

Cyklické očišťování salda vládního sektoru

Lukáš Lang, Jan Mareš

Informační studie 1/2015

Cyklické očišťování salda vládního sektoru

Informační studie 1/2015

Lukáš Lang, Jan Mareš

Ministerstvo financí ČR

Letenská 15, 118 10 Praha 1

Tel.: 257 041 111

E-mail: lukas.lang@mfcz.cz, jan.mares@mfcz.cz

ISBN 978-80-85045-82-6

volná distribuce (on-line)

Elektronický archiv:

<http://www.mfcz.cz>

Cyklické očišťování salda vládního sektoru

Lukáš Lang, Jan Mareš

Obsah

1 Úvod	1
2 Potenciální produkt, produkční mezera	2
2.1 Lineární trend a jednorozměrné filtry	2
2.2 Vícerozměrné filtry	5
2.3 Strukturální metody.....	7
2.4 Srovnání metod odhadu potenciálního produktu a produkční mezery – aplikace na údaje za ČR	9
3 Cyklické očišťování salda	11
3.1 Metody využívající informaci o velikosti produkční mezery v ekonomice	11
3.2 Metoda Evropské centrální banky	13
3.3 Srovnání výsledků výpočtů cyklického očištění salda	15
4 Závěr	17
5 Použitá literatura	18
6 Tabulková příloha	20

Seznam tabulek

Tabulka 2.1: Výsledky rozšířeného Dickey-Fullerova testu na časové řadě reálného HDP a mezeře produkce odhadnuté pomocí lineárního trendu (1996–2014)	3
Tabulka 2.2: Rozdíly v metodice produkční funkce MF ČR a Evropské komise	8
Tabulka 2.3: Shrnutí výhod a nevýhod jednotlivých metod výpočtu potenciálního produktu a produkční mezery	10
Tabulka 3.1: Elasticity cyklicky citlivých položek příjmů a výdajů pro ČR	13
Tabulka 3.2: Elasticity položek k makroekonomickým základnám podle metody ECB.....	14
Tabulka 6.1: Cyklická složka salda a strukturální saldo.....	20

Seznam grafů

Graf 2.1: Produkční mezera ve 4. čtvrtletí 2014 s různými počátky časové řady použité pro odhad.....	3
Graf 2.2: Produkční mezera 2005–2014 odhadnutá pomocí lineárního trendu.....	3
Graf 2.3: Trendová složka HDP s různými hodnotami parametru lambda	4
Graf 2.4: Trendová složka HDP s upravenými váhami pro koncová pozorování	4
Graf 2.5: Výsledky výpočtů produkční mezery na datech ČR	9
Graf 3.1: Cyklická složka salda podle metody MF ČR, EK a ECB.....	15
Graf 3.2: Cyklická složka salda podle metod výpočtu produkční mezery	15

Informační studie Ministerstva financí ČR mají za úkol poskytnout informace o aktuálních problémech týkajících se hospodářské politiky s důrazem na politiku fiskální. Informační studie jsou oponovány interním oponentem Ministerstva financí ČR. Podkladem pro rozhodnutí příslušného vedení odboru, zda bude studie publikována, je posudek vedoucího oddělení, v jehož kompetenci je daná problematika řešena.

Názory publikované v této studii se nemusí shodovat s názory Ministerstva financí ČR.

Seznam použitých zkratk

AWG	Pracovní skupina pro stárnutí populace a udržitelnost
ČR	Česká republika
ECB	Evropská centrální banka
EK	Evropská komise
EPC	Výbor pro hospodářskou politiku
EU	Evropská unie (svým pokrytím zahrnuje všech 28 zemí)
HDP	hrubý domácí produkt
HPH	hrubá přidaná hodnota
HP filtr	Hodrick-Prescottův filtr
MF ČR	Ministerstvo financí ČR
NAIRU	míra nezaměstnanosti nezrychlující inflaci
NAWRU	míra nezaměstnanosti nezrychlující růst mezd
OECD	Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
SVAR	strukturální vektorová autoregrese

1 Úvod

Informační studie Cyklické očišťování salda vládního sektoru je příspěvkem do diskuse v souvislosti se souborem návrhů zákonů o rozpočtové odpovědnosti, které schválila vláda dne 23. února 2015 (usnesení vlády ČR č. 114). V rámci těchto nových pravidel o rozpočtové odpovědnosti by mělo Ministerstvo financí (MF ČR) ve spolupráci s Národní rozpočtovou radou vytvořit metodiku pro výpočet strukturálního salda vládního sektoru. Stěžejní součástí výpočtu strukturálního salda je způsob očištění salda vládního sektoru o vliv hospodářského cyklu. Předložená studie má za cíl představit používané metody, které příjmy i výdaje korigují o běžné výkyvy ekonomiky.

Samotná metodika očišťování se obvykle skládá ze dvou fází. Nejprve je nutné identifikovat aktuální pozici ekonomiky v rámci hospodářského cyklu. K tomu je zapotřebí odhad potenciálního produktu, tedy určitého rovnovážného výstupu ekonomiky, který nezvyšuje míru inflace při optimálním využití výrobních faktorů. Ten je možné určit několika způsoby. Nejjednodušší pro výpočet je aplikace metod založených čistě na statistickém či ekonometrickém přístupu prostřednictvím jednorozměrných filtrů. Ty jsou nicméně zatíženy, kromě některých technických obtíží, absencí ekonomického základu. Zmíněnou nevýhodu ryze technických metod do jisté míry vylepšují vícerozměrné filtry, které se snaží ekonomický rozměr doplnit. Relativně nejkompexnějším přístupem využívající největší počet datových zdrojů je pak použití strukturálních ekonomických modelů primárně vycházejících z produkční funkce. Jde o současně nejpoužívanější metodu, se kterou pracuje Evropská komise (EK) a řada členských zemí Evropské unie (EU).

Ministerstvo financí v rámci přípravy této studie oslovilo všech ostatních 27 ministerstev financí či hospodářství v EU ohledně jejich přístupů k cyklickému očišťování salda vládního sektoru. Ze vzorku došlých reakcí (18 zemí) vyplývá, že metodu produkční funkce pro národní účely aplikuje Belgie, Bulharsko, Dánsko, Estonsko, Finsko, Francie, Chorvatsko, Itálie, Kypr, Malta, Německo, Rumunsko, Slovensko a Spojené království, které produkční funkci doplňuje o analýzy statistickými filtry. Jedním z hlavních důvodů, jenž vede k volbě metody produkční funkce, je aplikace stejných postupů napříč zeměmi EU a EK. Ta metodu, na jejíž tvorbě participovaly všechny země EU s EK, používá k hodnocení vývoje v členských zemích. V rámci ČR s touto metodou kromě MF ČR pracuje například i Česká národní banka.

Druhá fáze cyklického očišťování vychází z předchozího určení produkční mezery jakožto rozdílu mezi potenciálním a skutečným výstupem ekonomiky. Prostřednictvím odhadnutých citlivostí příjmových a výdajových položek na cyklický vývoj je potom možné saldo rozpočtu o vliv hospodářského cyklu očistit. V rámci této oblasti existují dva základní přístupy, kterými se blíže zabýváme. První je metoda Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD), kterou používá také EK a řada členských zemí EU. Při kalkulacích se standardně využívají citlivosti jednotlivých položek na hospodářský cyklus, které OECD periodicky publikuje. S alternativní metodou pak přišla Evropská centrální banka (ECB), která pracuje primárně s citlivostmi definovanými vzhledem k dílčím makroekonomickým základnám (například u příjmů z daní ze spotřeby je používán cyklický vývoj spotřeby domácností) namísto celkové produkční mezery. V případě způsobu cyklického očišťování jsou přístupy jednotlivých zemí poněkud rozmanitější než u výpočtu potenciálního produktu. V zásadě však platí, že obdobně jako u odhadů potenciálního produktu, vychází většina zemí ze stejné metodiky jako EK, tedy z přístupu OECD. Tuto metodu takřka identicky aplikuje Belgie, Bulharsko, Estonsko, Finsko, Francie, Chorvatsko, Itálie, Lucembursko, Malta, Německo, Slovensko a Španělsko. Detailněji se analýzami zabývají např. v Dánsku, Spojeném království a Švédsku, kde se nespolehají čistě na odhady OECD, ale kalkulují citlivosti pomocí vlastních modelů.

Studie pokračuje třemi kapitolami. Následující kapitola diskutuje metody odhadu potenciálního produktu včetně jejich výhod a nevýhod a aplikuje je na data českého ekonomického prostředí. Kapitola 3 pojednává o dvou hlavních přístupech k cyklickému očišťování salda s využitím výsledků z předchozí části. Závěrečná část pak stručně shrnuje a studii uzavírá.

2 Potenciální produkt, produkční mezera

Potenciální produkt a produkční mezera jsou jedny z klíčových makroekonomických veličin pro tvůrce fiskální i měnové politiky. Potenciální produkt je definován jako taková dlouhodobě udržitelná úroveň reálného HDP, která nezvyšuje míru inflace při optimálním využití výrobních kapacit ekonomiky, včetně pracovní síly. Produkční mezera je pak rozdílem mezi skutečně realizovaným výstupem produkce a potenciálním produktem. Je možné ji považovat za veličinu zachycující průběh hospodářského cyklu. Zároveň tento koncept produkční mezery reflektuje rovnováhu mezi agregátní poptávkou a nabídkou. Přetrvávající negativní produkční mezera může být příznakem nízké agregátní poptávky a sloužit tedy jako indikátor pro fiskální impuls na podporu ekonomiky. V případě nastavení měnové politiky pak ve stejném případě signálem k jejímu uvolnění. Naopak v situaci kladné produkční mezery je vhodné provádět restriktivnější fiskální a měnovou politiku. Produkční mezera je také klíčová pro očištění salda vládního sektoru o vliv hospodářského cyklu.

Určení mezery produkce a potenciálního produktu je obtížné, protože potenciální výstup ekonomiky nelze přímo pozorovat, na rozdíl od skutečné úrovně produkce ani zpětně. Je tedy nutné se spolehnout na odhady potenciálního produktu a produkční mezery, přičemž pro odhad těchto veličin existuje celá řada metod. Mezi základní metody patří čistě statistické odhady pomocí lineárního trendu a jednorozměrných filtrů. Vícerozměrné filtry poté umožňují zohlednit při odhadech některé ekonomické vztahy, například Phillipsovou křivku nebo Okunův zákon¹. Nejkomplexnější strukturální metody pro výpočet produkční mezery využívají konkrétně definované ekonomické vztahy. Cílem všech metod je rozložit časovou řadu výstupu produkce na složku trendovou a cyklickou:

$$Y_t = Y_t^p + Y_t^c \quad (1)$$

Kde Y_t je sezónně očištěný reálný hrubý domácí produkt (HDP), Y_t^p potenciální produkt a Y_t^c cyklická složka neboli produkční mezera v čase t .

Přestože většina z metod dává v rozvinutých zemích podobný obraz hospodářského cyklu, konkrétní hodnoty potenciálního produktu a mezery produkce mohou být u jednotlivých metod odlišné. Následující podkapitoly poskytují přehled metod se zaměřením na výhody a nevýhody jejich použití.

