílem v počtu proměnných.

podmínky realizace strukturálních šoků formulovat proměnné v modelu jako součet současných a minulých šoků⁶⁷:

$$\Delta y_t = S_{11}(L)v_t^s + S_{12}(L)v_t^D \quad (67)$$

$$\Delta u_t = S_{11}(L)v_t^s + S_{12}(L)v_t^D \quad (68)$$

Na závěr lze snadným způsobem určit změnu produktu týkající se potenciálního produktu:

$$\Delta y_t^p = S_{11}(L)v_t^s \quad (69)$$

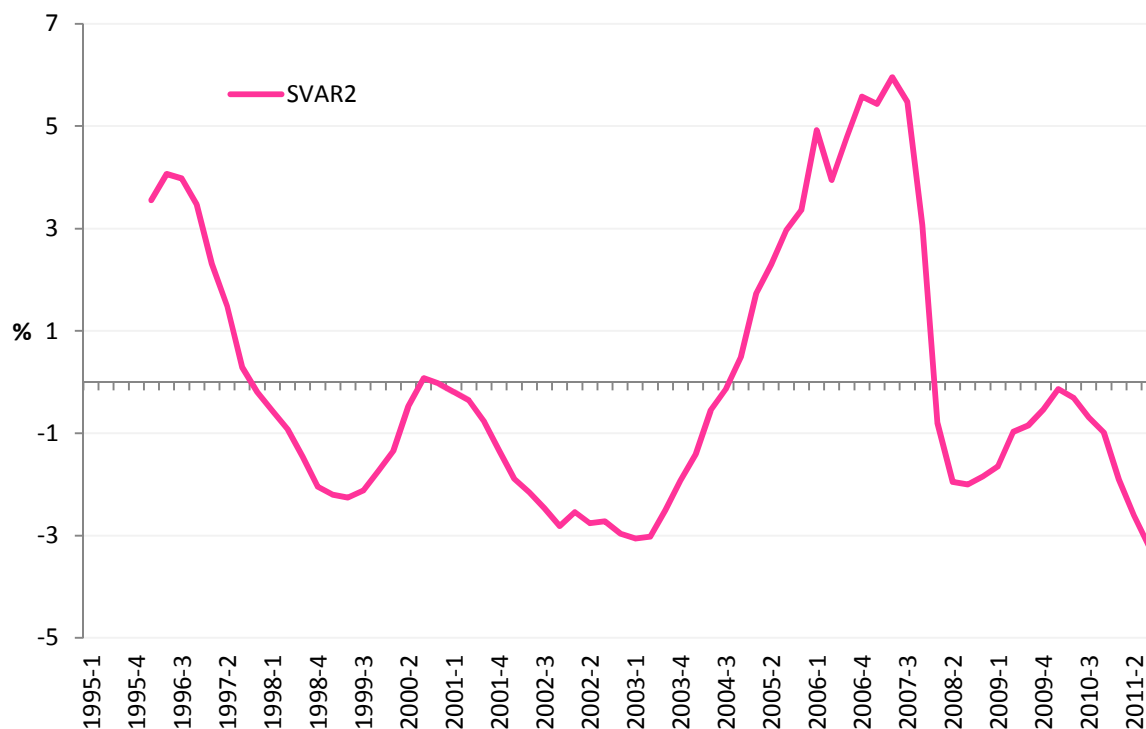
A změnu produktu vztahující se na jeho cyklickou složku (zahrnující poptávkové šoky s nulovým dlouhodobým efektem na produkt):

$$\Delta y_t^c = S_{12}(L)v_t^D \quad (70)$$

Výsledky odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku, odhadovanou dvourozměrným SVAR modelem, znázorňuje graf č. 18. Podobně jako předchozí SVAR model, odhadl i tento SVAR model relativně vysokou produkční mezeru na začátku sledovaného období, asi 4,2%. Poté následoval ekonomický útlum doprovázený poklesem produkční mezery až do záporných čísel, přičemž v záporných číslech setrvala produkční mezera přibližně až do 2004Q3. Poté následoval ekonomický růst, který po krátkých ekonomických poklesech dosáhl svého vrcholu přibližně v 2006Q4. Poté následoval pokles, na začátku roku 2008 se reálný produkt dostává pod potenciál a setrval tam až do konce sledovaného období. Potenciální produkt pro českou ekonomiku odhadovaný SVAR2 modelem je uveden v příloze A.

⁶⁷ U SVAR2 modelu se tedy pracuje s maticí typu 2x2.

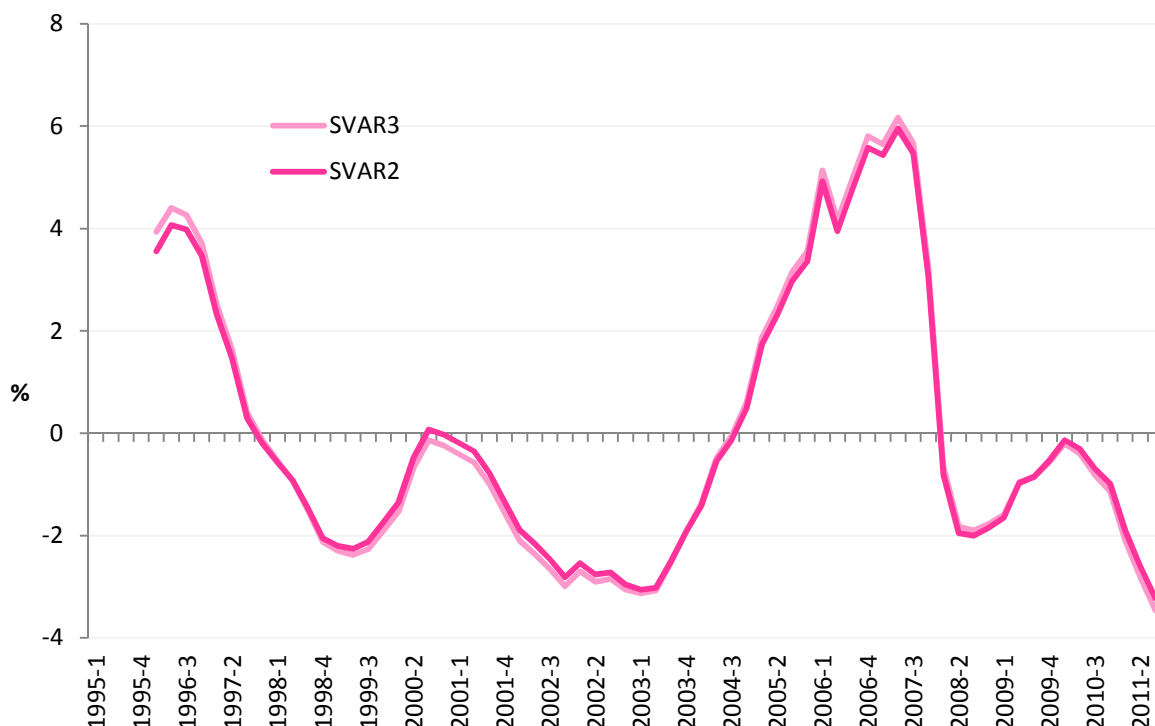
Graf č. 18: Produkční mezera: SVAR2 model



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Pro grafické srovnání produkčních mezer odhadovaných metodami SVAR3 a SVAR2 byly výsledky odhadů zaneseny do grafu č. 19. Je z něj vidět, že výsledky odhadů jsou velmi podobné, nicméně ne identické. Na začátku sledovaného období vyšší produkční mezeru odhadl SVAR3 model. Poté byly výsledky odhadů po určitou dobu téměř identické, nicméně v období záporné produkční mezery optimističtější hodnoty odhadla metoda SVAR2, ovšem v období ekonomického růstu výsledky ukázaly nižší produkční mezeru než u modelu SVAR3. Poté se situace, po určité délce období, vyměnila. S dalšími metodami odhadů budou tyto produkční mezery porovnány v jiné části práce.

Graf č. 19: Produkční mezera: SVAR2 a SVAR3 modely - srovnání



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

3.3 Vícerozměrné metody

3.3.1 Vícerozměrný Hodrick – Prescott filtr

Dva podstatné nedostatky jednorozměrného HP filtru, absence ekonomického modelu, který by lépe vysvětloval průběh produkční mezery, a tzv. problém s koncovými daty, které mohou výrazně ovlivnit přesnost odhadnutých dat produkční mezery, se už nevyskytují u modifikace HP filtru, tzv. vícerozměrného Hodrick-Prescottova filtru (MVHP). Tato metoda navržená Laxtonem a Tetlowem (1992) je rozšířením původního HP filtru o jisté strukturální vztahy vyplývající z ekonomických modelů. Takovými lze označit např. Phillipsovu křivku⁶⁸, Okunův zákon či hypotézu NAIRU. Ekonomickým indikátorem, který je rovněž schopen poskytnout relevantní informace o nabídkové straně ekonomiky či o pozici hospodářského cyklu, je využití kapacit. Proto se do modelu MVHP často začleňuje i rovnice popisující

⁶⁸ Úvahu, zdali je Phillipsova křivka spíše jenom statistickým vztahem, ponechme nyní stranou.

využití kapacit v ekonomice.⁶⁹ Obecně lze odhadovat potenciální produkt metodou MVHP následující rovnicí:

$$\min_{\{g_t\}_{t=1}^T} \sum_{t=1}^T [(y_t - g_t)^2 + \lambda_1 [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 + \lambda_2 \xi_t^2] \quad (71)$$

pro dané λ_1 a λ_2 a kde ξ_t představuje rezidua rovnice popisující určitý ekonomický vztah. Tuto rovnici lze obecně psát následovně:

$$y_t' = \beta g_t + \delta x_t + \xi_t \quad (72)$$

kde y_t' je proměnná závislá na růstové složce g_t , x_t , což je exogenní proměnná⁷⁰ a na $\xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2)$.

MVHP filtr tedy na rozdíl od HP filtru, který pracuje na principu minimalizace odchylek trendu od produktu a minimalizace změn v trendu, už navíc i maximalizuje schopnost odhadované trendové složky produktu vysvětlit i určité strukturální vztahy definované přidáním rovnicemi typu rovnice (72). Jednotlivé váhy různých složek minimalizačního problému jsou představovány parametry λ_1 a λ_2 .⁷¹

Rovnici (71) lze přepsat do následujícího tvaru:

$$\min_{\{g_t\}_{t=1}^T} \sum_{t=1}^T \left[\frac{1}{\sigma_y^2} (y_t - g_t)^2 + \frac{1}{\sigma_1^2} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 + \frac{1}{\sigma_2^2} \xi_t^2 \right] \quad (73)$$

kde $\lambda_1 = \frac{\sigma_y^2}{\sigma_1^2}$ a $\lambda_2 = \frac{\sigma_y^2}{\sigma_2^2}$. Hodnota λ_2 je tedy inverzně proporcionální k odchylce σ_2^2 rezidua konkrétního ekonomického vztahu.

Do MVHP filtru pro odhad produkční mezery české ekonomiky budou podobně jako v modelu dle De Brouwera (1998) začleněny tři ekonomické vztahy, pro odhad potenciálního produktu g_t tedy bude platit následující předpis:

⁶⁹ Lidaray a kol. (2003) např. do modelu začlenili Phillipsovu křivku, hypotézu NAIRU a rovnici popisující využití kapacit v ekonomice. Tyto rovnice začlenil do MVHP rovněž i de Brouwer (1998). Hjelm a Jönsson (2010) zase použili rezidua z rovnic Phillipsovy křivky, využití kapacit v ekonomice a Okunův zákon.

⁷⁰ Jedná se o obecný zápis rovnice, konkrétní zvolené rovnice jsou uvedeny níže.

⁷¹ O těchto parametrech lze i tvrdit, že jsou také schopny ovlivnit vyhlazení reziduální složky.

$$\min_{\{g_t\}_{t=1}^T} \sum_{t=1}^T [(y_t - g_t)^2 + \lambda_1 [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 + \sum_{t=1}^T \lambda_{2,t} \xi_{\pi,t}^2 + \sum_{t=1}^T \lambda_{3,t} \xi_{u,t}^2 + \sum_{t=1}^T \lambda_{4,t} \xi_{cu,t}^2] \quad (74)$$

kde g_t je potenciální produkt, $\xi_{\pi,t}^2$, $\xi_{u,t}^2$, $\xi_{cu,t}^2$ jsou rezidua rovnic uvedených níže a $\lambda_{2,t}$, $\lambda_{3,t}$, $\lambda_{4,t}$ představují váhy⁷². Rovnice popisující určitý ekonomický vztah jsou následující:

Phillipsova křivka:

$$\pi_t = \pi_t^e + A(L)(y_t - g_t) + \xi_{\pi,t} \quad (75)$$

Dle rovnice (75), inflace bude vyšší než očekávaná inflace, pokud se reálný produkt dostane nad potenciální produkt. Při specifikaci Phillipsovy křivky bylo přihlédnuto k Debelle a Stevensovi (1995) a De Brouwerovi (1998), kteří předpokládali, že očekávaná inflace závisí na minulých realizovaných domácích a importovaných inflacích, tedy:

$$\pi_t = 0,36\pi_{t-1} + 0,31\pi_{t-2} + 0,003\pi_{t-1}^{imp} + 0,02(y_t - g_t) \quad (76)$$

(0,11) (0,11) (0,02) (0,01)

přičemž π_t je čtvrtletní inflace, π_t^{imp} je čtvrtletní importovaná inflace, $(y_t - g_t)$ značí produkční mezeru a data uvedena v závorce představují standardní chyby. Pro výpočet potenciálního produktu vystupujícího v rovnici Phillipsovy křivky byl použit jednorozměrný HP filtr s parametrem vyhlazení $\lambda=1600$.

Výsledky rovnice (76) naznačují, že současná inflace zohledňuje informace o produkční mezeře v ekonomice.

Okunův zákon:

$$u_t = NAIRU_t - B(L)(y_t - g_t) + \xi_{u,t} \quad (77)$$

dle kterého, pokud je míra nezaměstnanosti pod NAIRU⁷³, reálný produkt je nad potenciálním produktem, neboli je v ekonomice kladná produkční mezera. Výsledky Okunova zákona pro

⁷² Váhám je umožněno se v čase měnit.

⁷³ NAIRU (non-accelerating rate of unemployment) viz produkční funkce s NAIRU, odhadovaná stejným způsobem.

českou ekonomiku naznačily, že pokud nezaměstnanost klesne, ekonomika se nachází nad potenciálem⁷⁴:

$$u_t - NAIRU = -2,01(y_t - g_t) \quad (78)$$

(0,21)

Rovnice o využití kapacit v ekonomice:

$$cu_t = cu_t^T + C(L)(y_t - g_t) + \xi_{cu,t} \quad (79)$$

Dle této rovnice je využití kapacit v ekonomice nad svým trendem, když aktuální produkt je nad potenciálním produktem.

Odhadovaná rovnice pro využití kapacit pro českou ekonomiku je následující:

$$cu_t = -0,32 + 6,54(y_t - g_t) \quad (80)$$

(0,03) (2,35)

Nutno dodat, že výsledky této rovnice mohou být zatíženy značnou nejistotou přesnosti a věrohodnosti dat o využití kapacit v ekonomice.⁷⁵ Všechny tři rovnice tedy zahrnovaly v sobě nějaké informace o produkční mezeře. Všechny proměnné měly správná znaménka odpovídající ekonomickým vztahům, a navíc byly všechny proměnné statisticky významné.

Po odhadech rovnice Phillipsovy křivky, Okunova zákona a rovnice o využití kapacit v ekonomice se nyní přistoupí dle metody Conwaye a Hunta (1997) k samotnému odhadu potenciálního produktu g_t s využitím reziduí ze tří uvedených strukturálních rovnic. Dle jejich metody je s využitím reziduí dle rovnice (74) odhadnut nový potenciální produkt, následně je pak s novými daty odhadován koeficient produkční mezery ve strukturálních rovnicích, a to až do té doby, dokud změny v koeficientech produkční mezery nebudou odpovídat nějakým konvergenčním kritériím.

⁷⁴ Data v závorce představují standardní chyby. Potenciální produkt je i zde, stejně tak i u rovnice popisující využití kapacit v ekonomice, odhadován jednorozměrným HP filtrem s $\lambda = 1600$:

⁷⁵ Problémy jsou často spojeny se situací, kdy se průzkumy vztahují pouze na určitý sektor či sektory dané ekonomiky a získaná data tak nevypovídají o celé ekonomice, ale pouze spíše o jejích sektorech.

Problémem, podobně jako u původního HP filtru, je správné stanovení vah parametrů λ . Tak např. Buttler (1996) navrhol použít váhy odpovídající převrácené hodnotě rozptylu reziduí z rovnic popisujících určitý ekonomický vztah. Laxton a Tetlow (1992) doporučovali používat stejnou váhu pro všechny vystupující rezidua v rovnici. Rovněž i Conway a Hunt (1997) doporučovali stanovit stejnou váhu pro všechna rezidua s tím, že je nejdříve nutno stanovit je tak, aby byly plně obsaženy informace ze strukturálních rovnic pro správný odhad produkční mezery. Velmi rozšířenou metodou pro správné stanovení vah je ta, že váha by měla být inverzně proporcionální k velikosti rezidua pro konkrétní rovnici zahrnutou do modelu. Obecně pro složku j by měla být stanovena váha λ_j následovně⁷⁶:

$$\lambda_j = \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2}{\sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{j,t}^2} \quad (81)$$

Nutno dodat, že ačkoliv tato metoda patří mezi ty sofistikovanější, i zde je přesnost odhadu zatížena jistými slabými vlastnostmi daného modelu. Odhady produkční mezery relativně výrazně závisí na zvolení ekonomického vztahu, resp. vztazích (St. Amant a van Norden, 1997). Guarda (2002) zase tvrdil, že i zavedení strukturálních rovnic do modelu nezredukuje nijak výrazně tzv. problém s koncovými daty⁷⁷. Např. Lidaray a kol. (2003) ukázali, že přesnost odhadu produkční mezery je výrazně ovlivněna stanovením modelu inflačního očekávání. Autoři rovněž poukázali, že přesnost odhadu závisí i na zvolení konvergenčních kritérií, stejně tak není zaručeno, že konečný proces odhadu MVHP filtrem povede k žádané konvergenci. Přesnost odhadu, podobně jako u jednorozměrného HP filtru, je ovlivněna i zvolením vah parametru λ .

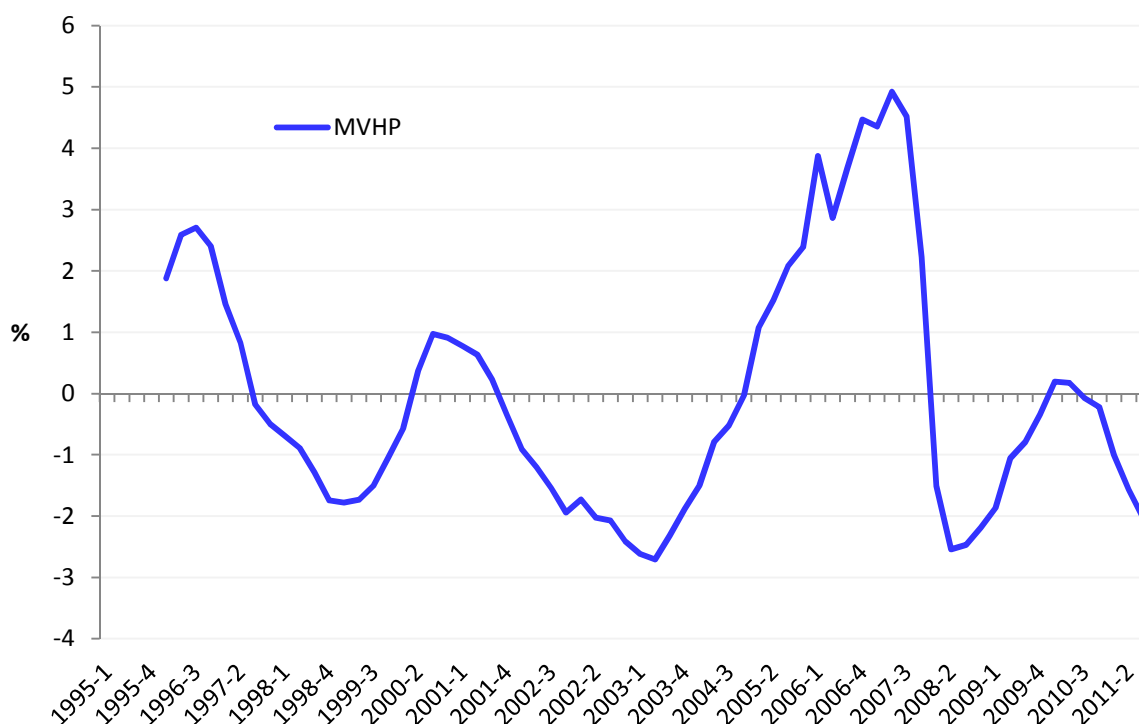
Produkční mezera pro českou ekonomiku pro dané sledované období odhadovaná metodou MVHP je uvedena na grafu č. 20 v procentech potenciálního produktu. Začátek sledovaného období, počínaje prvním kvartálem roku 1996, nedosahuje v porovnání s oběma předchozími produkčními mezerami odhadovanými metodou produkční funkce, zdaleka tak výrazné kladné produkční mezery, ale pouze hodnoty kolem 2,8%. Poté aktuální produkt klesal, až se přibližně od 1997Q1 vyskytovala v ekonomice záporná produkční mezera. Ta trvala asi až do 2000Q1, kdy byla poté na krátkou dobu vystřídána menší kladnou produkční mezerou. V období 2001Q1-2004Q4 byl produkt opět pod potenciálem, ovšem poté se reálný produkt

⁷⁶ Daná váha se může měnit i tím, jak postupně jsou znovu odhadovány koeficienty produkční mezery, dokud nebudou odpovídat určitým konvergenčním kritériím.

⁷⁷ Tento názor se ale v různých člancích liší. Opačného názoru byli např. Lidaray a kol. (2003) a Conway a Hunt (1997).

dostal nad svou potenciální úroveň a ekonomika v tomto období dosahuje svého maxima produkční mezery za celé sledované období, tj. v 2006Q4 hodnoty přibližně 5%. Poté ekonomická aktivita země klesala, v ekonomice byla záporná produkční meze, která s nepatrnou výjimkou v 2009Q4-2010Q2, prakticky přetrvala až do konce sledovaného období. Potenciální produkt pro českou ekonomiku odhadovaný MVHP filtrem je uveden v příloze A v grafu č. A12.

Graf č. 20: Produkční meze: MVHP filtr

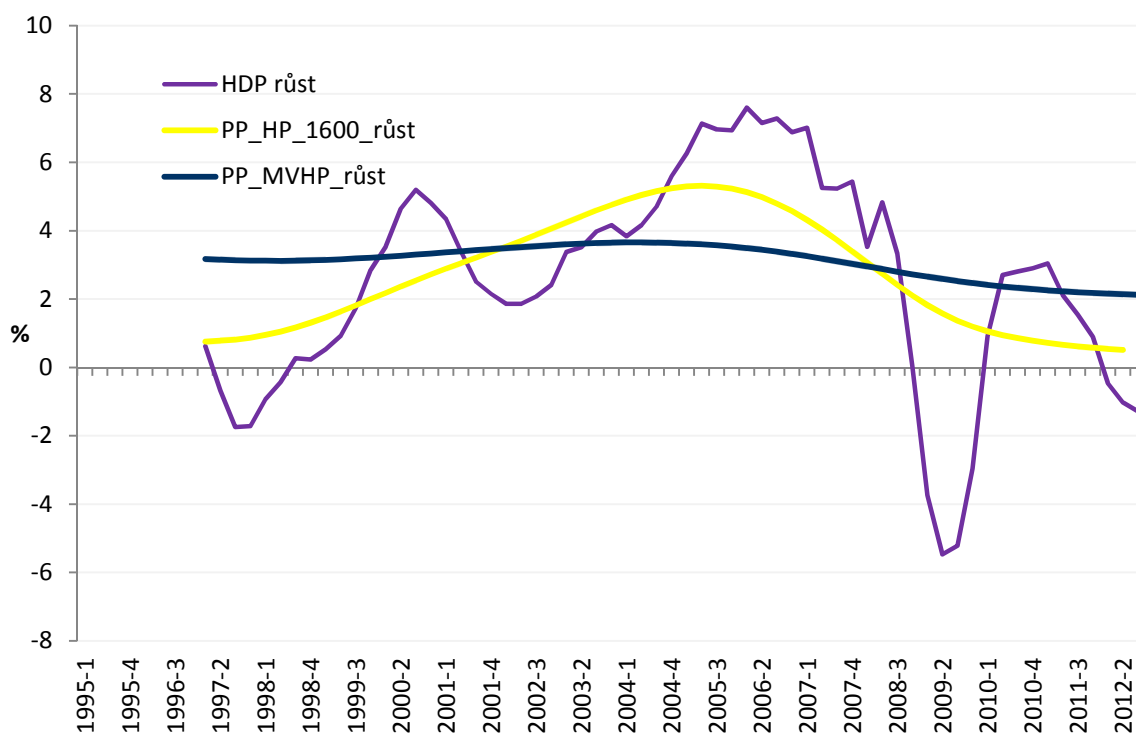


Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

Růst potenciálního produktu pro českou ekonomiku a růst HDP je uveden v grafu č. 21. Pro možnost srovnání byl do grafu začleněn také růst potenciálního produktu dle jednorozměrného HP filtru. Je vidět, že dle MVHP filtru vykazoval růst potenciálního produktu během celého sledovaného období méně výrazných rozdílů, než tomu bylo u růstu potenciálního produktu dle HP filtru, kde rozdíly mezi minimální a maximální naměřenou hodnotou byly i přibližně kolem 5 p.b.. Potenciální produkt dle MVHP filtru vykázal za celé sledované období průměrný růst 3,08%, zatímco průměrný růst potenciálního produktu dle HP filtru byl pro dané sledované období přibližně 2,7%, i když v některých obdobích rozdíl

mezi potenciálním růstem dle HP filtru a MVHP filtru byl přibližně i 1,5 p. b. Na začátku sledovaného období, přibližně až do začátku roku 2001 byl vyšší růst potenciálního produktu dle metody MVHP filtru. Situace se změnila přibližně v 2001Q1, kdy růst potenciálního produktu dle HP filtru byl vyšší až do 2007Q4, a v některých obdobích i přibližně o 1,5 p. b. Od 2008Q1 až do konce sledovaného období měl vyšší růst potenciální produkt dle MVHP filtru.

Graf č. 21: Růst HDP a potenciálního produktu dle HP a MVHP filtru



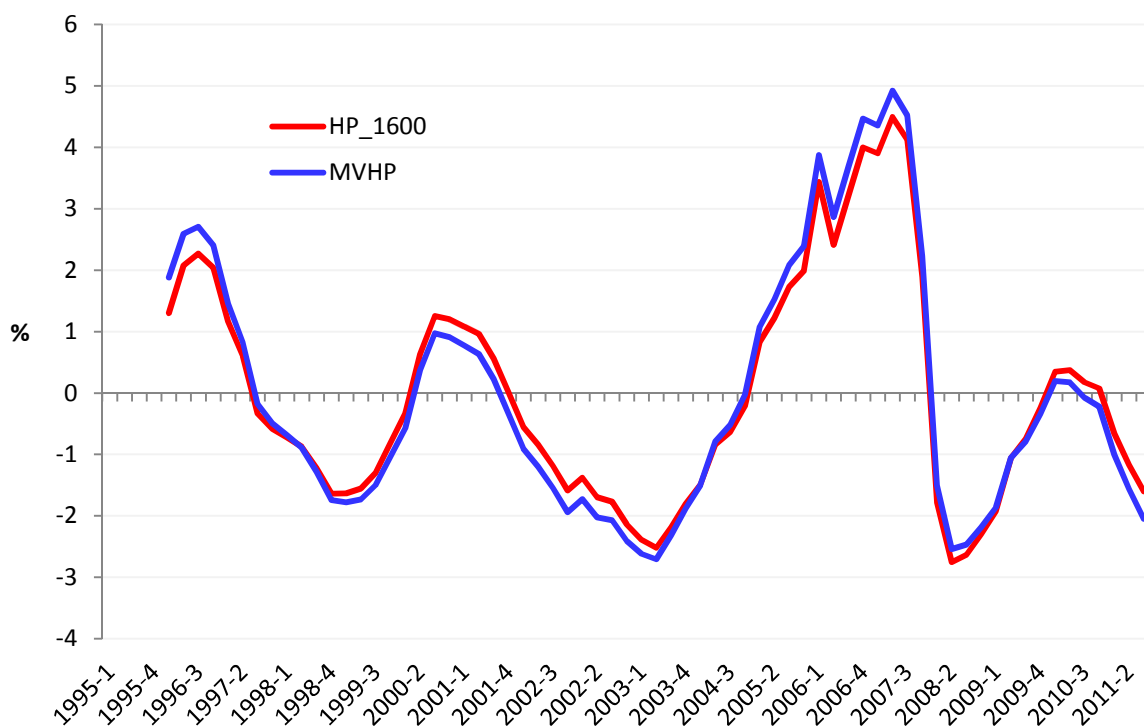
Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

Srovnání produkčních mezer pro českou ekonomiku v období 1996Q1-2011Q2 odhadovaných metodami HP filtrem a MVHP filtrem přináší graf č. 22⁷⁸. Jak je vidět, výsledky obou odhadů

⁷⁸ Byly realizovány odhady produkční mezery MVHP filtrem, který disponoval pouze strukturálními rovnicemi zahrnující Phillipsovu křivku a Okunův zákon, ale dle tohoto postupu byl rozdíl mezi produkčními mezerami odhadovanými tímto MVHP filtrem a HP filtrem mnohem výraznější, než je tomu u produkční mezery odhadované MVHP filtrem se třemi výše uvedenými strukturálními rovnicemi, a proto byl vybrán pro odhad i tato varianta MVHP filtru. V některých studiích bylo ale dosaženo opačného výsledku. Např. u De Brouwera

jsou velmi podobné a vykazovaly i stejný průběh. Na začátku období až do r. 1998 vyšší produkční mezeru odhadl MVHP filtr, nicméně v období 1999Q1-2003Q3 tomu bylo naopak. Poté až do 2009Q4 vyšší produkční mezeru odhadl MVHP filtr. Nicméně na konci sledovaného období optimističtější scénář o ekonomice přinášela produkční mezeru dle jednorozměrného HP filtru. S ostatními metodami odhadu budou tyto produkční mezery porovnány v jiné části práce.

Graf č. 22: Produkční mezeru: HP a MVHP filtr - srovnání



Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

(1998) se k původní produkční mezeře odhadované HP filtrem více blížila produkční mezeru odhadovaná MVHP filtrem pouze s Phillipsovou křivkou a rovnicí o využití kapacit v ekonomice.

3.3.2 Vícerozměrný model nepozorovaných komponent

I když Clark (1989) upravil Watsonův model (1986) o realističtější předpoklad, dle kterého se míra růstu potenciálního produktu v čase mění, přesto měl jednorozměrný model nepozorovaných komponent ryze statistický charakter, který abstrahoval od ekonomických modelů, které by lépe vysvětlovaly produkční mezeru. Tento nedostatek je odstraněn u vícerozměrných modelů nepozorovaných komponent (MVUC), které v sobě mají zakomponovaný jistý ekonomický model či modely. Mezi prvními byl Kuttnerův model (1994), který jednorozměrný model nepozorovaných komponent rozšířil o Phillipsovu křivku. Třírozměrný model s produktem, inflací a nezaměstnaností představili Apel a Jansson (1999). Rünstler (2002) pro odhad produkční mezery rozšířil Kuttnerův model o proměnné využití kapacit a vstupy faktorů. Rovněž existují i další modifikace UC modelů: např. Doménech a Gomez (2006) odhadovali produkční mezeru USA čtyřrozměrným modelem s produktem, inflací, nezaměstnaností a investicemi. Využívají se i modely s různými modifikacemi Phillipsovy křivky, ovšem některé studie přistupují k této variantě MVUC modelů skepticky, např. Harvey (2008).

Produkční mezeru pro českou ekonomiku pro období 1996Q1-2011Q2 bude odhadována modelem dle Kuttnera (1994), bude se tedy jednat o dvourozměrný model s produktem a Phillipsovou křivkou. MVUC model je charakterizován následujícími rovnicemi:

$$y_t = y_t^p + y_t^e \quad (82)$$

$$y_t^p = y_{t-1}^p + \mu_{t-1} + \varepsilon_t^p \quad (83)$$

$$\mu_t = \beta \mu_{t-1} + \varepsilon_t^\mu \quad (84)$$

$$y_t^e = \rho_1 y_{t-1}^e + \rho_2 y_{t-2}^e + \varepsilon_t^e \quad (85)$$

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \gamma y_{t-1}^e + v_t \quad (86)$$

V rovnici (82) y_t představuje sezónně očištěný produkt, y_t^p potenciální produkt a y_t^e produkční mezeru. Tato rovnice tedy definuje produkční mezeru, a to jako rozdíl mezi aktuálním a potenciálním produktem. Rovnice (83) se vztahuje na potenciální produkt a říká, že potenciální produkt sleduje náhodnou procházku s driftem, měnícím se v čase. Parametr v rovnici (84) by měl dosahovat hodnoty mezi 0-1, přičemž čím větší má hodnotu, tím víc má

vliv šoků na míru růstu potenciálního produktu. Rovnice (85) popisuje závislost produkční mezery na vlastních minulých realizovaných hodnotách a náhodné složce. Proměnná π_t v rovnici (86) zase popisuje vztah mezi produkční mezerou a inflací, a je měřena jako CPI ve čtvrtletních intervalech. Dvě cenová rozlišení v rovnici jsou z důvodu rozlišení cenových vlivů. Tato zpoždění inflace s čtvrtletní periodicitou přitom můžou vyplývat z uzavřených kontraktů, menu costs nebo dalších důvodů způsobujících strnulost cen v krátkém období. Složkou v_t se myslí náhodné šoky.