2.1 Lineární trend a jednorozměrné filtry

2.1.1 Lineární trend

Lineární trend je nejjednodušší metodou odhadu potenciálního produktu a mezery produkce. Trend je zde uvažován jako lineární funkce času t . Logaritmovaná² řada reálného domácího produktu (y_t) vstupuje jako závislá proměnná do lineární regrese, kde jako vysvětlující proměnná figuruje lineární trend t :

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

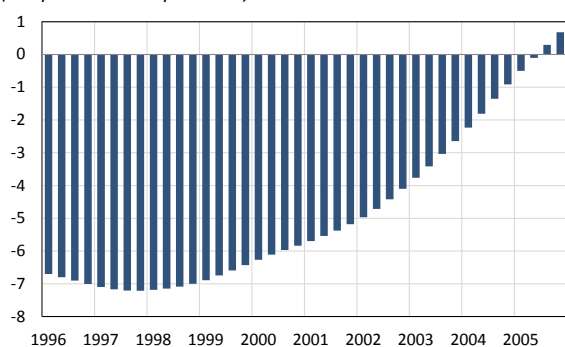
Po odhadnutí koeficientů lze logaritmus potenciálního produktu, y_t^p , dopočítat jako trend uvedené rovnice (2), tedy $y_t^p = \alpha + \beta t$. Reziduální složka ε_t je považována za mezeru produkce.

Metoda odhadu potenciálního produktu pomocí lineárního trendu je snadno aplikovatelná, ale má několik vážných nedostatků. Především je výsledek výrazně ovlivněn časovou řadou použitou pro odhad. Odhad potenciálního produktu v konkrétním období se může značně lišit, pokud je v lineární regresi použito období začínající v prvním čtvrtletí roku 1996 a končící ve čtvrtém čtvrtletí roku 2014, od potenciálního produktu, který je určen lineární regresí uvažující pouze kratší období od počátku roku 2005 do konce roku 2014. Zásadní nepřesnosti mohou vzniknout především, pokud je v krajních časových obdobích ekonomika v jednom z extrémů, tedy na dně recese, případně na vrcholu expanze hospodářského cyklu. Tento nedostatek ilustruje Graf 2.1, který ukazuje hodnoty produkční mezery ve 4. čtvrtletí roku 2014 odhadnuté pomocí metody lineárního trendu s různými počátky časové řady reálného HDP. Graf 2.2 pak zachycuje vývoj odhadu produkční mezery v období od 1. čtvrtletí 2005 do 4. čtvrtletí 2014.

¹ Phillipsova křivka zachycuje vztah inflace a produkční mezery, Okunův zákon pak vztah nezaměstnanosti a produkce či produkční mezery.

² Přirozený logaritmus je použit z důvodu stabilizace variance časové řady HDP a snazší interpretace odhadu.

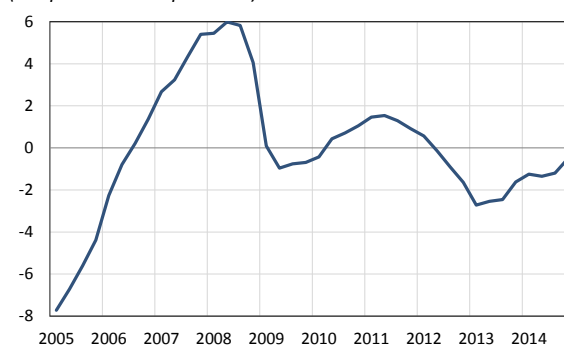
Graf 2.1: Produkční mezera ve 4. čtvrtletí 2014 s různými počátky časové řady použité pro odhad (v % potenciálního produktu)



Pozn.: Hodnoty na horizontální ose znázorňují počátky uvažovaných časových řad.

Zdroj: Výpočty MF ČR.

Graf 2.2: Produkční mezera 2005–2014 odhadnutá pomocí lineárního trendu (v % potenciálního produktu)



Zdroj: Výpočty MF ČR.

Pokud bude období na počátku vzorku dnem recese, bude následný růst potenciálu nadhodnocen. Současně pak bude podhodnocena produkční mezera. Metoda lineárního trendu dále předpokládá konstantní růst potenciálního produktu v čase. Metoda produkční funkce se základem v ekonomické teorii popsaná v kapitole 2.3.1 ukazuje, že růst ekonomiky lze rozložit na příspěvek souhrnné produktivity výrobních faktorů a změnu výrobních faktorů práce a kapitálu. Detailnější perspektivu poté můžeme získat další analýzou výrobního faktoru práce, který je možné dále rozložit na příspěvky populačního přírůstku, změn participace na trhu práce a průměrného počtu odpracovaných hodin. Předpoklad ohledně konstantního růstu potenciálního produktu znamená v praxi neobhajitelný závěr, že i tyto jednotlivé složky by musely být konstantní (de Brouwer, 1998). Jejich změny mohou být vyústěním například reformy trhu práce, stárnutím obyvatelstva nebo dostupností předškolního vzdělávání. Pokud je růst potenciálního produktu stochastický, tedy proměnlivý v čase, metoda lineárního trendu stochastickou složku zahrnuje do odhadu produkční mezery. Následkem toho je odhadnutá produkční mezera nestacionární, protože v sobě zahrnuje část složky trendové a může vychylovat odhad mezery produkce (Cotis *et al.*, 2005).

Časová řada reálného HDP v ČR vykazuje rysy stochastického procesu. Statistiky rozšířeného Dickey-Fullerova testu spočítané na řadě reálného HDP od prvního kvartálu 1996 do čtvrtého kvartálu 2014 zachycuje Tabulka 2.1. Testy byly provedeny s uvážením lineárního trendu a jednou zpožděnou hodnotou v případě nediferencované řady HDP a bez lineárního trendu bez zpožděných hodnot v případě diferencované řady HDP. Zpožděná pozorování jsou zvolena na základě Schwarzova informačního kritéria. Z prvních dvou sloupců tabulky lze vidět, že časová řada výstupu je nestacionární i po uvážení lineárního trendu. Naproti tomu u diferencované řady výstupu můžeme hypotézu nestacionarity zamítnout na 5% hladině významnosti. Výsledky rozšířeného Dickey-Fullerova testu byly dále potvrzeny Phillips-Peronovým testem jednotkového kořene. Vzhledem k tomu je vhodné při odhadech uvažovat proměnlivý charakter růstu potenciálního produktu a zaměřit se na jiné metody, které tuto vlastnost lépe zohledňují.

Tabulka 2.1: Výsledky rozšířeného Dickey-Fullerova testu na časové řadě reálného HDP a mezeře produkce odhadnuté pomocí lineárního trendu (1996–2014)

řada	ADF stat.	p-hodnota	PP stat.	p-hodnota
Y_t	-2.1	0.5	-1.5	0.8
ΔY_t	-3.5	0.011**	-3.5	0.009***

Pozn.: ** a *** vyznačují signifikanci na 5%, resp. 1% hladině významnosti.

2.1.2 Jednorozměrný Hodrick-Prescottův filtr

Jednou z hojně využívaných metod pro rozklad časové řady na trend a cyklickou složku je aplikace Hodrick-Prescottova (HP) filtru. Trend je z časové řady odvozen minimalizací funkce:

$$\min_{\tau_t} \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \quad (3)$$

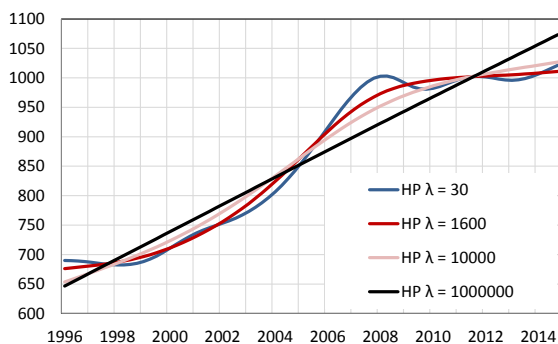
kde y_t je pozorování časové řady v čase t , τ_t je trend časové řady, tedy v tomto případě potenciální produkt, v čase t a λ je tzv. Lagrangeův multiplikátor.

Multiplikátor λ ovlivňuje vyhlazenost výsledného trendu časové řady. Jeho velikost je závislá na předpokladech ohledně poměru variancí trendové a cyklické složky (Hodrick a Prescott, 1997). Nízká hodnota multiplikátoru vede k odhadům trendu, který bude velmi blízký pozorovaným hodnotám časové řady. Vysoké hodnoty naopak vedou k menší citlivosti trendu vůči krátkodobým výkyvům v hodnotách časové řady. Pro $\lambda \rightarrow \infty$ filtr konverguje k lineárnímu trendu. Formální řešení rovnice (3) je velmi instruktivně popsáno v Reeves *et al.* (2000).

HP filtr omezuje nestacionaritu mezery produkce diskutovanou v předchozí kapitole tím, že trendová složka je variabilní v čase. Významnou výhodu lze také vidět v jeho relativně snadné empirické aplikaci. Naproti tomu má ovšem metoda HP filtru několik nevýhod. Mezi jednu z hlavních patří nutnost zvolit parametr λ , který následně ovlivňuje odhad potenciálního produktu i produkční mezery. Přestože vyhlazovací parametr λ může zásadně měnit výstup filtru, neexistuje jasný teoretický postup pro jeho určení. Standardní hodnota parametru λ používaná pro čtvrtletní data je 1600 a pro časové řady s roční frekvencí jsou v literatuře běžné hodnoty v intervalu od 6,25 do 100. Je důležité si uvědomit, že nastavení parametru ovlivňuje délku odhadovaného cyklu. Hodnota parametru 100 pro roční data implikuje délku cyklu okolo 15 let. Pro nízké hodnoty okolo 10 je pak odpovídající délka cyklu maximálně 8 let (Cotis *et al.*, 2005). Přestože jsou známy tyto běžně užívané hodnoty pro data s různou frekvencí pozorování, hodnoty nemusí přesně reflektovat poměr variancí trendu a cyklu v dané časové řadě. Pochybnosti o hodnotě vyhlazovacího parametru pro čtvrtletní data přináší například studie Guay a St-Amant (1996). Autoři pomocí simulací metodou Monte Carlo ukazují, že hodnota $\lambda = 1600$ je optimální pouze za splnění velmi specifických předpokladů ohledně poptávkových i nabídkových šoků a délky trvání hospodářského cyklu. Harvey a Jaeger (1993) dále zpochybňují přesnost rozkladu časové řady na trendovou a cyklickou složku. Přesnost odhadu se podle nich liší v závislosti na vstupních datech a jejich vlastnostech.

Graf 2.3: Trendová složka HDP s různými hodnotami parametru lambda

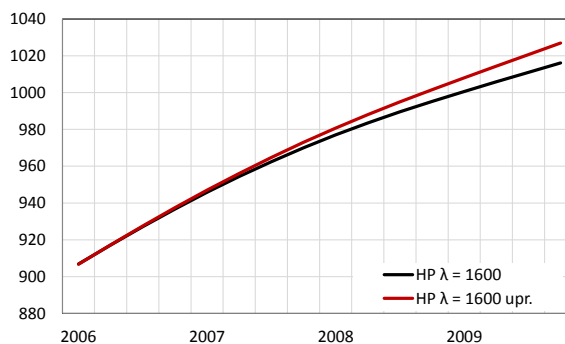
(v mld. Kč, čtvrtletní údaje)



Zdroj: Výpočty MF ČR.

Graf 2.4: Trendová složka HDP s upravenými váhami pro koncová pozorování

(v mld. Kč, čtvrtletní údaje)



Zdroj: Výpočty MF ČR.