Dvourozměrný MVUC model byl dle postupu uvedeného u jednorozměrného UC modelů přepsán do stavové (state-space) formy:

$$\begin{bmatrix} y_t^p \\ y_t^c \\ y_{t-1}^c \\ \mu_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & \rho_1 & \rho_2 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1}^p \\ y_{t-1}^c \\ y_{t-2}^c \\ \mu_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^c \\ 0 \\ \varepsilon_t^\mu \\ v_t \end{bmatrix} \quad (87)$$

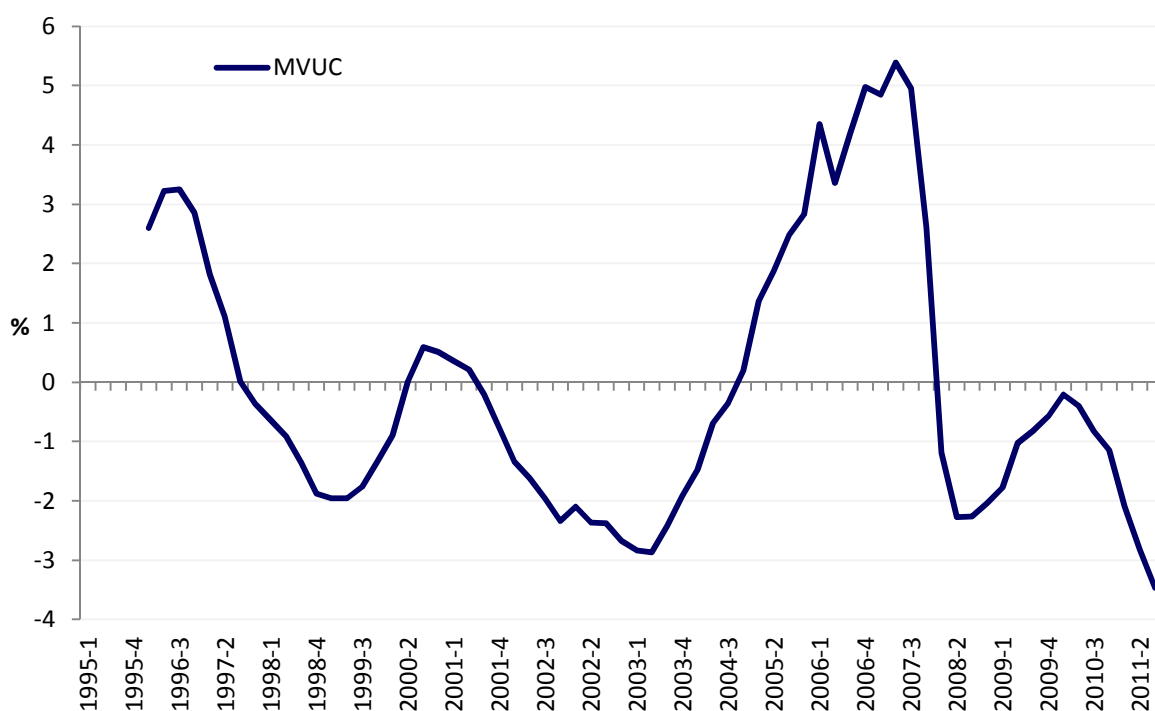
Tabulka č. 4: Odhady parametrů modelu a věrohodnostních funkcí

β	0,7132
ρ_1	1,5324
ρ_2	-0,5631
α_1	0,3124
α_2	0,2132
γ	0,0934
Log likelihood	429,3

Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Systém rovnic (82) - (86) byl odhadován podobně jako UC model Kalmanovým filtrem. Výsledky odhadů parametrů jsou uvedeny v tabulce č. 4. Ačkoliv výsledky odhadnutých parametrů nemusí být plně precizní, všechny proměnné měly očekávaná znaménka, koeficient γ má kladné znaménko, což potvrzuje, že inflace zohledňuje informace o produkční mezeře.

Graf č. 23: Produkční mezeře: MVUC model



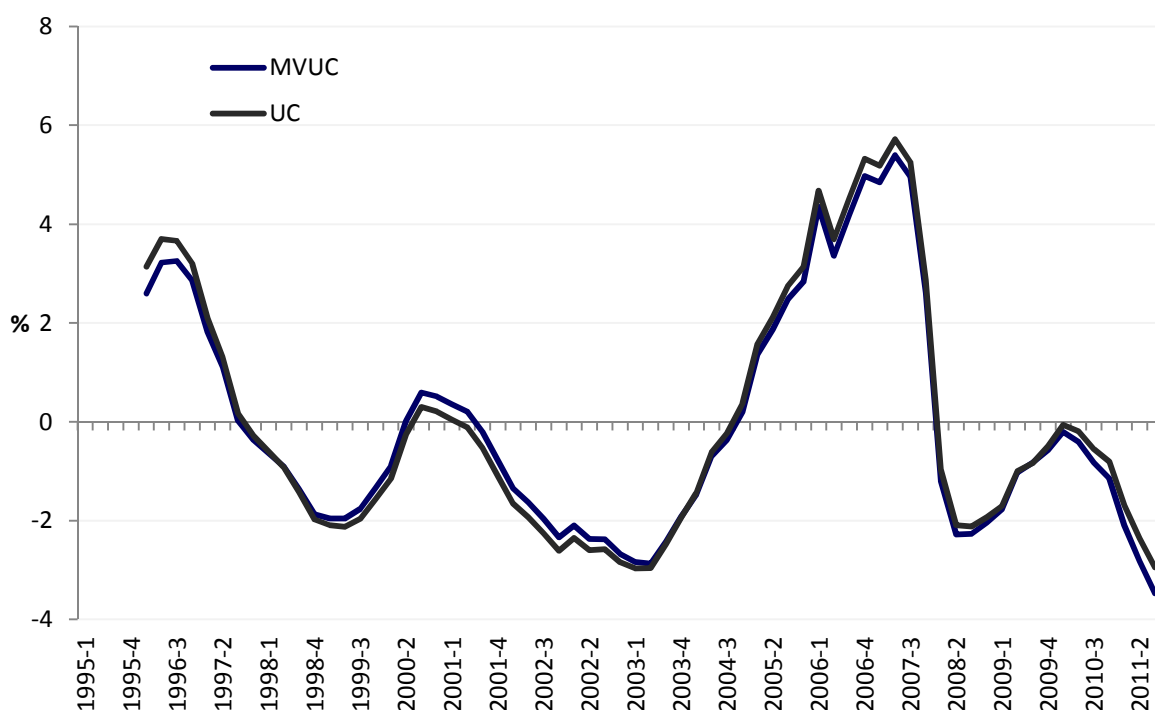
Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Produkční mezeru pro českou ekonomiku odhadovanou MVUC modelem pro období 1996Q1-2011Q2 znázorňuje graf č. 23. Je opět uvedena v procentech potenciálního produktu. Začátek sledovaného období začíná obdobím ekonomického růstu, který je po několika čtvrtletích vystřídán ekonomickým poklesem, přičemž se produkt dostává pod potenciální produkt a v ekonomice se vyskytovala záporná produkční mezeře. Ta byla vystřídána krátce trvající kladnou produkční mezerou. Přibližně od r. 2001Q1 klesl reálný produkt pod potenciální produkt a ekonomika se opět tak dostala do záporné produkční mezery, přičemž

v tomto období bylo dosaženo nejnižších čísel produkční mezery za celé sledované období. Ekonomika se od sedla v 2003Q1 odrazila a začala stoupat, přičemž svého vrcholu dosáhla přibližně 2006Q4, kdy produkční mezeza dosáhla svého maxima za celé sledované období, kolem 5%. Poté opět nastal ekonomický útlum, po kterém se po určité době reálný produkt dostal nad potenciál, ovšem maxima z 2006Q4 zdaleka nebylo dosaženo. Potenciální produkt pro českou ekonomiku pro dané sledované období odhadovaný metodou MVUC modelu je uveden v příloze A na grafu č. A13.

Srovnání odhadů produkční mezery pro českou ekonomiku odhadovaných metodami jednorozměrného UC modelu a MVUC modelu přináší graf č. 24. Je vidět, že obě metody odhadly produkční mezery, které vykazovaly velmi podobný průběh, nicméně neplatilo, že by některá z metod odhadla produkční mezeru větší či menší pro celé sledované období. Na začátku až do 1998Q4 optimističtější data odhadl UC model, poté až do 2003Q4 MVUC model. Poté se situace ještě dvakrát vystřídala, přičemž na konci sledovaného období vyšší hodnoty odhadl MVUC model. Srovnání s ostatními metodami přinese další kapitola.

Graf č. 24: Produkční mezeza: UC a MVUC model - srovnání



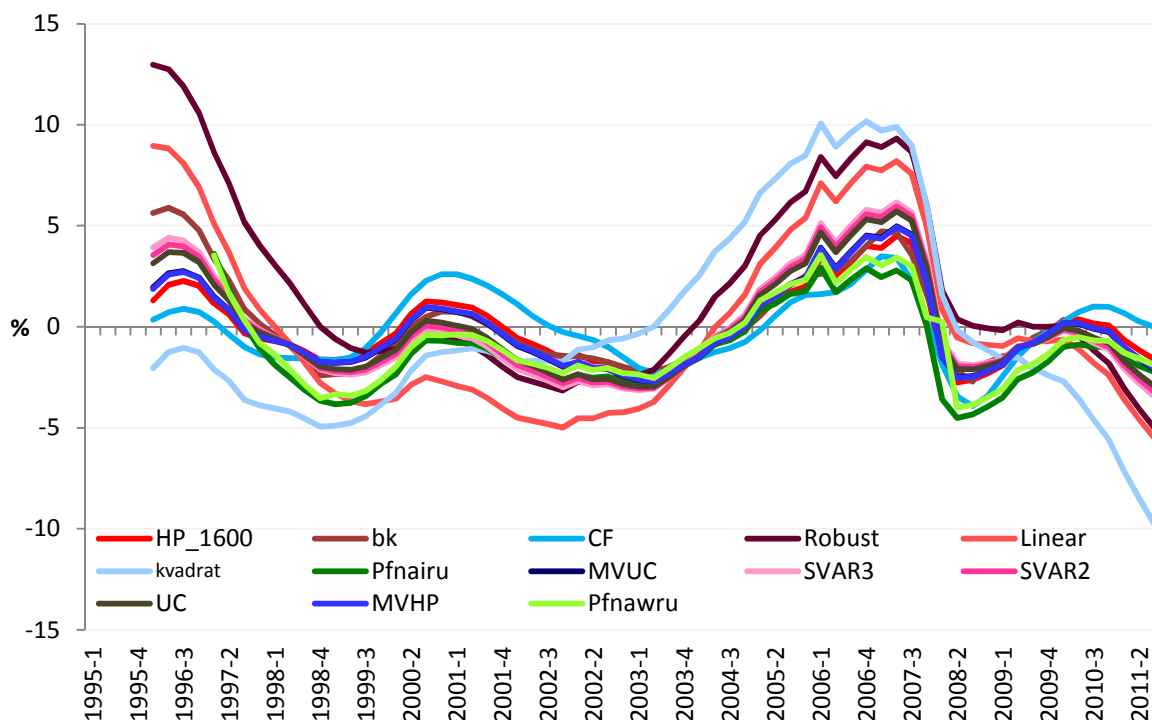
Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

4. Porovnání produkčních mezer pro českou ekonomiku

Ačkoliv je produkční mezera pro centrální banky pro zhodnocení současného stavu ekonomiky a pro rozhodování u měnověpolitických rozhodnutí velmi důležitá, jedná se o nepozorovanou proměnnou. Z tohoto důvodu jsou odhady produkční mezery nejisté. Z důvodu snížení této nepřesnosti odhadů se používá několik metod odhadu. V této práci byly použity z jednorozměrných metod lineární trend, kvadratický trend, robustní trend, HP filtr, Baxter-Kingův filtr (BK), Christiano-Fitzgeraldův filtr (CF) a jednorozměrný model nepozorovaných komponent (UC). Ze strukturálních metod to byly dvě produkční funkce, přičemž jedna byla s NAIRU a druhá s NAWRU. Dále z této skupiny byly analyzovány dvourozměrný a třírozměrný SVAR model. Z vícerozměrných metod byly vybrány vícerozměrný HP filtr a vícerozměrný model nepozorovaných komponent (MVUC). Porovnání výsledků odhadů všech těchto metod přináší graf č. 25. Je z něj vidět, že všechny metody odhadu odhadly stejný průběh hospodářského cyklu, nicméně odhady nepozorovaných stavů nebyly na stejných trajektoriích. Při pohledu na graf se jeví být produkční mezera odhadovaná dle robustního trendu na začátku sledovaného období nadhodnocená, 12%-ní produkční mezera v tomto období s nejvyšší pravděpodobností neodpovídá skutečnosti. Metoda robustního trendu ale i pro zbytek sledovaného období odhadla relativně vysoké hodnoty produkční mezery, např. v období 2004Q1- 2007Q4 tato metoda odhadla druhou největší produkční mezeru, rovněž i v období finanční krize dle této metody reálný produkt byl nad potenciálním produktem, což neodpovídalo realitě. Stejně tak vysoké hodnoty nepozorovaných stavů odhadla i metoda lineárního trendu. Naopak v období ekonomického útlumu na začátku první dekády 21. století se jeví být produkční mezera, ve srovnání s ostatními produkčními mezerami pro toto období, podhodnocena. V období finanční krize na konci sledovaného období už tato metoda ale odhadla realističtější produkční mezeru, dle které byl reálný produkt pod potenciálním produktem. Méně realistické výsledky odhadů přinesly i band-pass filtry. Produkční mezera jednak neměla tak hladký průběh, jak ji zobrazuje CF filtr a navíc i relativně velká kladná produkční mezera na konci sledovaného období neodpovídala realitě, kdy spíše nedocházelo k využití všech kapacit v ekonomice. BK filtr jako jediný ze všech metod zase odhadl na konci sledovaného období ekonomický růst, kdežto všechny ostatní metody odhadly ekonomický pokles. Kladnou produkční mezeru v období finanční krize poté odhadly ještě metody odhadu pomocí HP filtru a vícerozměrného HP filtru. U ostatních metod odhadů byla pro toto období produkční mezera

záporná. Grafické porovnání produkčních funkcí by mělo přispět ke správnému výběru produkční mezery, které bude uvedeno v další části práce.

Graf č. 25: Produkční mezery pro českou ekonomiku – srovnání



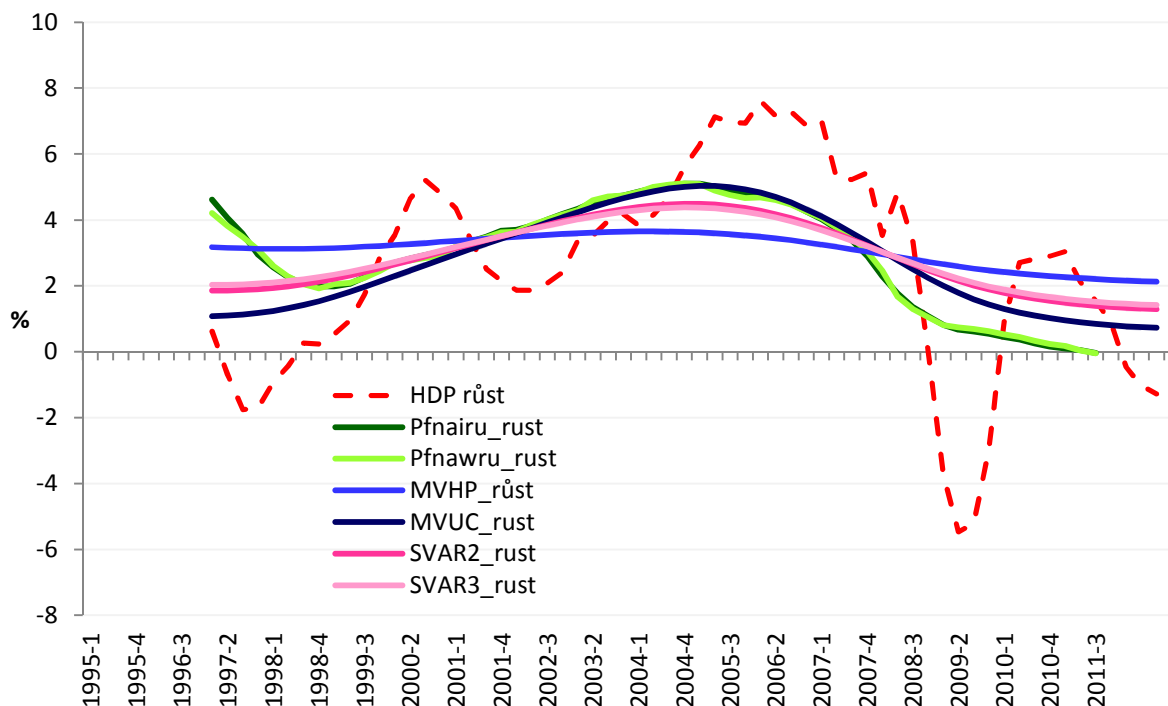
Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

Dalšímu srovnání byly podrobeny potenciální růsty, přičemž pro srovnání byly vybrány metody odhadů ze strukturálních metod (produkční funkce s NAIRU a NAWRU, SVAR2 a SVAR3) a z vícerozměrných metod MVHP a MVUC, přičemž u těchto metod se předpokládá přesnější odhad produkční mezery.⁷⁹ Z grafu č. 26 je vidět, že potenciální růsty byly podobné dle všech uvedených metod. Jedinou výjimkou byl potenciální růst dle MVHP filtru, kdy potenciální produkt ve srovnání s ostatními růsty nedosahoval tak výrazných rozdílů mezi minimálním a maximálním růstem. U ostatních metod se potenciální růst nejdříve od začátku sledovaného období zvyšoval, přibližně až do 2004Q3. Od té doby se pak až do konce sledovaného období potenciální růst už pouze snižoval. V průměru za celé období nejvyšší potenciální růst byl dle metody MVHP filtru, 3,08%. Naopak průměrný nejnižší potenciální

⁷⁹ Tímto tvrzením se bude zabývat kapitola věnovaná nejvhodnější metodě odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku.

růst byl dle metody produkční funkce s NAWRU, asi 2,94%. Produkční funkce s NAIRU odhadla průměrný potenciální růst nepatrně vyšší, 2,95%.

Graf č. 26: Potenciální růsty dle vybraných metod - srovnání



Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

Produkční mezera pro českou ekonomiku sice tedy vykazovala stejný průběh hospodářského cyklu, nicméně nepozorované stavy nebyly na stejných trajektoriích. Tento výsledek potvrzuje i tabulka č. 5, která přináší pro každou zvolenou metodu odhadu produkční funkce minimální a maximální hodnoty během celého sledovaného období.⁸⁰ Dále jsou v tabulce uvedeny ještě naměřené hodnoty produkční mezery pro vybrané čtvrtletí. Nejnižší hodnotu produkční mezery odhadl lineární trend (2002Q4), naopak MVHP filtr jako nejvyšší hodnotu odhadl pouze -2,7048 (2003Q2). Rozdíl mezi minimálními hodnotami u různých metod je tedy přes 2 p. b.. Naopak největší produkční mezeru odhadla metoda kvadratický trend, 10,1817%, (2006Q4). Jako nejvyšší maximální hodnotu odhadl CF filtr, 3,4821, v 2007Q1.

⁸⁰ Minimální a maximální hodnoty se vztahují na celé období. Tedy např. minimální hodnota jedné metody byla dosažena v XXXXQY, zatímco jiná minimální hodnota jiné metody mohla být naměřena v jiném období. Pro přesnější vypovídající schopnost byly do tabulky tedy zaneseny i hodnoty produkční mezery pro konkrétní čtvrtletí.

Získaných maximálních hodnot u různých metod odhadu produkční mezery bylo dosaženo tedy v jiných čtvrtletích. Rozdíly mezi jednotlivými metodami odhadů se vyskytovaly ale také i u jednotlivých čtvrtletí. Tak např. v 2006Q1 CF filtr odhadl produkční mezeru pouze 1,6174 %, zatímco kvadratický trend až 10,0580 %. Podobně rozdílných výsledků bylo dosaženo i u 2010Q2. Zatímco některé metody naznačovaly, že reálný produkt byl pod potenciálem, u některých metod byl reálný produkt ještě pořád nad potenciálem. Nejvyšší produkční mezeru odhadl CF filtr (0,7121%), zatímco produkční funkce s NAIRU pouze -0,8813%.

Tabulka č. 5: Produkční mezeru pro českou ekonomiku dle vybraných metod

	Min	Max	2006Q1	2010Q2
BK	-2,7158	4,7139	2,6146	-0,1833
CF	-3,9119	3,4821	1,6174	0,7121
HP_1600	-2,7559	4,4927	3,4336	0,3715
KVADRAT	-4,9367	10,1817	10,0580	-3,5481
LINEAR	-4,9966	8,1943	7,1086	-1,0963
MVHP	-2,7048	4,9213	3,8725	-0,0741
MVUC	-2,7226	4,9679	3,9199	-0,1525
PFNAIRU	-4,5127	3,6076	2,9355	-0,8813
PFNAWRU	-4,0026	3,5501	3,5501	-0,5120
ROBUST	-3,1511	9,3169	8,4114	-0,4457
SVAR2	-3,0563	5,9536	4,9217	-0,3041
SVAR3	-3,1320	6,1612	5,1328	-0,3989
UC	-2,9656	5,7148	4,6790	-0,1941

Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

4.1 Doplnující deskriptivní statistika

Doplňující srovnání produkčních mezer pro českou ekonomiku pro období 1996Q1-2011Q3 přináší deskriptivní statistika, jejíž výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 6⁸¹. Průměr časové řady se u všech produkčních mezer rovněž lišil. Rozdíly byly přitom relativně výrazné: zatímco průměr u SVAR2 byl pouze -0,198 %, u kvadratického trendu dosahoval průměr už kladných hodnot, 0,98. Mezi doplňující statistiku byl zařazen ještě medián. Nejnížší hodnoty dosáhla produkční mezera dle produkční funkce s NAIRU, -0,31, zatímco lineární trend už měl medián v kladných číslech: 0,011. Směrodatná odchylka byla zařazena pro porovnání růstu potenciálního produktu a volatility produkční mezery. Platí, že čím vyšší směrodatnou odchylku má produkční mezera, tím je potenciální produkt vyhlazenější. Nejvyšší směrodatnou odchylku měla produkční mezera dle lineárního trendu, 2,316. Tento výsledek byl pravděpodobný, neboť u této metody odhadu potenciálního produktu a produkční mezery se předpokládá po celou dobu sledovaného období konstantní růst potenciálního produktu⁸². Nejnížší směrodatnou odchylku měla produkční mezera odhadovaná BK filtrem, 0,769. I při pohledu na potenciální produkty v příloze A je vidět, že potenciální produkt dle BK filtru je nejméně vyhlazený. Pro testování stacionarity byl použit rozšířený Dickey-Fullerův test

⁸¹ Existují i další charakteristiky zabývající se analýzou hospodářského cyklu. Např. Harding a Pagan (2002) zkoumají průběh hospodářského cyklu USA a vybraných ekonomik Evropské unie pomocí několik statistik. Všechny statistiky pro českou ekonomiku byly vypočteny, ale protože nepředstavují údaje až tak důležité pro analýzu v této práci, jsou zde uvedeny pouze minimální a maximální hodnoty pro konkrétní statistiku. Tou první je průměrná doba trvání kontrakce (AvDurC), kterou autoři definují jako průměrnou dobu kontraktační fáze hospodářského cyklu, kdy klesala produkční mezera. Největší hodnotu této statistiky měla produkční mezera dle CF filtru, přibližně 5 čtvrtletí. Naopak nejnížší hodnotu AvDurC měla produkční mezera dle MVUC, přibližně 3,4 čtvrtletí. Druhou uvedenou statistikou je průměrná doba trvání expanze (AvDurE), což je průměrná doba trvání fáze růstu, tedy od sedla po vrchol. Jako nejvyšší hodnotu dosáhl kvadratický trend, přibližně 4,5 čtvrtletí, kdežto nejnížší hodnota, asi 3 čtvrtletí, je dle vícerozměrného modelu nepozorovaných komponent, MVUC. Třetí analyzovanou statistikou je strmost expanze, kterou Harding a Pagan (2002) definovali jako jednoduchý průměr kladných hodnot produkční mezery pro strmost (expanze). Počítá se dle následující rovnice:

$$STRMOST(EXP) = \frac{\sum_{t=1}^T S_t c_t}{\sum_{t=1}^T S_t}, \text{ přičemž } S_t = I(c_t > 0).$$
 Nejvyšší hodnoty této statistiky dosáhla produkční mezera dle kvadratického trendu, přibližně 3,4, nejnížší pak produkční mezera odhadovaná BK filtrem, asi 2,9. Poslední zkoumaná statistika, strmost kontrakce, je opět jednoduchý průměr záporných hodnot produkční mezery. Definuje ji následující předpis:
$$STRMOST(CONT) = \frac{\sum_{t=1}^T (1 - S_t) c_t}{\sum_{t=1}^T (1 - S_t)}.$$
 Nejnížší strmost kontrakce měla produkční mezera dle CF filtru, asi -1,12, nejvyšší strmost kontrakce pak produkční mezera dle MVHP, přibližně -0,22.

⁸² Tohoto předpokladu bylo splněno, viz i příloha A.

(1984), který vyvrátil hypotézu o nestacionaritě časových řad produkčních mezer (kromě robustního trendu). Stacionarita byla potvrzena na 10%-ní hladině významnosti, s výjimkou UC modelu, kde byla stacionarita potvrzena na 5%-ní hladině významnosti.

Tabulka č. 6: Doplnující deskriptivní statistika

	Mean	Median	SD	Unit root test
BK	-0,084	-0,252	0,769	-1,32 **
CF	-0,159	-0,288	0,876	-1,57**
HP_1600	-0,030	-0,232	0,918	-2,46**
KVADRAT	0,098	-0,021	2,188	-2,20**
LINEAR	0,013	0,011	2,316	-2,32**
MVHP	-0,120	-0,209	1,329	-2,55**
MVUC	-0,109	-0,185	1,485	-2,09**
PFNAIRU	-0,132	-0,317	1,288	2,15**
PFNAWRU	-0,135	-0,286	1,233	-2,12**
ROBUST	-0,129	-0,013	1,099	-1,29
SVAR2	-0,198	-0,228	1,373	-2,51**
SVAR3	-0,187	-0,199	1,330	-2,50**
UC	-0,981	-0,198	1,398	-1,98*

Poznámka: Mean - průměr časové řady, Median - medián časové řady, SD - její směrodatná odchylka, Unit root test - test jednotkového kořene pomocí ADF testu s žádnou konstantou ani trendem, celkový počet zpoždění je 4

Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

5. Metody odhadů produkční mezery pro českou ekonomiku

Produkční mezera, důležitý ukazatel pro zhodnocení současného stavu ekonomiky a pro nastavení vhodné monetární politiky, je odhadována řadou národních i mezinárodních organizací, které umožňují dávat různá stanoviska či doporučení. Následující část práce představí nejprve metody odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku u mezinárodních organizací, jmenovitě OECD, IMF a Evropské komise (EC). Z národních organizací byly poté vybrány Ministerstvo financí České republiky (MF) a Česká národní banka (ČNB). Všechny výsledky odhadů produkční mezery budou následně podrobeny srovnání.

5.1 Mezinárodní organizace

Z mezinárodních organizací zabývajících se odhadem produkční mezery byly vybrány IMF, OECD a EC, které používají pro odhad produkční mezery koncept produkční funkce. Podle Hjelm a Jönssona (2010) důvod pro zvolení právě této metody z relativně širokého spektra možností odhadu produkční mezery nespočívá v tom, že by tyto organizace považovaly produkční funkci za nejvhodnější, nýbrž proto, že lze tuto metodu odhadu relativně snadno replikovat na většinu zkoumaných ekonomik. Jako druhý důvod pak uvádějí ten, že produkční mezera je přirozeně rozdělena do několika rozdílných „částí“. Cobb-Douglasovu produkční funkci lze obecně popsat pro všechny instituce společně, přičemž následně každá z institucí využívá vlastní hybridní formu této Cobb-Douglasovy produkční funkce.

Cobb-Douglasova produkční funkci má následující předpis:

$$Y = AKH^{1-\alpha}, \quad (88)$$

kde Y představuje produkt, A celkovou produktivitu faktorů (TFP), K kapitálovou zásobu, H celkový počet odpracovaných hodin a α podíl kapitálových důchodů na produktu. Produkční mezeru lze poté rozložit na několik „skupin mezer“⁸³:

$$y - y^* = (a - a^*) + \alpha(k - k^*) + (1 - \alpha)(h - h^*) \quad (89)$$

přičemž $y - y^*$ je produkční mezera

$a - a^*$ je mezera celkové produktivity faktorů (TFK)

⁸³ Malá písmena označují logaritmy příslušných proměnných.

$k - k^*$ je mezera kapitálové zásoby

$h - h^*$ je mezera celkového počtu odpracovaných hodin (nebo také mezera na pracovním trhu).

Počet odpracovaných hodin lze dále rozložit následovně:

$$H = POP \left(\frac{LS}{POP} \right) \left(\frac{L}{LS} \right) \left(\frac{H}{L} \right) \quad (90)$$

kde POP je věk pracující populace, LS nabídka práce a L zaměstnanost. Mezeru celkového počtu odpracovaných hodin tak lze dále rozložit:

$$(h - h^*) = (pop - pop^*) + [(ls - pop) - (ls - pop)^*] + [(l - ls) - (l - ls)^*] + [(h - l) - (h - l)^*] \quad (91)$$

kde $(pop - pop^*)$ je mezera věku pracující populace, která je nulová

$[(ls - pop) - (ls - pop)^*]$ je mezera participace pracovní síly⁸⁴

$[(l - ls) - (l - ls)^*]$ je mezera zaměstnanosti⁸⁵

$[(h - l) - (h - l)^*]$ je mezera průměru odpracovaných hodin⁸⁶

Mezinárodní organizace, jak bylo uvedeno dříve, využívají hybridní formy produkčních funkcí:

5.1.1 IMF

De Masi (1997) definuje potenciální produkt jako maximální produkt, který dokáže ekonomika vyprodukovat, aniž by docházelo k růstu inflace, přičemž by se při jeho odhadu mělo přihlížet ke stadiu rozvoje ekonomiky, pro kterou je odhad počítán. Pro rozvinuté (průmyslové) ekonomiky využívá IMF metodu produkční funkce. Dle Hjelm a Jönssona

⁸⁴ Z empirických výzkumů je patrné, že participace pracovní síly je částečně ovlivňována hospodářskými cykly

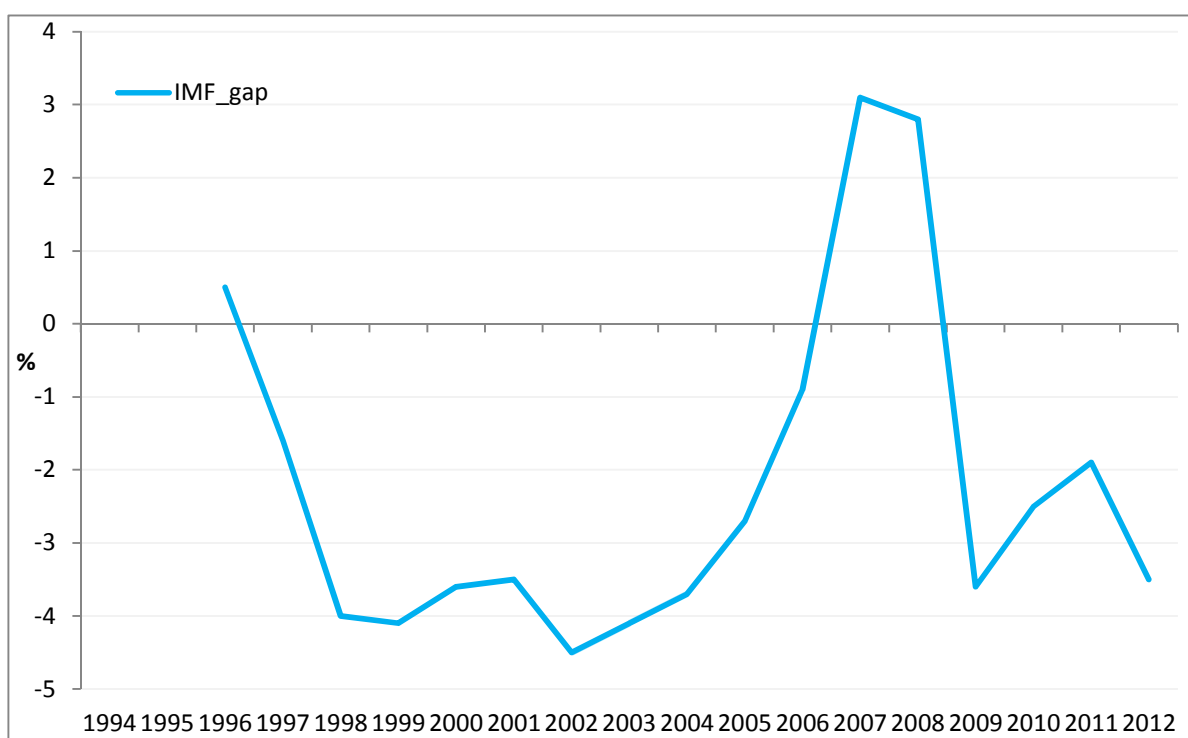
⁸⁵ Je zřejmé, že mezera zaměstnanosti se rovná $-(u - u^*)$, přičemž u^* je NAIRU.