Neméně problematickou vlastností HP filtru je i jeho vychýlení na konci časové řady. Funkce minimalizovaná pro rozlišení trendu a cyklu časové řady obsahuje i budoucí (minulé) hodnoty, které nejsou na konci (začátku) této řady známy. Filtr je tedy symetrický pouze tam, kde jsou tyto hodnoty dostupné. Zmiňovaný nedostatek je limitující zejména na konci pozorování, kde jsou odhady pro tvorbu hospodářské politiky zásadní. Několika posledním pozorováním v časové řadě je přiřazována vyšší váha relativně k pozorováním ostatním (St-Amant a van Norden, 1997). Odhady potenciálního produktu a mezery produkce na konci vzorku tak mohou být předmětem značných revizí po zahrnutí dalších pozorování v budoucnu, zejména pokud se na konci řady pohybuje ekonomika na dně či vrcholu svého hospodářského cyklu. Tento nedostatek je nejčastěji zmírňován pomocí rozšíření časové řady o předpovídané hodnoty a odhadnutím HP filtru na takto vzniklém vzorku. Pro pozitivní dopad na odhad hospodářského cyklu, jinými slovy menší chybu odhadu na konci vzorku, je kriticky důležitá spolehlivost predikce. Tato podmínka limituje využití této úpravy HP filtru, protože většina základních metod pro předpovídání časových řad je založena na jejich minulých hodnotách a následná pozorování se při výskytu náhlých šoků mohou od předpovědí významně lišit. Bruchez (2003) představuje alternativní metodu úpravy HP filtru pro ošetření vychýlení na konci časové řady. Pomocí váženého základního parametru lambda v obdobích na začátku a konci vzorku je těmto problematickým pozorováním přisuzována nižší váha. Výsledkem je menší vychýlení odhadovaných řad trendu (viz Graf 2.4), přičemž výsledná cyklická složka je vyšší. Upravený HP filtr využívá pro cyklické očištění salda vládního sektoru švýcarské ministerstvo financí, jelikož, i přes zmiňované nevýhody, je tato metoda transparentní, relativně jednoduchá a rozkládá časovou řadu symetricky (tj. součet hodnot cyklické složky je nulový).

2.1.3 Baxter-Kingův filtr

Baxter a King (1995) navrhli statistický filtr, který se zakládá na frekvenční analýze časových řad. Z časové řady jsou odfiltrovány velmi stálé komponenty a také komponenty s vysokou frekvencí. Zbýlé komponenty časové řady jsou

interpretovány jako hospodářský cyklus. Původně navržený Baxter-Kingův filtr zachovává komponenty kolísající v rozmezí 6 až 32 kvartálů a nabývá formy váženého klouzavého průměru za 24 období. Tyto parametry pro odfiltrování komponent lze nicméně upravovat dle potřeby a variabilita je proto jednou z hlavních předností filtru. Zásadní nevýhodou, především z pohledu tvůrce hospodářské politiky, je pak absence odhadů pro cyklus a trend na koncích vzorku. Ta plyne z již uvedené konstrukce filtru jako klouzavého průměru. Tomuto nedostatku lze předejít doplněním časové řady predikcí. Je nutné podotknout, že délka nezbytné předpovědi časové řady je zde delší a podobně jako u HP filtru je poté odhadovaný trend zásadně závislý na spolehlivosti předpovězených hodnot (Guay a St-Amant, 1996).

2.1.4 Kalmanův filtr

Postup navržený ve Watson (1986), jinak také nazývaný metodou nepozorovaných komponent, je další čistě statistickou metodou rozkládající časovou řadu na trend a cyklickou složku. Pomocí specifikace procesů trendu a cyklu je možné tyto komponenty odhadnout aplikací Kalmanova filtru. Watson navrhuje specifikaci vycházející z rovnice (1).

Časovou řadu lze tedy rozdělit na trendovou složku y_t^p a složku cyklickou y_t^c . V případě HDP je trendová složka interpretována jako potenciální produkt a složka cyklická jako produkční mezera. K základní rovnici pak připojuje dodatečné předpoklady týkající se jejich jednotlivých členů. Nejčastěji je potenciální produkt specifikován jako náhodná procházka s driftem:

$$y_t^p = \mu_t + y_{t-1}^p + \eta_t \quad (4)$$

Kde μ_t je míra růstu potenciálního produktu a η_t je reziduum, pro které platí $\eta_t \sim N(0, \sigma_{\eta}^2)$, tedy že je v průměru nulové a jeho rozptyl je σ_{η}^2 . Oproti Watsonově původnímu modelu je nyní často uvažována proměnlivá míra růstu následující náhodnou procházkou:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\mu}^2) \quad (5)$$

Nejčastější specifikace vývoje cyklické složky je pak autoregresní proces druhého řádu:

$$y_t^c = \phi_1 y_{t-1}^c + \phi_2 y_{t-2}^c + v_t \quad (6)$$

Cyklická složka v čase t je tedy odvislá od svých dvou posledních hodnot. ϕ_i jsou odhadované parametry a v_t reziduální složka, $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$. Tento model je pak zapsán do tzv. stavového tvaru a odhadován metodou Kalmanova filtru s pomocí maximalizace pravděpodobnostní funkce.

Metoda nepozorovaných komponent vyhovuje požadavkům na charakteristiky trendu a cyklické složky. V případě potenciálního produktu jde o jeho variabilitu v čase, která je v modelu uvažována. Zároveň je z rovnice (6) zřejmé, že cyklická složka, tedy produkční mezera, je v průměru nulová. Rovněž je možné libovolně upravovat specifikace pro trend a cyklus dle charakteristik dané ekonomiky. Na druhou stranu tato metoda trpí nedostatky týkající se zmíněné Kalmanovy metody odhadu. Při ní je nutné stanovit počáteční hodnoty odhadovaných parametrů modelu. V případě velmi dlouhých časových řad by tyto počáteční hodnoty neměly mít vliv na výstup filtru a parametry by měly konvergovat k parametrům skutečným. Pokud jsou ovšem časové řady příliš krátké, není optimalizace vždy spolehlivá a iniciální hodnoty parametrů mohou ovlivnit konečné odhady jednotlivých složek.

2.2 Vícerozměrné filtry

2.2.1 Vícerozměrný Hodrick-Prescottův filtr

Semistrukturální filtr navržený ve studii Laxton a Tetlow (1992) odhaduje potenciální produkt pomocí rozšíření původního Hodrick-Prescottova filtru. Filtr stejně jako HP filtr minimalizuje vážený průměr produkční mezery a změny v míře růstu potenciálního produktu. Navíc se zde uvažují odchylky z dalších strukturálních rovnic, které také obsahují produkční mezery. Mezi takové rovnice patří nejčastěji Phillipsova křivka, která zachycuje vztah inflace a produkční mezery, a Okunův zákon, jenž vyjadřuje vztah nezaměstnanosti a produkce či mezery výstupu. Dodatečná informace v podobě reziduí z předešlých rovnic by měla přispět k přesnějšímu odhadu potenciálního produktu a produkční mezery. Zároveň začlenění ekonomicky relevantních vztahů reflektuje kritiku čistě statistických metod odhadu potenciálního produktu. Metoda vícerozměrného Hodrick-Prescottova filtru odhaduje potenciální produkt následovně:

$$\min_{\tau_t} \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 + \sum_{t=1}^T \beta_t \varepsilon_{\pi,t}^2 + \sum_{t=1}^T \mu_t \varepsilon_{u,t}^2 \quad (7)$$

Kde jsou kromě členů již zmiňovaných v kapitole 2.1.2 přítomna rezidua z odhadu zmiňované Phillipsovy křivky, $\varepsilon_{\pi,t}$, a rezidua ze vztahu mezi výstupem produkce a nezaměstnaností – Okunovým zákonem, $\varepsilon_{u,t}$. Specifikace Phillipsovy křivky nabývá v základním tvaru následující podoby:

$$\pi_t = \pi_t^e + \phi(y_t - \tau_t) + \varepsilon_{\pi,t} \quad (8)$$

π_t reprezentuje inflaci v čase t , π_t^e inflační očekávání a reziduum $\varepsilon_{\pi,t}$ následně vstupuje do odhadu vícerozměrného filtru. Inflační očekávání bývají často modelována jako vážený průměr minulých hodnot inflace a vliv produkční mezery ($y_t - \tau_t$) na inflaci počítá se zpožděním. Phillipsova křivka v původní studii Laxton a Tetlow (1992) je vyjádřena následovně:

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 \pi_{t-3} + \alpha_4 \pi_{t-4} + \phi(y_{t-1} - \tau_{t-1}) + \varepsilon_{\pi,t} \quad (9)$$

Tato forma Phillipsovy křivky byla pro názornost použita také pro účely této studie. Mohou do ní však vstupovat další proměnné, jako jsou například inflační očekávání zjišťovaná dotazníkových šetření, ceny importů nebo hodnoty směnného kurzu, jako je tomu v případě modelu Beneš a N'Diaye (2004).

Okunův zákon lze implementovat jako:

$$u_t^c = \gamma u_{t-1}^c + \delta(y_{t-1} - \tau_{t-1}) + \varepsilon_{u,t} \quad (10)$$

V rovnici (10) vyjadřuje u_t^c cyklickou složku míry nezaměstnanosti v čase t , přičemž počet vysvětlujících zpožděných pozorování cyklické nezaměstnanosti a mezery produkce může být dle úsudku měněn.

Zajímavým rozšířením tohoto vícerozměrného filtru může být začlenění využití výrobních kapacit. Příklady konstrukce podobného filtru lze nalézt například ve studiích Conway a Hunt (1997) nebo de Brouwer (1998). Data o využití výrobních kapacit jsou pravidelně zjišťována také šetření Českého statistického úřadu. Využití kapacit velmi přesně odpovídá profilu vývoje produkce, zejména pak propady využití kapacit během období ekonomických recesí. Přestože je využití dat z podobných šetření problematické, protože předpokládá homogenní pohled na využití kapacit ze strany firem a také se většinou zaměřuje pouze na jeden ze sektorů ekonomiky, může být využití kapacit velmi dobrým upřesňujícím indikátorem hospodářského cyklu. Filtr je tak rozšířen o další rovnici popisující vztah mezi využitím kapacit a mezerou výstupu:

$$CU_t = \tau_{cu,t} + \psi(y_t - \tau_t) + \varepsilon_{cu,t} \quad (11)$$

Kde $\tau_{cu,t}$ je rovnovážný stav využití kapacit a $\varepsilon_{cu,t}$ reziduum odhadu, které je následně vstupují do rovnice (7) stejným způsobem jako rezidua z ostatních rovnic v podobě $\sum_{t=1}^T \rho_t \varepsilon_{cu,t}^2$, kde ρ_t je váha přiřazená při minimalizaci využití kapacit. Specifikace s využitím kapacit je použita i v této studii. Konkrétně jsou pro odhad potenciálního produktu uvažovány Phillipsova křivka dle rovnice (9), Okunův zákon v rovnici (10) a vztah mezi využitím kapacit a produkční mezerou z rovnice (11). Přestože metoda vícerozměrného HP filtru účinně rozšiřuje čistě statistickou metodu o strukturální vztahy a zachovává příhodné vlastnosti potenciálního produktu i mezery produkce, její využití je spojené s podobnými problémy jako u původního HP filtru. Jedná se zejména o arbitrární stanovení vah jednotlivých komponent vstupujících do procesu optimalizace λ , β , μ , ρ . Konstrukce těchto vah opět nemá jasný teoretický podklad a zároveň se jejich (teoretické) hodnoty mohou v čase měnit (Cotis *et al.*, 2005).

2.2.2 Vícerozměrný Kalmanův filtr

Vícerozměrný Kalmanův filtr je rozšířenou metodou nepozorovaných komponent. Stejně jako v případě vícerozměrného HP filtru se k základnímu systému rovnic připojují další strukturální vztahy a pozorované veličiny. Průkopníkem vícerozměrného Kalmanova filtru byl Kuttner (1994), který uvažuje pro odhad mezery produkce Phillipsovu křivku. Apel a Janson (1997) přispívají studií zahrnující Phillipsovu křivku i Okunův zákon. Tento přístup umožňuje zároveň s potenciálním produktem a mezerou výstupu odhadovat také další důležitou makroekonomickou veličinu – míru nezaměstnanosti nezrychlující inflaci (tzv. NAIRU). Specifikace modelu se ovšem nemusí omezovat na tyto dané vztahy nebo jejich konkrétní formu a v rámci vícerozměrného Kalmanova filtru je možná prakticky libovolná specifikace. Tato flexibilita umožňuje přizpůsobovat model charakteristikám dané ekonomiky. Zároveň však relevance odhadu závisí na správné specifikaci dodatečně uvažovaných vztahů. Horn *et al.* (2006) zmiňují mezi dalšími výhodami filtru dostupnost chyb odhadu nepozorovaných veličin a možnost předpovídání jejich budoucích hodnot, což je v případě ostatních metod přinejmenším velmi obtížné.