⁸⁶ Z empirických výzkumů je patrné, že i průměr odpracovaných hodin je ovlivněn podmínkami hospodářského cyklu.

(2010) se v různých částech rovnic (89) a (91) pro odhad trendových složek vybraných proměnných využívá HP filtr.⁸⁷

U IMF jsou výsledky odhadů omezeny disponibilitou dat-data byla dostupná pouze v ročních intervalech a navíc až od roku 1996, na rozdíl od OECD, kde byla data disponibilní pro celé sledované časové období. Nejnovější data⁸⁸ produkční mezery pro českou ekonomiku v ročních intervalech 1996-2012 jsou uvedena v grafu č. 27. Výsledky odhadů realizovaných organizací IMF s ostatními vybranými organizacemi budou porovnány níže.

Graf č. 27: IMF: Produkční mezera pro českou ekonomiku



Zdroj: IMF, graf vlast

⁸⁷ De Masi (1997) ovšem pro tranzitivní ekonomiky, často spojené s malým množstvím spolehlivých dat doporučuje používat spíše standardní produkční funkci, nebo jednorozměrné metody pro odhad potenciálního produktu a produkční mezery. Dříve, kdy česká ekonomika procházela transformací, tedy bylo vhodnější využívat tyto metody odhadu.

⁸⁸ IMF provádí, podobně jako jiné organizace zabývající se odhadem produkční mezery, revize dat. Této problematice bude věnován prostor v jiné části práce.

5.1.2 OECD

OECD v průběhu let po využívání „peak to peak“ analýzy růstu trendové složky HDP⁸⁹, statistických filtrů (zejména HP filtr) přistoupila ke strukturální metodě odhadu produkční mezery pomocí produkční funkce, která už dokáže zkoumat závislost vývoje trendové složky produktu na vstupních faktorech (Beffy a kol., 2007). Při konstrukci produkční funkce se přitom využívá NAIRU s využitím modelů ve stavovém tvaru a Kalmanova filtru pro odhady, rovněž se využívá i HP filtr pro determinaci trendu celkové produktivity faktorů, trendové složky míry participace a trendové složky počtu odpracovaných hodin.

Cobb-Douglasova produkční funkce s konstantními výnosy z rozsahu má Harrodovsky neutrální technologický pokrok:

$$Y_t = (A_t L_t H_t)^\alpha (K_t)^{1-\alpha} \quad (92)$$

kde Y_t reprezentuje reálný HDP, A_t celkovou produktivitu faktorů, L_t celkový počet zaměstnaných osob, H_t počet odpracovaných hodin na zaměstnance za rok, K_t kapitálovou zásobu a α relativní příspěvek práce k produktu.

Produkční funkci lze formulovat přepsáním celkové zaměstnanosti jako produkt míry participace (PR_t), populace pracovního věku (POP_t) a 1 minus míra nezaměstnanosti UNR_t :

$$Y_t = (A_t POP_t PR_t (1 - UNR_t) H_t)^\alpha (K_t)^{1-\alpha} \quad (93)$$

Potenciální produkt se poté získá následujícím způsobem: celková produktivita faktorů je získána z rovnice (92), následně je na ni, spolu s mírou participace a počtem odpracovaných hodin na zaměstnance na rok, aplikován HP filtr. Pro výpočet strukturální míry nezaměstnanosti ($NAIRU_t$) se u OECD využívají vícerozměrné modely nepozorovaných komponent s Phillipsovou křivkou, ve kterých figuruje $NAIRU_t$ jako nepozorovatelná proměnná, odhadovaná s využitím Kalmanova filtru. Pro potenciální produkt tedy následně platí:

$$Y_t^* = (A_t^* POP_t^* PR_t^* (1 - NAIRU_t^*) H_t^*)^\alpha (K_t^*)^{1-\alpha} \quad (94)$$

kde A_t^* , PR_t^* a H_t^* jsou trendy A_t , PR_t a H_t . S využitím logaritmických diferencí mezi aktuálním a potenciálním produktem lze rozložit produkční mezeru na mezeru produktivity,

⁸⁹ Pro historický přehled metod odhadu produkční mezery u OECD viz např. Giorno a kol. (1995).

mezeru participace, mezeru nezaměstnanosti a mezeru počtu odpracovaných hodin. S mezerou kapitálové zásoby se v tomto modelu nepracuje, tedy $K = K^*$.

$$y_t - y_t^* = \alpha(a_t - a_t^*) + \alpha(pr_t - pr_t^*) - \alpha(1 - NAIRU_t) - \ln(1 - UNR_t) + \alpha(h_t - h_t^*) \quad (95)$$

Zavedením předpokladu $\ln(1 - x) \approx -x$, pokud x je malé, lze poté následně vyjádřit vztah mezi produkční mezerou a mezerou nezaměstnanosti⁹⁰:

$$y_t - y_t^* = \alpha(a_t - a_t^*) + \alpha(pr_t - pr_t^*) + \alpha(h_t - h_t^*) + \alpha(NAIRU_t - UNR_t) \quad (96)$$

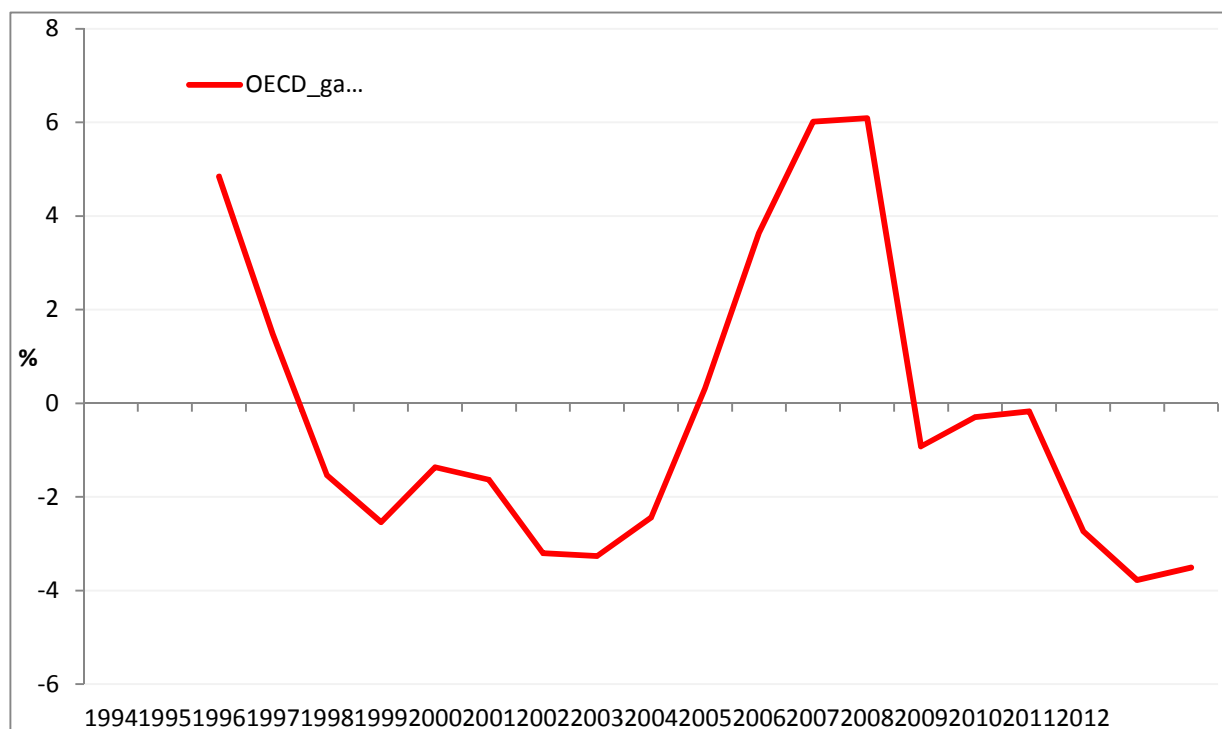
Data pro produkční mezeru české ekonomiky byla čerpána z databáze OECD, která je publikuje v ročních intervalech.⁹¹ Nejnovější data pro produkční mezeru pro českou ekonomiku v období 1995-2012 v ročních intervalech odhadovaná metodikou OECD jsou zachycena na grafu č. 28⁹². S výsledky odhadů produkční mezery realizované mezinárodními organizacemi IMF a EC a národními organizacemi ČNB a MF budou výsledky odhadů produkční mezery realizované OECD porovnány níže v této kapitole.

⁹⁰ Dle Bouis a kol. (2012) se sice nejedná přímo o Okunův zákon (1962), ale lze tento vztah definovat přibližně následovně: pokud bude 1%-ní snížení míry nezaměstnanosti spojené s 3%-ním růstem odpracovaných hodin, celkový efekt na produkt bude přibližně jeho 2-3% -ní nárůst. Na změnu nezaměstnanosti mají ale vliv i další faktory, jako např. míra participace práce či efektivita práce, přičemž tyto proměnné se mění a ovlivňují další proměnné v závislosti na zemích a časových úsecích.

⁹¹ OECD vykonává v určitých intervalech průběžnou revizi dat odhadů produkční mezery. Touto problematikou se bude zabývat další část práce.

⁹² OECD i další organizace uvedené v této práci uvádějí produkční mezeru jako procento potenciálního produktu, rovněž jako výsledky vlastních odhadů v předešlé části práce. Některé studie ponechávají produkční mezeru jako diferenci mezi logaritmem reálného produktu a logaritmem potenciálního produktu.

Graf č. 28: OECD: produkční mezera pro českou ekonomiku



Zdroj: OECD, graf vlastní

5.1.3 EVROPSKÁ KOMISE

Dle Denise a kol. (2006) se při odhadu produkční mezery využívá produkční mezera s NAWRU⁹³ pro získání růstu mezd. Pro nové členské státy EU navíc doporučují dodržovat následující postup při odhadu NAWRU. Podle tohoto modelu se předpokládá, že mzdy porostou, pokud nezaměstnanost bude pod NAWRU:

$$\Delta w_t - \pi^e = -\beta(u_t - \text{nawru}) + u_t^w \quad (97)$$

Zavedením statických inflačních očekávání:

$$\pi_t^e = \pi_{t-1} = \Delta w_{t-1}, \quad (98)$$

⁹³ NAWRU neboli Non-Accelerating Wage Inflation Rate for Unemployment.

čím se dostane následující vztah v Phillipsově křivce:

$$\Delta^2 w_t = -\beta(u_t - nawru) + u_t^w \quad (99)$$

Nutno dodat, že tento jednoduchý typ Phillipsovy křivky je znevýhodněn v tom, že abstrahuje od dalších faktorů ovlivňujících výši mezd, jako je například produktivita. Zavedení produktivity do modelu je dle Denise a kol. (2010) vhodné zejména z toho důvodu, že nové členské státy vykazují výrazný růst produktivity⁹⁴.

Zavedením tohoto předpokladu by se dospělo k následujícímu:

$$w_t - p_t^e = (y_t - l_t) - \beta(u_t - nawru) + u_t^w, \quad (100)$$

což lze přepsat do tvaru:

$$\Delta w_t - \pi_t^e = (y_t - l_t) - (w_{t-1} - p_{t-1}) - \beta(u_t - nawru) + u_t^w \quad (101)$$

Poptávka po práci se formuluje jako:

$$w_t - p_t = (y_t - l_t) + u_t^l \quad (102)$$

Se zavedením inflačního očekávání se poté dospěje ke tvaru:

$$\pi_t^e = \pi_{t-1} = \Delta w_{t-1} - (\Delta y_{t-1} - \Delta l_{t-1}) \quad (103)$$

S využitím rovnice (97) a (98) lze nyní psát:

$$\Delta^2 w_t = (\Delta^2 y_t - \Delta^2 l_t) - \beta(u_t - nawru) + u_t^w - u_{t-1}^l \quad (104)$$

nebo také

$$\Delta^2 ulc = \Delta^2 w_t - (\Delta^2 y_t - \Delta^2 l_t) = -\beta(u_t - nawru) + u_t^w - u_{t-1}^l \quad (105)$$

Nyní lze vidět, že nezaměstnanost je pod NAWRU, když míra růstu nákladů na jednotku pracovní síly vzroste.

⁹⁴ Pro produkční mezeru Slovenské republiky se touto problematikou zabývala např. Konuki (2008).

Zavedením tří následujících kroků a s využitím rovnic (99) a (105) lze dosáhnout konečnou výpočtu NAWRU⁹⁵:

Nejdříve zavedením předpokladu konstantní NAWRU a v průměru nulových šoků, lze odhadnout β :

$$\beta_{ULC} = -\frac{\Delta^E u/c}{\Delta u} \quad \text{a} \quad \beta_w = -\frac{\Delta^E w}{\Delta u} \quad (106)$$

S těmito odhady lze vyřešit rovnice (99) a (105) pro NAWRU

$$nawru_t = u_t + \frac{\Delta^2 w_t}{\beta_w} \quad \text{nebo} \quad nawru_t = u_t + \frac{\Delta^2 u/c}{\beta_{ULC}} \quad (107)$$

Nyní lze už k výpočtu NAWRU použít pravou stranu rovnic (107)⁹⁶ k rovnicím mezd a poptávky po práci.⁹⁷ Získané hodnoty NAWRU se poté využijí v produkční funkci pro odhad produkční mezery příslušné ekonomiky.

Při odhadu produkční mezery se rovněž využívá i HP filtr, a to zejména pro získání trendové složky celkové produktivity faktorů, trendové složky míry participace pracovní síly a trendu v průměru odpracovaných hodin. Jako data pro kapitálovou zásobu používá EK data pro aktuální kapitálovou zásobu.

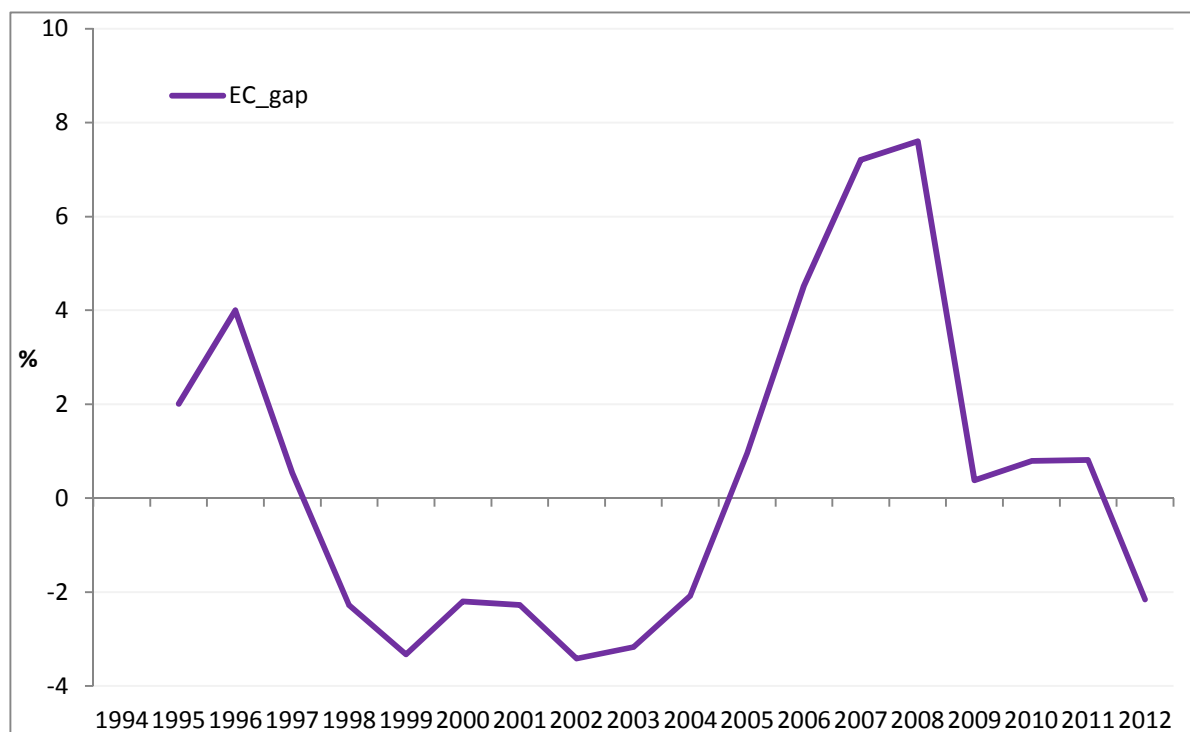
Průběh produkční mezery pro českou ekonomiku pro dané sledované období odhadovaný Evropskou komisí je zachycen na grafu č. 29. Data byla čerpána z databáze EC, AMECO. Data mají vzhledem k odhadům získaných vlastními modely v předešlých částech práce, podobně jako předešlé odhady produkční mezery u IMF a OECD, jisté nedostatky. Veškerá dostupná data o produkční mezeře v databázi EC, AMECO, byla pouze v ročních intervalech a z důvodu nedisponibility dat se analyzovaná časová řada zkrátila o 12 čtvrtletí, protože k dispozici byla pouze roční data od roku 1998. S ostatními metodami odhadu produkční mezery realizovaných jak mezinárodními, tak i národními institucemi, bude produkční mezera odhadovaná EC porovnána níže.

⁹⁵ Koeficient β a NAWRU jsou přitom neznámé.

⁹⁶ Pravá strana rovnice (107) se rovná NAWRU.

⁹⁷ Pro detailnější odvození NAWRU viz např. Denis a kol.(2010), zabývající se metodami odhadu produkční mezery Evropskou komisí.

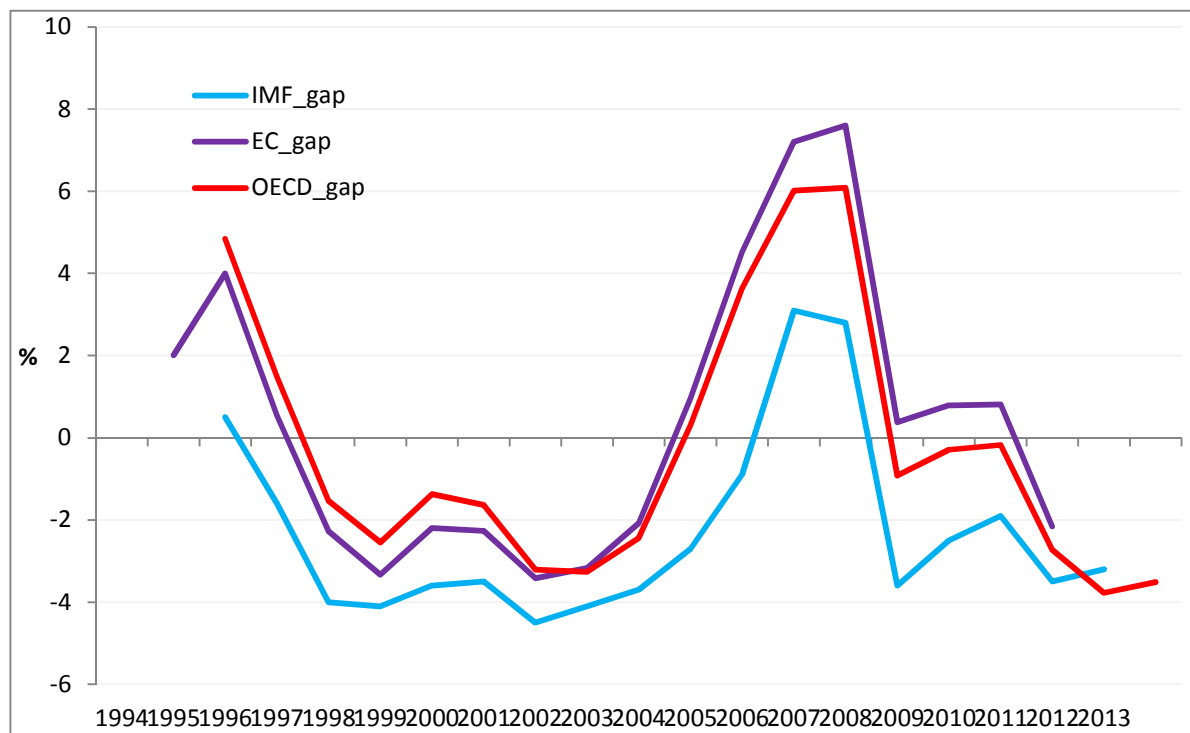
Graf č. 29: EC: produkční mezera pro českou ekonomiku



Zdroj: AMECO, graf vlastní

Srovnání všech tří metod odhadů produkční mezery u IMF, OECD i EC znázorňuje graf č. 30. Je z něj vidět, že produkční mezera pro tu samou ekonomiku pro stejné období byla naměřena rozdílně u každé organizace. Ačkoliv všechny tři odhady vykazovaly stejný průběh hospodářského cyklu, naměřené hodnoty pro každou metodu odhadu už byly jiné. Nejnižší produkční mezera v období 1996-2006 byla naměřena u IMF. Metoda odhadu produkční mezery u IMF rovněž odhadla nejmenší kladnou produkční mezeru v letech 2007-2008. V dalším období, tj. 2009-2012, byla pro českou ekonomiku odhadnuta záporná produkční mezera, a IMF opět odhadl nejvýraznější zápornou produkční mezeru ze všech tří metod odhadu. Evropská komise naopak od r. 2007 odhadla optimističtější verzi produkční mezery: kladná produkční mezera v letech 2007-2008 vykazovala nejvyšší hodnoty. V období 2009-2011, kdy odhady IMF i OECD odhadly zápornou produkční mezeru, u této organizace byla odhadnuta ještě kladná produkční mezera. Podrobnější analýza výsledků odhadů produkční mezery odhadovanými IMF, OECD a EC bude provedena spolu s odhady MF a ČNB dále.

Graf č. 30: IMF, OECD a EC: produkční mezera pro českou ekonomiku



Zdroj: IMF, OECD a AMECO, graf vlastní

5.2 Národní instituce

Z národních organizací zabývajících se odhady produkční mezery pro českou ekonomiku byly vybrány Ministerstvo financí České republiky (MF) a Česká národní banka (ČNB).

5.2.1 Ministerstvo financí (MF)

MF odhaduje produkční mezeru pro českou ekonomiku na základě výpočtu Cobb-Douglasovou produkční funkcí⁹⁸ v ročních intervalech.⁹⁹ Data dostupná

⁹⁸ Dle autorčiných informací neexistuje dosud žádná studie zabývající se metodou odhadu produkční mezery realizovaná MF, informace uvádějící pouze metodu odhadu Cobb-Douglasovou produkční funkcí je uvedena v Makroekonomických predikcích MF.

⁹⁹ Rovněž i MF provádí revize dat produkční mezery. Původní a revidovaná data budou porovnána v části práce zabývající se revizí dat produkční mezery.

z makroekonomických predikcí MF jsou opět v ročních intervalech, ve srovnání s mezinárodními organizacemi, ale pouze až od r. 2003.¹⁰⁰ Odhad produkční mezery odhadován MF jako procento potenciálního produktu pro českou ekonomiku v ročních intervalech v letech 2003-2012 je zachycen na grafu č. 31. S výsledky odhadů produkční mezery z ČNB, jakožto i s výsledky odhadů mezinárodních organizací, bude produkční meze odhadovaná MF porovnána níže v této kapitole.

Graf č. 31: MF: produkční meze pro českou ekonomiku



Zdroj: MF, graf vlastní

¹⁰⁰ Makroekonomické predikce MF sice v grafické podobě publikují produkční mezeru už od r. 1995, nicméně pro autorku dostupná data byla pouze data uvedena v makroekonomických predikcích MF až od r. 2003.

5.2.2 Česká národní banka (ČNB)

Dle Zprávy ČNB o inflaci (2010) odhaduje ČNB produkční mezeru pro českou ekonomiku několika metodami. První metodou je Cobb-Douglasova produkční funkce v základním tvaru. Ta, reprezentující nabídkovou stranu ekonomiky, poté vyjadřuje vztah mezi objemem vstupů (práce, kapitálu a celkové produktivity faktorů) a výstupů. Všechna data jsou dostupná kromě celkové produktivity faktorů, která je z rovnice následně dopočítána, přičemž HP filtrem se dosáhne její trendové složky. ČNB počítá produkční mezeru ve třech variantách, lišících se od sebe pouze ve vstupních datech. Touto metodou je umožněno ČNB získat informace týkající se příspěvků různých faktorů k růstu potenciálního produktu. ČNB publikuje data tří verzí odhadu pomocí Cobb-Douglasovy produkční funkce v podobě rozsahu 3 variant odhadu produkční funkce.

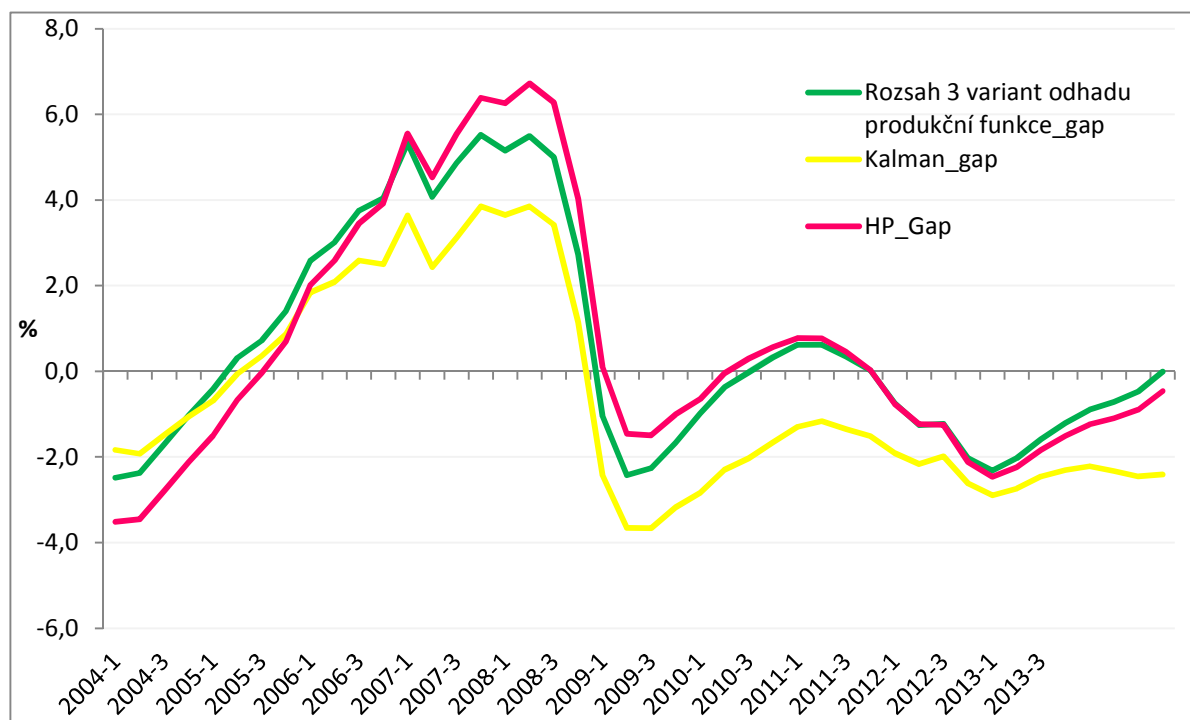
Druhá metoda odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku používaná v ČNB je metoda víceroznicového modelu využívající rekursivní algoritmus označovaný jako Kalmanův filtr. Kromě informací týkajících se samotné ekonomické aktivity poskytuje tato metoda odhadu produkční mezery ještě další informace, např. z trhu práce či o cenovém růstu.

Třetí metodou, obecně využívanou a asi jednou z technicky nejméně náročných, je HP filtr, který se aplikuje na časovou řadu sezónně očištěného HDP, přičemž se tím dosáhne rozložení této časové řady na její trendovou a cyklickou složku. ČNB se s problémem vychýlení koncových částí časových řad vypořádává standardně, prolongací časové řady o prognózu.

Nejnovější dostupná data¹⁰¹ produkční mezery pro českou ekonomiku, odhadovanou metodami realizovanými v ČNB, jsou až od r. 2004, nicméně jsou ale ve čtvrtletních intervalech. Produkční mezera pro českou ekonomiku pro období 2004Q1-2013Q3, vyjádřená v procentech potenciálního produktu, je znázorněna na grafu č. 32. Je z něj vidět, že každá ze tří použitých metod generovala jiné výsledky pro tu samou ekonomiku pro stejné časové období. Tyto tři odhady produkční mezery budou dále porovnány s odhadem produkční mezery z MF, jakožto i s odhady IMF, OECD a EC, v následující části práce.

¹⁰¹ ČNB, podobně jako dříve uvedené instituce, vykonává revize dat. V dřívějších zprávách jsou sice uvedeny data pro produkční mezeru v letech např. 2000 – 2004, nicméně data pro r. 2004 jsou v dalších zprávách revidována. Z tohoto důvodu jsou v grafu uvedena data pouze z nejnovější zprávy, tzn. od r. 2004Q1. Starší data, která prošla v průběhu let revizí, budou uvedena v části práce zabývající se revizí dat jakožto vlastností snižující věrohodnost odhadů produkční mezery.

Graf č. 32: ČNB: produkční mezera pro českou ekonomiku

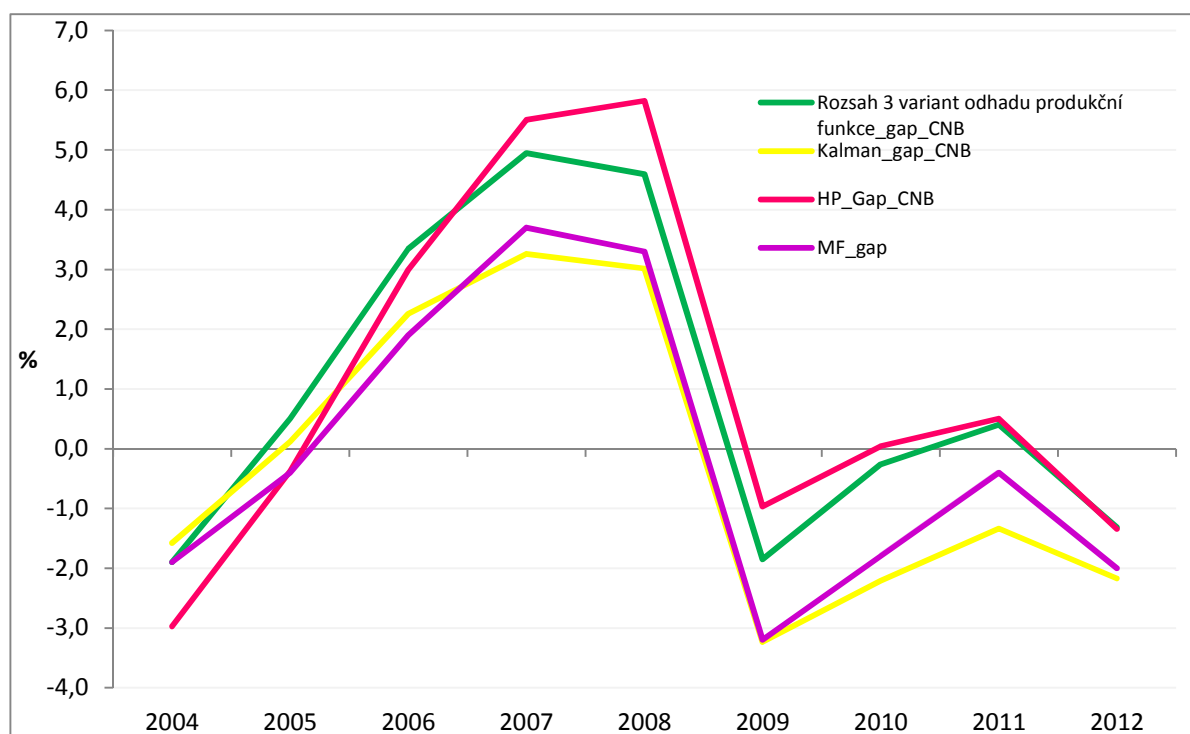


Zdroj: ČNB, graf vlastní

Srovnání odhadů produkční mezery pro českou ekonomiku odhadovanou národními institucemi ČNB a MF je v grafické podobě zaneseno do grafu č. 33. Data s čtvrtletní periodicitou pro odhad produkční mezery odhadovanou ČNB produkční funkcí, Kalmanovým filtrem a HP filtrem byla přepočtena na roční data vzhledem k dostupnosti pouze ročních dat u MF. Srovnání těchto čtyř odhadů přineslo podobné výsledky, jako srovnání vlastních odhadů produkční mezery a srovnání odhadů produkční mezery u mezinárodních institucí. Je vidět, že všechny čtyři odhady vykázaly stejný průběh hospodářského cyklu, nicméně každá z metod generovala jinak výraznou kladnou či zápornou produkční mezeru. Na začátku sledovaného období, tj. v r. 2004, kdy ekonomika vykazovala zápornou produkční mezeru, nejvýraznější záporné hodnoty produkční mezery odhadla metoda HP filtru u ČNB. Naopak, v dalším období, kdy se ekonomika dostávala do fáze expanze, metoda odhadu HP filtrem odhadla nejvýraznější kladnou produkční mezeru téměř po celé období jejího trvání, tj. v období 2005Q2-2009. Neoptimističtější hodnoty produkční mezery vykazoval HP filtr i nadále, v období následné záporné produkční mezery i ve fázi ekonomického oživení na konci sledovaného období. Naopak, nejnižší hodnoty produkční mezery, jak kladné, tak i záporné,

odhadla metoda odhadu Kalmanovým filtrem. Zajímavým zjištěním byla skutečnost, že produkční mezera odhadovaná Kalmanovým filtrem v ČNB a produkční funkcí u MF vykazovaly v období 2008-2009 stejné hodnoty. Stejná situace nastala v období 2011-2012 u HP filtru a produkční mezery ČNB.

Graf č. 33: ČNB a IMF: produkční mezera pro českou ekonomiku



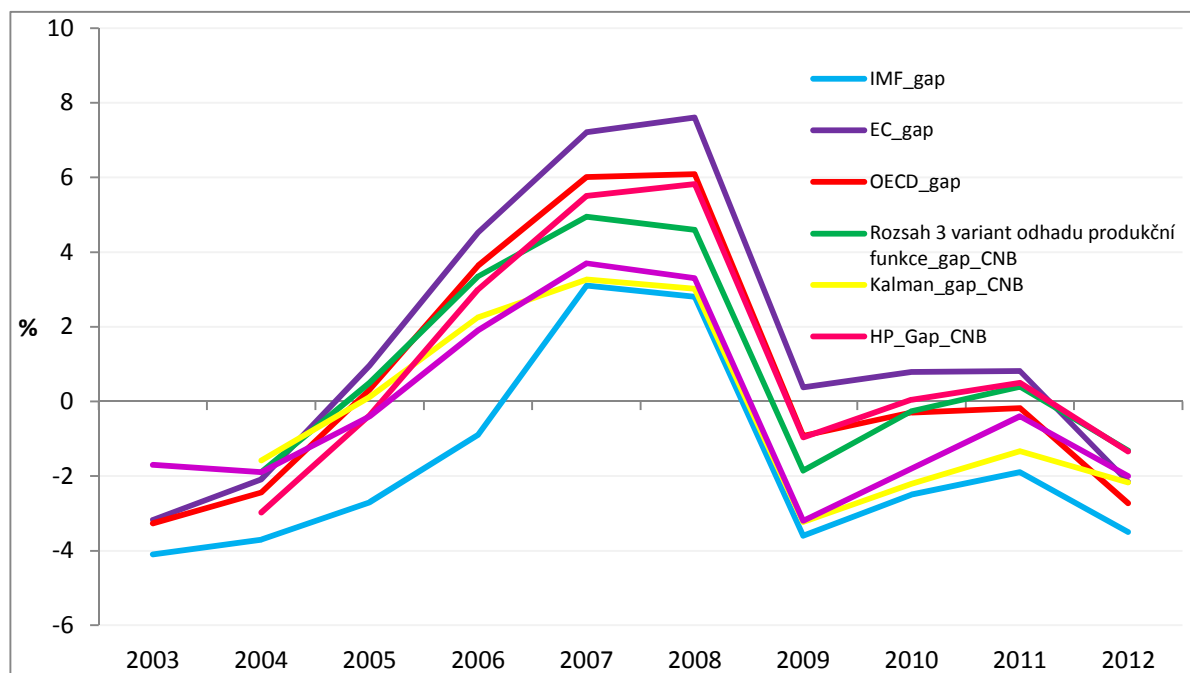
Zdroj: ČNB a MF, graf vlastní

5.3 Srovnání výsledků odhadů národních a mezinárodních institucí

Výsledky jednotlivých metod odhadů produkční mezery pro českou ekonomiku, realizovaných mezinárodními organizacemi IMF, OECD, EC a národními organizacemi ČNB a MF, jsou porovnány v této části práce. Porovnání všech odhadů produkčních mezer bylo omezeno pouze pro období 2003-2012 v ročních intervalech z důvodu nedostupnosti dat u MF a ČNB, přičemž čtvrtletní data ČNB byla přepočtena na data roční. Průběh všech sedmi odhadů produkční mezery pro českou ekonomiku je zaznamenán do grafu č. 34. Výsledků

bylo dosaženo stejných jako u předchozích srovnání: všechny metody odhadu vykazovaly stejný průběh hospodářského cyklu, ale žádná z možných dvojic odhadů nenaměřila stejné hodnoty produkční mezery pro stejnou ekonomiku pro stejné časové období. Od počátku sledovaného období až přibližně do r. 2007 naměřila v porovnání s ostatními metodami odhadu nejnižší odhad produkční mezery metoda odhadu u IMF, která rovněž odhadla nejnižší kladnou produkční mezeru v období 2006-2008. Nejpesimističtější odhady poté následovaly až do konce sledovaného období, kdy tato metoda odhadla už jenom zápornou produkční mezeru, i v obdobích, kdy většina ostatních metod odhadů vykazovala ještě kladné hodnoty produkční mezery. Za nejoptimističtější výsledky odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku lze označit metodu odhadu EC, která až na počátek a konec sledovaného období vykazovala nejvyšší hodnoty produkční mezery. Nicméně, jak je vidět z grafu, v některých obdobích vykazovaly vybrané metody odhadu produkční mezery velmi podobné hodnoty, např. v období ekonomického růstu 2004-2006 či v období ekonomického poklesu na konci sledovaného období. Při pohledu na graf je zřejmé, že jednotlivé odhady vykazovaly různé hodnoty produkční mezery, ale i to, že zatímco některé metody odhadly pozici aktuálního produktu nad potenciálem, jiné metody už odhadly pro stejné období pozici aktuálního produktu pod potenciálním produktem, čili zápornou produkční mezeru.

Graf č. 34: IMF, OECD, EC, ČNB a IMF: produkční mezeru pro českou ekonomiku



Zdroj: IMF, OECD, EC, ČNB a MF, graf vlastní

Tuto skutečnost potvrzuje i tabulka č. 7, která zachycuje tři vybraná období produkční mezery. Např. v roce 2005 byla sedmi metodami odhadů produkční mezery naměřena ve čtyřech případech kladná produkční mezeru, zatímco IMF, HP v ČNB a MF odhadly už produkční mezeru, která byla záporná. Podobná situace nastala např. i v r. 2010, kdy kladnou produkční mezeru odhadly pouze EC a HP v ČNB, zatímco ostatní metody odhadly zápornou produkční mezeru. Tyto situace se ovšem nevztahují na celé sledované období, spíše jen na některá období. Tak např. pro r. 2008 všech sedm odhadů svorně odhadlo kladnou produkční mezeru. Z tabulky je rovněž patrné, že i když všechny metody odhadly kladnou, resp. zápornou produkční mezeru, i tak byla jistota přesnosti odhadů zatížena výraznými rozdíly mezi odhadnutými hodnotami produkční mezery. Např. v uvedeném roce 2008 IMF odhadl produkční mezeru 2,8 %, zatímco EC odhadla produkční mezeru až 7,6%.

Tabulka č. 7: Produkční mezera české ekonomiky ve vybraných letech

	2005	2008	2010
IMF_Gap	-2,7	2,8	-2,5
EC_Gap	0,96	7,60	0,79
OECD_Gap	0,31	6,09	-0,29
PF_CNB	0,5	4,6	-0,3
Kalman_Gap	0,1	3,0	-2,2
HP_Gap	-0,38	5,82	0,04
MF_Gap	-0,4	3,3	-1,8

Zdroj: IMF, OECD, EC, ČNB a MF, tabulka vlastní

Základní deskriptivní statistika všech sedm metod odhadů produkční mezery pro českou ekonomiku je uvedena v tabulce č. 8. Při pohledu na ni jsou patrné značné rozdíly mezi výsledky jednotlivých metod odhadů produkční mezery. Např. zatímco průměrná odhadnutá hodnota produkční mezery u IMF je -1,43 %, u EC je to až něco přes 2%. Rovněž medián u IMF je pouze -2,5, ale u EC je to až 0,81. Podobně výrazné rozdíly jsou i u maximálních a minimálních hodnot. Opět nejnižší maximální hodnotu ze všech metod měla metoda odhadu produkční funkce u IMF, 3,1%, zatímco EC naměřila maximální hodnotu produkční mezery až 7,6%. I mezi minimálními odhadnutými hodnotami byly výrazné rozdíly. Nejnižší odhadnutou hodnotu produkční mezery odhadla metoda odhadu produkční funkce u IMF, naopak nejvyšší minimální hodnota byla odhadnuta u produkční funkce v ČNB. Při pohledu na tabulku ukazující deskriptivní statistiku je navíc vidět, že odhadnuté hodnoty u všech

metod odhadů nedosahovaly velmi blízkých hodnot, ale naopak měly relativně rozdílné výsledky.

Tabulka č. 8: Základní deskriptivní statistika odhadů produkční mezery

	IMF_GAP	EC_GAP	OECD_GAP	PF_CNB	KALMAN_GAP_CNB	HP_GAP_CNB	MF_GAP
Průměr	-1.433333	2.003884	1.053784	0.939411	-0.209386	1.022421	-0.08888
Medián	-2.500000	0.811562	-0.175716	0.398110	-1.335000	0.041826	-0.40000
Max.	3.100000	7.601751	6.086973	4.945564	3.260000	5.820461	3.700000
Min.	-3.700000	-2.15643	-2.72965	-1.90048	-3.235000	-2.973107	-3.20000
Std. Dev.	2.641496	3.629926	3.370694	2.694837	2.468762	3.075786	2.488194

Zdroj: IMF, OECD, EC, ČNB a MF, tabulka vlastní

Analýza hodnot produkční mezery odhadovaných mezinárodními institucemi i národními institucemi ukázala, že stejně jako u vlastních odhadů produkční mezery v této práci, ani tyto různé metody odhadu nepřinesly naprosto stejné hodnoty produkční mezery pro dané sledované období. Přesto, podobně jako u vlastních odhadů, produkční mezery vykazovaly stejný cyklus i vysoké korelační a konkordanční koeficienty. Tato analýza tedy potvrzuje hypotézu o nemožnosti naprosto přesného měření produkční mezery a nutnost zvažování určitých charakteristik při výběru konkrétní metody pro odhad produkční mezery.

6. Testování produkční mezery pro českou ekonomiku

Jak bylo uvedeno výše, produkční mezeru pro českou ekonomiku lze odhadovat několika způsoby, přičemž žádná z uvedených metod neodhadla naprosto identické trajektorie nepozorovaných stavů. Tato situace rovněž nastala i u všech uvedených národních, tak i nadnárodních institucí. Otázkou zůstává, která z metod odhadu produkční mezery by měla být upřednostněna před ostatními. Cotis a kol. (2003) jako hlavní kritéria pro výběr produkční mezery označili důslednost mezi ekonomickými předpoklady a předpoklady metod odhadu, transparentnost a lehkou aplikaci, malé revize, absence tzv. koncového problému a preciznost odhadu. Další kritéria, která považovali za důležitá pro výběr produkční mezery, uvedli Camba-Mendez a Rodriguez-Palenzuela (2003): malé revize, schopnost předpovídat inflaci a korelaci se standardním měřením využití kapacit v ekonomice. Hjelm a Jönsson (2010) pro výběr nejvhodnější metody odhadu produkční mezery považovali za důležitá vybraná kvantitativní a kvalitativní kritéria, jako jsou schopnost předpovídat inflaci, schopnost předpovědi růstu produktu, revize dat, znaménka produkčních mezer, tzv. koncový problém, transparentnost a lehkou aplikaci.¹⁰² Pro výběr nejvhodnější produkční mezery pro českou ekonomiku byla v této práci zahrnuta kvantitativní kritéria schopnost předpovědi inflace a schopnost předpovědi růstu produktu. Z důvodu nedisponibility starších dat umožňující provést revizi vlastních odhadů, bude analýza revizí dat provedena na datech vybraných institucí¹⁰³. Z kvalitativních kritérií budou analyzovány vlastnosti metod odhadů produkčních mezer, jejich transparentnost a snadná aplikace.

¹⁰² Existuje i kritérium tzv. „nulový průměr“, ovšem dle Hjelma a Jönssona (2010) může vést striktní dodržování tohoto kritéria k nesprávným interpretacím produkční mezery. Poukázali na skutečnost, že pokud je Phillipsova křivka nelineární tak, že ceny a mzdy budou odpovídat více kladné produkční mezeře než záporné, bude produkční mezera v průměru negativní. Na asymetrii a nelinearitě Phillipsovy křivky bylo poukázáno přitom řadou studií. Např. Turner (1995) tvrdil, že v letech 1960-1993 byl v zemích G7 inflační efekt kladné produkční mezery mnohem výraznější než deflační efekt záporné produkční mezery. Laxton a kol. (1994) poukázali na nelinearitě Phillipsovy křivky, přičemž ukázali, že v letech 1967-1991 byl v zemích G7 nárůst produktu zvyšující inflaci vyšší než pokles produktu snižující inflaci. Razzak (1996) dokonce navrhuje nahradit v Phillipsově křivce mezeru zaměstnanosti produkční mezerou. Z těchto důvodů bude od tohoto kritéria v této práci abstrahováno.

¹⁰³ Jistým nedostatkem pro zhodnocení vlastních revizí dat produkční mezer pro českou ekonomiku se jeví nedostupnost starších dat. Řada studií, např. Hjelm a Jönsson (2010), Koske a Pain (2008), Lemoine a kol. (2008), Orphanides a van Norden (2002) pracuje s tzv. současnými a minulými daty a jsou tedy schopny zhodnotit revize dat produkční mezery.

6.1 Produkční mezera a předpověď inflace

Produkční mezera je často využívána pro zjištění předpokládaných inflačních tlaků v ekonomice. Obecně se předpokládá, že pokud aktuální produkt bude nad potenciálním produktem, čili pokud bude v ekonomice kladná produkční mezera, bude tato situace implikovat inflační tlaky a inflace poroste. Naopak, pokud bude aktuální produkt pod potenciálním produktem, čili pokud bude v ekonomice záporná produkční mezera, v ekonomice budou převládat deflační tlaky a inflace poklesne. Existuje přitom několik modelů zkoumajících schopnost produkční mezery předpovídat inflaci. Např. Hjelm a Jönsson (2010) rozeznávají mezi dlouhodobou inflací zahrnující ceny energií a dlouhodobou inflací abstrahující od cen energií, přičemž lepších výsledků bylo dosaženo v modelu s dlouhodobou inflací bez cen energií. Autoři rovněž do modelu zahrnuli dummy proměnnou, která měla zohledňovat zavedení změny v režimu měnového kurzu. De Brouwer (1998) do modelu inflace kromě produkční mezery zahrnul ještě jednotkové pracovní náklady a importovanou inflaci. Dwyer a kol.(2010) do modelu kromě roční změny v importované inflaci zahrnuli zase proměnnou čtvrtletní změny míry daně z přidané hodnoty (VAT).

Pro zkoumání schopnosti produkční mezery předpovídat inflaci pro českou ekonomiku byly použity dva modely. První model je dle Coe a McDermott (1997), použitý rovněž i Claus (2000) či Theoduluz (2009), podobný použili i Clausen a Clausen (2010). Na všechny časové řady, které byly zahrnuty do modelu, byly přitom aplikovány i testy jednotkového kořene, a to dle rozšířeného Dickey-Fuller (1984) testu a Phillips-Perronova (1988) Z_α testu. Jako nulová hypotéza bylo stanoveno, že časová řada je $I(1)$. Vyvrácení této hypotézy bylo dosaženo u všech časových řad kromě inflace (CPI), a to dle rozšířeného Dickey-Fullerova testu (ADF). Velmi podobných výsledků bylo dosaženo u Phillips-Perronova testu, u kterého se nulovou hypotézu nepodařilo vyvrátit pouze u časové řady produkční mezery dle CF filtru. Podrobnější výsledky testů jsou uvedeny v příloze G.

Prvním modelem je Coe a McDermottův model produkční mezery, který je jednoduchý model produkční mezery s roční logaritmickou diferencí indexu spotřebitelských cen pro českou ekonomiku a produkční mezerou pro českou ekonomiku. Tento model je přitom odvozen od Phillipsovy křivky s adaptivním očekáváním¹⁰⁴:

¹⁰⁴ Adaptivní očekávání je takové očekávání, dle kterého lidé očekávají situaci v budoucnu na základě minulých zkušeností, jak vyjadřuje rovnice č. 118. Jeho statická verze je použita dle Coe a McDermott (1997), kterou převzali i jiní autoři, např. už uvedení Claus (2000) či Theoduluz (2009). Obecný zápis adaptivního očekávání

$$\pi_t = \alpha_1 + \pi_t^e + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} y_{t-i}^c + \varepsilon_{1t} \quad (108)$$

kde $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ (109).

π_t je logaritmická difference indexu spotřebitelských cen, y_{t-i}^c je produkční mezera pro českou ekonomiku, π_t^e představuje inflační očekávání v čase t a ε_{1t} je náhodná složka. Zahrnutím předpokladu adaptivního očekávání do modelu se značně ulehčí modelování inflačního očekávání, které umožní testovat produkční mezeru jako indikátor inflace. α_1 představuje konstantu, jejíž zavedení umožní odstranit omezení neinflační úrovně produkční mezery, která je rovna nule. Spolu s využitím těchto předpokladů a rovnice (109) lze psát rovnici (108) následovně:

$$\Delta \pi_t = \alpha_1 + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} y_{t-i}^c + \varepsilon_{1t} \quad (110)$$

kde Δ je operátor první difference.

Mělo by přitom platit, že když kladná produkční mezera povede k růstu inflace, je suma koeficientů β_{1i} kladná a rovněž statisticky významná. Stejně tak každý parametr β_{1i} by měl být signifikantně různý od nuly. V této práci byla zvolena pro předpověď inflace, podobně jako u Hjelm a Jönssona (2010), 2, 4 a 6 čtvrtletí dopředu¹⁰⁵. Všechny F-testy pro všechny produkční mezery s výjimkou produkční mezery odhadované CF filtrem indikovaly, že produkční mezera je významným determinanem změny inflace¹⁰⁶. Vysvětlené změny v inflaci jsou ale max. kolem 20%¹⁰⁷. Výsledky jsou rovněž uvedeny v příloze, a to v tabulce H1. .

má košatější podobu, pro účely v této práci postačí ovšem uvedená statická verze. Přeformulování adaptivního očekávání může být jednou možností dalšího pokračování výzkumu v této problematice, jak bude uvedeno v podkapitole 7.1.

¹⁰⁵Počty zpoždění se u různých studií liší. Tak např. Clausen a Clausen (2010) zvolili 2, 4, 8 a 12 čtvrtletí. Pro postup odhadu viz např. Clausen a Clausen (2010).

¹⁰⁶ Jak bude uvedeno níže, u ostatních studií, např. u Coe a Mcdermott (1997), Claus (2000) nebo Thoeoluz (2009) bylo dosaženo podobných výsledků, nicméně všechny navzdory relativně nízkému koeficientu determinace označují produkční mezeru za významný determinant změny inflace. Jak možno zvýšit koeficient determinace bude uvedeno dále v práci.

¹⁰⁷ Byly provedeny i testy normality, které jsou založeny na Lagrangeových multiplikátorech (LM). U všech metod odhadů produkční mezery byla vyvrácena nulová hypotéza o šikmosti a špičatosti (Jarque a Bera, (1980)). Pro testování heteroskedasticity byl použit Whitův test (1980). Dle něj nebyla hypotéza o přítomnosti chyb homoskedasticity zamítnuta jenom u produkční funkce odhadované BK filtrem a CF filtrem. Tyto statistiky

Odhadovaný bude rovněž i AR (1) proces, kde inflace závisí na konstantě a minulých realizovaných hodnotách:

$$\pi_t = \alpha + \beta\pi_{t-1} \quad (111)$$

Následně byly porovnány chyby předpovědí z rovnice (110) a rovnice (111). Pro měření chyb v předpovědích byla využita odmocnina ze střední kvadratické chyby, RMSE pro model m a počet předpovědí F , přičemž symbol $\hat{\pi}$ představuje předpovídané hodnoty proměnné.

$$RMSE_m = \sqrt{\frac{1}{F} \sum_{f=1}^F (\hat{\pi}_{m,f} - \pi_{m,f})^2} \quad (112)$$

nejsou uvedeny ani v příloze, poněvadž nejsou pro testování schopnosti produkční mezery předpovídat inflaci až tak důležité. Jejich výsledky jsou tedy uvedeny pro korektnost alespoň zde.

Tabulka č. 9: Chyby v předpovědi inflace (RMSE statistika, model 1)

	Horizont (čtvrtletí)			průměr
	2	4	6	
BK	0,98	0,96	0,97	0,97
CF	0,98	0,97	0,95	0,97
HP	0,98	0,97	0,94	0,96
Kvad.	0,98	0,96	0,95	0,96
Lin.	0,98	0,95	0,94	0,96
MVHP	0,98	0,94	0,93	0,95
MVUC	0,96	0,92	0,90	0,93
PF1	0,97	0,93	0,92	0,94
PF2	0,98	0,94	0,93	0,95
Rob.	0,98	0,97	0,95	0,97
SVAR2	0,98	0,95	0,94	0,96
SVAR3	0,98	0,94	0,92	0,95
UC	0,97	0,97	0,95	0,96

Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

Podíly RMSE z modelu předpovědi inflace z modelu 1 a RMSE generované AR (1) procesem jsou uvedeny pro všechny metody odhadu produkční mezery v tabulce č. 9, přičemž byly výpočty provedeny pro 2, 4 a 6 čtvrtletí dopředu, stejně tak byl proveden i průměr ze tří získaných hodnot. Při pohledu na tabulku je zřejmé, že nikdy nebylo překročeno hodnoty 1.¹⁰⁸

¹⁰⁸ Dle Clausen a Clausen (2010) hodnoty nad 1 signalizovaly, že zavedení produkční mezery nepomohlo ke snížení chyb v předpovědích inflace. V této studii bylo dosaženo hodnot nad 1 u některých metod odhadu pro

Při pohledu na data v prvním sloupci vztahující se na 2 čtvrtletí dopředu se jako nejlepší pro předpověď inflace jeví MVUC model, který dosáhl nejnižších hodnot. Po MVUC modelu se jako nejvhodnější jeví být produkční funkce s NAIRU (PF1) a jednorozměrný UC model, u obou metod odhadu bylo dosaženo stejné hodnoty, 0,97. U ostatních metod odhadu byly výsledky srovnatelné, výsledky mezi některými metodami odhadu se lišily pouze v tisícinách. Při zavedení čtyř čtvrtletí dopředu opět jako nejlepší metoda odhadu pro předpověď inflace vyšel MVUC model, u kterého statistika ve srovnání se dvěma čtvrtletími dopředu klesla na hodnotu 0,92. Jako druhá nejlepší metoda odhadu opět vyšla produkční funkce s NAIRU. Celkově lze ale zhodnotit, že téměř u všech metod odhadu došlo při zavedení čtyř čtvrtletí dopředu ke zlepšení výsledků. Ještě lepších výsledků bylo ale dosaženo u šesti čtvrtletí dopředu. Opět jako nejlepší metoda odhadu produkční mezery pro předpověď inflace vyšel MVUC model s hodnotou statistiky 0,90. Jako další nejlepší metody odhadu se jeví být pak produkční funkce s NAIRU a SVAR3. Opět ale i u ostatních metod odhadu došlo ke snížení statistiky. Po zprůměrování hodnot jako nejlepší metodu odhadu pro předpověď inflace dle této statistiky lze označit MVUC model a dále produkční funkci s NAIRU. Naopak, jako nejméně vhodnou metodu odhadu produkční mezery pro předpověď inflace se jeví být robustní trend a band-pass filtry.

U modelu 1, jak bylo uvedeno, se podařilo vysvětlit změny v inflaci pouze max. 20%.¹⁰⁹ Coe a McDermott (1997) rozšířili tedy model 1 ještě o proměnnou nabídka peněz. I když ve většině modelů inflace nabídka peněz neovlivňuje přímo inflaci, lze ale připustit její nepřímý vliv na inflaci. Nabídka peněz ovlivňuje totiž inflační očekávání, která mají vliv na konečné změny v inflaci. Nabídka peněz (M2) byla do modelu 2 zavedena v podobě $Mmezero_t = 100(M2_t - M2_t^{TR})/M2_t^{TR}$, kde horní index TR představuje trendovou složku proměnné. Model 2 je tedy následující:

$$\Delta\pi_t = \alpha_1 + \sum_{i=0}^Y \beta_{2i} y_{t-i}^C + \sum_{i=0}^Y \gamma_{3i} Mmezero_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (113)$$

Opět u všech metod odhadu platilo, že suma koeficientů β_{2i} byla kladná i statisticky významná. Rovněž byl i každý parametr β_{2i} signifikantně různý od nuly. Stejných výsledků

ekonomiku Velké Británie, Německa i pro ekonomiku USA. Na druhé straně ve studii Hjelm a Jönssona (2010) pro ekonomiku Švédska nebylo nikdy dosaženo hodnot převyšující 1.

¹⁰⁹ Na inflaci mají vliv i další faktory, nejčastěji uváděné jsou změny importních cen, nepřímé daně, inflační očekávání, politika na pracovních trzích či instituce ovlivňující výši mezd.

bylo dosaženo i u y_{3i} . Inflace byla opět předpovídána pro 2, 4 a 6 čtvrtletí dopředu. F-testy i u modelu 2 indikovaly, že s výjimkou BK filtru je produkční mezera i mezera nabídky peněz významným determinantem změny inflace. Jako důležitá se jevila skutečnost, že zahrnutím nové proměnné do modelu se podařilo lépe vysvětlit změny v inflaci, kdy se změny v inflaci podařilo vysvětlit v průměru přibližně kolem 25%, přičemž nejlepší výsledek byl 31% u MVUC modelu. Podrobnější výsledky jsou opět uvedeny v příloze, v tabulce H2.¹¹⁰

S využitím AR (1) procesu byla pro měření chyb v předpovědích opět využita statistika RMSE. Podíly RMSE z modelu předpovědi inflace z modelu 2 a RMSE generované AR (1) procesem jsou zaznamenány pro všechny metody odhadu produkční mezery do tabulky č. 10. Opět byla inflace předpovídána pro 2, 4 a 6 čtvrtletí dopředu. Pro inflaci předpovídanou pro 2 čtvrtletí dopředu jako nejlepší metoda odhadu produkční mezery vyšel opět MVUC model. Ve srovnání s modelem 1 statistika byla výrazně nižší, 0,92. Jako druhá nejvhodnější metoda odhadu se jevila být produkční funkce s NAWRU (PF2). Při předpovědi na čtyři čtvrtletí dopředu byl za nejlepší metodu odhadu opět označen MVUC model, s nižší statistikou, 0,90. Po této metodě odhadu za nejlepší metody byly označeny dle této statistiky produkční funkce s NAIRU i NAWRU, dále i SVAR3. Pro předpověď na 6 čtvrtletí dopředu nejlépe předpověděl inflaci MVUC model. Tato metoda jako jediná ze všech dosáhla hodnotu statistiky nižší než 90. Dále jako nejvhodnější metody byly označeny produkční funkce s NAWRU a SVAR3, které měly hodnoty statistiky ale už 0,91. Při provedení průměru všech hodnot jako nejlepší metoda pro předpověď inflace dle této statistiky se jevil být MVUC model a dále produkční funkce s NAWRU a SVAR3. Když porovnáme statistiky RSME s modelem 1 a modelem 2, je vidět, že obecně u modelu 2 byly hodnoty nižší, tedy by měly přesněji předpovídat změny v inflaci.

¹¹⁰ Stejně tak byly provedeny i testy normality založené na Lagrangeových multiplikátorech i testy pro heteroskedasticitu. Výsledky nejsou uvedeny v tabulce v příloze z důvodu nedostatku místa. Jelikož bylo dosaženo předpokládaných výsledků, není jim tedy věnováno více místa.

Tabulka č. 10: Chyby v předpovědi inflace (RMSE statistika, model 2)

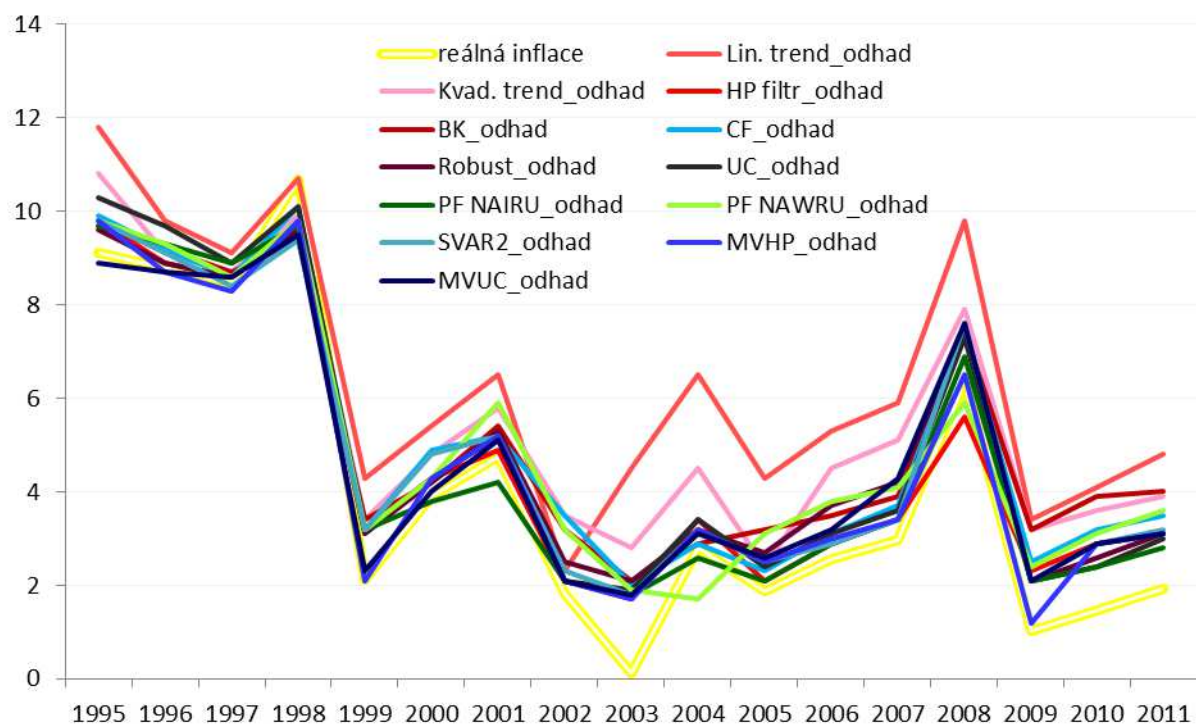
	Horizont (čtvrtletí)			průměr
	2	4	6	
BK	0,94	0,93	0,92	0,93
CF	0,96	0,95	0,96	0,96
HP	0,95	0,93	0,92	0,93
Kvad.	0,95	0,95	0,92	0,94
Lin.	0,96	0,93	0,93	0,94
MVHP	0,94	0,95	0,93	0,94
MVUC	0,92	0,90	0,89	0,90
PF1	0,95	0,91	0,92	0,93
PF2	0,93	0,92	0,91	0,92
Rob.	0,96	0,95	0,94	0,95
SVAR2	0,95	0,93	0,92	0,93
SVAR3	0,94	0,92	0,91	0,92
UC	0,95	0,95	0,94	0,95

Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

Pro všechny metody odhadu produkční mezery byly zaneseny předpovědi inflace do grafické podoby¹¹¹, kde jsou jejich předpovědi porovnány se skutečnou inflací. Předpovědi inflace byly provedeny pro dva, čtyři a šest čtvrtletí dopředu. Výsledky pak ukazují grafy č. 35, 36 a 37. Při pohledu na grafy je vidět, že nepatrně nejlepších výsledků bylo opravdu dosaženo při předpovědi inflace na šest čtvrtletí dopředu. Nejméně přesně byla inflace předpovězena u všech čtvrtletí pro rok 2003.