Stejně jako v případě jednorozměrného Kalmanova filtru je při odhadech parametrů modelu a nepozorovaných veličin potřeba definovat jejich počáteční hodnoty. Vzhledem k většímu počtu těchto prvků v rozšířených modelech se obecně projevují větší problémy s maximalizací pravděpodobnostní funkce, tedy s optimalizací filtru. Namísto odhadování parametrů v rámci modelu se většinou zmiňovaným nedostatkům předchází kalibrací parametrů pomocí jejich odhadů mimo model.

Vícerozměrný Kalmanův filtr je mezi výzkumníky a tvůrci fiskální i měnové politiky stále oblíbenější metodou pro modelování nepozorovaných veličin. Evropská komise i OECD používají vícerozměrný Kalmanův model pro odhady NAIRU, Evropská komise pak i pro odhad trendové složky souhrnné produktivity výrobních faktorů³.

2.3 Strukturální metody

2.3.1 Produkční funkce s exogenními vstupy

Základní strukturální metodou pro výpočet potenciálního produktu a mezery výstupu je metoda produkční funkce. Nejčastěji je používána Cobb-Douglasova specifikace produkční funkce:

$$Y_t = SPVF_t N_t^\alpha K_t^\beta \quad (12)$$

Kde Y_t je výstup produkce, $SPVF_t$ souhrnná produktivita výrobních faktorů, N_t je výrobní faktor práce a K_t je zásoba kapitálu. Parametry α a β reprezentují elasticitu produkce vzhledem k faktoru práce, respektive elasticitu výstupu vzhledem k zásobě kapitálu. Obecně se přijímá předpoklad konstantních výnosů z rozsahu⁴, kdy $\alpha + \beta = 1$, neboli $\beta = 1 - \alpha$. Produkční funkci je proto možné psát jako:

$$Y_t = SPVF_t N_t^\alpha K_t^{1-\alpha} \quad (13)$$

Pro potřeby výpočtu potenciálního produktu se za parametr α dosazuje podíl výrobního faktoru práce na celkovém HDP. Souhrnná produktivita faktorů je dopočítávána jako tzv. Solowovo residuum z logaritmického tvaru produkční funkce:

$$spvf_t = y_t - \alpha n_t - (1 - \alpha)k_t \quad (14)$$

Kde jednotlivé členy představují hodnoty pozorovaných proměnných v logaritmech.

Potenciální produkt je pak možné dopočítat nahrazením skutečných hodnot souhrnné produktivity výrobních faktorů jejím trendem, $SPVF_t^*$, a výrobní faktor práce trendem výrobního faktoru práce, N_t^* :

$$Y_t^p = SPVF_t^* N_t^{*\alpha} K_t^{1-\alpha} \quad (15)$$

Pro odhad trendu souhrnné produktivity výrobních faktorů se nejčastěji používá Hodrick-Preseottův filtr, ale existují i další možnosti stejně jako v případě přímého odhadování trendu výstupu produkce. Evropská komise tak ve své metodice pro odhad souhrnné produktivity výrobních faktorů např. aplikuje vícerozměrný Kalmanův filtr, kde jako dodatečnou informaci ohledně trendu zohledňuje výsledky šetření využití výrobních kapacit.

Trend faktoru práce N_t^* je konkrétně definován jako:

$$N_t^* = \text{hod}_t^* pr_t^* \text{pop}_t (1 - u_t^*) \quad (16)$$

kde hod_t^* reprezentuje trend v počtu odpracovaných hodin, pr_t^* trend v participaci na trhu práce, pop_t^* počet obyvatel v aktivním věku a u_t^* rovnovážnou míru nezaměstnanosti, tedy již zmiňovanou NAIRU – míru nezaměstnanosti, která nevytváří inflační tlaky. Poslední složkou ve výpočtu potenciálního produktu je zásoba kapitálu. Pro tu se ve výpočtu používá její skutečná hodnota, protože maximální potenciální příspěvek k výstupu je dán jejím plným využitím.

Trendové složky lze odhadnout pomocí plně strukturálního modelu, většinou je ovšem při aplikaci metody produkční funkce doplněna exogenními vstupy, tedy pozorovanými hodnotami časových řad vstupujících do produkční funkce, na které jsou aplikovány statistické filtry (Cotis *et al.*, 2005). Nejčastěji se pak jedná o HP filtr, pomocí kterého jsou z pozorovaných hodnot odpracovaných hodin, participace a nezaměstnanosti odvozeny jejich trendové složky. V poslední době je značně oblíbenou metodou pro odhad u_t^* vícerozměrný Kalmanův filtr uvažující Phillipsovu křivku. Ta je modelována s využitím cenové nebo mzdové inflace, případně dalších exogenních vstupů.

Z uvedené konstrukce výpočtu potenciálního produktu plyne základní kritika metody produkční funkce. V případě využití exogenních vstupů je totiž nutné využít statistické filtry pro odvození trendových složek, které trpí stejnými nedostatky jako při aplikaci přímo na reálný výstup (Mc Morrow a Röger, 2001). Na rozdíl od Kalmanova filtru je také nemožné statisticky vyhodnotit nejistotu odhadu potenciálního produktu. Dále je diskutována specifikace produkční funkce, elasticity zásoby kapitálu, práce i souhrnné produktivity výrobních faktorů, tedy nutnost stanovení vlivu jednotlivých složek produkční funkce na celkový výstup. V neposlední řadě bývají také zmiňovány nepřesnosti v odhadech zásoby kapitálu.

³ V rámci používané metodiky produkční funkce pro odhad potenciálního produktu (kapitola 2.3.1)

⁴ Zdvojnásobení vstupů práce a kapitálu zdvojnásobí celkový výstup.

Metodika produkční funkce má ovšem i významně pozitivní vlastnosti. Především je podle specifikace produkční funkce možné rozložit růst potenciálního produktu na příspěvky jednotlivých složek. Lze tedy spočítat, jakým dílem se na růstu potenciálního produktu projevují demografické změny, situace na trhu práce, změny v zásobách kapitálu a produktivité výrobních faktorů. S využitím rozkladu na příspěvky je tedy možné ilustrovat například dopady reforem trhu práce na růst potenciálního produktu. Zároveň lze reflektovat strukturu ekonomiky ve smyslu podílu práce a kapitálu na celkové produkci ekonomiky. Metodika produkční funkce oproti často používané metodice HP filtru také netrpí vychýlením odhadů na konci vzorku. Přestože je HP filtr využitý pro odhad trendů některých složek produkční funkce, jedná se většinou o proměnné méně volatilní než výstup produkce a HP filtr lze tedy úspěšně upravit tak, aby vychýlení na konci vzorku bylo minimalizováno.

Metodu produkční funkce využívá pro výpočet potenciálního produktu a produkční mezery řada institucí – OECD, EK a primárně i MF ČR. Jednotlivé přístupy se ovšem liší v konstrukci trendových složek potenciálního produktu i ve specifikaci produkční funkce (viz Tabulka 2.2). MF ČR pracuje s odlišnými váhami práce a kapitálu. Trendy jednotlivých vstupů jsou odhadovány pomocí HP filtru. EK naproti tomu pracuje s odhady rovnovážné míry nezaměstnanosti a souhrnné produktivity faktorů z vícerozměrného Kalmanova filtru. Podobný postup volí při odhadu rovnovážné nezaměstnanosti i OECD, nicméně ta používá verzi Phillipsovy křivky s cenovou inflací.

Tabulka 2.2: Rozdíly v metodice produkční funkce MF ČR a Evropské komise

	Metoda MF ČR	Metoda Evropské komise
Metodické		
Parametry produkční funkce	parametr alfa dopočtený jako podíl náhrad zaměstnancům na součtu náhrad zaměstnancům a hrubého provozního přebytku (bez smíšeného důchodu)	pevně stanovaný parametr $\alpha = 0,65$
Definice mezery výstupu	vzhledem k vývoji hrubé přidané hodnoty (HPH*)	vzhledem k vývoji HDP
Použité filtry	HP filtr (SPVF), klouzavé průměry	HP filtr (pro kapitál, odpracované hodiny a míry participace) Kalmanův filtr (pro NAWRU** a SPVF)
Použitá data		
Nezaměstnanost	VŠPS	národní účty (přebírají data z VŠPS)
Míry participace	podíl pracovní síly (bez ohledu na věk) na aktivní populaci 15-64	aktivní populace 15-74 (sladění s přístupem AWG***)
Zásoba kapitálu	hodnoty z národních účtů očištěné o využití kapacit	národní účty
Odpracované hodiny	odpracované hodiny za týden, VŠPS	roční na pracovníka, národní účty

Pozn.: * Využití HPH pro výpočet produkční mezery je podrobněji zdůvodněno v MF ČR (2014a).

** NAWRU je míra nezaměstnanosti neurychlující růst mezd. Jedná se tedy o ekvivalent NAIRU, avšak pro výpočet inflace je místo indexu spotřebitelských cen využit růst mezd.

*** AWG je Pracovní skupina pro stárnutí populace a udržitelnost při Výboru pro hospodářskou politiku (EPC) při EK. Skupina se zabývá dlouhodobými projekcemi sociálních systémů a analýzou udržitelnosti.

Zdroj: Havik et al. (2014) a MF ČR.

2.3.2 Strukturální vektorová autoregrese

Metoda strukturální vektorové autoregrese (SVAR) pro výpočet potenciálního produktu a produkční mezery vychází ze studie Blanchard a Quah (1989). Výpočet je postaven na předpokladech ohledně ekonomických šoků. Pro rozložení skutečného výstupu na trend a cyklickou složku je využíváno dodatečných informací o zaměstnanosti a využití kapacit. Trendová složka je pak interpretována jako potenciální produkt a složka cyklická jako produkční mezera.

V běžně užívané formě metoda předpokládá, že zaměstnanost l_t , a využití kapacit cu_t , jsou ovlivňovány stejnými šoky jako výstup y_t , a zároveň jsou stacionární. Časové řady lze zapsat jako lineární kombinaci klouzavých průměrů současných a minulých strukturálních šoků:

$$\begin{aligned}
 \Delta y_t &= \sum_{k=0}^{\infty} s_{11}(k)\eta_{1,t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{12}(k)\eta_{2,t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{13}(k)\eta_{3,t-k} \\
 l_t &= \sum_{k=0}^{\infty} s_{21}(k)\eta_{1,t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{22}(k)\eta_{2,t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{23}(k)\eta_{3,t-k} \\
 cu_t &= \sum_{k=0}^{\infty} s_{31}(k)\eta_{1,t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{32}(k)\eta_{2,t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{33}(k)\eta_{3,t-k}
 \end{aligned} \tag{17}$$

Kde $\eta_{1,t}$, $\eta_{2,t}$ a $\eta_{3,t}$ jsou nekorelovaná rezidua, pro která platí $\eta_{i,t} \sim N(0, \sigma_{\eta_i}^2)$, a $s_{ij}(k)$ jsou koeficienty. $\eta_{1,t}$ je považováno za nabídkový šok a $\eta_{2,t}$ a $\eta_{3,t}$ reprezentují šoky poptávkové.