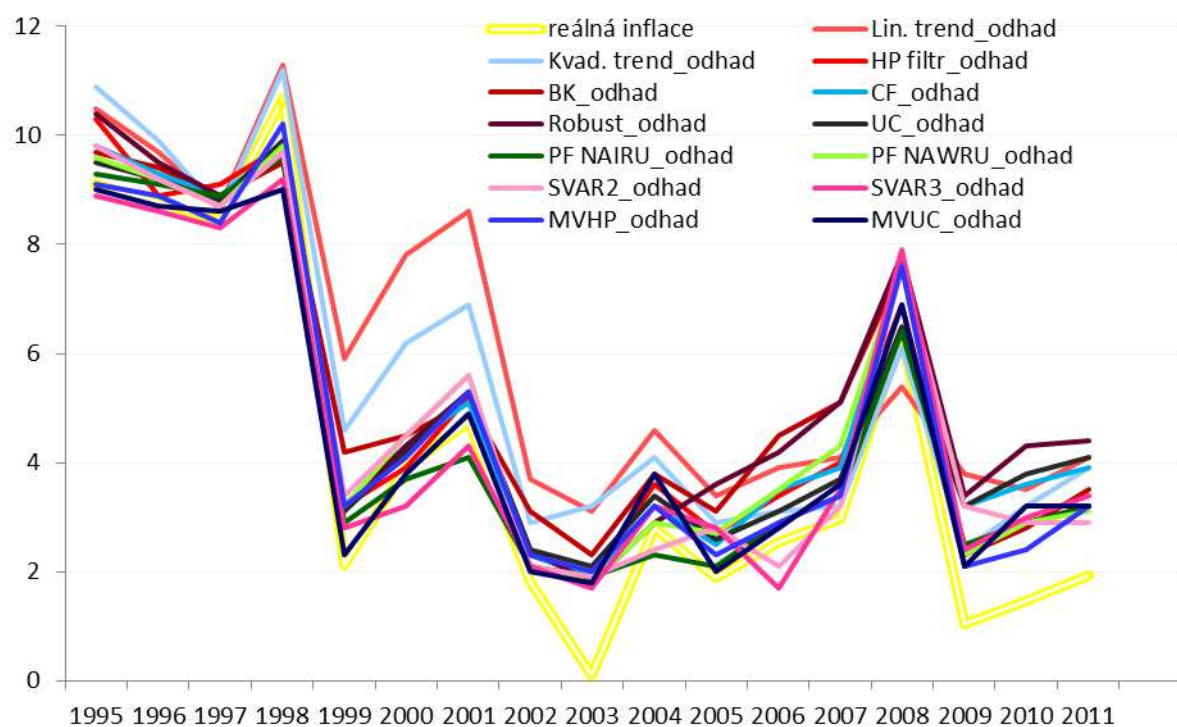
¹¹¹ Grafické znázornění se vztahuje na model 2, a to z důvodu lepších dosažených výsledků než u modelu 1.

Graf č. 35: Předpovědi inflace-dvě čtvrtletí dopředu



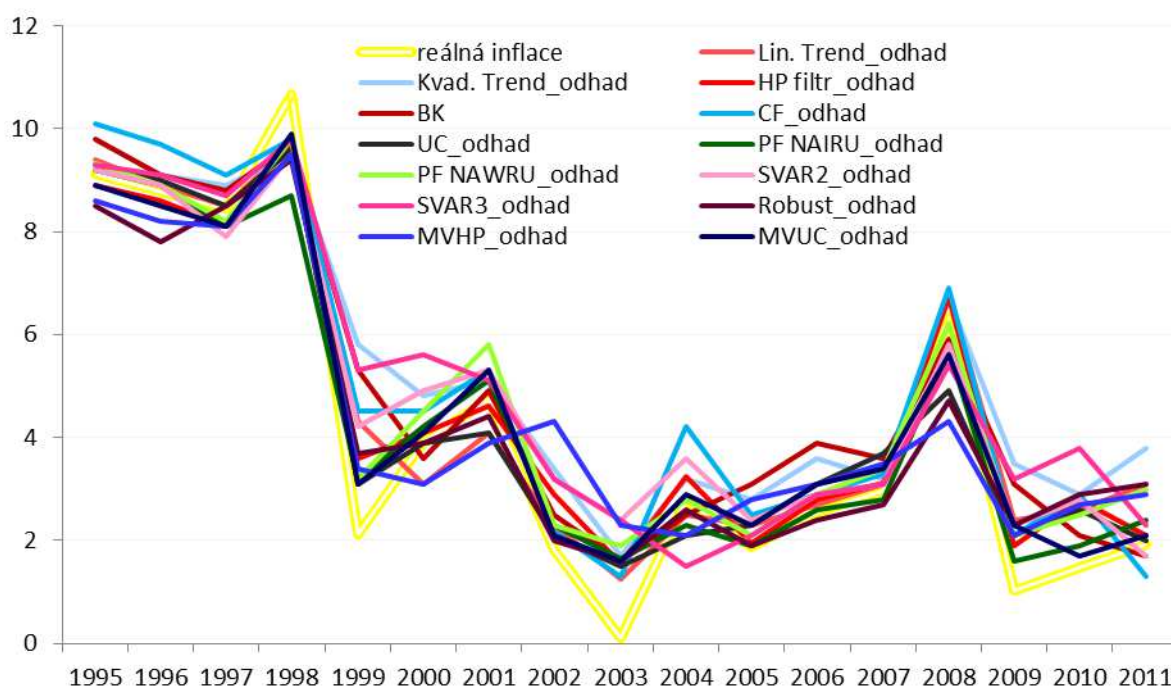
Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

Graf č. 36: Předpovědi inflace-čtyři čtvrtletí dopředu



Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

Graf č. 37: Předpovědi inflace-šest čtvrtletí dopředu



Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

6.2 Produkční mezera a předpověď růstu produktu

Jako další důležité kritérium při výběru vhodné metody odhadu produkční mezery bývá uváděna i schopnost předpovědi růstu produktu. Dle tohoto kritéria by mělo platit, že správně odhadnutá produkční mezera by měla adekvátně predikovat růst reálného produktu. Pokud tedy bude produkční mezera kladná, bude to signalizovat růst produktu nad potenciál a naopak, záporná produkční mezera bude signalizovat růst produktu pod potenciál. Pro zkoumání schopnosti metod odhadu produkční mezery předpovídat růst produktu byl využit modifikovaný model dle Hjelma a Jönssona (2010):

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j \pi_{t-j} + \lambda(y_{t-s} - y_{t-s}^*) + \varepsilon_t \quad (114)$$

kde y je reálný produkt, y^* je potenciální produkt, $s = 2, 3, \dots, 6$.¹¹² Podobně jako u předpovědi inflace je nejdříve realizován odhad pro sledované období a poté pro 2, 4 a 6 čtvrtletí dopředu. Pro případy, že délka horizontu předpovědi je větší než délka zpoždění produkční mezery

($n > s$), se pro předpověď produkční mezery využívá následující vztah AR (1) modelu:

$$(y_{t+n} - y_{t+n}^*) = \phi(y_{t+n-1} - y_{t+n-1}^*) \quad (115)$$

Podíly RMSE z rovnice (123) a RMSE generované AR (1) procesem jsou uvedeny pro všechny metody odhadu produkční mezery v tabulce č. 11.

¹¹² Podobně jako Hjelm a Jönsson (2010) $s = 0,1$ nebudou zvažovány. Autoři je nepovažují za vhodné pro rozhodování centrální banky s cílem stabilizovat ekonomiku.

Tabulka č. 11: Chyby v předpovědi růstu produktu (RMSE statistika)

	Horizont (čtvrtletí)			průměr
	2	4	6	
BK	1,03	0,99	0,97	1,00
CF	1,02	1,01	0,98	1,00
HP	1,00	0,98	0,97	0,98
Kvad.	1,02	0,99	0,98	1,00
Lin.	1,04	1,02	0,99	1,02
MVHP	0,98	0,97	0,94	0,96
MVUC	0,95	0,93	0,92	0,93
PF1	0,98	0,96	0,94	0,96
PF2	0,97	0,97	0,95	0,96
Rob.	1,00	0,99	0,97	0,99
SVAR2	0,96	0,95	0,94	0,95
SVAR3	0,96	0,94	0,93	0,94
UC	0,99	0,98	0,98	0,98

Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

Při pohledu na tabulku je vidět, že u některých metod bylo dosaženo hodnot vyšších než 1, tedy některé zavedení produkční mezery nepovede ke snížení chyb v předpovědích růstu produktu. U dvou čtvrtletí dopředu tato situace nastala u band-pass filtrů, HP filtru, kvadratického, lineárního a robustního trendu. Naopak relativně dobře pracoval MVUC model a poté oba SVAR modely. Ještě lépe pracoval MVUC model pro předpověď růstu produktu pro čtyři čtvrtletí dopředu (0,93). Na druhé straně se u čtyř čtvrtletí dopředu ještě pořád vyskytovaly metody odhadu s hodnotou převyšující 1 (konkrétně CF filtr a lineární

trend). Pro předpověď růstu produktu pro šest čtvrtletí dopředu zavedení produkční mezery vedlo ke snížení chyb v předpovědích už u všech metod odhadu. Tradičně nejlepších výsledků bylo dosaženo u MVUC modelu a poté u SVAR3 modelu. V průměru nejlepších výsledků dosáhly MVUC model, SVAR3 model, naopak nejhorších výsledků bylo dosaženo u lineárního trendu. Z hlediska kritéria schopnosti správně předpovídat růst produktu se jako nejlepší metoda odhadu jeví být MVUC model a dále pak SVAR3 model.

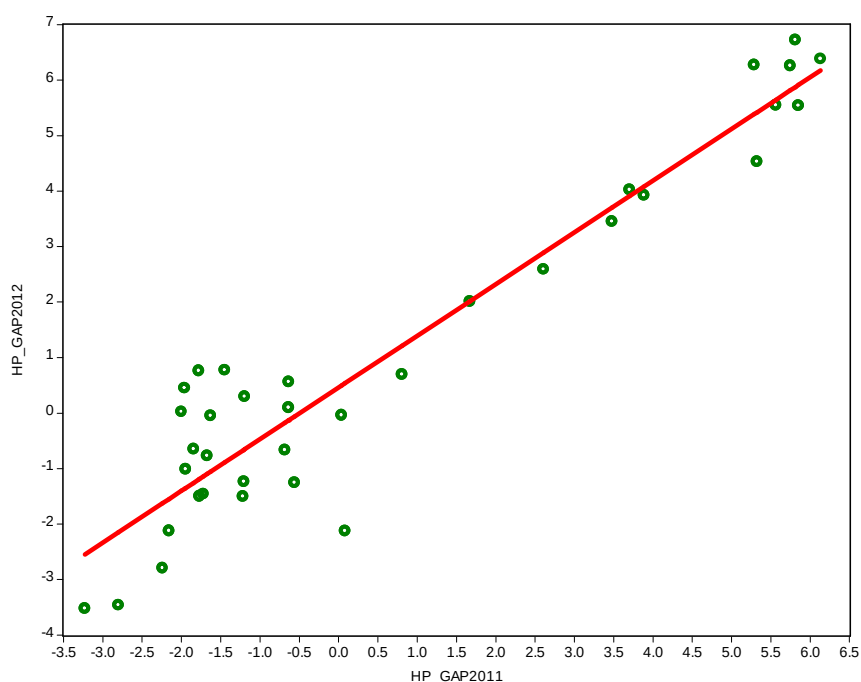
6.3 Revize odhadů produkční mezery

Revize odhadů produkční mezery patří mezi další často zvažovaná kritéria při výběru vhodné produkční mezery, vzhledem ke skutečnosti, že revidované odhady mohou přinést i výrazně odlišné trajektorie nepozorovaných stavů, než jaké měly původní odhady. Citu a Twaddle (2003) uvádějí tři příčiny, proč dochází k revizím odhadů produkční mezery. První příčina je revize samotných vstupních dat a zpoždění. K revizím dat dochází zejména z důvodu, že po určité době jsou k dispozici nová data, která lépe vypovídají o tom, jak ekonomika v daném období fungovala, např. po určité době dochází k revizím dat HDP, kdy jsou k dispozici přesnější data. Navíc první dostupná data jsou k dispozici až po určitém období. Druhým důvodem, proč přistupovat k revizím odhadů produkční mezery, je tzv. koncový problém, který se vyskytuje u několika metod odhadu produkční mezery. Např. když se s pomocí filtrů dělají předpovědi potenciálního produktu, ovšem k dispozici nejsou žádná budoucí data, je nutno využít pouze data minulá. Po určité době, když jsou tato data už k dispozici, je logicky nutné zařadit je k přesnějšímu odhadu. Třetím důvodem, který autoři uvádějí, jsou strukturální změny a hodnocení. K nepřesným odhadům dochází poté, kdy do odhadu nejsou zahrnuty strukturální změny v ekonomice, které do té doby ovšem nebyly ještě známy. V tomto případě může navíc docházet i ke špatnému vyhodnocení stavu ekonomiky a ke špatným rozhodnutím s cílem udržet ekonomiku na rovnovážné úrovni.

Z těchto důvodů tedy dochází k revizím odhadů produkční mezery. K dispozici byla původní data některých národních i nadnárodních institucí, která jsou uvedena v příloze I. Z dostupných dat byla vybrána čtvrtletní data, která porovnávají výsledky odhadů produkční mezery pro rok odhadu 2011 a 2012, jak ukazují následující tři korelační diagramy. Asi nejmenších rozdílů bylo dosaženo u odhadu pomocí Kalmanova filtru. Naopak, relativně výraznějších rozdílů bylo dosaženo u metody odhadu pomocí HP filtru a produkční funkce. Další výrazné rozdíly přináší i graf porovnávající produkční mezeru pro českou ekonomiku

odhadovanou OECD ročně od r. 2005¹¹³. Jak je vidět z grafu, revize produkční mezery byly značně výrazné. Revize odhadů produkční mezery uvedené v příloze ještě ukazují, jak se revidovala data u IMF, MF a ČNB. Je vidět, že i u těchto organizací podléhala produkční mezera relativně výrazným revizím.

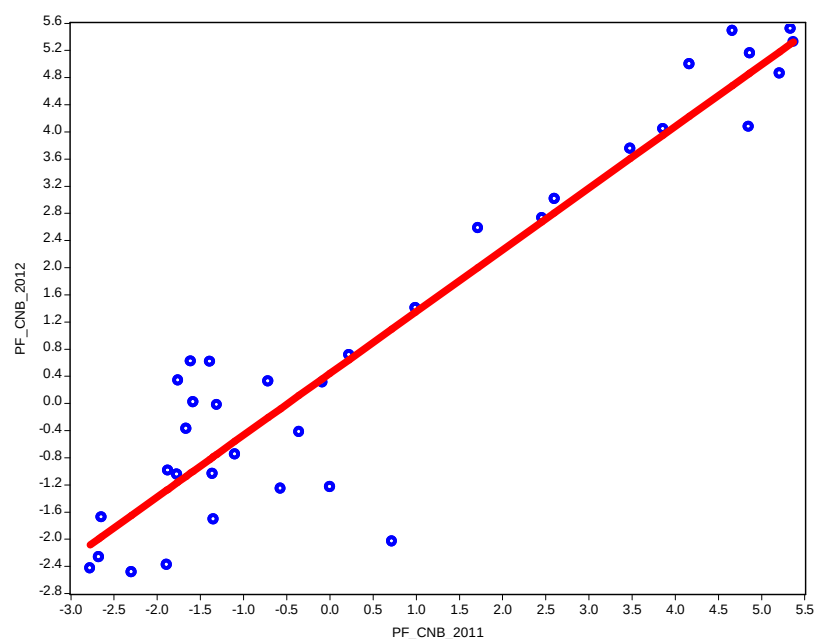
Graf č. 38: Původní a konečné odhady produkční mezery, HP filtr



Zdroj: ČNB, graf vlastní

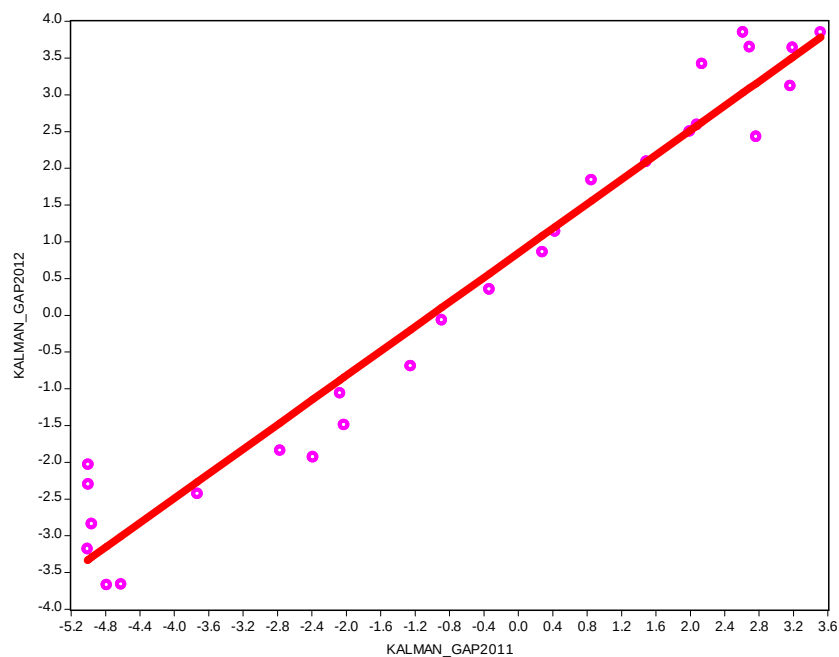
¹¹³ Blíže k revizím produkční mezery u OECD viz např. Koske a Pain (2008) nebo McKenzie (2006).

Graf č. 39: Původní a konečné odhady produkční mezery, produkční funkce



Zdroj: ČNB, graf vlastní

Graf č. 40: Původní a konečné odhady produkční mezery, Kalmanův filtr



Zdroj: ČNB, graf vlastní

6.4 Kvalitativní kritéria pro výběr produkční mezery

Dle Hjelm a Jönsson (2010) nejsou kvalitativní kritéria pro výběr nejvhodnější metody odhadu produkční mezery tak důležitá jako kvantitativní kritéria, přesto by jim ale měla být věnována pozornost. Pro výběr ideální metody odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku byla vybrána kvalitativní kritéria vlastností metod odhadů produkčních mezer, jejich transparentnost a snadná aplikace. Podmnožinou vlastností odhadů produkčních mezer je i tzv. koncový problém, který se vyskytuje u několika metod odhadů¹¹⁴. Tento problém, vyskytující se u mechanických filtrů, negativně ovlivňuje odhadnuté trajektorie nepozorovaných stavů a může tak dojít ke špatnému zhodnocení ekonomiky, zejména na konci sledovaného období. Častým řešením tohoto problému je prolongace časové řady, nezřídka zahrnující ale předpovědi budoucích dat v časové řadě. S tímto řešením nesouhlasila řada studií, např. Baxter a King (1995) nebo Cotis a kol. (2003) tvrdili, že rozšíření sledovaného období o předpovědi není ideálním řešením a často vede k nesprávným výsledkům. Chagny a Döpke (2001), Claus (1999) či Cerra a Saxena (2000) navrhuji tedy raději metody odhadu zatížené koncovým problémem raději nepoužívat¹¹⁵. Další důležitou vlastností je, aby průběh produkční mezery odpovídal ekonomickým zákonitostem, nemělo by se tedy jednat pouze o mechanický odhad založený pouze na statistických principech.

Dalším kvalitativním kritériem je transparentnost a replikace. Ačkoliv samotná kvalifikace těchto kritérií je náročná, je nutné, aby metody odhadu byly transparentní a se snadnou replikací. Poslední kvalitativní kritérium snadná aplikace se může na jedné straně spojovat i s nedostatky metod odhadů produkční mezery. Snadná aplikace je např. patrná u jednorozměrných metod odhadu produkční mezery, nicméně tato výhoda se může jevit i jako nedostatek, protože abstrahuje od ekonomických zákonů umožňujících lépe vysvětlit průběh produkční mezery. Jednotlivá kvalitativní kritéria pro každou použitou metodu odhadu budou analyzována při samotném výběru nejvhodnější metody odhadu produkční mezery.

¹¹⁴ Tzv. koncový problém byl podrobněji uveden u mechanických filtrů, zejména u HP filtru v dřívější části této práce, proto bude v této části práce o něm pojednáno jen letmo.

¹¹⁵ Nejedná se přitom ale pouze jenom o mechanické filtry, které jsou zatíženy koncovým problémem, nýbrž i o další metody používající pro získání trendových složek proměnných band-pass filtry či HP filtr. Např. u produkční funkce se často přistupuje k získání trendových složek právě aplikací HP filtru na dané časové řady. Navzdory této skutečnosti přistupuje řada nadnárodních i národních institucí řady států k odhadům produkční mezery právě s využitím produkční funkce.

7. Výběr nejvhodnější metody odhadu produkční mezery

Při výběru nejvhodnější metody odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku bylo vybíráno třináct metod odhadu produkční mezery, přičemž při samotném výběru byly metody odhadu produkční mezery hodnoceny pomocí vybraných kvantitativních a kvalitativních kritérií. Podobně jako u Hjelm a Jönssona (2010) byla za důležitější kritéria zvolena ta kvantitativní. Z kvantitativních kritérií jsou nejdůležitější zejména schopnost produkční mezery předpovídat inflaci a růst produktu. U obou modelů se jevila být jako nejvhodnější metoda odhadu produkční mezery MVUC model. Jako druhá nejlepší metoda odhadu dle prvního modelu vyšla produkční funkce s NAIRU. Naopak, jako nejméně vhodné se jevily být robustní trend a band-pass filtry¹¹⁶. Dle druhého modelu, který měl v sobě zahrnutou už i nabídku peněz, opět jako nejvhodnější metoda pro odhad produkční mezery vyšel MVUC model, jako druhá nejlepší metoda byla produkční funkce s NAWRU a pak SVAR3. Jako nejméně vhodnou metodou se jevil být odhad pomocí CF filtru. Celkově lze ale zhodnotit výsledky druhého modelu jako lepší, resp. RMSE statistiky byly téměř u všech metod nižší než jako u modelu 1. Při zkoumání schopnosti předpovídat inflaci je ovšem vhodné uvést, že použité modely nejsou ty nejlepší, poněvadž inflaci ovlivňují i jiné proměnné.

Z hlediska kritéria schopnosti předpovídat růst produktu jako nejvhodnější metoda odhadu opět vyšel MVUC model, přičemž nejlepších výsledků bylo dosaženo pro 6 čtvrtletí dopředu.¹¹⁷ Jako druhá nejvhodnější metoda odhadu z hlediska schopnosti předpovídat růst produktu vyšel SVAR3 model. U některých dalších metod odhadu ovšem bylo rovněž dosaženo přijatelných výsledků, které se neodlišovaly od SVAR3 modelu nějak výrazně, např. jmenovitě u SVAR2 modelu či MVHP filtru. I dle druhého kvantitativního kritéria schopnosti předpovídat růst produktu jako nejvhodnější metoda odhadu produkční mezery opět vyšel MVUC model. Naopak, jako nejméně vhodná se jevila být metoda odhadu kvadratickým trendem a band-pass filtry. Celkově lze zhodnotit ale výsledky schopnosti předpovídat růst produktu jako slabší ve srovnání s výsledky schopnosti předpovídat inflaci. U druhého kritéria se totiž ještě vyskytovaly statistiky převyšující hodnotu 1, což signalizovalo, že zavedením produkční mezery se nepodařilo snížit chyby v předpovědích růstu produktu. Např. u čtyř čtvrtletí dopředu se u CF filtru a lineárního trendu vyskytovaly

¹¹⁶ Neboli frekvenční či pásmové filtry.

¹¹⁷ Celkově i u kritéria schopnosti předpovědi inflace, jak u modelu 1 či modelu 2, téměř všechny metody odhadu produkční mezery nejlepší výsledky dosáhly pro 6 čtvrtletí dopředu.

hodnoty vyšší než 1. Třetí kvantitativní kritérium, revize odhadů produkční mezery nemohlo být provedeno, jelikož nebyly k dispozici původní data. Pokud by se ale provedlo srovnání odhadů dle ČNB, jako nejlepší metoda by vyšel opět Kalmanův filtr.¹¹⁸ Z hlediska kvantitativních kritérií by byla vybrána tedy metoda odhadu dle MVUC modelu¹¹⁹.

Z kvalitativního kritéria vlastnosti produkční mezery se jako nevhodné jeví být jednorozměrné metody. Tyto metody jsou totiž založeny na ryze statistických principech a plně abstrahují od ekonomických zákonů, které lépe vysvětlují průběh produkční mezery.¹²⁰ Výsledky odhadů tedy závisí spíše na statistických vlastnostech odhadů než na ekonomických zákonitostech, které v ekonomice v daném období probíhaly. U trendů je zase nerealistický předpoklad růstu potenciálního produktu. Dalším problémem jednorozměrných metod byl tzv. koncový problém, vyskytující se u mechanických filtrů. Je nutno dodat, že tento problém je patrný ovšem i u sofistikovanějších metod, zahrnujících v sobě už ekonomické modely. U některých metod se totiž pracuje s trendovými složkami proměnných, které jsou získány aplikací HP filtru na danou časovou řadu. Na druhé straně ale trendová složka dané proměnné tvoří pouze část v samotném odhadu. Strukturální metody mají rovněž své nedostatky. Z těch, které má produkční funkce, lze uvést náročnost na vstupní data, kdy jsou některá nepozorovatelná či těžko měřitelná. Rovněž určení správného typu produkční funkce je problematické. Stejně tak i zvolení typu SVAR modelu ovlivňuje konečné trajektorie nepozorovaných stavů proměnné. MVUC model, který vyšel jako nejvhodnější metoda odhadu z hlediska kvantitativních kritérií, má v sobě zakomponovaný jistý ekonomický model, potenciální produkt neroste stejným tempem a ani není zatížen tzv. koncovým problémem. Z tohoto hlediska lze tedy označit MVUC model jako nejvhodnější metodu pro odhad produkční funkce.¹²¹ Hodnotit snadnou aplikaci a transparentnost je složité. Samotná definice snadné aplikace je náročná a do jisté míry i subjektivní. Lze ovšem tvrdit, že výhoda jednorozměrných metod, spočívající v jejich velmi snadné aplikaci, je vyvážena jejich dalšími

¹¹⁸ Jako Kalmanův filtr bývá někdy označován metoda UC modelů.

¹¹⁹ Např. Orphanides a van Norden (2002) navrhovali nevyužívat pro odhad produkční mezery jednorozměrné metody, poněvadž podléhají výrazným revizím v budoucnu.

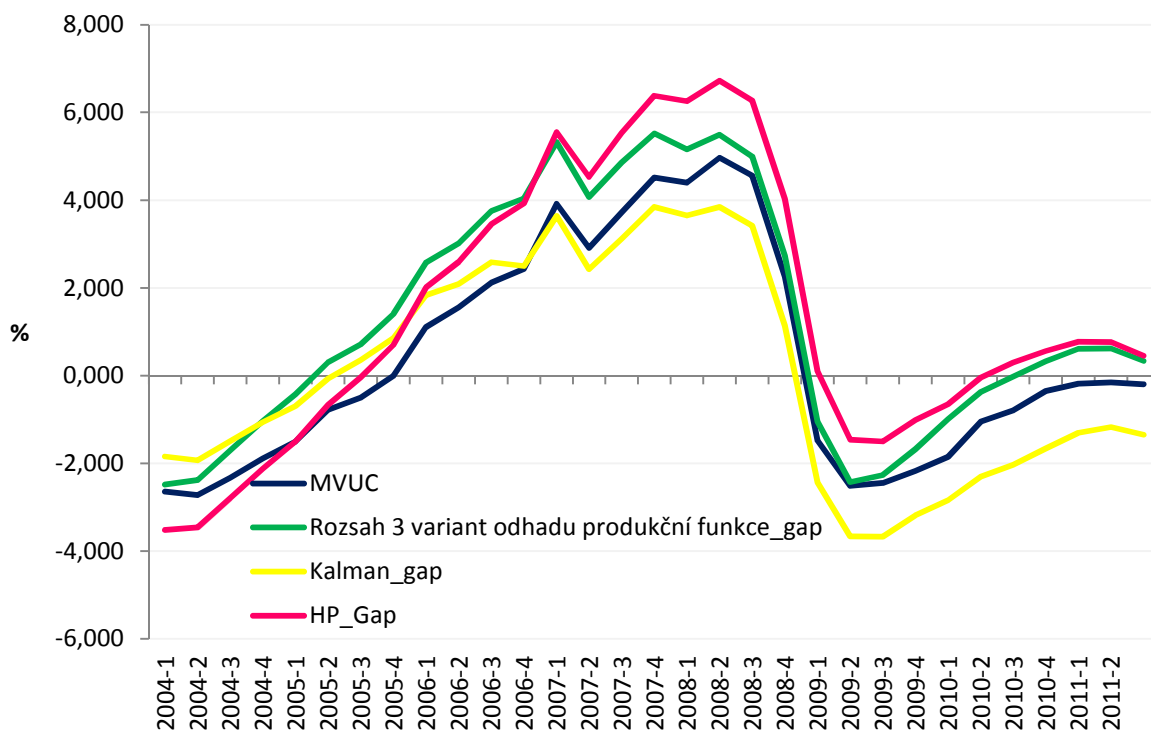
¹²⁰ Např. Hjelm a Jönsson (2010) nepokládali jednorozměrné metody odhadu z tohoto důvodu za vůbec vhodné a tudíž je ve své studii zabývající se hledáním nejvhodnější produkční mezery vyloučili hned na začátku bez podrobení kvantitativním kritériím.

¹²¹ MVUC model je rovněž zatížen svými nedostatky, nelze tedy označit tuto metodu jako nejlepší. Jde spíše jenom o to najít metodu, která by se k té nejlepší metodě nejvíce přibližovala a byla by tedy alespoň v jistých mezích nejvhodnější.

nedostatky, jako např. absence ekonomických modelů či tzv. koncový problém. Navíc jak v průběhu času postupují výzkumy v oblasti produkční mezery dopředu, lze tvrdit, že i aplikace samotných metod se stává snadnější. Pokud se ovšem bude brát v úvahu aplikace výsledků odhadů, lze jednoznačně označit za vhodnější strukturální či vícerozměrné metody. Toto kritérium tedy bude v hledání nejvhodnější metody odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku málo zvažováno. Rovněž i analýza transparentnosti je nejistá. Lze se domnívat, že transparentnost se vyskytovala u všech metod odhadu.

Na základě uvedených kritérií byla za nejvhodnější metodu odhadu produkční mezery zvolena metoda odhadu MVUC model a lze jej tedy doporučit pro centrální banku jako metodu pro odhad produkční mezery jako důležitého ukazatele. Srovnání této metody odhadu s odhady ČNB znázorňuje graf č. 41. Je z něj vidět podobný průběh s produkčními mezerami, zejména pak s Kalmanovým filtrem.

Graf č. 41: Zvolená produkční mezera a produkční mezery dle ČNB: srovnání



Zdroj: ČNB, EUROSTAT, vlastní výpočty

7.1 Možné vylepšení hledání nejvhodnější metody odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku

Hledání nejvhodnější metody odhadu produkční mezery je možno vylepšit několika způsoby. První možností je zařadit mezi analyzované metody odhadu další metody. Jelikož jednorozměrné metody odhadu byly označeny jako nevhodné, jedná se zejména o metody spadající do skupiny strukturálních nebo vícerozměrných metod odhadů. U produkčních funkcí lze zvolit např. jiné typy produkčních funkcí či jiné metody výpočtu NAIRU a dalších proměnných.¹²² SVAR modely lze upravit zavedením dalších proměnných do modelu, jako např. výdaje na spotřebu, hrubé soukromé domácí investice, cenová hladina, nabídka peněz, reálná úroková míra či využití kapacit v ekonomice.¹²³ Rovněž i u MVUC modelů lze provést různé modifikace. K vícerozměrným modelům lze zavést i Beveridge-Nelson dekompozici (1981).

I když ponecháme stávající metody odhadu, lze výsledky hledání nejvhodnější metody odhadu produkční mezery pozměnit i zavedením dodatečných dat. Tak např. Hjelm a Jönsson (2010), Clausen a Clausen (2010) pracují jak s reálnými daty, tak i s daty ex post. U obou studií ex post data vykázala lepší výsledky než reálná data.

Třetí možností je vylepšení modelů a postupů zejména u kvantitativních kritérií. U modelů zkoumající schopnost předpovědět inflaci se podařilo vysvětlit změny v inflaci pouze max. kolem 30%.¹²⁴ Tyto modely nelze tedy označit za nejlepší, lze je ale vylepšit přidáním proměnných jako jednotkové pracovní náklady, měnový kurz, inflační očekávání, importovaná inflace a další. Další možností je také upravení původní statické verze adaptivního očekávání na sofistikovanější podobu. Je ovšem také možné tyto modely nahradit jinými, např. dle Chagny a Döpke (2001), Clausen a Clausen (2010) či De Brouwera (1998). Další možnou variantou je také nahrazení RMSE statistiky relativní statistikou.

Srovnání správnosti výběru metody odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku je složité, neboť studie zabývající se takovýmto výběrem zatím není známá. Podíváme-li se

¹²² Viz i např. různé metody počítání kapitálové zásoby.

¹²³ Viz. různé modifikace SVAR modelů v kapitole zabývající se SVAR modely.

¹²⁴ Podobných výsledků bylo dosaženo např. i u Coe a McDermott (1997), Claus (2000) či Theoduloz (2009), kteří pracovali se stejnými modely. Jako důvod pro relativně nízké vysvětlení je uváděno, že inflace je ovlivňována i jinými faktory, jako je např. inflační očekávání, změny nepřímých cen a jiné faktory.

např. na výsledek hledání Hjelm a Jönssona (2010), tak lze vidět, že i oni označili jako nejlepší metodu odhadu produkční mezery pro švédskou ekonomiku MVUC model.