Nejprve je na reálný hrubý domácí produkt, zaměstnanost a využití kapacit aplikován model strukturální vektorové autoregrese. Každá z proměnných je tedy modelem vysvětlována pomocí vlastních zpožděných hodnot a zpožděných hodnot zbývajících proměnných. Rezidua z tohoto modelu jsou v podstatě kombinacemi poptávkových a nabídkových šoků. Pomocí dodatečné identifikace šoků, kdy je předpokládáno, že poptávkové šoky nemají vliv na dlouhodobý růst produkce, zatímco nabídkové šoky mohou produkci ovlivňovat i v dlouhém horizontu, je poté možné dopočítat potenciální produkt i mezeru produkce jako součet předcházejících šoků:

$$\Delta y_t^p = \sum_{k=0}^{\infty} s_{11}(k) \eta_{1,t-k}$$

$$\Delta y_t^c = \sum_{k=0}^{\infty} s_{12}(k) \eta_{2,t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{13}(k) \eta_{3,t-k}$$
(18)

I přes její příhodný charakter uvažující při výpočtu ekonomické předpoklady není strukturální vektorová autoregrese pro výpočet potenciálního produktu v současnosti příliš využívána. Důvody jsou podle Cooley a Dwyer (1998) zejména ve slabých základech v teorii pro identifikaci šoků, která ovšem může výrazně ovlivňovat výsledky odhadu. Mc Morrow a Röger (2001) také poukazují na vyšší volatilitu trendu ve srovnání s ostatními metodami.

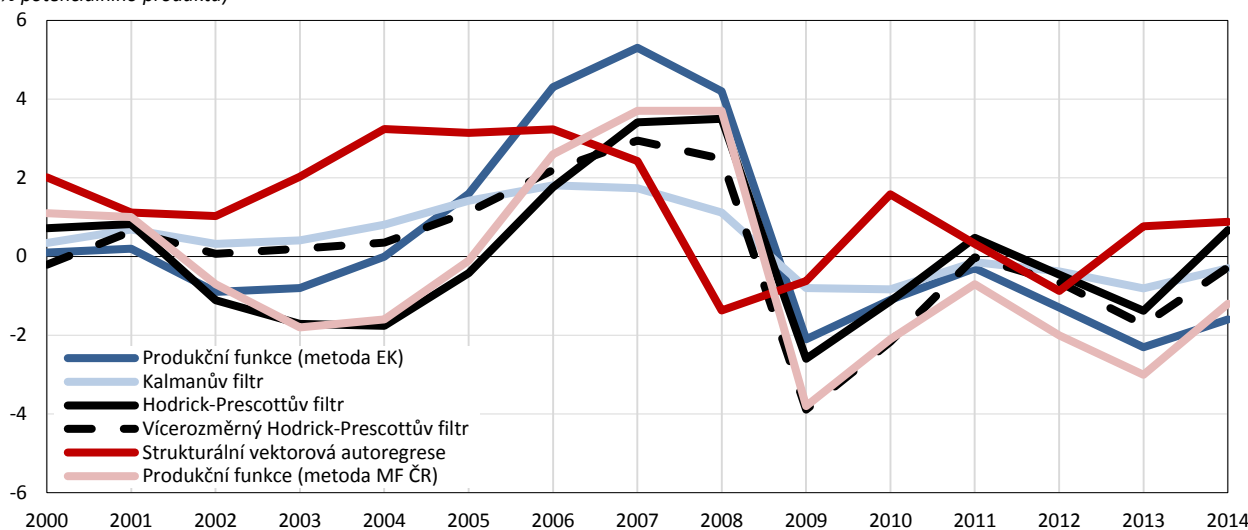
2.4 Srovnání metod odhadu potenciálního produktu a produkční mezery – aplikace na údaje za ČR

Graf 2.5 prezentuje výsledky odhadu produkční mezery aplikací vybraných metodik na data ČR. Pro odhad byly použity jednorozměrný Kalmanův filtr v základní specifikaci, metoda produkční funkce, kterou využívá MF ČR, a metoda produkční funkce EK. Uvedeny jsou i výsledky strukturální vektorové autoregrese, kde bylo uvažováno s reálným hrubým domácím produktem, zaměstnaností a využitím kapacit dle kapitoly 2.3.2. V neposlední řadě jsou ke srovnání k dispozici i výsledky Hodrick-Prescottova filtru ($\lambda = 1600$) a vícerozměrného Hodrick-Prescottova filtru, kde jsou navíc uvažovány Phillipsova křivka, Okunův zákon a využití kapacit.

Obecně lze říci, že výsledky dávají podobnou informaci o pozici ekonomiky v rámci hospodářského cyklu. Absolutní hodnoty odhadované produkční mezery se ovšem liší v závislosti na použité metodě. Jedinou výjimku tvoří metoda SVAR, v jejímž případě je posun cyklu způsoben zmíněnou větší citlivostí odhadovaného trendu na makroekonomické veličiny (viz kapitola 2.3.2).

Graf 2.5: Výsledky výpočtů produkční mezery na datech ČR

(v % potenciálního produktu)



Zdroj: Výpočty MF ČR.

Tabulka 2.3: Shrnutí výhod a nevýhod jednotlivých metod výpočtu potenciálního produktu a produkční mezery

Metoda	Výhody	Nevýhody
Lineární trend	snadná implementace	nepřesné zachycení potenciálního produktu a produkční mezer
HP filtr	snadná implementace symetrický rozklad časové řady	vychýlení na konci řady nutnost určení parametru λ potenciálně korelované odhadnuté hodnoty cyklu
BK filtr	frekvenční analýza menší riziko korelace odhadnutého cyklu	chybějící pozorování na konci řady
Kalmanův filtr	detaillnější definice vývoje cyklu odhad parametrů	citlivost odhadu na iniciační parametry optimalizace filtru
Vícerozměrný HP filtr	začlenění informací z více časových řad (nižší vychýlení na konci vzorku)	nutnost určení parametrů komplexní proces odhadu
Vícerozměrný Kalmanův filtr	začlenění informací z více časových řad využití ekonomické teorie	citlivost odhadu na iniciační parametry optimalizace filtru
SVAR	začlenění informací z více časových řad	vysoká volatilita potenciálního produktu identifikace šoků
Produkční funkce	využití ekonomické teorie rozklad růstu potenciálního produktu	filtrování trendových složek určení zásoby kapitálu

3 Cyklické očišťování salda

Metody cyklického očišťování salda můžeme rozdělit do dvou hlavních skupin. První skupina je založena na zkoumání stavu a vývoje ekonomiky prostřednictvím potenciálního produktu, produkční mezery a vývoje položek příjmů a výdajů sektoru vlády⁵ citlivých na vývoj HDP. Z této kategorie zařazujeme především metody vyvinuté a používané EK, OECD i MF ČR. Druhá skupina metod spočívá v zachycení vztahu citlivých příjmových a výdajových položek přímo k příslušným makroekonomickým základnám. Jejím nejvýznamnějším zástupcem je metoda ECB, kterou také aplikuje MF ČR.

Mezi hlavní výhodu skupiny metod založených na popisu cyklického vývoje vládních příjmů a výdajů prostřednictvím produkční mezery patří především srozumitelnost interpretace. Závislost výnosu z daní a sociálních příspěvků a výdajů na dávky v nezaměstnanosti na ekonomickém cyklu odpovídá makroekonomické teorii.

Nevýhodou metod využívajících elasticitu citlivých položek vládních příjmů a výdajů je časová desynchronizace cyklického vývoje jednotlivých cyklických položek v letech značných cyklických výkyvů.

Hlavní výhodou metody ECB je věrnější zachycení cyklického vývoje jednotlivých cyklicky citlivých položek vládních příjmů a výdajů. Jejich cyklický vývoj totiž v čase nebývá s cyklickým vývojem HDP zcela synchronizován, použitím specifických makroekonomických základen můžeme cyklické a cyklicky očištěné složky jednotlivých položek vládních příjmů a výdajů popsat přesněji.

Mezi nevýhody této metody patří poměrně velká citlivost výsledku na diskreční změny cyklicky citlivých položek příjmů a výdajů. V prostředí s častými diskrečními změnami těchto položek (např. z legislativních důvodů) bývají odhady elasticity položek k makroekonomickým základnám méně spolehlivé. Mezi další nevýhodou metody ECB patří omezení spojená s volbou metody HP filtru pro výpočet potenciálních hodnot makroekonomických základen.

3.1 Metody využívající informaci o velikosti produkční mezery v ekonomice

3.1.1 Metoda OECD

Rodina metod využívajících elasticitu citlivých položek vládních příjmů a výdajů vzhledem k produkční mezeře vychází z práce Van den Noord (2000) vyvinuté OECD a dále rozvedené v Girouard a André (2005) a Price *et al.* (2014).

Rozklad salda sektoru vládních institucí shrnuje následující rovnice:

$$B = CAB + CB \quad (19)$$

Tedy saldo sektoru vládních institucí B je rovno součtu cyklicky očištěného salda CAB a cyklické složky salda CB . Cyklicky očištěné saldo sektoru vládních institucí je tedy rozdíl cyklicky očištěných příjmů a výdajů, ke kterým jsou přičteny ostatní cyklicky nesenzitivní složky salda. V podílu na potenciálním produktu ($cab = CAB/Y^p$) tedy:

$$cab = \frac{\sum_i R_i^* - G^* + X}{Y^p} \quad (20)$$

Kde R_i^* je cyklicky očištěná složka i -té kategorie rozpočtového příjmu, G^* jsou cyklicky očištěné vládní výdaje, X představuje ostatní složky salda, které jsou necitlivé na průběh hospodářského cyklu, a Y^p je potenciální produkt.

Cyklicky očištěné složky příjmů a výdajů získáme tímto výpočtem:

$$\begin{aligned} R_i^* &= R_i \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\eta_{R_i}} \\ G^* &= G \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\eta_G} \end{aligned} \quad (21)$$

Kde R_i je hodnota i -té kategorie příjmu, G je hodnota vládních výdajů, Y je hrubý domácí produkt, η_{R_i} je elasticita i -té kategorie příjmů vzhledem k produkční mezeře a η_G je elasticita vládních výdajů vzhledem k produkční mezeře.

Dosazením vztahů (21) do rovnice (20) a algebraickými úpravami na základě rozkladu salda v rovnici (19) dostáváme cyklickou složku salda v poměru k potenciálnímu produktu:

$$cb = \frac{1}{Y} \sum_i R_i \left[1 - \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\eta_{R_i}-1} \right] - \frac{G}{Y} \left[1 - \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\eta_G-1} \right] + \frac{X}{Y} \left[1 - \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{-1} \right] \quad (22)$$

⁵ Definici vládního sektoru a dalších pojmů z oblasti problematiky veřejných financí poskytuje MF ČR (2013).

Příjmy citlivé na hospodářský cyklus se podle metody OECD dělí do čtyř kategorií: daň z příjmů právnických osob, daň z příjmů fyzických osob, příspěvky na sociální zabezpečení (v ČR sociální a zdravotní pojištění) a nepřímé daně. Jedinými cyklicky citlivými výdaji jsou dle metody OECD pouze výdaje na dávky v nezaměstnanosti.

Odhadování elasticit cyklicky citlivých položek je dvoufázový proces. Prvním krokem je odhad senzitivity daňového inkasa (resp. výdaje na dávky) vzhledem ke změně daňové základny (resp. nezaměstnanosti), druhým krokem je odhad senzitivity základny vzhledem k cyklu měřenému produkční mezerou.

Saldo může být vedle hospodářského cyklu očištěno i o vliv dalších položek, které mohou být v určitých případech významné:

- cen aktiv, podrobněji popsáno v Price a Dang (2011) se zřetelem na vývoj cen akcií a nemovitostí,
- u ekonomik s významným podílem výnosů z těžby surovin (ropa, měď, molybden aj.) na HDP je možné saldo upravovat o dopady změn cen těchto komodit na světových trzích (viz Baunsgaard *et al.*, 2012),
- o neproporcionální vývoj výdajových složek HDP, podrobněji popsáno v Bornhorst *et al.* (2011),
- úpravou cyklicky očištěného salda o jednorázové příjmy a výdaje získáme strukturální saldo.

3.1.2 Metoda Evropské komise

EK využívá při očišťování vlivu hospodářského cyklu na bilanci vládního sektoru modifikovanou metodu OECD, kterou v určitých intervalech aktualizuje. Poslední aktualizace metody proběhla ve spolupráci s OECD v letech 2012–2014 a je popsána podrobněji v Mourre *et al.* (2014). Kromě nahrazení citlivostí semielasticitami byly znovu odhadnuty individuální elasticity příjmových položek, u výdajů byly vedle dávek v nezaměstnanosti odhadovány i elasticity jiných sociálních dávek, předpoklad o jejich cyklickém chování byl však na základě testů zamítnut.

Cyklicky očištěné saldo v relativním vyjádření (cab) je rozdílem cyklicky očištěných příjmů a výdajů v podílu na potenciálním produktu:

$$cab_t = \frac{B_t^*}{Y_t^p} = \frac{R_t^* - G_t^*}{Y_t^p} \quad (23)$$

Algebraickou úpravou lze poslední výraz v rovnici (23) upravit na:

$$\frac{R_t^* - G_t^*}{Y_t^p} = \frac{R_t}{Y_t^p} \left(\frac{R_t^*}{R_t} \right) - \frac{G_t}{Y_t^p} \left(\frac{G_t^*}{G_t} \right) \quad (24)$$

Tedy po dosažení za podíl cyklicky očištěných příjmů na celkových příjmech a za podíl cyklicky očištěných výdajů na celkových výdajích výrazů v rovnici (21) je možné zapsat cyklicky očištěné saldo jako:

$$cab_t = \left(\frac{R_t}{Y_t^p} \right) \left(\frac{Y_t^p}{Y_t} \right)^{\eta_R} - \left(\frac{G_t}{Y_t^p} \right) \left(\frac{Y_t^p}{Y_t} \right)^{\eta_G} \quad (25)$$

S ohledem na to, že relativní produkční mezera je definována jako $OG_t = (Y_t - Y_t^p)/Y_t^p$, je možné potenciální produkt vzhledem k produkční mezeře vyjádřit jako $Y_t^p = Y_t/(1 + OG_t)$ a jeho podíl na skutečném produktu tedy jako $Y_t^p/Y_t = (1 + OG_t)^{-1}$, a tak lze výraz cab_t dále upravit na:

$$cab_t = \frac{R_t}{Y_t} (1 + OG_t)^{1-\eta_R} - \frac{G_t}{Y_t} (1 + OG_t)^{1-\eta_G} \quad (26)$$

Což při linearizaci výrazu lze aproximovat tvarem:

$$cab_t \cong \frac{R_t}{Y_t} (1 + (1 - \eta_R)OG_t) - \frac{G_t}{Y_t} (1 + (1 - \eta_G)OG_t) \quad (27)$$

Tedy prostřednictvím úprav jako:

$$cab_t \cong \frac{R_t}{Y_t} - \frac{G_t}{Y_t} - \left(\frac{R_t}{Y_t} (\eta_R - 1) - \frac{G_t}{Y_t} (\eta_G - 1) \right) OG_t = \frac{B_t}{Y_t} - (\varepsilon_R - \varepsilon_G) OG_t = \frac{B_t}{Y_t} - \varepsilon \cdot OG_t \quad (28)$$

Konečný tvar na pravé straně výrazu (28) byl zvolen EK jako přímo aplikovatelný na relativní velikost produkční mezery pro cyklické očišťování salda vládního sektoru:

$$cab_t = \frac{B_t}{Y_t} - \varepsilon \cdot OG_t \quad (29)$$

Celková semielasticita ε je vyjádřena prostřednictvím elasticit η_{Ri} jednotlivých příjmových i -tých položek: daně z příjmů fyzických osob, daně z příjmů právnických osob, nepřímých daní (daň z přidané hodnoty a spotřební daně), příspěvků

na sociální zabezpečení a nedaňových příjmů⁶ vzhledem k produkční mezeře vážených podílem příslušných příjmů na celkových příjmech a elasticity η_{Gu} dávek v nezaměstnanosti vzhledem k produkční mezeře vážené podílem dávek v nezaměstnanosti na celkových výdajích:

$$\varepsilon = \frac{d\left(\frac{B}{Y}\right)}{\frac{dY}{Y}} = \left(\sum_{i=1}^5 \eta_{R_i} \frac{R_i}{R} - 1\right) \frac{R}{Y} - \left(\eta_{Gu} \frac{G_u}{G} - 1\right) \frac{G}{Y} \quad (30)$$

Váhy jednotlivých příjmových a výdajových položek i podíly příjmů a výdajů na HDP byly pro odhady elasticit určeny na základě průměru let 2002–2011. K dalším aktualizacím vah by mělo docházet po šesti letech, k příští tedy v roce 2020. Nové odhady individuálních elasticit navrhuje EK provést cca po 9–10 letech. Hodnota celkové semielasticity ε je fixní v čase a aktualizuje se až s novými odhady vah resp. individuálních elasticit. Pro ČR je podle aktuálních odhadů EK hodnota celkové semielasticity vládních příjmů a výdajů vzhledem k produkční mezeře $\varepsilon = 0,43$.

Jednotlivé příjmové a výdajové elasticity byly stejně jako v původní metodě OECD počítány ve dvou krocích – jde o výpočet elasticity příjmové či výdajové položky k příslušné základně a o výpočet elasticity základny k produkční mezeře. Tabulka 3.1 poskytuje přehled elasticit příjmových a výdajových položek a příslušných základen⁷ pro ČR.

Tabulka 3.1: Elasticity cyklicky citlivých položek příjmů a výdajů pro ČR

Položka příjmů či výdajů	Základna	Elasticita položky k základně	Elasticita základny k mezeře výstupu	Elasticita položky k mezeře výstupu
Daň z příjmů fyzických osob	Vážený průměr základen pro daně	2,23	0,74	1,65
Daň z příjmů právnických osob	Čistý provozní přebytek	1,23	1,45	1,78
Příspěvky na sociální zabezpečení	Náhrady zaměstnancům	0,99	0,87	0,86
Nepřímé daně	Výdaje domácností na spotřebu	1,00	1,00	1,00
Dávky v nezaměstnanosti	Míra nezaměstnanosti	1,00	-2,45	-2,45

Zdroj: Mourre et al. (2014). Úprava MF ČR.

Výsledky testů pro odhady elasticit nepřímých daní vesměs nebyly napříč členskými státy EU statisticky významné, a proto byl přijat předpoklad jednotkové elasticity. Předpoklad jednotkové elasticity dávek v nezaměstnanosti vzhledem k míře nezaměstnanosti byl přijat předem. Statistické testy neprokázaly cyklické chování nedaňových příjmů a jiných výdajů, než dávek v nezaměstnanosti.

3.1.3 Metoda používaná na Ministerstvu financí ČR

Ministerstvo financí ČR dlouhodobě používá metodu OECD při výpočtu cyklicky očištěného salda, které zveřejňuje v pravidelných publikacích, jimiž jsou Konvergenční program ČR, Makroekonomická predikce ČR a Fiskální výhled ČR.

Výpočet produkční mezery provádí MF ČR metodou produkční funkce popsanou v části 2.3.1. Pro určení cyklické složky jsou od podzimu 2014 využívány aktuální odhady elasticit EK, které uvádí Tabulka 3.1. Výsledky revizí elasticit pro ČR nepřinesly významnější rozdíly, podrobnější informace lze nalézt v MF ČR (2014b). MF ČR ovšem, na rozdíl od EK, nepředpokládá fixní hodnotu celkové semielasticity vládních příjmů a výdajů vzhledem k mezeře výstupu v čase, vzhledem k tomu, že se používají pro každý rok aktuální váhy cyklicky citlivých položek příjmů a výdajů vládního sektoru. Tento přístup je v prostředí ČR vhodný vzhledem k pružnějšímu zachycení poměrně častých změn daňové legislativy a jejich dopadů na složení vládních příjmů. Pro výpočet cyklicky očištěných složek vládních příjmů a výdajů používá MF ČR vyjádření cyklických složek v nelineárním tvaru, tedy podle rovnice (21).

3.2 Metoda Evropské centrální banky

Ministerstvo financí od roku 2013 publikuje ve Fiskálním výhledu ČR pro srovnání odhady cyklické složky salda sektoru vládních institucí metodou ECB. Tato metoda, představená ve studii Bouthevillain et al. (2001), si klade za cíl zohlednit vliv rozdílného cyklického vývoje jednotlivých položek příjmů a výdajů vládního sektoru v čase. Z tohoto důvodu se neopírá o vztah příjmů a výdajů k cyklickému vývoji společné makroekonomické veličiny (HDP) popsaného produkční

⁶ Elasticita nedaňových příjmů byla odhadnuta jako nulová.

⁷ U daně z příjmů fyzických osob jde o vážený průměr základen, jimiž jsou náhrady zaměstnancům, příjmy osob samostatně výdělečně činných a kapitálové příjmy.

mezerou, ale k cyklickému chování dílčích makroekonomických základů příslušných pro každou položku cyklicky citlivých příjmů a výdajů.

Stejně jako u metod založených na vztahu citlivých položek k produkční mezeře, i u metody ECB probíhá proces cyklického očišťování ve dvou fázích. Nejprve dojde k vyhodnocení pozice ekonomiky v cyklu prostřednictvím porovnání skutečných hodnot makroekonomických základů s jejich potenciálními hodnotami, vypočtenými pomocí Hodrick-Prescottova filtru (viz 2.1.2). Druhým krokem je výpočet vlivu vývoje makroekonomických základů na vládní příjmy a výdaje (tedy cyklické složky příjmů a výdajů) prostřednictvím odhadu elasticit reálných příjmů a výdajů k makroekonomickým základům. Cyklicky očištěné saldo získáme odečtením takto vypočtené cyklické složky a skutečného salda sektoru vládních institucí.

Vztah položky vládních příjmů nebo výdajů a příslušné makroekonomické základny popisuje následující rovnice:

$$\Delta \ln B_t^j = \alpha + \delta t + \beta \Delta \ln V_t^j + A_t + \xi_t \quad (31)$$

Kde B_t^j je příjmová nebo výdajová položka, V_t^j příslušná makroekonomická základna, parametr α se vztahuje k vývoji podílu položky a makroekonomické základny, parametr β pak představuje vlastní elasticitu příjmové nebo výdajové položky k makroekonomické základně. Proměnná A zachycuje vlivy vládních diskrečních opatření, popř. dopady výjimečných událostí (v prostředí ČR např. povodně). Parametr δ zachycuje změny kompozice citlivých položek v čase, ovšem pro ČR statistické testy MF ČR nepotvrdily významnost tohoto parametru. $\xi \sim N(0, \sigma_\xi^2)$ je chyba pozorování.

Druhá, alternativní rovnice ECB pro výpočet elasticit využívá časově zpožděné proměnné v tzv. modelu korekce chyb (*error-correction model*):

$$\Delta \ln B_t^j = \alpha + \beta (\ln B_{t-1}^j - \gamma \ln V_{t-1}^j + \phi + \delta t) + \delta_1 \Delta \ln V_t^j + \delta_2 \Delta \ln V_{t-1}^j + A_t + \xi_t \quad (32)$$

Parametr γ zde zachycuje dlouhodobý vztah, parametry δ_1 a δ_2 krátkodobý vývoj elasticit. Vzhledem k tomu, že jsme při výpočtech používali data s roční periodicitou, možnost využití tohoto přístupu modelujícího krátkodobý vývoj elasticit jsme opustili.