Závěr

Navzdory tomu, že se jedná o důležitý ukazatel, je nutno brát produkční mezeru s jistou opatrností, a to zejména z důvodu, že se jedná o nepozorovanou proměnnou, kterou nelze s naprostou přesností měřit, nýbrž spíše jenom odhadovat. Pro snížení nepřesnosti odhadů se přistupuje k několika metodám odhadu. Cílem této práce bylo zjistit, která metoda odhadu by byla nejvhodnější pro odhad produkční mezery pro českou ekonomiku pro období 1996Q1-2011Q2. Pro odhad produkční mezery byly využity metody ze tří skupin odhadů. Z relativně jednoduchých jednorozměrných metod byly pro analýzu vybrány metody odhadu lineárním, kvadratickým a robustním trendem, z mechanických jednorozměrných filtrů potom Hodrick-Prestottův¹²⁵ (HP) filtr a band-pass filtry (Baxter-Kingův (BK) filtr a Christiano-Fitzgeraldův (CF) filtr). Ze strukturálních metod byly vybrány dva typy produkční funkce (s NAIRU a NAWRU) a dva SVAR modely. Z vícerozměrných metod se analyzovaly vícerozměrný HP filtr a MVUC model. Každá z těchto metod disponovala jak kladnými, tak i zápornými stránkami, které ovlivňovaly výběr nejvhodnější metody odhadu produkční mezery. Samotné srovnání trajektorií nepozorovaných stavů potvrdilo hypotézu, že různé odhady vedou k různým trajektoriím nepozorovaných stavů, ačkoliv některé metody odhadu odhadly velmi podobné trajektorie. Obecně lze ale uvést, že i když trajektorie nepozorovaných stavů nebyly identické, byl vykázán alespoň velmi podobný průběh hospodářského cyklu. Někdy ovšem dosažené rozdíly byly značné, a to dokonce i pro odhad produkční mezery pro konkrétní čtvrtletí. Tak např. CF filtr odhadl produkční mezeru pro českou ekonomiku v 2006Q1 pouhých 1,6%, zatímco kvadratický trend pro stejné čtvrtletí odhadl produkční mezeru až přes 10%. Tyto rozdíly byly patrné přitom téměř pro celé sledované období, zejména na začátku sledovaného období, kdy rozdíly mezi jednotlivými metodami odhadů byly rovněž markantní. Stejně tak bylo dosaženo rozdílu i v růstu potenciálního produktu. Podobných výsledků bylo dosaženo i u vybraných národních a nadnárodních organizací zabývajících se i odhadem produkční mezery, u kterých jednotlivé metody odhadu vykázaly různé trajektorie nepozorovaných stavů.

Jelikož bylo tedy potvrzeno, že jednotlivé metody přinášejí různé trajektorie nepozorovaných stavů a lze přistupovat k odhadu produkční mezery různými způsoby, následoval samotný výběr nejvhodnější metody odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku. Pro výběr byla zvolena vybraná kvantitativní a kvalitativní kritéria, přičemž na kvantitativní kritéria byl kladen větší důraz. Prvním kvantitativním kritériem byla schopnost produkční mezery

¹²⁵ Původní studie, ze kterých konkrétní metody odhadu produkční mezery vycházejí, byly uvedeny dříve.

předpovídat inflaci. Pro zkoumání předpovědi byly využity dva modely dle Coe a McDermott (1997), přičemž druhý model byl zdokonalením prvního modelu, kdy do modelu byla zavedena proměnná nabídka peněz. O této proměnné lze totiž předpokládat, že má vliv na inflační očekávání, která v konečném důsledku ovlivňují inflaci, a tedy přispívají k lepšímu vysvětlení změn v inflaci. Zavedení proměnné do modelu se jevilo být jako vhodné, jelikož se podařilo lépe vysvětlit změny v inflaci. S využitím AR (1) modelu se poté využila i RSME statistika, která zkoumala chyby v předpovědi inflace u obou modelů. Dle výsledků modelu 1 lze usuzovat, že nejlépe inflaci předpovídal MVUC model a naopak nejméně vhodné byly band-pass filtry a robustní trend. MVUC model jako nejlepší metoda schopná předpovídat inflaci vyšla i u modelu 2, dále poté produkční funkce s NAWRU a SVAR3. Jako nejméně vhodný pro předpověď inflace naopak byl CF filtr. U obou modelů tedy jako nejlepší metoda pro předpověď inflace vyšel MVUC model. Obecně lze ale zhodnotit, že u modelu 2 bylo dosaženo lepších výsledků. Jako druhé důležité kvantitativní kritérium byla zvolena schopnost produkční mezery předpovídat růst produktu. Dle tohoto modelu měla kladná produkční mezera signalizovat růst produktu a naopak, záporná produkční mezera pokles produktu. Opět byla využita RMSE statistika, u které bylo obecně dosaženo už méně dobrých výsledků než u zkoumání předpovědi inflace, kdy se u některých metod odhadů ukázalo, že zavedení produkční mezery nepovede ke snížení chyb v předpovědi růstu produktu. Jako nejlepší se opět ukázal MVUC model, a to zejména pro šest čtvrtletí dopředu. Dále se jako vhodný ještě jevil být SVAR3 model. Nejhorších výsledků bylo dosaženo u lineárního a kvadratického trendu, dále pak ještě u band-pass filtrů. Z důvodu nedostupnosti původních dat muselo být bohužel abstrahováno od revizí vlastních odhadů produkční mezery. Bylo provedeno tedy alespoň porovnání revize odhadů u metod odhadů realizovaných ČNB, kde jako nejvíce vhodná z hlediska tohoto kritéria se jevila být metoda odhadu Kalmanovým filtrem (tedy UC model). Z kvantitativních kritérií lze tedy označit jako nejvhodnější metodu odhadu produkční mezery MVUC model.

Pro hlubší analýzu výběru nejvhodnější metody odhadu produkční mezery byly zahrnuty ještě i kvalitativní kritéria. Jako první kvalitativní kritérium byly zkoumány vlastnosti metod odhadů produkční mezery. Obecně jako nevhodné metody se jevily být celkově jednorozměrné metody. Vedle jednotlivých nedostatků specifických pro konkrétní zvolenou metodu se vyznačovaly metody odhadu spadající do této skupiny výrazným nedostatkem v podobě absence jakýchkoli ekonomických modelů či zákonitostí, o kterých se předpokládá, že lépe vysvětlují průběh produkční mezery. U těchto metod tedy výsledná odhadnutá

trajektorie nepozorovaných stavů závisela spíše na statistických principech než na ekonomických souvislostech probíhajících v ekonomice v daném sledovaném období. Rovněž např. předpoklad konstantního růstu potenciálního produktu u lineárního trendu je nerealistický a tudíž i výsledky odhadů budou zřejmě zkreslené. Podobně zkreslených výsledků bylo dosaženo zřejmě i u kvadratického i robustního trendu, kdy se odhadnuté trajektorie nepozorovaných stavů jeví být v některých obdobích ve srovnání s ostatními metodami odhadu jako značně nadhodnocené. Jako příklady pro toto tvrzení lze uvést období velmi velké kladné produkční mezery na začátku sledovaného období a dále pak v 2003Q1-2007Q1. Rovněž i u některých dalších metod se jako nerealistické jeví být odhady zejména na konci sledovaného období, kdy v ekonomice probíhala finanční krize. Některé metody odhadu pro toto období totiž odhadly, že reálný produkt byl nad potenciálem, nebo jej alespoň dosahovaly. To by znamenalo, že v ekonomice docházelo k plnému využití kapacit, což ovšem neodpovídalo skutečnosti. Kladná produkční mezera pro toto období byla odhadnuta zejména u jednorozměrných metod, což je opět zařadilo mezi méně vhodné metody pro odhad produkční mezery pro českou ekonomiku. Tento problém se naopak nevyskytl u produkčních funkcí, SVAR modelů ani u MVUC modelu, což MVUC opět zařadilo mezi metody vhodné pro odhad produkční mezery. U MVUC modelu se navíc nevyskytoval ani tzv. koncový problém. Tímto problémem mohly být alespoň do určité míry zatíženy strukturální metody odhadu, zejména pak produkční funkce. U produkčních funkcí se totiž obecně často přistupuje k získání trendové složky některých proměnných aplikací HP filtru na příslušnou časovou řadu. I tato skutečnost posunula MVUC model mezi popřední metody odhadu. Za další kvalitativní kritéria byla zvolena ještě transparentnost a snadná aplikace. Tato kritéria jsou velmi těžce hodnotitelná a zřejmě do jisté míry i značně subjektivní. Transparentnost se do jisté míry vyskytovala u všech metod odhadu. Snadná aplikace metody odhadu na různé ekonomiky vedle jistých zakomponovaných ekonomických modelů se vyskytovala zejména pak u produkčních funkcí, což je činí velmi populárními metodami odhadu produkční mezery zejména u nadnárodních organizací, kdy jsou produkční mezery různých ekonomik často srovnávány.

Lze tedy shrnout, že ze zkoumaných metod odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku se jako nejlepší jeví být metoda odhadu dle MVUC modelu, a to na základě zhodnocení vybraných kvantitativních i kvalitativních kritérií. Je vhodné ovšem dodat, že výsledek analýzy této práce nelze označit za konečný, protože zkoumání vhodnosti odhadu produkční mezery lze vylepšit hned několika možnostmi. Jako první lze výběr odhadů produkční mezery

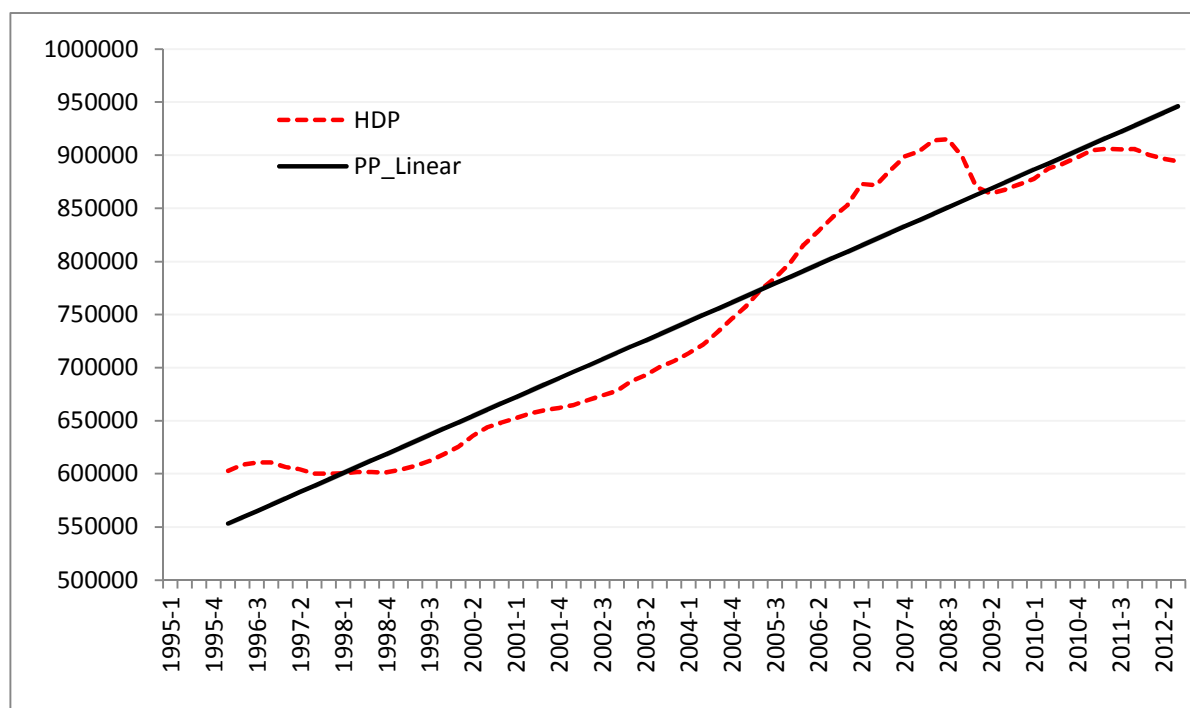
rozšířit o další metody odhadu, zejména pokud jde o strukturální či vícerozměrné metody odhadu. Produkční funkce lze rozšířit o další typy a SVAR modely rovněž o další typy, zahrnující jiné proměnné. Do vícerozměrných metod lze zařadit např. Beveridge-Nelsonovu dekompozici. Dalším možným vylepšením hledání ideální produkční mezery je vylepšení modelů inflace, kdy jsou do modelu zařazeny další proměnné, které pomohou lépe vysvětlit její změny, tedy např. jednotkové pracovní náklady či inflační očekávání. Dále lze i pro zkoumání schopnosti předpovídat růst produktu použít sofistikovanější modely. Velkým přínosem by rovněž byla dostupnost původních dat, která by umožnila vlastní revizi odhadů produkční mezery.

Nelze tedy označit MVUC model jako ideální metodu odhadu produkční mezery pro českou ekonomiku, protože samotné odhady produkční mezery i hodnocení jejich kvantitativních či kvalitativních kritérií lze vylepšit několika způsoby. Z tohoto důvodu lze MVUC model označit pouze jako nejvhodnější metodu odhadu, přičemž je zřejmé, že toto stanovisko není konečné, a lze jej v případě dalších zkoumání zcela jistě pozměnit.

Přílohy

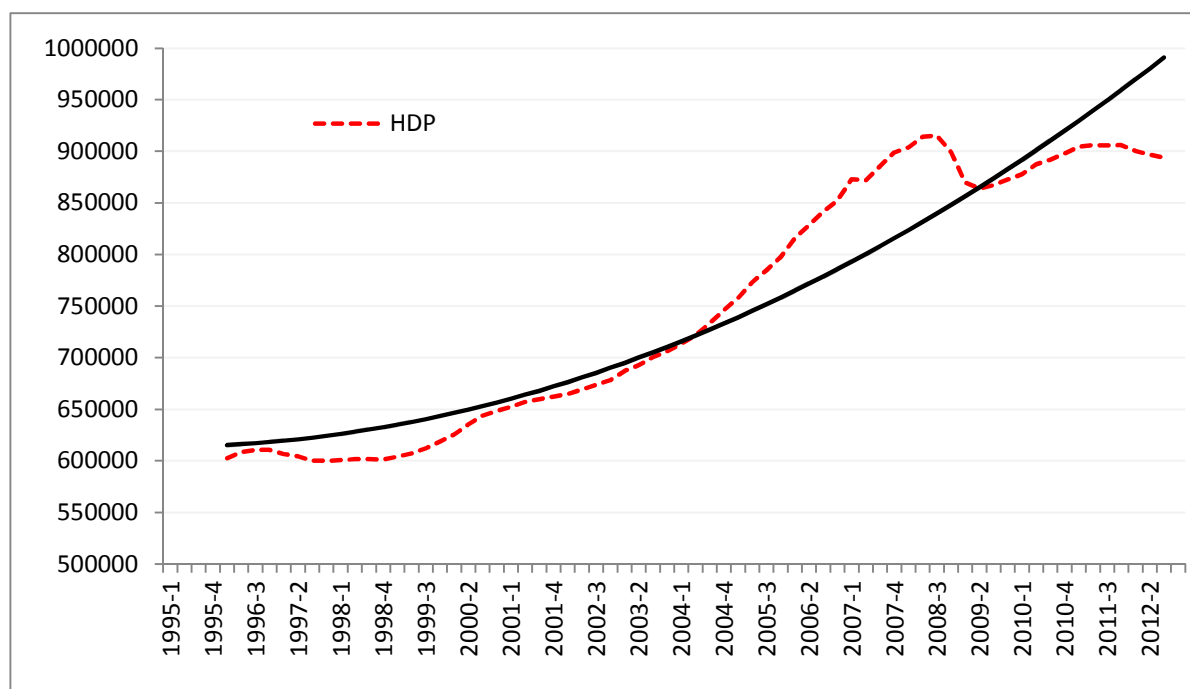
Příloha A: Potenciální produkt odhadovaný různými metodami

Graf č. A1: Potenciální produkt: lineární trend



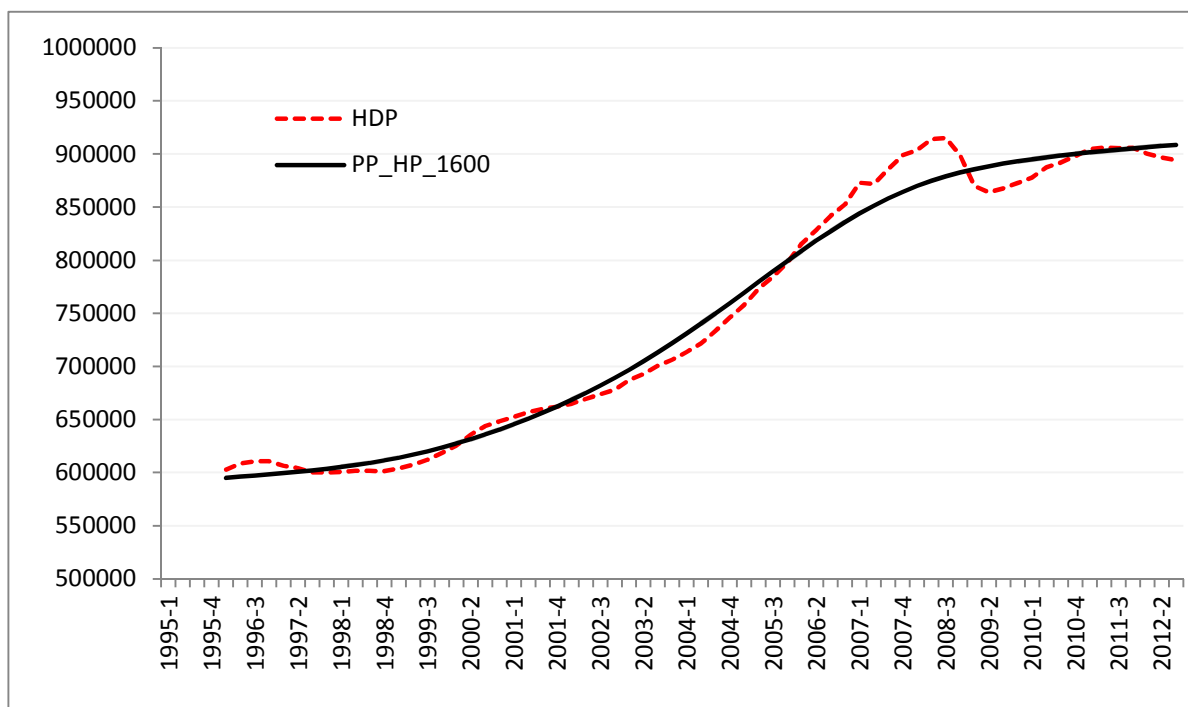
Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Graf č. A2: Potenciální produkt: kvadratický trend



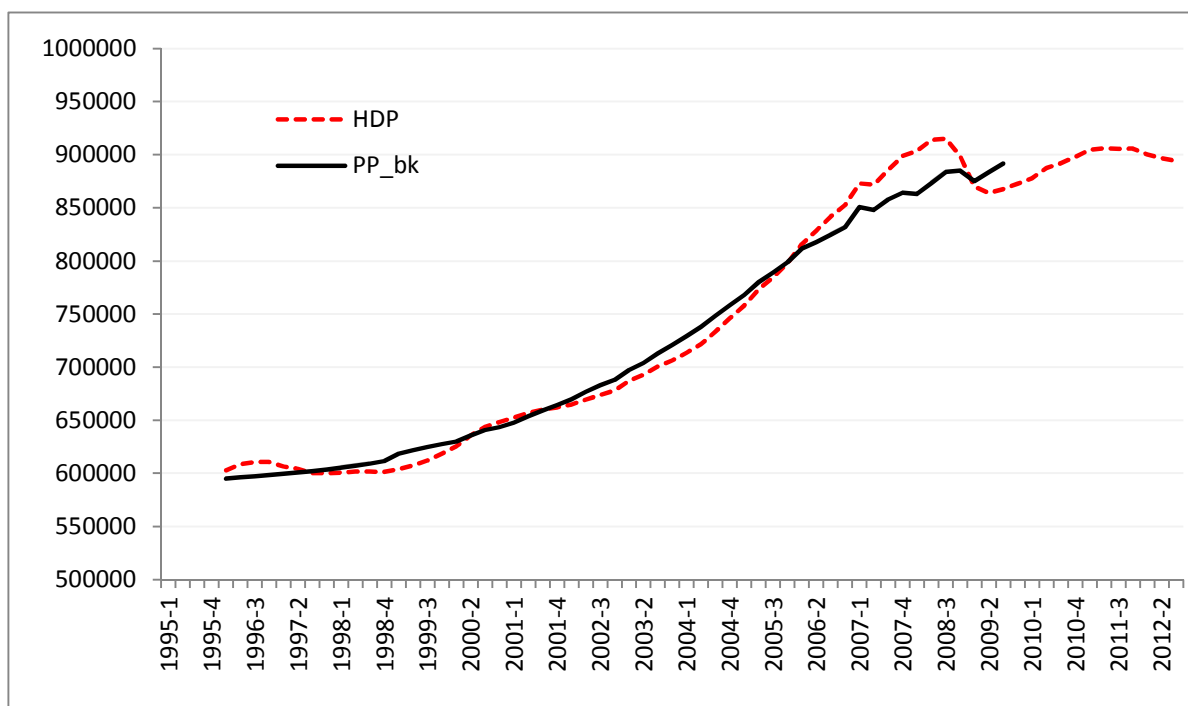
Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Graf č. A3: Potenciální produkt: HP filtr $\lambda = 1600$



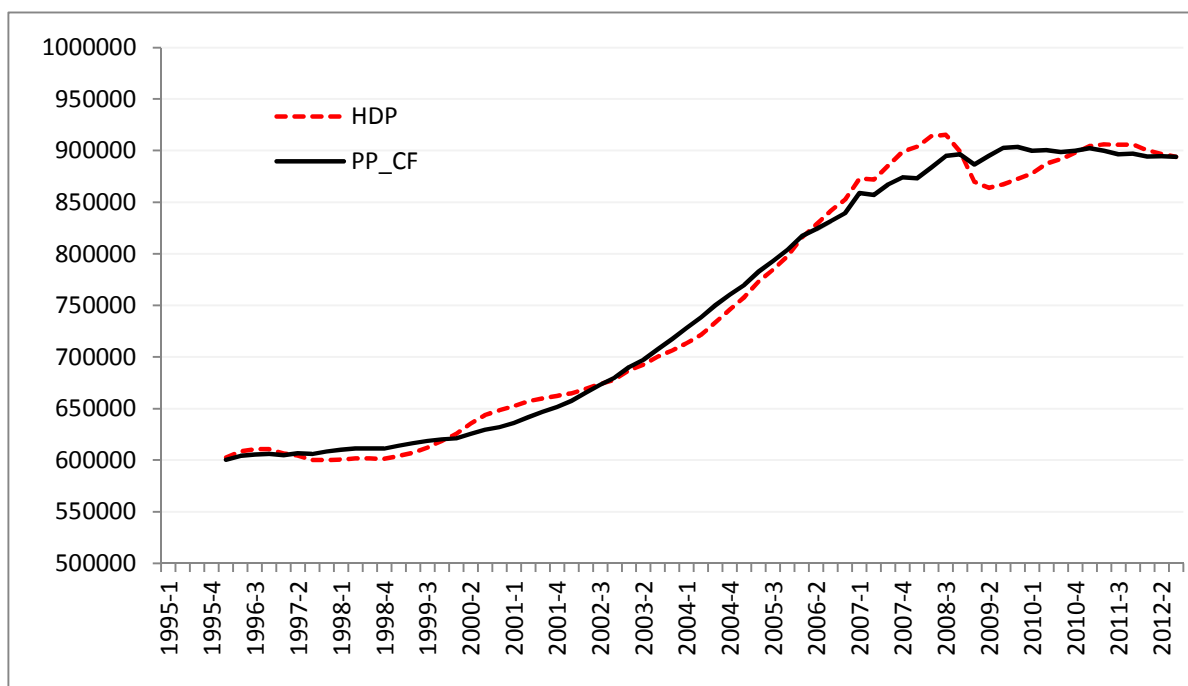
Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Graf č. A4: Potenciální produkt: Baxter-King filtr



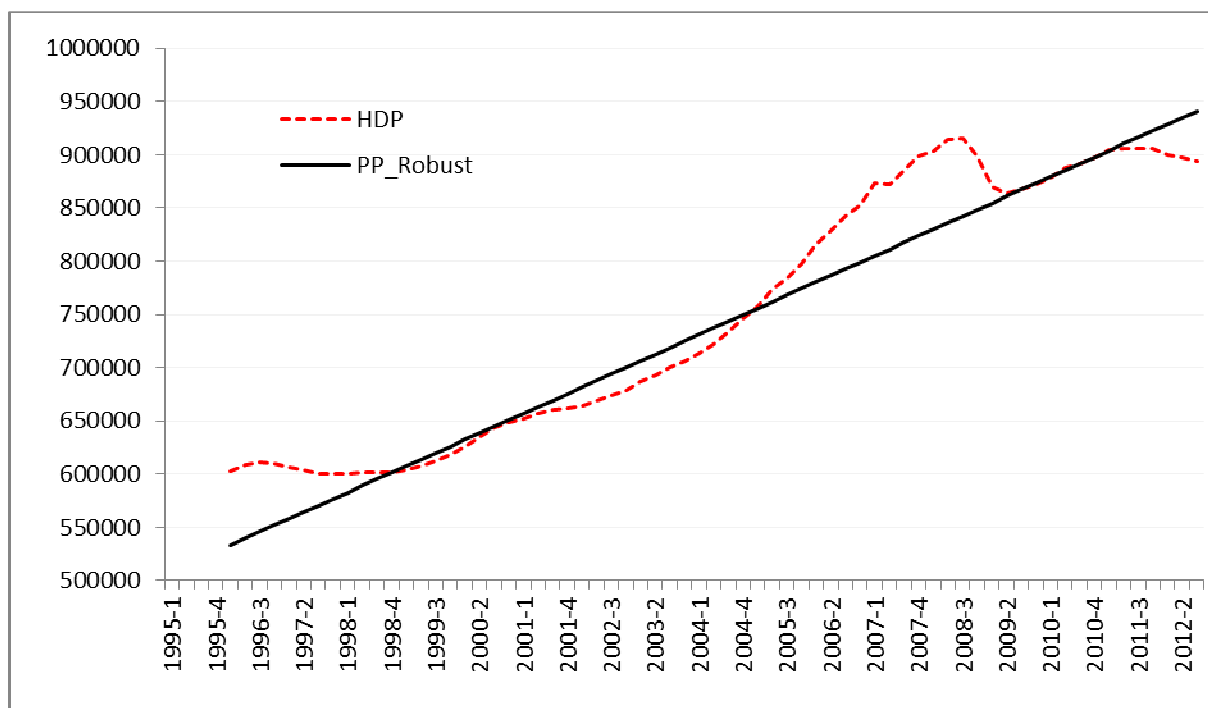
Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Graf č. A5: Potenciální produkt: Christiano-Fitzgerald filtr



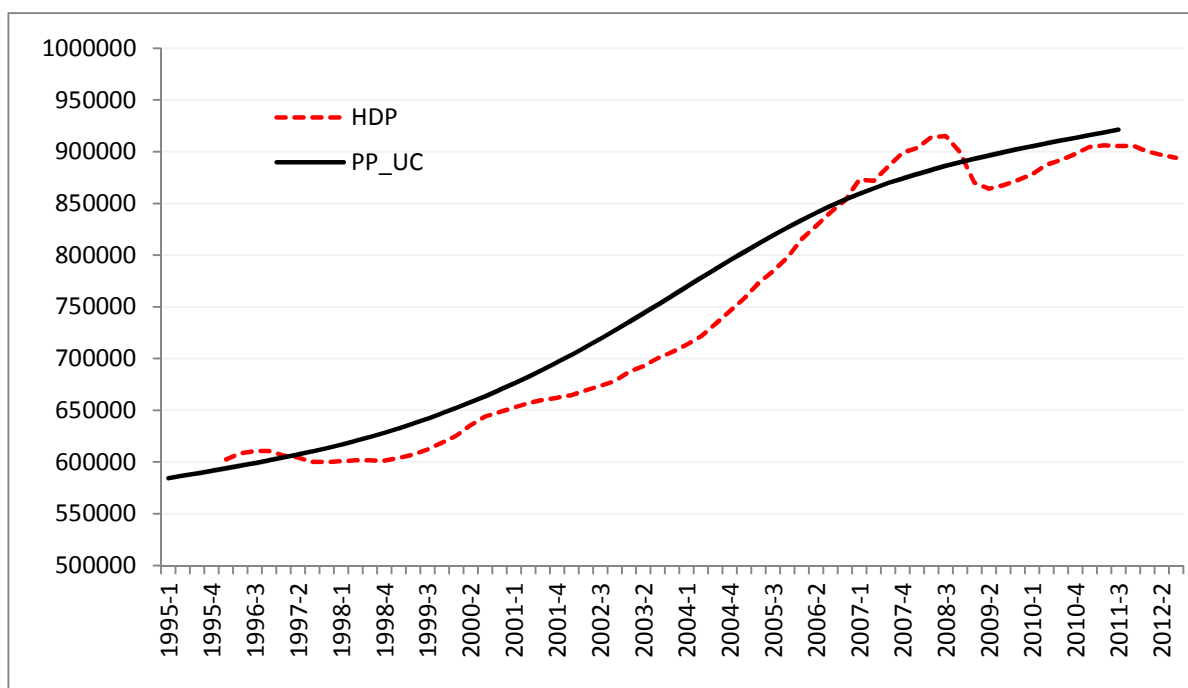
Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Graf č. A6: Potenciální produkt: Robustní trendový odhad



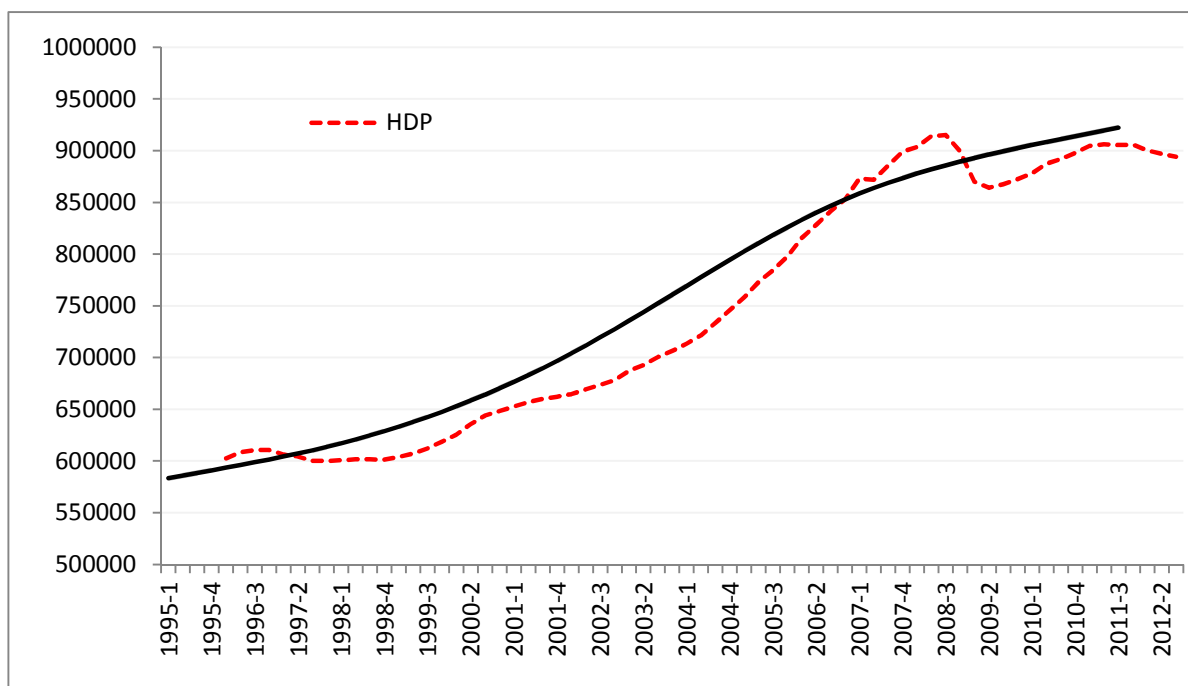
Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Graf č. A7: Potenciální produkt: Jednorozměrný model nepozorovaných komponent