Při odhadech elasticit je samozřejmě nutné vstupní časové řady stacionarizovat, proto byly použity meziroční rozdíly logaritmu příslušných fiskálních a makroekonomických ukazatelů ve stálých cenách.

Přehled cyklicky citlivých položek příjmů a výdajů sektoru vládních institucí v ČR, příslušných makroekonomických základů a odhadů elasticit položek vzhledem k základnám podává Tabulka 3.2. Elasticity daně z příjmů právnických osob, příspěvků na sociální zabezpečení a dávek v nezaměstnanosti byly odhadnuty pomocí rovnice (31). U odhadů elasticit nepřímých daní a daně z příjmů fyzických osob se nepodařilo prokázat jejich statistickou významnost, a proto byl přijat předpoklad jednotkové elasticity příslušné daně vzhledem k makroekonomické základně.

Tabulka 3.2: Elasticity položek k makroekonomickým základnám podle metody ECB

Položka příjmů či výdajů	Makroekonomická základna	Elasticita
Nepřímé daně	Výdaje domácností na spotřebu	1,00
Daň z příjmů fyzických osob	Objem mezd a platů v soukromém sektoru	1,00
Daň z příjmů právnických osob	Čistý provozní přebytek	1,02
Příspěvky na sociální zabezpečení	Objem mezd a platů v soukromém sektoru	0,49
Dávky v nezaměstnanosti	Počet nezaměstnaných dle MPSV	1,30

Zdroj: Výpočty MF ČR.

Pro výpočet potenciálních hodnot makroekonomických základů byl použit Hodrick-Prescottův filtr s parametrem $\lambda = 30$. Poměrně nízká hodnota tohoto parametru byla zvolena s přihlédnutím k vyšší robustnosti vzhledem ke strukturálním zlomům v trendech časových řad, což je pro ČR metodicky vhodné nejen jako pro ekonomiku v posttransformačním období, ale i z hlediska korektního zachycení dopadů nedávné světové ekonomické krize. Relativní mezeru makroekonomické základny vypočteme takto:

$$v_c^j = \frac{V^j - V^{j*}}{V^{j*}} \quad (33)$$

kde V^j je reálná hodnota makroekonomické základny, V^{j*} je trendová hodnota získaná aplikací HP filtru.

Cyklickou složku jednotlivých položek příjmů a výdajů vládního sektoru v běžných cenách vypočítáme jako součin hodnoty položky B^j v běžných cenách, elasticity β k příslušné základně a relativní mezery makroekonomické základny v_c^j :

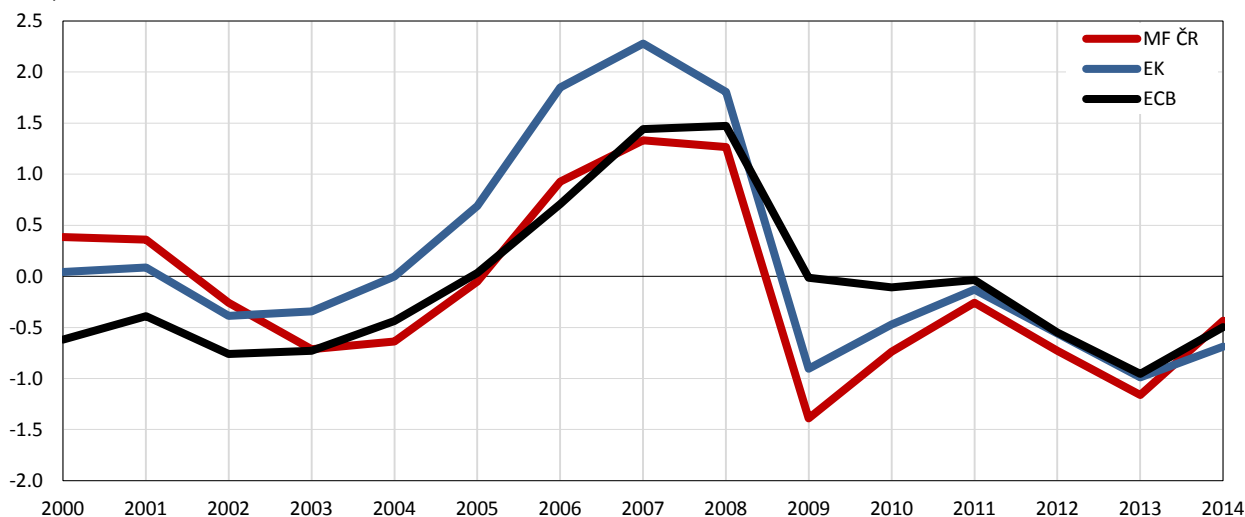
$$B_c^j = B^j \cdot \beta_{B^j, V^j} \cdot v_c^j \quad (34)$$

3.3 Srovnání výsledků výpočtů cyklického očištění salda

Grafy níže představují srovnání jednotlivých metod výpočtů cyklického očištění salda. Zprv je ukázána metoda používaná na MF ČR, která používá k odhadu potenciálního produktu Cobb-Douglasovu produkční funkci (viz podkapitola 2.3.1) a k cyklickému očištění je aplikována metoda OECD, která namísto souhrnné semielasticity aplikuje dílčí elasticity na jednotlivé položky příjmů a výdajů (viz výše část 3.1.3). K této metodě jsme přidali srovnání s aplikovanou metodou ECB, která tedy, na rozdíl od ostatních, vztahuje elasticity k mezerám dílčích makroekonomických základů příjmů a výdajů. Nechybí samozřejmě metoda EK, jež aplikuje souhrnnou semielasticitu příjmů a výdajů k produkční mezeře spočtené za pomoci Cobb-Douglasovy produkční funkce. Srovnání podává Graf 3.1.

Graf 3.1: Cyklická složka salda podle metody MF ČR, EK a ECB

(v % HDP)

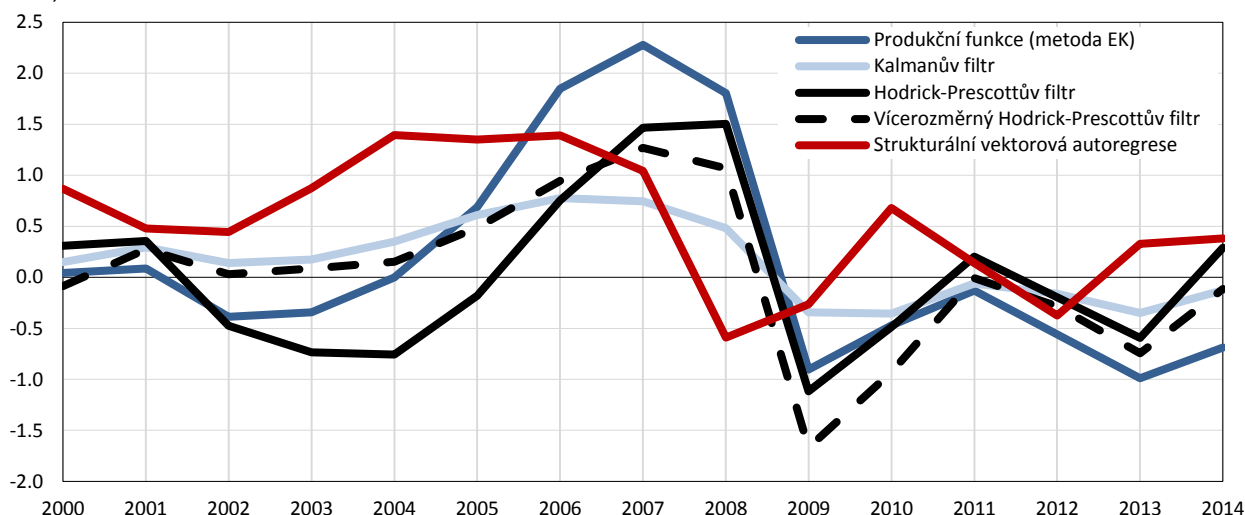


Zdroj: Výpočty MF ČR.

Abychom ukázali vliv odlišně odhadnuté produkční mezery na velikost cyklické složky salda, aplikovali jsme souhrnnou semielasticitu, používanou ve výpočtu cyklického očištění EK, na výstupy různých metod výpočtu potenciálního produktu (jednorozměrný i vícerozměrný Hodrick-Prescottův filtr, Kalmanův filtr, strukturální vektorová autoregrese), popsané v kapitole 2. Takto získané cyklické složky zobrazuje Graf 3.2. Číselné srovnání velikosti cyklické složky a strukturálního salda vypočítaných podle uvedených metod poskytuje Tabulka 6.1 v příloze.

Graf 3.2: Cyklická složka salda podle metod výpočtu produkční mezery

(v % HDP)



Zdroj: Výpočty MF ČR.

Z obou grafů je patrné, že metody poskytují rozdílné výsledky, zejména v letech s velkými cyklickými výkyvy. Metoda EK, která pro výpočet potenciálního produktu používá produkční funkci a pracuje s předpokladem fixních elasticit citlivých položek k produkční mezeře, může vést v době velkých cyklických výkyvů k určité nepružnosti a k tomu, že je velikost kladné produkční mezery v minulosti nadhodnocena. Oba přístupy používané v současnosti MF ČR, tj. metoda OECD (využití produkční funkce a proměnných vah cyklicky citlivých položek) i metoda ECB se jeví být pro výpočet

cyklické složky salda poměrně vhodné. Předností metody OECD je, ve srovnání s předpokladem fixních elasticit, pružnější reakce na změny ekonomického růstu i daňové legislativy. Hlavní výhodou metody ECB je detailnější zachycení cyklického vývoje ekonomiky prostřednictvím dílčích makroekonomických základů. Nevýhodou metody ECB je především vyšší náročnost na kvalitu vstupních dat, kdy statistické testy pro určité parametry neprokázaly významnost vztahu mezi časovou řadou cyklicky citlivé položky vládních příjmů či výdajů a příslušnou makroekonomickou základnou. V takových případech bylo pro hodnotu jejich elasticity nutné přijmout expertní odhad. Druhou, spíše formální, nevýhodou metody ECB je to, že z relevantních mezinárodních institucí ji primárně využívá pouze Evropská centrální banka, zatímco EK i OECD používají metody založené na výpočtu potenciálního produktu a produkční mezery. Je třeba podotknout, že v pracovních skupinách EK nad specifikací metody cyklického očišťování salda v současné době probíhá odborná diskuse.

Ze srovnání aplikací metod výpočtu produkční mezery při cyklickém očištění prostřednictvím přístupu EK nejvíce vybočují hodnoty získané výpočtem produkční mezery s pomocí strukturální vektorové autoregrese.

4 Závěr

Pro výpočet potenciálního produktu, produkční mezery a cyklicky očištěného salda existuje mnoho různých metod. Tato studie nabízí jejich přehled, mapuje případné odlišnosti při aplikaci na data ČR a také poskytuje dokumentaci metod, kterých v současnosti využívá pro výpočty MF ČR. Pro tvorbu hospodářské politiky a hospodářsko-politická rozhodnutí je určení pozice ekonomiky v rámci hospodářského cyklu velmi důležité. Z hlediska stabilizační funkce fiskální politiky by mělo jít primárně o omezení jejího procyklického působení. Proto je žádoucí, aby používaná metoda těmto účelům dobře vyhovovala.

Hlavním poznatkem studie je, že s výjimkou metody SVAR vykazují jednotlivé přístupy podobné závěry pro hospodářský cyklus, shodují se tedy na tom, zda je ekonomika ve fázi útlumu či expanze. Intenzita těchto stavů se ovšem liší dle použité metody. Metoda SVAR pak mezi ostatními vybočuje především díky vysoké volatilitě potenciálního produktu, který citlivě reaguje na změny dalších uvažovaných proměnných – zaměstnanosti a využití výrobních kapacit. Tyto vlastnosti se pak přirozeně dále projevují při výpočtech cyklicky očištěného salda, kde jsou hodnoty produkční mezery využívány. Další výzkum by měl směřovat zejména k porovnání vhodných metod z hlediska jejich citlivosti vůči revizím vstupních dat.

MF ČR aktuálně využívá pro odhad potenciálního produktu a produkční mezery metodu produkční funkce. Tato metodika je v upravené formě využívána ve většině zemí EU. Její nespornou výhodou je kromě možnosti přímé mezinárodní komparace hospodářských cyklů především její základ v ekonomické teorii. Výsledky jsou tak mnohem lépe ekonomicky interpretovatelné a umožňují vysvětlit, co stojí za faktory růstu či poklesu potenciálního produktu. Dále také naznačují, jakými směry se lze orientovat pro zvýšení potenciálního růstu ekonomiky. V oblasti cyklického očišťování salda je v zemích EU nejrozšířenější rovněž metodika Evropské komise. Důvodem je, že tato metodika je odsouhlasena na úrovni EU, a tím i využívána k hodnocení vývoje domácí ekonomiky a fiskální politiky Evropskou komisí. Pro využívání této metodiky pak hovoří i pragmatické důvody, které umožňují cyklické očištění salda bez větší technické či datové náročnosti, je-li pro ekonomiku znám odhad produkční mezery.

Dle návrhu ústavního zákona o rozpočtové odpovědnosti a prováděcího zákona o pravidlech rozpočtové odpovědnosti, které nyní projednává Parlament ČR, bude zřízena nezávislá fiskální instituce Národní rozpočtová rada. Ta by měla společně s MF ČR spolupracovat na vytvoření metodiky pro výpočet strukturálního salda, jehož základní součástí je očištění salda vládního sektoru o vliv ekonomického cyklu. Doufáme, že tato přehledová studie dostupných a obecně používaných metod přispěje k zahájení odborné diskuse na toto téma.

5 Použitá literatura

- Apel, M., Jansson, P. (1997): System Estimates of Potential Output and the NAIRU. Stockholm, Sveriges Riksbank.
- Baxter, M., King, R.G. (1995): Measuring Business Cycles Approximate Band Pass Filters For Economic Time Series. Cambridge, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 5022, únor 1995.
- Baunsgaard, T., Villafuerte, M., Poplawski-Ribeiro, M., Richmond, C. (2012): Fiscal Frameworks for Resource Rich Developing Countries. Washington D.C., Mezinárodní měnový fond, Fiscal Affairs Department, IMF Staff Discussion Note 12/04, květen 2012.
- Bornhorst, F., Dobrescu, G., Fedelino, A., Gottschalk, J., Nakata, T. (2011): When and How to Adjust Beyond the Business Cycle? A Guide to Structural Fiscal Balances. Washington D.C., Mezinárodní měnový fond, Fiscal Affairs Department, Technical Guidance Note, duben 2011.
- Bouthevillain, C., Cour-Thimann, P., Van den Dool, G., Hernández de Cos, P., Langenus, G., Mohr, M., Momigliano, S., Tujula, M. (2001): Cyclically adjusted budget balances: an alternative approach. Frankfurt, Evropská centrální banka, září 2001, Working Paper No. 77.
- Beneš, J., N'Diaye, P. (2004): A Multivariate Filter for Measuring Potential Output and the NAIRU: Application to The Czech Republic. Washington D.C., Mezinárodní měnový fond, Asia and Pacific Department, Working Paper No. 45, březen 2004.
- Blanchard, O.J., Quah, D. (1989): The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. The American Economic Review. 79(4), 655–673, září 1989.
- Bruchez, P.A. (2003): A Modification of the HP Filter Aiming at Reducing the End-Point Bias, Swiss Federal Finance Administration, Working Paper No. 2003/3, srpen 2003.
- Conway, P. Hunt, B. (1997): Estimating Potential Output: A Semi-structural Approach. Wellington, Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper, G97/9, prosinec 1997.
- Cooley, T.F., Dwyer, M. (1998): Business Cycle Analysis Without Much Theory A Look at Structural VARs. Journal of Econometrics. 83(1–2), 57–88, březen–duben 1998.
- Cotis, J.-P., Elemeskov, J., Mourougane, A. (2004): Estimates of Potential Output: Benefits and Pitfalls from a Policy Perspective. In: The euro area business cycle: stylized facts and measurement issues. Washington D.C.: Center for Economic and Policy Research, 35–60.
- De Brouwer, G. (1998): Estimating Output Gaps. Sydney, Reserve Bank of Australia, Economic Research Department, Research Discussion Paper No. 9809, srpen 1998.
- Girouard, N., André C. (2005): Measuring Cyclically Adjusted Budget Balances for OECD Countries. Paříž, Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj, OECD Economics Department Working Papers, No. 434, červenec 2005.
- Guay, A., St-Amant, P. (1996): Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles? Ottawa, Department of Finance Canada, Working Papers, No. 2/1996, listopad 1996.
- Harvey, A. C., Jaeger, A. (1993): Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle. Journal of Applied Econometrics. 8(1), 231–247, prosinec 1993.
- Havik K., Mc Morrow, K., Orlandi F., Planas, C., Raciborski, R., Röger, W., Rossi, A., Thum-Thysen, A., Vandermeulen, V. (2014): The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates & Output Gaps. Brusel, Evropská komise, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, listopad 2014, Economic Papers 535.
- Hodrick, R.J., Prescott, E.C. (1997): Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. Journal of Money, Credit and Banking. 29(1), 1–16, únor 1997.
- Horn, G. A., Logeay, C., Tober, S. (2007): Methodological Issues of Medium-Term Macroeconomic Projections – The Case of Potential Output. Düsseldorf, Macroeconomic Policy Institute, Studies, 4/2007, listopad 2006.
- Kuttner, K. (1994): Estimating Potential Output as a Latent Variable. Journal of Business & Economic Statistics. 12(3), 361–368.
- Laxton, D., Tetlow, R. (1992): A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output. Ottawa, Bank of Canada, No. 59, červen 1992.

- Mc Morrow, K., Röger, W. (2001): Potential Output: Measurement Methods, "New" Economy Influences and Scenarios for 2001-2010. Brusel, Evropská komise, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Economic Papers 150, duben 2001.
- MF ČR (2013): Metodická příručka Fiskálního výhledu ČR. Praha, Ministerstvo financí ČR, prosinec 2013 [cit. 7.8.2015], <http://www.mfcr.cz/assets/cs/media/Makro-fiskalni-vyhled_2013-Q4_Metodicka-prirucka-Fiskalni-vyhled-CR.pdf>.
- MF ČR (2014a): Makroekonomická predikce ČR. Praha, Ministerstvo financí ČR, duben 2014 [cit. 7.8.2015], <http://www.mfcr.cz/assets/cs/media/Makro-ekonomicka-predikce_2015-Q2_Makroekonomicka-predikcekomplet-ke-stazeni.pdf>.
- MF ČR (2014b): Fiskální výhled ČR (listopad 2014). Praha, Ministerstvo financí ČR, listopad 2014 [cit. 5.5.2015], <http://www.mfcr.cz/assets/cs/media/Makro-fiskalni-vyhled_2014-Q4_Fiskalni-vyhled-listopad-2014.pdf>.
- Mourre, G., Astarita, C., Princen, S. (2014): Adjusting the budget balance for the business cycle: the EU methodology. Brusel, Evropská komise, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, listopad 2014, Economic Papers 536.
- Price, R. W., Dang, T. (2011): Adjusting Fiscal Balances for Asset Price Cycles. Paříž, Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj, OECD Economics Department Working Papers, No. 868, OECD Publishing, květen 2011.
- Price, R. W., Dang, T., Guillemette, Y. (2014): New Tax and Expenditure Elasticity Estimates for EU Budget Surveillance. Paříž, Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj, OECD Economics Department Working Papers, No. 1174.
- Reeves, J., Blyth, C. A., Triggs, Ch. M., Small, J. P. (2000): The Hodrick-Prescot Filter: A Generalization and a New Procedure for Extracting an Empirical Cycle from a Series. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*. 4(1), 1–16.
- St-Amant, P., van Norden, S. (1997): Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada. Ottawa, Bank of Canada, Technical Report No. 79, srpen 1997.
- Usnesení vlády České republiky ze dne 23. února 2015 č. 114 k návrhu ústavního zákona o rozpočtové odpovědnosti, k návrhu zákona o pravidlech rozpočtové odpovědnosti a k návrhu zákona, kterým se mění některé zákony v souvislosti s přijetím právní úpravy rozpočtové odpovědnosti.
- Van den Noord, P. (2000): The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and beyond. Paříž, Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj, OECD Economics Department Working Papers, No. 230, leden 2000.
- Watson, M. W. (1986): Univariate Detrending Methods With Stochastic Trends. *Journal of Monetary Economics*. 18(1), 49–75.

6 Tabulková příloha

Tabulka 6.1: Cyklická složka salda a strukturální saldo

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
<i>% HDP</i>							
Cyklická složka salda podle metody OECD	1,3	-1,4	-0,7	-0,3	-0,7	-1,2	-0,4
Cyklická složka salda podle metody ECB	1,5	0,0	-0,1	0,0	-0,5	-1,0	-0,5
Cyklická složka salda podle metody EK							
<i>Metoda výpočtu mezery výstupu:</i>							
Produkční funkce podle metody EK	1,8	-0,9	-0,5	-0,1	-0,6	-1,0	-0,7
Kalmanův filtr	0,5	-0,3	-0,4	-0,1	-0,2	-0,3	-0,1
Strukturální vektorová autoregrese	-0,6	-0,3	0,7	0,1	-0,4	0,3	0,4
Hodrick-Prescottův filtr	1,5	-1,1	-0,5	0,2	-0,2	-0,6	0,3
Hodrick-Prescottův filtr o více proměnných (MVHP)	1,1	-1,7	-0,9	0,0	-0,3	-0,7	-0,1
<i>% HDP</i>							
Strukturální saldo podle metody OECD	-3,3	-4,2	-3,7	-2,3	-1,2	0,1	-1,4
Strukturální saldo podle metody ECB	-3,5	-5,5	-4,3	-2,6	-1,4	-0,1	-1,3
Strukturální saldo podle metody EK							
<i>Metoda výpočtu mezery výstupu:</i>							
Produkční funkce podle metody EK	-3,8	-4,7	-4,0	-2,5	-1,4	-0,1	-1,1
Kalmanův filtr	-2,5	-5,2	-4,1	-2,5	-1,8	-0,7	-1,7
Strukturální vektorová autoregrese	-1,4	-5,3	-5,1	-2,7	-1,6	-1,4	-2,2
Hodrick-Prescottův filtr	-3,5	-4,4	-4,0	-2,8	-1,7	-0,5	-2,1
Hodrick-Prescottův filtr o více proměnných (MVHP)	-3,1	-3,9	-3,5	-2,6	-1,6	-0,3	-1,7
<i>mld. Kč</i>							
Strukturální saldo podle metody OECD	-132	-164	-147	-94	-49	3	-59
Strukturální saldo podle metody ECB	-140	-218	-172	-103	-56	-5	-57
Strukturální saldo podle metody EK							
<i>Metoda výpočtu mezery výstupu:</i>							
Produkční funkce podle metody EK	-154	-183	-157	-99	-55	-4	-49
Kalmanův filtr	-101	-205	-162	-102	-71	-30	-72
Strukturální vektorová autoregrese	-58	-208	-203	-110	-63	-58	-94
Hodrick-Prescottův filtr	-142	-174	-156	-113	-70	-20	-90
Hodrick-Prescottův filtr o více proměnných (MVHP)	-124	-153	-139	-104	-67	-14	-73

Zdroj: Výpočty MF ČR.



Ministerstvo financí České republiky

Letenská 15

118 10 Praha 1

<http://www.mfcr.cz>