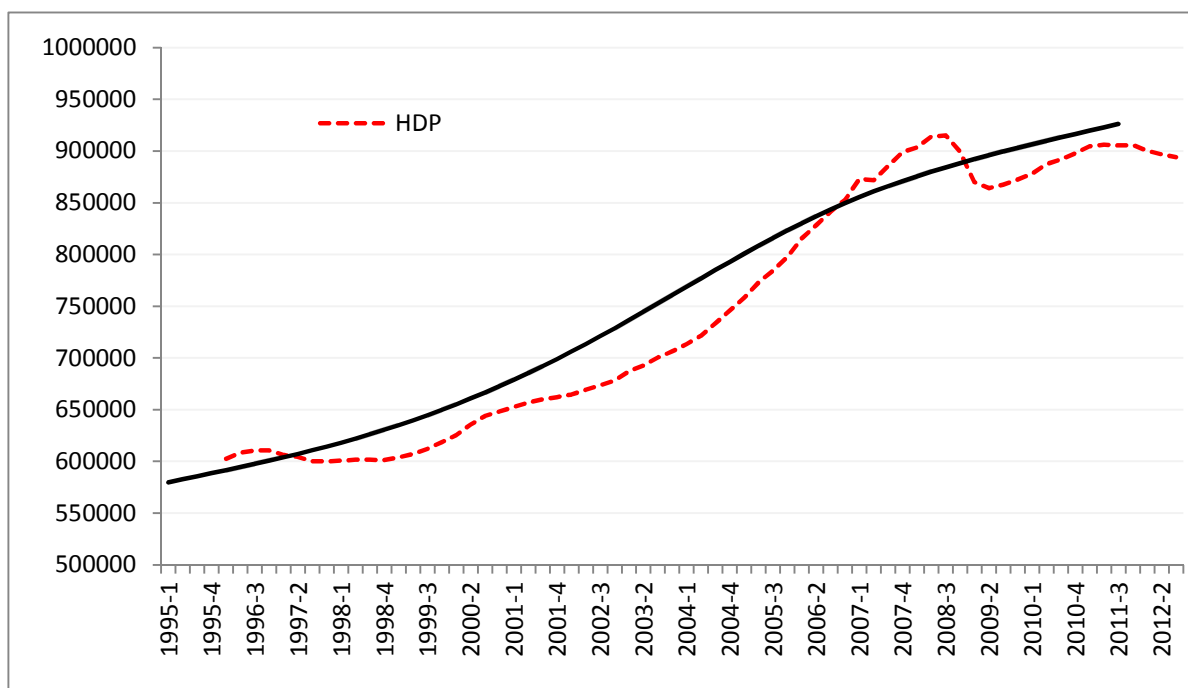
Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Graf č. A8: Potenciální produkt: Produkční funkce s NAIRU



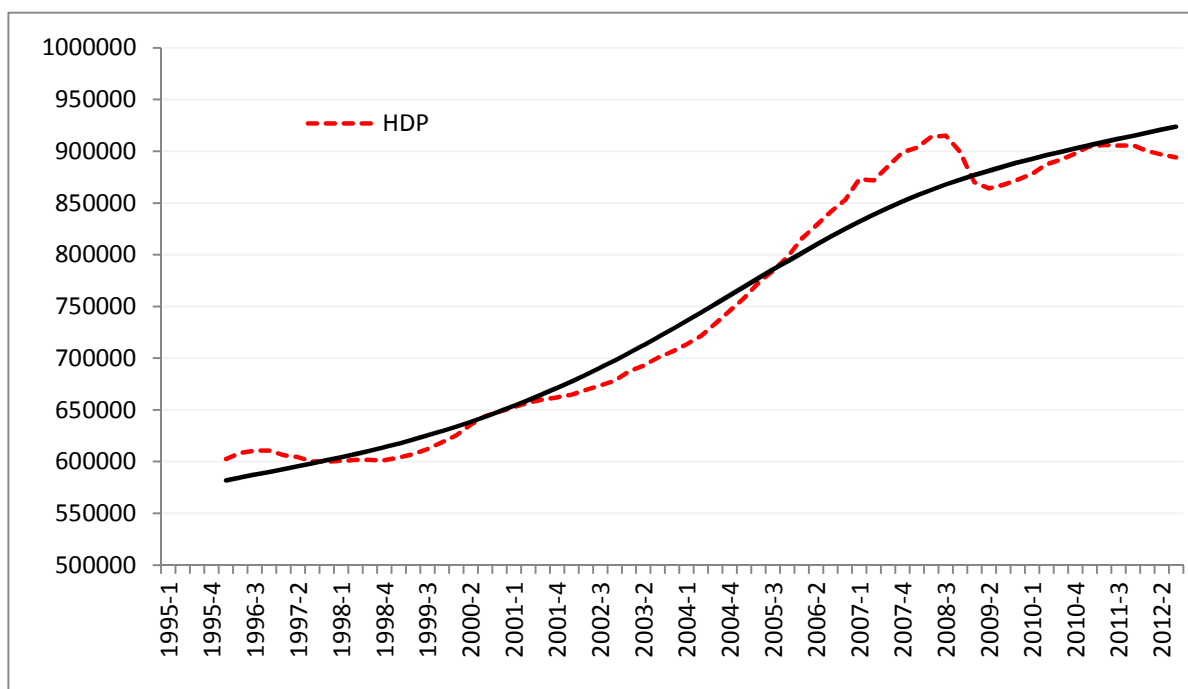
Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Graf č. A9: Potenciální produkt: Produkční funkce s NAWRU



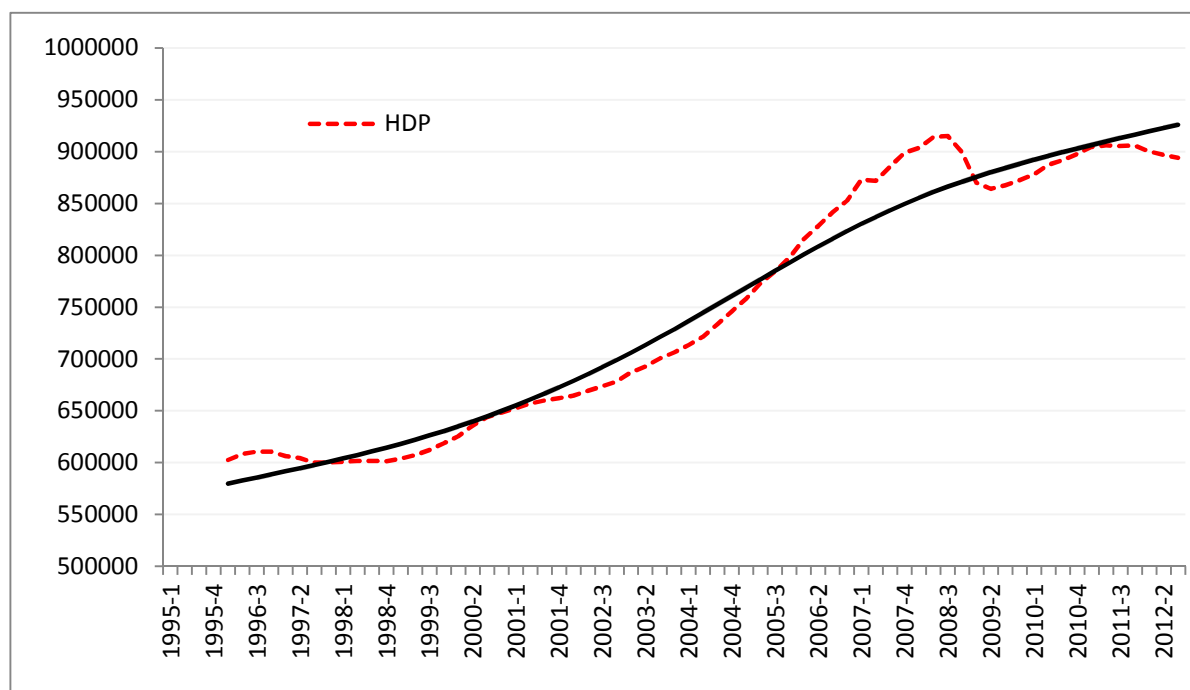
Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Graf č. A10: Potenciální produkt: SVAR2



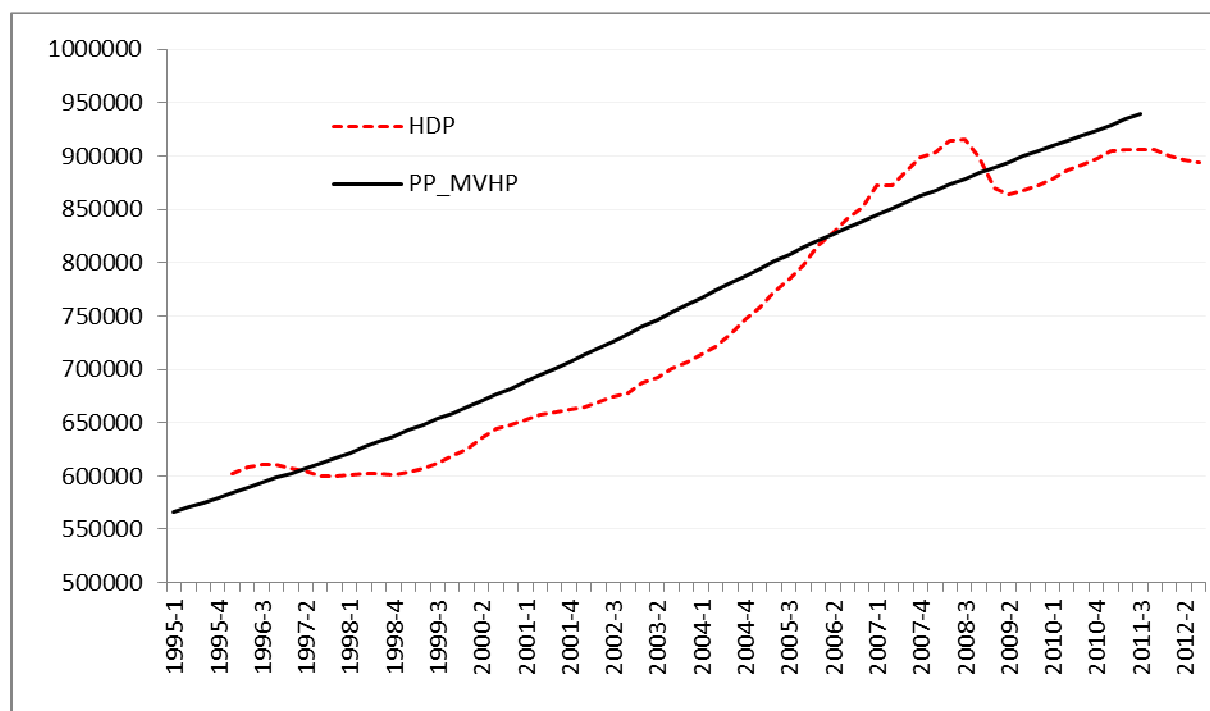
Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Graf č. A11: Potenciální produkt: SVAR3



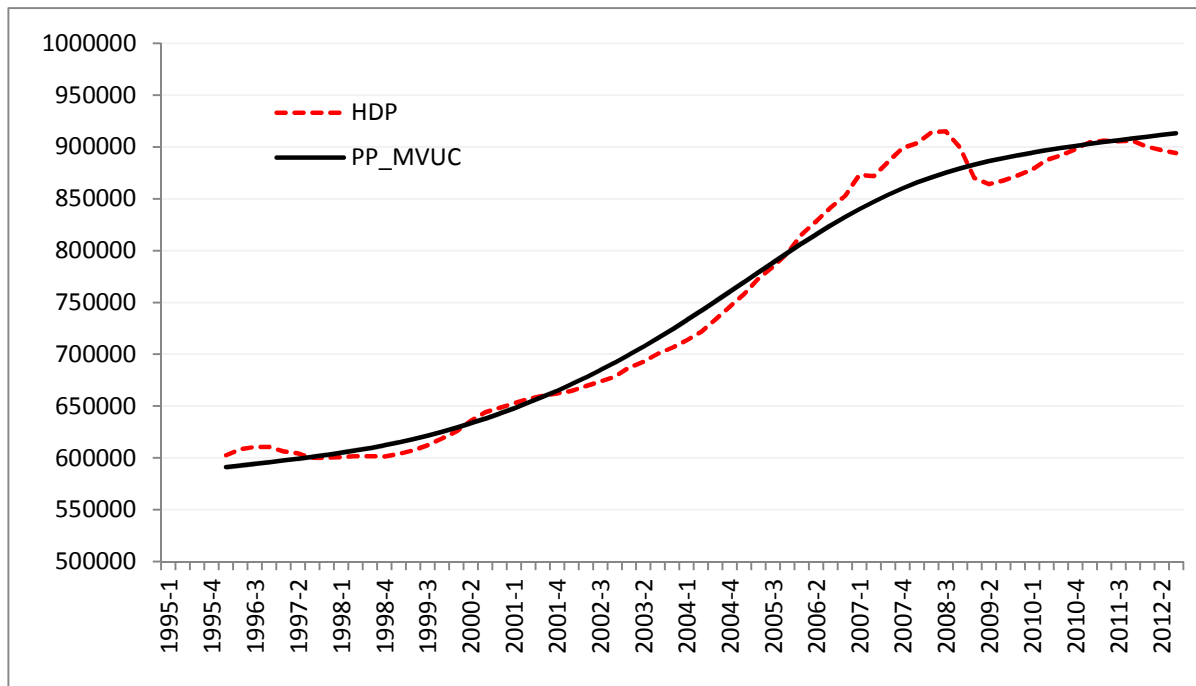
Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Graf č. A12: Potenciální produkt: Vícerozměrný HP filtr



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Graf č. A13: Potenciální produkt: Vícerozměrný model nepozorovaných komponent



Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Příloha B: Modely ve stavovém tvaru a Kalmanův filtr

Model ve stavovém tvaru (state-space model)

At

$$Y_t = Z_t A_t + \varepsilon_t \quad (B1)$$

je měřicí rovnice (z angl. measurement equation) a Y_t je vektor měřených proměnných dimenze $n \times 1$, A_t je vektor nepozorovatelných proměnných dimenze $p \times 1$, Z_t je matice parametrů dimenze $n \times p$ a $\varepsilon_t \sim N(0, H_t)$.

Stavová rovnice je poté dána jako:

$$A_t = T_t A_{t-1} + \eta_t \quad (B2)$$

kde T_t je matice parametrů a $\eta_t \sim N(0, Q_t)$, přičemž H_t a Q_t se označují někdy jako hyperparametry modelu.

Pro specifikaci modelu jsou zavedeny dva předpoklady: původní vektor A_0 má průměr a_0 a kovarianční matici P_0 , dále, že náhodné složky ε_t a η_t jsou vzájemně nekorelované.

Dále tedy platí, že

$$\forall (s, t) \ E(\varepsilon_t, \eta_s) = 0 \quad (B3)$$

a

$$\forall t \ E(\varepsilon_t, A_0) = 0 \quad (B4)$$

Kalmanův filtr

At je optimální estimátor A_t založený na pozorování a zahrnující Y_t , P_t at je jeho kovarianční matice, $a_{t|t-1}$ je estimátor založený na dostupných v t-1 a $P_{t|t-1}$ je jeho kovarianční matice.

$a_{t|t-1}$ je predikovaný odhad A_t a lze ho definovat jako:

$$a_{t|t-1} = T_t a_{t-1}, \quad (B5)$$

s kovarianční maticí definovanou jako:

$$P_{t|t-1} = T_t P_{t-1} T_t' + Q_t \quad (B6)$$

Vyfiltrovaný odhad A_t je a_t a je aktualizovaný z $a_{t|t-1}$, když je známý Y_t :

$$a_t = a_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} (Y_t - Z_t a_{t|t-1}) \quad (B7)$$

kde $F_t = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t$ a $P_t = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t P_{t|t-1}$. Tyto tři vztahy reprezentují Kalmanův filtr.

Vyhlazený odhad A_t je $a_{t|T}$, který je aktualizovaný z a_t , využívající všechny dostupné informace:

$$a_{t|T} = a_t + P_t^* (a_{t+\frac{T}{2}} + T_{t+1} a_t) \quad (B8)$$

Vyhlazené odhady jsou vypočítány z posledních hodnot vyfiltrovaného odhadu s

$$P_t^* = P_t T_{t+1} P_{t+\frac{T}{2}}^{-1}, \quad (B9)$$

$$P_{t|T} = P_t + P_t^* (P_{t+1/T} + P_{t+1/t}) P_t^*, \quad a_{T/T} = a_t, \quad P_{T/T} = P_T. \quad (B10)$$

Věrohodnostnou funkci lze psát ve tvaru:

$$Lnl = -\frac{N(t-k)}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=k}^T \ln |Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=k}^T v_t' (Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t)^{-1} v_t \quad (B11)$$

kde N je počet prvků obsažených ve vektoru Y_t , k je počet period nutných k odvození odhadů stavového vektoru a s $v_t = Y_t - Z_t a_{t|t-1}$. v_t lze interpretovat jako vektor predikčních chyb. Věrohodnostnou funkci lze pak vyjádřit jako funkci chyb předpovědí jednoho období dopředu, příslušně vážených. Kalmanův filtr tedy poskytne odhady nepozorovatelných proměnných A_t , zatímco další požadované parametry (včetně hyper-parametrů) lze získat přes MLE algoritmus adaptovaný Shumwayem a Stofferem (1982).

¹²⁶ Ve srovnání s věrohodnostní funkcí v samotném textu disertační práce sice má jiný předpis, nicméně obě představují věrohodnostní funkci využívanou při odhadech produkční mezery UC modely.

Příloha C: Tabulka C1: Cyklické složky a odhady Phillipsovy křivky

proměnná	první krok	druhý krok (lineární odhad Phillipsovy křivky)	třetí krok (nelineární odhad Phillipsovy křivky)
konstanta	—	-2,196* (0,609)	-1,151* (1,302)
$G_t = U_t - \bar{U}_t$	—	0,325* (0,243)	0,402*** (0,721)
$\Delta\pi_t$	—	-0,661* (0,069)	-0,629** (0,192)
$\Delta\pi_{t-1}$	—	-0,935* (0,061)	-0,919** (0,192)
$\Delta\pi_{t-2}$	—	-0,693* (0,082)	-0,619** (0,262)
Z_t	—	0,031** (0,029)	0,007 (0,043)
Z_{t-1}	—	0,034** (0,024)	0,018 (0,048)
G_{t-1}	1,624** (0,235)	—	1,752* (0,198)
G_{t-2}	-0,923** (0,213)	—	-0,532* (0,194)

Poznámka: Standardní chyby jsou uvedeny v závorkách, * 5%-ní hladina významnosti, ** 1%-ní hladina významnosti, *** 10%-ní hladina významnosti, bez označení-bez statistické významnosti

Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Příloha D: Dekompozice růstu potenciálního produktu (varianta s NAWRU)

(hodnoty q-t-q upravené na roční hodnoty)

	PP (%)	TFP (% p.b.)	Pracovní síla (p.p.)	Zásoba kapitálu (p.p.)
1996	2,1	0,8	0,2	1,1
1997	1,9	0,2	-0,1	1,8
1998	1,6	-0,4	0,4	1,6
1999	1,5	0,1	-0,4	1,8
2000	1,9	0,8	-0,1	1,2
2001	2,2	1,2	-0,4	1,4
2002	3,7	2,4	0	1,3
2003	3,5	2,3	-0,3	1,5
2004	4,3	2,2	0,3	1,8
2005	5,2	2,6	0,3	2,3
2006	4,9	3,6	0,5	0,8
2007	3,9	2,7	-0,3	1,1
2008	3,2	1,7	0	1,5
2009	2,1	0,9	0,3	0,9
2010	0,8	0,3	0,4	0,1
2011	0,7	0,1	0,5	0
2012	0,6	0,1	0,4	0,1

Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Příloha E: *Růst potenciálního produktu a příspěvky TFP(varianta NAWRU)*

(hodnoty q-t-q upravené na roční hodnoty)

	Konstantní α		Variabilní α	
	PP (%)	TFP (% , p.b.)	PP (%)	TFP (% , p.b.)
1996	2,1	0,8	2,2	0,9
1997	1,9	0,2	2	0,3
1998	1,6	-0,4	1,6	-0,3
1999	1,5	0,1	1,4	0,2
2000	1,9	0,8	1,9	0,9
2001	2,2	1,2	2,1	1,4
2002	3,7	2,4	3,6	2,1
2003	3,5	2,3	3,5	2,2
2004	4,3	2,2	4,2	2,1
2005	5,2	2,6	5,1	2,5
2006	4,9	3,6	5	3,5
2007	3,9	2,7	4,1	2,7
2008	3,2	1,7	3,2	1,6
2009	2,1	0,9	2	0,9
2010	0,8	0,3	0,9	0,2
2011	0,7	0,1	0,7	0,2
2012	0,6	0,1	0,6	0,1
1996-2012	2,6	1,26	2,6	1,26

Zdroj: EUROSTAT, vlastní výpočty

Příloha F: SVAR model

Pro SVAR3 model s reálným produktem, nezaměstnaností a inflací lze psát:

$$\Delta y_t = \sum_{k=0}^{\infty} s_{11}(k) v_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{12}(k) v_{2t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{13}(k) v_{3t-k} \quad (F1)$$

$$\Delta \pi_t = \sum_{k=0}^{\infty} s_{21}(k) v_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{22}(k) v_{2t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{23}(k) v_{3t-k} \quad (F2)$$

$$\Delta U_t = \sum_{k=0}^{\infty} s_{31}(k) v_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{32}(k) v_{2t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{33}(k) v_{3t-k} \quad (F3)$$

nebo jako:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11}(L) & S_{12}(L) & S_{13}(L) \\ S_{21}(L) & S_{22}(L) & S_{23}(L) \\ S_{31}(L) & S_{32}(L) & S_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ v_{3t} \end{bmatrix}, \quad (F4),$$

kde v_{1t}, v_{2t}, v_{3t} jsou nekorelované náhodné složky, $S_{ij}(L)$ jsou polynomy ve zpožděném operátoru, u kterých jsou jednotlivé koeficienty označené jako $s_{ij}(k)$.

Rovnici (4) lze přepsat do tvaru $x_t = S(L) v_t$, (F5)

přičemž $x_t = [\Delta y_t, \Delta \pi_t, \Delta U_t]$ a $v_t = [v_t^{PS}, v_t^{TS}, v_t^D]$.

Šok v_t je normalizovaný, platí-li

$Var(v_t^{PS}) = Var(v_t^{TS}) = Var(v_t^D) = 1$, jako např.

$$E(v_t v_t') = \begin{bmatrix} Var(v_t^{PS}) & Cov(v_t^{PS}, v_t^{TS}) & Cov(v_t^{PS}, v_t^D) \\ Cov(v_t^{TS}, v_t^{PS}) & Var(v_t^{TS}) & Cov(v_t^{TS}, v_t^D) \\ Cov(v_t^D, v_t^{PS}) & Cov(v_t^D, v_t^{TS}) & Var(v_t^D) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} = I \quad (F6)$$

v_{1t} je nabídkový šok, v_{2t} a v_{3t} jsou poptávkové šoky a koeficienty S_{11} představují implus-responsní funkci agregátního nabídkového šoku na změnu produktu.

Na rozdělení produktu na jeho permanentní a cyklickou složku se zavedou jisté předpoklady. Dle nich poptávkové šoky nemají trvalý vliv na agregátní poptávku, tedy kumulované vlivy v_{2t} a v_{3t} jsou nulové

$$S_{12}(L) v_t^{TS} + S_{13}(L) v_t^D = 0. \quad (F7)$$

Strukturální šoky v_t jsou přitom nepozorovatelné.

V rámci identifikace modelu je nejdříve VAR model odhadnutý v jeho neredukovaném tvaru

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) & \Phi_{13}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) & \Phi_{23}(L) \\ \Phi_{31}(L) & \Phi_{32}(L) & \Phi_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta \pi_{t-1} \\ \Delta U_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{\Delta y,t} \\ \varepsilon_{\Delta \pi,t} \\ \varepsilon_{\Delta U,t} \end{bmatrix}, \quad (F8)$$

$$\text{Neboli} \quad x_t = \Phi(L)x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (F9)$$

V případě splnění podmínky, že všechny rovnice z (8) mají stejné matice regresorů, lze potom pro odhad redukovaného tvaru SVAR modelu odhadovat každou rovnici z (8) zvlášť metodou nejmenších čtverců s cílem eliminace sériové korelace mezi rezidui. Poté lze odhadovaný tvar modelu převést do Woldova dekompozičního teorému:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) & C_{13}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & C_{23}(L) \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{\Delta y,t} \\ \varepsilon_{\Delta \pi,t} \\ \varepsilon_{\Delta U,t} \end{bmatrix} \quad (F10)$$

$$\text{či jako } x_t = C(L)\varepsilon_t, \text{ přičemž pro } C(L) \text{ platí, že } C(L) = (I - \Phi(L))^{-1}. \quad (F11)$$

Variančně-kovarianční matice vektorů redukovaného tvaru inovací, Σ , je potom ve tvaru:

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \begin{bmatrix} Var(\varepsilon_{\Delta y,t}) & Cov(\varepsilon_{\Delta y,t}, \varepsilon_{\Delta \pi,t}) & Cov(\varepsilon_{\Delta y,t}, \varepsilon_{\Delta U,t}) \\ Cov(\varepsilon_{\Delta \pi,t}, \varepsilon_{\Delta y,t}) & Var(\varepsilon_{\Delta \pi,t}) & Cov(\varepsilon_{\Delta \pi,t}, \varepsilon_{\Delta U,t}) \\ Cov(\varepsilon_{\Delta U,t}, \varepsilon_{\Delta y,t}) & Cov(\varepsilon_{\Delta U,t}, \varepsilon_{\Delta \pi,t}) & Var(\varepsilon_{\Delta U,t}) \end{bmatrix} =$$

$$\begin{bmatrix} S_{11}(0)^2 + S_{12}(0)^2 + S_{13}(0)^2 & S_{11}(0)S_{21}(0) + S_{12}(0)S_{22}(0) & S_{11}(0)S_{31}(0) + S_{13}(0)S_{33}(0) \\ S_{11}(0)S_{21}(0) + S_{12}(0)S_{22}(0) & S_{21}(0)^2 + S_{22}(0)^2 + S_{23}(0)^2 & S_{22}(0)S_{32}(0) + S_{23}(0)S_{33}(0) \\ S_{11}(0)S_{31}(0) + S_{13}(0)S_{33}(0) & S_{22}(0)S_{32}(0) + S_{23}(0)S_{33}(0) & S_{31}(0)^2 + S_{32}(0)^2 + S_{33}(0)^2 \end{bmatrix}$$

$$= \Sigma \quad (F12)$$

A splnění předpokladu, že inovace v ε_t jsou lineární kombinací strukturálních disturbancí ve v_t , strukturální šoky se můžou vztáhnout k disturbancím redukovaného tvaru modelu:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{\Delta y,t} \\ \varepsilon_{\Delta \pi,t} \\ \varepsilon_{\Delta U,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11}(0) & S_{12}(0) & S_{13}(0) \\ S_{21}(0) & S_{22}(0) & S_{23}(0) \\ S_{31}(0) & S_{32}(0) & S_{33}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t^{PS} \\ v_t^{TS} \\ v_t^D \end{bmatrix} \quad (F13)$$

$$\text{nebo také jako } \varepsilon_t = S(0)v_t, \quad (F14)$$

$$\text{platí-li, že } E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = S(0)E(v_t v_t')S'(0) = \Sigma. \quad (F15)$$

Když je teď už známá matice souběžných efektů strukturálních disturbancí v_t na x_t , lze teď znovu využít strukturální šoky z redukovaného tvaru inovací ε_t . Všechny devět koeficientů $S(0)$ lze nyní identifikovat využitím rovnic (F12), (F13), (F14) a (F15) a zavedením omezení, že poptávkový šok má vliv na produkt pouze v krátkém období, tedy že kumulované efekty poptávkových šoků na produkt jsou nulové.

S využitím rovnice (12) lze tedy pro devět koeficientů psát:

$$\text{var}(\varepsilon_{1t}) = s_{11}(0)^2 + s_{12}(0)^2 + s_{13}(0)^2 \quad (\text{F16})$$

$$\text{var}(\varepsilon_{2t}) = s_{21}(0)^2 + s_{22}(0)^2 + s_{23}(0)^2 \quad (\text{F17})$$

$$\text{var}(\varepsilon_{3t}) = s_{31}(0)^2 + s_{32}(0)^2 + s_{33}(0)^2 \quad (\text{F18})$$

$$\text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) = s_{11}(0)s_{21}(0) + s_{12}(0)s_{22}(0) \quad (\text{F19})$$

$$\text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{3t}) = s_{11}(0)s_{31}(0) + s_{13}(0)s_{33}(0) \quad (\text{F20})$$

$$\text{cov}(\varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}) = s_{22}(0)s_{32}(0) + s_{23}(0)s_{33}(0) \quad (\text{F21})$$

Rovnice (F4), (F10) a (F13) implikují, že platí:

$$\begin{bmatrix} s_{11}(L) & s_{21}(L) & s_{13}(L) \\ s_{21}(L) & s_{22}(L) & s_{23}(L) \\ s_{31}(L) & s_{32}(L) & s_{33}(L) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(L) & c_{12}(L) & c_{13}(L) \\ c_{21}(L) & c_{22}(L) & c_{23}(L) \\ c_{31}(L) & c_{32}(L) & c_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{11}(0) & s_{12}(0) & s_{13}(0) \\ s_{21}(0) & s_{22}(0) & s_{23}(0) \\ s_{31}(0) & s_{32}(0) & s_{33}(0) \end{bmatrix} \quad (\text{F22})$$

$$\text{Neboli } S(L) = C(L) S(0). \quad (\text{F23})$$

Následující tři rovnice umožní upravení $S(L)$ na nižší triangulární matici, čím se zavede omezení pouze krátkodobého vlivu poptávkového šoku na produkt a jejich nulového kumulovaného efektu na produkt v dlouhém období:

$$c_{11}(L)s_{12}(0) + c_{12}(L)s_{22}(0) + c_{13}(L)s_{32}(0) = 0 \quad (\text{F24})$$

$$c_{11}(L)s_{13}(0) + c_{12}(L)s_{23}(0) + c_{13}(L)s_{33}(0) = 0 \quad (\text{F25})$$

$$c_{21}(L)s_{13}(0) + c_{22}(L)s_{23}(0) + c_{23}(L)s_{33}(0) = 0 \quad (\text{F26})$$

Dle Blancharda a Quaha (1989) trendová složka výstupu nemá charakter náhodné procházky, lze ale připustit krátkodobý vliv trvalého šoku na HDP: změnu HDP lze tedy vyjádřit jako lineární kombinaci současných a minulých strukturálních šoků:

$$\Delta y_t = S_{11}(L)v_{1t} + S_{12}(L)v_{2t} + S_{13}(L)v_{3t} \quad (F27)$$

neboli jako:

$$\Delta y_t = s_{11}(0)v_{1t} + s_{11}^*(L)v_{1t} + S_{12}(L)v_{2t} + S_{13}(L)v_{3t} \quad (F28)$$

kde $s_{11}^*(L)$ představuje dočasný vliv trvalého šoku na produkt, s tím, že $S_{11}(L) = s_{11}(0) + s_{11}^*(L)$. Tato dočasná složka trvalého šoku se postupně začlení do trvalého šoku na potenciální produkt. "

Nyní lze vyjádřit změnu produktu, které se vztahují na potenciální produkt:

$$\Delta y_t^p = S_{11}(L)v_{1t} = s_{11}(0)v_{1t} + s_{11}^*(L)v_{1t} \quad (F29)$$

a změnu produktu, která se vztahuje na jeho cyklickou složku:

$$\Delta y_t^c = S_{12}(L)v_{2t} + S_{13}(L)v_{3t} \quad (F30)$$

Příloha G: Testy stacionarity

Testy stacionarity ^a				
Proměnná	Rozšířený Dickey-Fuller (počet závislých zpoždění) ^b		Phillips-Perron Z α test	
	bez trendu	trend	bez trendu	trend
CPI	-2,02 (5)	-2,59 (5)	-2,27	-2,77
Δ CPI	-7,31 (3)***	-7,84 (3)***	-4,23***	-4,42***
Lin. trend	-1,81 (1)**	-2,18 (1)**	-3,43**	-3,98**
Kvadr. trend	-2,21 (1)**	-3,12 (1)**	-2,88**	-3,43**
HP	-2,65 (1)**	-2,61(1)**	-3,27**	-3,12**
BK	-1,83 (1)***	-2,33 (1)***	-2,59***	-3,54***
CF	-1,76 (2)	-2,09 (2)	-3,87	-3,92
Robust. trend	-1,94 (2)***	-2,84 (2)***	-2,65***	-3,56***
UC	-2,11 (2)**	-2,71 (2)**	-3,11**	-3,89**
PF1	-2,29 (1)**	-3,31 (1)**	-2,43**	-3,61**
PF2	-2,51 (1)**	-3,09 (1)**	-2,75 **	-3,24**
SVAR2	-2,18 (2)**	-2,59 (2)**	-2,87**	- 3,21**
SVAR3	-1,92 (1)**	-1,96 (1)**	-2,02**	-1,94**
MVHP	-1,94 (2)**	-2,34 (2)**	-3,01**	-2,87**
MVUC	-2,24 (1)**	-3,98 (1)**	-1,77**	- 1,59**

*** H_0 jednotkového kořene je zamítnuta na 1% hladině významnosti.

** H_0 jednotkového kořene je zamítnuta na 5% hladině významnosti.

* H_0 jednotkového kořene je zamítnuta na 10% hladině významnosti.

a. Všechny testy obsahují konstantu.

b. Optimální délka zpoždění byla určena dle automatické selekce dle Schwarzova informačního kritéria (SIC).

PF1 = produkční funkce s NAIRU, PF2 = produkční funkce s NAWRU.

Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

Příloha H: Tabulka H1: Předpověď inflace: model 1

Produkční mezera	Koeficienty produkční mezery	F-test^b	R²
suma koeficientů β			
Lin. trend	0,16547	2,54***	0,13
Kvadr. trend	0,09629	3,72**	0,14
HP	0,08638	3,11***	0,17
BK	0,04789	2,84***	0,13
CF	0,09761	2,29	0,10
Robust. trend	0,06784	3,58*	0,14
UC	0,09387	3,09**	0,11
PF1	0,00548	4,17**	0,20
PF2	0,00432	3,66**	0,19
SVAR2	0,00654	3,82**	0,18
SVAR3	0,01321	2,80**	0,18
MVHP	0,07651	3,01**	0,17
MVUC	0,00012	4,22**	0,21

*** H_0 je zamítnuta na 1% hladině významnosti.

** H_0 je zamítnuta na 5% hladině významnosti.

* H_0 je zamítnuta na 10% hladině významnosti.

a. Délka zpoždění byla určena na základě Schwarzova informačního kritéria(SIC).

b. H_0 : Produkční mezera nemá vliv na změnu v inflaci.

PF1 = produkční funkce s NAIRU, PF2 = produkční funkce s NAWRU.

Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

Tabulka H2: Předpověď inflace: model 2

Produkční mezera	Koeficienty produkční mezery	F-test^b	R²
suma koeficientů β			
Lin. trend	0,6734	3,17**	0,19
Kvadr. trend	0,5732	4,23*	0,18
HP	0,8324	5,12**	0,22
BK	0,7321	3,42	0,17
CF	0,8477	3,75**	0,20
Robust. trend	0,6531	4,11**	0,19
UC	0,8365	3,78**	0,21
PF1	0,9326	4,58**	0,25
PF2	0,8948	3,83**	0,26
SVAR2	0,7959	4,26**	0,25
SVAR3	0,7368	3,12**	0,27
MVHP	0,8124	4,28**	0,22
MVUC	0,9267	4,52**	0,31

*** H_0 je zamítnuta na 1% hladině významnosti.

** H_0 je zamítnuta na 5% hladině významnosti.

* H_0 je zamítnuta na 10% hladině významnosti.

a. Délka zpoždění byla určena na základě Schwarzova informačního kritéria(SIC).

b. H_0 : Produkční mezera nemá vliv na změnu v inflaci.

PF1 = produkční funkce s NAIRU, PF2 = produkční funkce s NAWRU.

Zdroj: EUROSTAT, OECD, vlastní výpočty

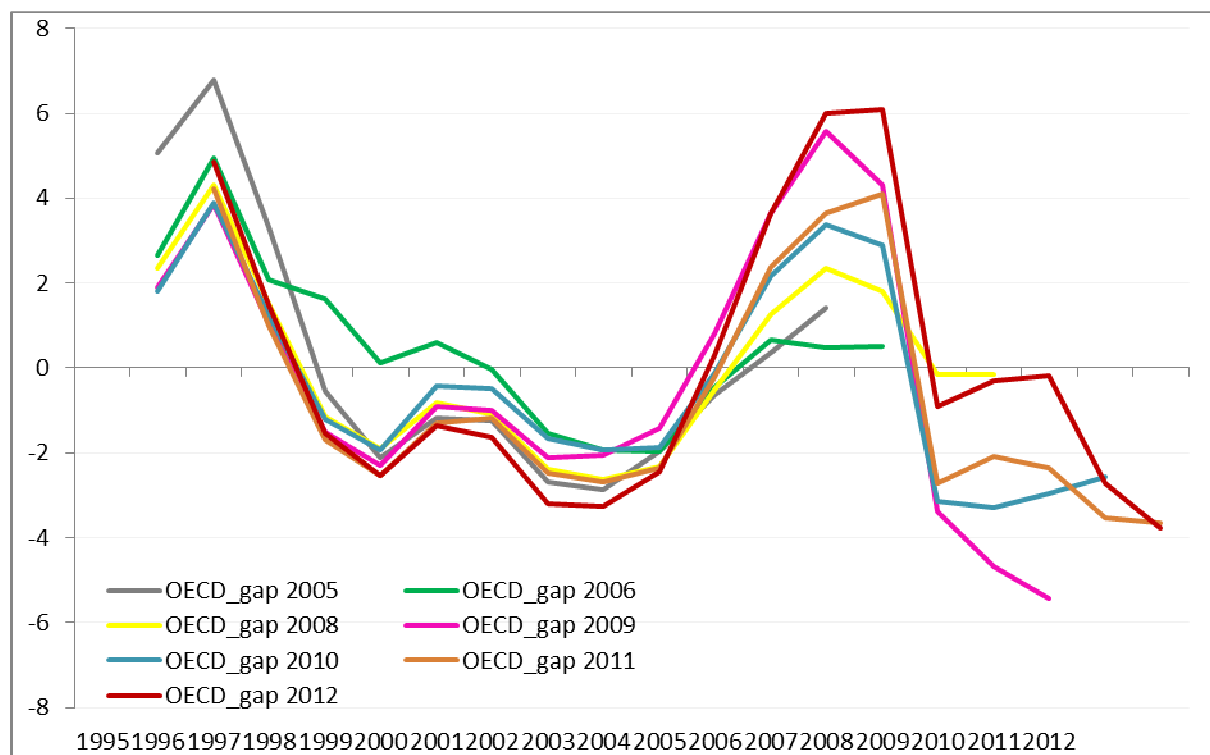
Příloha I: Revize dat

Tabulka I1: IMF

Merera v r. 2005		Mezera v r. 2007	
První odhad	-2,8	První odhad	2,0
Odhad v r. 2007	-2,7	Odhad v r. 2009	1,9
Odhad v r. 2009	-1,7	Odhad v r. 2010	1,6
Odhad v r. 2010	-0,2	Odhad v r. 2011	1,6
Odhad v r. 2011	-0,2	Odhad v r. 2012	3,1
Mezera v r. 2009		Mezera v r. 2010	
První odhad	-4,5	První odhad	-3,7
Odhad v r. 2010	-4,3	Odhad v r. 2011	-3
Odhad v r. 2011	-4,1	Odhad v r. 2012	- 2,5
Odhad v r. 2012	-3,6		

Zdroj dat: IMF

Graf I1: OECD



Zdroj: data z OECD, graf vlastní

Tabulka I2: Ministerstvo financí České republiky

rok mezery	MF_gap_2007	MF_gap_2008	MF_gap_2009	MF_gap_2010	MF_gap_2011	MF_gap_2012
1997	0,9					
1998	-1,6	-1,7				
1999	-1,7	-1,9	-1,9			
2000	0	-0,1	0	0,1		
2001	-0,2	-0,3	-0,2	-0,1	-0,1	
2002	-1,3	-1,5	-1,5	-1,5	-1,4	-1,3
2003	-1,3	-1,6	-1,6	-1,6	-1,5	-1,7
2004	-1,4	-1,6	-1,7	-1,6	-1,6	-1,8
2005	-0,2	-0,4	-0,7	-0,6	-0,6	-0,3
2006	0,7	0,6	0,8	1,3	1,3	2
2007		1,5	1,8	3,7	3,7	3,8
2008			0,9	2,5	3,1	3,4
2009				-4,6	-3,6	-3,4
2010					-3	-2
2011						-1,2

Zdroj: data z MF, tabulka vlastní

Tabulka I3: Česká národní banka

rok mezery	PF_CNB_2012	Kalman_gap2012	HP_Gap2012	PF_CNB_2011	Kalman_gap2011	HP_Gap2011	PF_CNB_2010	Kalman_gap2010	HP_Gap2010
2007-1	5,3	3,6	5,6	5,4	3,2	5,6	3,8	4,4	3,0
2007-2	4,1	2,4	4,5	4,8	2,8	5,3	3,5	4,1	2,9
2007-3	4,9	3,1	5,5	5,2	3,2	5,9	3,1	3,6	2,8
2007-4	5,5	3,9	6,4	5,3	3,5	6,1	3,0	3,5	2,7
2008-1	5,2	3,7	6,3	4,9	2,7	5,7	2,7	2,6	2,6
2008-2	5,5	3,9	6,7	4,7	2,6	5,8	2,3	2,3	2,5
2008-3	5,0	3,4	6,3	4,2	2,1	5,3	2,1	2,7	2,4
2008-4	2,7	1,1	4,0	2,5	0,4	3,7			
	-								
2009-1	1,0	-2,4	0,1	-1,8	-3,7	-0,6			
	-								
2009-2	2,4	-3,7	-1,5	-2,8	-4,6	-1,7			
	-								
2009-3	2,3	-3,7	-1,5	-2,7	-4,8	-1,8			
	-								
2009-4	1,7	-3,2	-1,0	-2,6	-5,0	-1,9			
	-								
2010-1	1,0	-2,8	-0,6	-1,9	-5,0	-1,8			
	-								
2010-2	0,4	-2,3	0,0	-1,7	-5,0	-1,6			
2010-3	0,0	-2,0	0,3	-1,3	-5,0	-1,2			
2010-4	0,3	-1,7	0,6	-0,7		-0,6			
2011-1	0,6	-1,3	0,8	-1,4		-1,4			
2011-2	0,6	-1,2	0,8	-1,6		-1,8			
2011-3	0,3	-1,4	0,5	-1,8		-2,0			
2011-4	0,0	-1,5	0,0	-1,6		-2,0			
	-								
2012-1	0,7	-1,9	-0,8	-1,1		-1,7			
	-								
2012-2	1,3	-2,2	-1,2	-0,6		-1,2			
	-								
2012-3	1,2	-2,0	-1,3	0,0		-0,6			
	-								
2012-4	2,0	-2,6	-2,1	0,7		0,1			

Zdroj: data z ČNB, tabulka vlastní

Seznam tabulek

Tabulka č. 1: Trendová a cyklická složka nezaměstnanosti

Tabulka č. 2: Dekompozice růstu potenciálního produktu (varianta s NAIRU)

Tabulka č. 3: Růst potenciálního produktu a příspěvky TFP(varianta NAIRU)

Tabulka č. 4: Odhady parametrů modelu a věrohodnostních funkcí

Tabulka č. 5: Produkční mezera pro českou ekonomiku dle vybraných metod

Tabulka č. 6: Doplnující deskriptivní statistika

Tabulka č. 7: Produkční mezera české ekonomiky ve vybraných letech

Tabulka č. 8: Základní deskriptivní statistika odhadů produkční mezery

Tabulka č. 9: Chyby v předpovědi inflace (RMSE statistika, model 1)

Tabulka č. 10: Chyby v předpovědi inflace (RMSE statistika, model 2)

Tabulka č. 11: Chyby v předpovědi růstu produktu (RMSE statistika)

Seznam grafů

Graf č. 1: Produkční mezera: lineární trend

Graf č. 2: Produkční mezera: kvadratický trend

Graf č. 3: Produkční mezera: HP filtr $\lambda = 100, 1600$ a 14400

Graf č. 4: Produkční mezera: HP filtr $\lambda = 1600$

Graf č. 5: Produkční mezera: Baxter-King filtr

Graf č. 6: Produkční mezera: Christiano-Fitzgeraldův filtr

Graf č. 7: Produkční mezera: Robustní trendový odhad

Graf č. 8: Produkční mezera: Model nepozorovaných komponent

Graf č. 9: Kapitálová zásoba dle různých organizací

Graf č. 10: Aktuální nezaměstnanost a NAIRU

Graf č. 11: Produkční mezera: Produkční funkce s NAIRU

Graf č. 12: Růst potenciální produktu P_{Fnairu} a HDP

Graf č. 13: Podíl práce na důchodu pro českou ekonomiku

Graf č. 14: Produkční mezera: Produkční funkce s NAWRU

Graf č. 15: Růst potenciální produktu P_{Fnawru} a HDP

Graf č. 16: Produkční mezera: Produkční funkce - srovnání

Graf č. 17: Produkční mezera: SVAR3 model

Graf č. 18: Produkční mezera: SVAR2 model

Graf č. 19: Produkční mezera: UC a MVUC model - srovnání

Graf č. 20: Produkční mezera: MVHP filtr

Graf č. 21: Růst HDP a potenciálního produktu dle HP a MVHP filtru

Graf č. 22: Produkční mezera: HP a MVHP filtr - srovnání

Graf č. 23: Produkční mezera: MVUC model

Graf č. 24: Produkční mezera: UC a MVUC model - srovnání

Graf č. 25: Produkční mezery pro českou ekonomiku – srovnání

Graf č. 26: Potenciální růsty dle vybraných metod - srovnání

Graf č. 27: IMF: Produkční mezera pro českou ekonomiku

Graf č. 28: OECD: produkční mezera pro českou ekonomiku

Graf č. 29: EC: produkční mezera pro českou ekonomiku

Graf č. 30: IMF, OECD a EC: produkční mezera pro českou ekonomiku

Graf č. 31: MF: produkční mezera pro českou ekonomiku

Graf č. 32: ČNB: produkční mezera pro českou ekonomiku

Graf č. 33: ČNB a IMF: produkční mezera pro českou ekonomiku

Graf č. 34: IMF, OECD, EC, ČNB a IMF: produkční mezera pro českou ekonomiku

Graf č. 35: Předpovědi inflace-dvě čtvrtletí dopředu

Graf č. 36: Předpovědi inflace-čtyři čtvrtletí dopředu

Graf č. 37: Předpovědi inflace-šest čtvrtletí dopředu

Graf č. 38: Původní a konečné odhady produkční mezery, HP filtr

Graf č. 39: Původní a konečné odhady produkční mezery, produkční funkce

Graf č. 40: Původní a konečné odhady produkční mezery, Kalmanův filtr

Graf č. 41: Zvolená produkční mezera a produkční mezery dle ČNB: srovnání

Literatura

ALBAGLI, E. ; GARCÍA, P. a RESTREPO, J. (2004): „Labor market rigidity and structural shocks: An open economy approach for international comparisons.“ *Central Bank of Chile. Working Papers* , No. 263.

APEL, M. a JANSSON, P. (1999). „ A Theory-Consistent System Approach for Estimating Potential Output and the NAIRU.“ *Economics Letters*, Vol. 64, No. 3, pp. 271-275.

ARTUS, J. R. (1977). „Measures of potential output in manufacturing for eight industrial countries, 1955-78.“. *IMF Working Paper* Vol. 24, No. 1, pp. 1-35.

BAUDCHON, H.; DELESSY, C. P.; LE BIHAN, H.; PASSET, O.; RIFFLART, C. a STERDYNIAK, H. (1997). „ Croissance potentielle et emploi.“ *Revue de l'OFCE*, n°60.

BAXTER, M. a KING, R. (1999). „ Measures Business Cycles: Approximate Band – Pass Filters for Economic Time Series“. *Review of Economics and Statistics* Vol. 84, 575 – 593.

BEFFY, P. O.; RICHARDSON, P. a SÉDILLOT, F. (2006). „New OECD methods for supply-side and medium-term assessments: A capital services approach.“ *OECD, Working Paper* No. 482.

BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. (1981). „ A new approach to the decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle.“ *Journal of Monetary Economics*, 7, pp. 151 – 174.

BJØRNLAND, H. C. ; BRUBBAK, L. a JORE, A. S. (2005). „The Output Gap in Norway – a Comparison of Different Methods.“ *Economic Bulletin*, 05 Q2, 90 – 99.

BJØRNLAND, H. C. ; BRUBBAK, L. a JORE, A. S. (2008). „Forecasting inflation with an uncertain output gap.“ *Empir Econ*, Vol 35, pp. 413-436.

BLANCHARD, O. (1997). „ The Medium Run.“ *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, *Brookings Institution*, pp. 89-158.

BLANCHARD, O. J.; QUAAH, D. (1989)“The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances.“ *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, pp. 655 – 673.

BOLT, W. a VAN ELIS, P.J.A. (2000). „ Output Gap and Inflation in the EU.“ *De Nederlandsche Bank Staff Reports No. 44*.

BOUIS, R.; COURNÉDE, B. a CHRISTENSEN, A. K. (2012). „Implications of Output Gap Uncertainty in Times of Crisis.“ *OECD, Working Paper No. 977*.

BOUTHEVILLAIN, C.; COUR-THIMANN, P.; VAN DEN DOOL, G.; DE COS P. H.; LANGENUS, G.; MOHR, M.; MOMIGLIANO, S. a TULUJA, M. (2001). „ Cyclically adjusted budget balances: An alternative approach.“ *European Central Bank Working Paper 77*.

BUTLER, L. (1996). „ A Semi-Structural Methods to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter“, *Bank of Canada Technical Report No. 77*.

CAMBA-MENDEZ, G.aRODRIGUEZ-PALENZUELA, D. (2003): „Assessment criteria for output gap estimates.“ *Economic Modelling, Vol. 20, pp. 529 – 562*.

CANOVA, F. (1995). „ The Economics of VAR Models.“ Chapter 3 in K. D. Hoover (ed.) *Macroeconomics: Developments, Tensions and Prospects*, Boston: Kluwer Academic Publishers.

CERRA, V. a Saxena S. C. (2000). „ Alternative Methods of Estimating Potential Output and Output Gap: An Application to Sweden“, *IMF Working Paper 00/59*.

CHAGNY, O. a DÖPKE, J. (2001). „ Measure of the Output Gap in the Euro-Zone: An Empirical Assessment of Selected Methods.“ *Kiel Working Paper, No. 1053*.

CHRISTIANO, L. J. a FITZGERALD, T. J. (1999). „ The Band Pass Filter.“ *Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper 99/06*.

CITU, F. a TWADDLE, J. (2003). „ The output gap and its role in monetary policy decision-making.“ *Reserve Bank of New Zealand: Bulletin, Vol. 66, No.1*.

CLARK, P. (1989).“ Trend revision in real output and unemployment.“ *Journal Econometrics, Vol. 40, pp. 15-32*.

CLAUS, I. (1999): „Estimating potential output for New Zealand: a structural VAR approach. Reserve Bank of New Zealand.“ *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series DP/2000/03*.

CLAUS, I. (2000). „Is the output gap a useful indicator of inflation?“ *Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series DP/2000/05*.

CLAUSEN, B. a CLAUSEN, J. R. (2010). „ Simulating Inflation Forecasting in Real-Time: How Useful Is a Simple Phillips Curve in Germany, the UK, and the US?“ *IMF Working Paper No. WP /10/52*.

COE, R. J. a McDERMOTT, C. J. (1997). „Does the gap work in Asia?“ *IMF Working Paper No. WP /96/69*.

COGLEY, T. a NASON, J. (1995). „Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationaty Time Series.“ *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 19, pp. 253-278.

COCHRANE, J. H. (1994). „Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices.“ *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 1, pp. 421-465.

CONGRESSIONAL BUDGET OFFICE. (2001): CBO’s Method for Estimating Potential Output: An Update. *CBO Working Paper, August 2001*.

CONWAY, P. a HUNT, B. (1997). „ Estimating Potential Output: A Semi-Strustural Approach.“ *Reserve Bank of New Zeland Discussion Paper No. 97/9*.

COOLEY, T. J. a OHANIAN, L. E. (1991). „ The Cyclical Behavior of Prices.“ *Journal of Monetary Economics*, Vol. 28, No. 1, pp. 25 – 60.

COOLEY, T. F. a DWYER, M. (1998). „ Business Cycle Analysis Without Much Theory: A Look at Structural VARs.“ *Journal of Econometrics*, Vol. 83, pp. 57-88.

CORREIA, I. H.; NEVES, J. L. a REBELO, S. T. (1992). „ Business Cycles from 1850-1950: New Facts about Old Data.“ *European Economic Review*, Vol. 36, No. 3, pp. 459-467.

COTIS, J. P.; ELMESKOV, J. a MOUROUGANE, A. (2003). „Estimates of potential Output: benefits and Pitfalls from a Policy perspective.“ *Manuscript. OECD*

CROTTY, J. a EPSTEIN, G. (1996). „ In Defence of Capital Controls.“ *Socialist Register*, pp. 118-149.

ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA (2012). „ Zpráva o inflaci/I.“

D'AURIA, F.; DENIS, C.; HAVIK, K.; McMORROW, K.; PLANAS, C.; RACIBORSKI, R.; RÖGER, W. a ROSS, A. (2010). „ The production function methodology for calculating potential growth rates and output gaps.“ *European Commision Economic Papers, No. 420*.

DEBELLE, G. a STEVENS, G. (1995). „ Moetary Policy Goals for Inflation in Australia.“ *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper No. 9503*.

DE BROUWER, G. (1998). „ Estimating Output Gaps“, *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper No. 9809*.

DE MASI, P. (1997). „IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practise.“ *IMF Working Paper No.WP/97/177*.

DENIS, C.; GRENOUILLEAU, D.; McMORROW, K. a RÖGER, W. (2006). „ Calculating potential growth rates and output gaps-A revised production function approach.“ *European Commision, Economic papers No. 247*.

DICKEY, D.A.; HASZA, D.P. a FULLER, W.A. (1984). „Testing fot Unit Roots in Seasonal Time Series.“ *Journal of the American Statistical Association, Vol. 79, No. 386, pp. 355- 367*.

DIEBOLD, F. X. a SENHADJI, A. S. (1996). „ The Uncertain Unit Root on GNP: Comment“. *American Economic Review, Vol. 86, No. 5, pp. 1291-1298*.

DOMÉNECH, R. a GÓMEZ, V. (2006). „Estimating Potential Output, Core Inflation, and the NAIRU as latent Variables.“*Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 24, pp. 354-365*.

DUPASQUIER, C.; GUAY, A. a ST-AMANT, P.(1997): “A survey of alternative methodologies for estimating potential output and the output gap.” *Journal of Macroeconomics, Vol. 21, pp. 577 – 595*.

DWYER, A. , GURNEY, A. a Lam, K. (2010), „ Inflation and the Output Gap in the UK.“ *HM Treasury Economic Working Paper No. 6*.

DYBCZAK, K.; FLEK, V.; HÁJKOVÁ, D. a HURNÍK, J. (2006). „Supply-Side Performance and Structure in the Czech Republic (1995-2005).“ *Czech National Bank Working Paper No.4*.

ELMESKOV, J. (1993). „High and persistent unemployment: assessment of the problem and its causes.“ *OECD Economics department Working Papers No. 132*.

EPSTEIN, N. a MACCHIARELLI, C. (2010). „Estimating Poland's Potential Output: A Production Function Approach.“ *IMF Working Paper No. WP /10/15*.

FABIANI, S. a MESTRE, R. (2004). „ A systém approach for measuring the euro area NAIRU.“ *Empirical Economics, No. 29, pp. 311-341*.

FLAIG, G. (2012). „ Why We Should Use High Value for the Smoothing Parameter of the Hodrick-Prescott filter.“ *CESIFO Working Paper No. 3816*.

GANEV, K. (2004). „ Statistical Estimates of the Deviations from the Macroeconomic Potential. An Application to the Economy of Bulgaria.“ *Agency foe Economic Analysis and Forecasting Working Paper. ISBN P54-567-052-5*.

GERLACH, S. a SMETS, F. (1997). „Output gaps and inflation: Unobservable-components for G-7 countries.“ Bank for International Settlements mimeograph, Basel.

GIORNO C.; RICHARDSON, P.; ROSEVEARE, P. a VAN DEN NOORD, P. (1995). „Estimating potential output, output gaps and structural budget balances.“ *OECD Economics Department Working Paper No. 152*.

GORDON, R. J. (1996). „ The time-varying NAIRU and ots Implications for Economic Policy.“ *NBER Working Paper No. 5735*.

GUARDA, P. (2002). „Potential Output and Output Gap in Luxembourg: Some Alternative Methods.“ *Banque Centrala du Luxembourg Cashier d'Etudes Working Paper No. 4*.

GUAY, A. a ST. AMANT, P. (1996) „ Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles?“ *Bank of Canada Technical Report No. 78*.

GUSCINA, A. (2006). „ Effects of Globalization on Labor's Share in National Income.“ *IMF Working Paper No. WP /06/294*.

HÁJKOVÁ, D. a HURNÍK, J. (2007). „ Cobb-Douglas Production Function: The Case of a Converging Economy.“ *Czech Journal of Economics and Finance, Vol.57, No. 9-10, pp. 465-476*.

- HARDING, D. a PAGAN, A. (2001). „Extracting, Using and Analysis Cyclical Information.“ *Mimeo*, University of Melbourne.
- HARRISON, A. (2002). „Has Globalization Eroded labor's Share.“ *University of California at Berkeley*.
- HARVEY, A. C. (1989). „Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter. Cambridge: *Cambridge University Press*, 1989.
- HARVEY, A. C. (2008). „Modeling the Phillips curve with unobserved components.“ *Cambridge Working Papers in Economics 0805*.
- HARVEY, A. C. a JAEGER, A. (1993). „Detrending, Stylized Facts and the Business cycle.“ *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 8, No. 3, pp. 231-247.
- HASSLER, J.; LUNDVIK, P.; PERSSON, T. a SÖDERLIND, P. (1992). „The Swedish Business Cycle: Stylized Facts over 130 Years.“ *IIES, Stockholm University, monograph No. 22*.
- HJELM, G. a JÖNNSSON, K. (2010). „In search of a method for measuring the output gap of the Swedish economy. Economic, econometric and practical considerations.“ *The National Institute of Economic Research Working Paper No. 115*.
- HODRICK, R.J. a PRESCOTT, E.C. (1997). „Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation“. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 1, pp. 1-16.
- JARQUE, C. M. a BERA, A. K. (1980). „Efficient tests for normality, homoskedasticity and serial independence of regression residuals.“ *Economic Letters*, Vol. 6, No. 3, pp. 255-259.
- KAISER, R. a MARAVALL, A. (1999). „Estimation of the business cycle: A modified Hodrick-Prescott filter.“ *Spanish Economic Review*, Vol.1, pp. 175-200.
- KENNY, G. (1995). „Some Estimates of Potential Output and the Output Gap for Ireland“, *Central Bank of Ireland Technical Paper Series No. 5/RT/95*.
- KIM, C. J. a NELSON, C. R. (1999). „Business Cycle Turning Points. A New Coincident Index, and tests for Duration Dependence based on a Dynamic Factor Model with Markov Switching.“ *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 4, pp. 608-616.

KING, R. G. a REBELO, S. T. (1993) „ Low Frequency Filtering and Real Business Cycles.“ *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 17, No. 1-2, pp. 207-231.

KING, G. K. ;PLOSSER, C. I.; STOCK , J. H. a WATSON, M. W. (1991): „Stochastic Trends and Economic Fluctuations.“ *American Economic Review*, Vol. 81, No. 4, pp. 819 – 840.

KLOUDOVÁ, D. (2013). „Modely nepozorovaných komponent pro odhad produkční mezery české ekonomiky.“ *Acta Academica karviniensia*, Vol. 16, No. 3, pp. 95-105.

KONUKI, T. (2008). „ Estimating Potential Output and the Output Gap in Slovakia.“ *IMF Working Paper*, No. WP/08/275.

KOSKE, I. a PAIN, N. (2008). „ The Usefulness of Output Gaps for Policy Analysis.“ *OECD Working paper*, No. 621.

KUTTNER, K. N. (1994). „ Estimating potential output as a latent variable.“ *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, No.3, pp. 361-368.

LAXTON, D. a TETLOW, R. (1992). „ A simple multivariate filter for the measurement of potential output.“ *Bank of Canada Technocal Report* No. 59.

LAXTON, D., MEREDITH, G. a Rose, D.(1994), „ Asymmetric Effects of Economic Activity on Inflation: Evidence and Policy Implications“, *IMF Working Paper*, WP94/139.

LEMOINE, M.; MAZZI, G. L.; MONPERRUS-VERONI, P.; a REYNES, R. (2008). „ Real Time Estimation of Potential Output Gap for the Euro-area: Comparing Production Function, Unobserved Components and SVAR Approaches.“ *Eurostat colloquium on modern tools for business cycle analysis, Luxembourg, 2008*.

LIDARAY, D.; MAZZI, G. L. a SARTORI, F. (2003). „ Statistical Methods for Potential Output Estimation and Cycle Extraction.“ *European Commission Report*, ISBN 92-894-5343-5.

LIPPI, M. a REICHLIN, L. (1984): “Diffusion of technical change and the decomposition of output into trend and cycle”. *Review of Economic Studies*, Vol. 61, No. 1, pp. 19 – 30.

McKENZIE, R. (2006). „Undertaking Revisions and Real-Time Data Analysis using the OECD Main Economic Indicators Original Release Data and Revisions Database.“ *OECD Statistics Working Paper 2006/2*.

MOHR, M. (2001). „Ein disaggregierter Ansatz zur Berechnung konjunkturbereinigter Budgetsalden für Deutschland: Methoden und Ergebnisse.“ *Deutsche Bundesbank, Volkswirtschaftliches Forschungszentrum, Working Paper 13/2001*.

MOHR, M. (2005). „A Trend-Cycle-(Season) Filter.“ *European Central Bank Working Paper 499*.

MOURRE, G. (2009). „What explains the differences in income and labour utilisation and drives labour and economic growth in Europe? A GDP accounting perspective.“ *European Commission, Economic papers No. 354*.

MURRAY, C. J. (2002). „Cyclical properties of baxter-King Filtered Time Series“. Mimeo University of Houston.

NELSON, C. a PLOSSER, C. I. (1982). „Trends and random walks in macroeconomic series.“ *Journal of Monetary Economics, Vol. 10, pp. 139-162*.

OKUN, A. M. (1962). „Potential GNP: Its Measurement and Significance.“ In *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section*. Washington, DC: American Statistical Association, 1962, pp. 98-104.

OOMES, N. a DYNNIKOVA, O. (2006). „The Utilization-Adjusted Output Gap: Is the Russian Economy Overheating?“ *IMF Working Papers No. WP/06/68*.

ORPHANIDES, A. a Van Norden, S. (2002), „The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time.“ *The review of Economics and Statistics, Vol. 84, No.4., 569 – 583*.

PAPPEL, D. H. a PRODAN, R. (2003). „The Uncertain Unit Root in US Real GDP: Evidence with Restricted and Unrestricted Structural Change“, *Journal of Money Credit and Banking, Vol. 36, pp. 423-427*.

PEDERSEN, T. M. (2001). „The Hodrick-Prescott filter, the Slutsky effect, and the distortionary effect of filters.“ *Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 25, pp. 1081-1101*.

PHILLIPS, P. C. B. a PERRON, P. (1988). „ Testing for a unit root in time series regressions.“ *Biometrika*, pp. 335-346.

POTERBA, J. (1997). „ The Rate of Return to Corporate Capital and Factor Shares: New Estimates Using Revised National Income Account and Capital Stock Data.“ *NBER Working Paper No. W6263*.

PRESCOTT, E. (1986). „ Theory Ahead of Business cycle Measurement.“ *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 10, No. 10, pp. 9 – 22.

PROIETTI, T. (1997). „ Short-Run Dynamics in Cointegrated Systems.“ *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 59, No. 3, pp. 405-422.

PROIETTI, T.; MUSSO, T.; WESTERMANN, T. (2007) „Estimating Potential Output and the Output Gap for the Euro-Area: A Model-Based Production Function Approach.“ *Empirical Economics*, Vol. 33, No. 1, pp. 85-113.

RAVN, M. a UHLIG, H. (2002). „On Adjusting the HP-Filter for the Frequency of Observations.“ *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, pp. 371-380.

RAZZAK, W. (1996), „ Do Prices Lead Wages in the Demand Cycle?“, *Reserve Bank of New Zealand Research Memorandum M96/6*.

ROBERTSON, D. a WICKENS, M. R. (1997): “Measuring real and nominal macroeconomic shocks and their international transmission under different monetary regimes.” *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 59, pp. 5 – 27.

RODRIK, D. (1997). „ Has Globalisation Gone Too Far?“ *Washington: Institute of International Economics*.

ROEGER, W. (2006). „ The Production Function Approach to Calculating Potential Growth and Output Gaps. Estimates for EU Member States and the US.“ *European Commission Working Paper, April 2006*.

RUDEBUSH, G. D. (1993) „ The Uncertain Unit Root in Real GDP“, *The American Economic Review*, Vol. 83, pp. 264-272.

RÜNSTLER, G. (2002). „ The Information Content of Real-Time Output Gap Estimates: an Application to the Euro area.“ *European Central Bank Working Paper No. 182*.

- SAID, S. a DICKENS, D. A. (1984). „Testing for unit roots in autoregressive-moving average models with unknown order.“ *Biometrika*, pp. 599-608.
- SHAPIRO, M. D. a WATSON, M. W. (1988). „Sources of Business Cycle Fluctuations.“ *NBER Working Paper No. W2589*.
- SHUMWAY, R. H. a STOFFER, D. S. (1982). „An approach to time series smoothing and forecasting using EM algorithm.“ *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 3, pp. 253-264.
- SILVERMANN, B. W. (1984). „Spline Smoothing: The Equivalent Variable Kernel Method.“ *Annals of Statistics*, Vol. 12, pp. 898-916.
- SIMS, O. (1980). „Macroeconomics and Reality.“ *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, pp. 1-48.
- SINGLETON, K. (1988). „Econometric Issues in the Analysis of equilibrium Business-Cycle Models.“ *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, pp. 361-386.
- SLEVIN, G. (2001). „Potential Output and the Output Gap in Ireland“ , *Central Bank of Ireland Technical Paper Series*, No. 5/RT/01.
- ST. AMANT, P. a VAN NORDEN, S. (1997). „Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada. *Bank of Canada Technical Report No. 79*.
- THEODULOZ, T. (2009). „Testing the Gap: An Application for Uruguay“. *Cuaderno de Economía*, 2009, No. 4. Pp. 97 – 121.
- TURNER, D. (1995). „Speed Limit and Asymmetric Inflation Effects from the Output Gap in the Major Seven Economies“, *OECD Economic Studies*, No. 24.
- WATSON, M. W. (1986). „Univariate detrending methods with stochastic trends.“ *Journal of Monetary Economics*, Vol. 18, pp. 49-75.
- WHITE, H. (1980). „A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Test for Heteroscedasticity“. *Econometrica*, No. 48, pp. 817-838.