

PRODUKČNÍ MEZERA JAKO INDIKÁTOR INFLACE – PŘÍPAD PRO ČESKOU EKONOMIKU

Dana Kloudová, Vysoká škola ekonomická v Praze

Úvod

Vztah mezi inflací a odchylkou aktuálního produktu od jeho potenciálu, neboli produkční mezerou, patří mezi základy pro formulování proticyklické stabilizační politiky. Je obecně přijímáno, že pokud se budou v ekonomice vyskytovat tlaky na agregátní poptávku, čili produkční mezera v ekonomice bude kladná, s nejvyšší pravděpodobností to v ekonomice povede k inflačním tlakům a k růstu inflace. Naopak, pokud ekonomika bude pod potenciálem, neboli bude v ekonomice záporná produkční mezera, povede to k deflačním tlakům a inflace bude klesat. V případě kladné produkční mezery a s ní spojených inflačních tlaků tedy centrální banky přistoupí k restriktivní měnové politice. Naopak, v případě záporné produkční mezery a deflačních tlaků, centrální banka provádí expanzivní měnovou politiku.¹

I když řada centrálních bank využívá produkční mezery jako nástroj pro rozhodování se v realizování svých měnově-politických rozhodnutí, je nutno zvažovat, že potenciální produkt a produkční mezera nejsou přímo měřitelné hodnoty a je tedy nutno přistoupit pouze k odhadům těchto veličin. Centrální banky tak disponují pouze s odhadnutými hodnotami, co značně zvyšuje nejistotu při rozhodování se při vykonávání svých rozhodnutí. Obecně platí, že i přes existenci několika metod odhadů produkční mezery neexistuje žádná metoda odhadu, která by přinesla správně naměřené hodnoty. Za nejjednodušší metody odhadu jsou přitom považovány nestruturální metody odhadu. Z tohoto důvodu byl pro účely tohoto článku vybrán k vlastním autorčinným odhadům produkční mezery české ekonomiky z této skupiny pouze Hodrick-Prescottův (HP) filtr (1980). I když tento statistický filtr disponuje několika chybami včetně absence ekonomické teorie, patří mezi oblíbené a často používané metody odhadu u mnoha institucí. Pro další metody odhadu byly vybrány multivarianční metody, které už v sobě mají zahrnuty ekonomické teorie: multivarianční unobserved components model (MVUC) a trivarianční strukturní VAR model, neboli tzv. SVAR model.

Cílem tohoto článku je pomocí získaných hodnot produkční mezery zjistit, zdali je produkční mezera vhodný indikátor inflace i pro českou ekonomiku, zdali lze označit míru inflace za funkci produkční mezery. Hypotézou tohoto článku tedy je, že produkční mezera, i přes nejednoznačnost v získání jejích hodnot, je vhodným indikátorem inflace i pro českou ekonomiku.

1 Zkoumá se tedy, zdali je inflace ve vztahu k produkční mezeře v souladu s modely nových keynesiánců a modely cílování inflace, realizovaných rovněž i v české ekonomice.

Článek je rozdělen následovně: po krátkém teoretickém seznámení se s předchozími výzkumy zabývajícími se produkční mezerou a jejím vztahem s inflací v kapitole č. 2, bude kapitola č. 3 analytická, budou zde tedy uvedeny výsledky vlastních odhadů produkční mezery pomocí HP filtru, multivariančního unobserved components (MVUC) modelu a trivariančního strukturálního VAR modelu. Poté bude v kapitole č. 4 přistoupeno k samotné vlastní analýze vztahu mezi produkční mezerou jako odchylkou od potenciálního produktu a inflací. K vyvrácení či potvrzení výše uvedené hypotézy byly využity dva jednoduché modely produkční mezery a inflace dle Coe, McDermott (1997) a Claus (2000a). První model pracuje se změnou inflace a úrovní produkční mezery a druhý model bude pracovat se změnou inflace a změnou produkční mezery. Oba modely potvrdí hypotézu o vhodnosti produkční mezery jako indikátoru inflace. Přitom mírně lepších výsledků je dosaženo u modelu produkční mezery zkoumající vztah mezi produkční mezerou a inflací. Poslední kapitola pak porovná výsledky analýzy tohoto článku s výsledky jiných článků zabývajících se stejnou problematikou.

2. Literatura

Když Phillips (1958) přišel se svým statistickým vztahem mezi změnou nominálních mezd a inflací, zařadil se tento vztah relativně rychle mezi oblíbené nástroje tvorby měnové politiky. Dle tohoto vztahu mělo platit, že vyšší poptávka měla být spojována s nižší nezaměstnaností a rovněž i s tlaky na růst mezd. Tento vztah poté prošel několika modifikacemi, které zase umožňovaly určit vztahy mezi mírou nezaměstnanosti při dané inflaci. I tato podoba Phillipsovy křivky byla ovšem v průběhu let podrobena značné kritice. Kromě kritiky Friedmana (1968), Phelpse (1967) či Lucase (1976) jí bylo vytýkáno, že její symetrie a linearita jsou pouze teoretické, v praxi se nevy-skytující předpoklady. Výskyt asymetrie u Phillipsovy křivky ukázal např. i Turner (1995), který tvrdil, že inflační efekt kladné produkční mezery v zemích G7 v letech 1960–1993 byl značně vyšší než deflační efekt záporné produkční mezery. Na nelinearitu Phillipsovy křivky zase poukázali např. Laxton a kol. (1994) s tvrzením, že nárůst produktu zvyšující inflaci v zemích G7 v letech 1976–1991 byl vyšší než pokles produktu snižující inflaci. Některé studie přišly dokonce i s názory, že je lepší nahradit mezeru v zaměstnanosti produkční mezerou (např. Razzak, 1996).² Ovšem i tento vztah mezi produkční mezerou a inflací se ukázal u některých studií jako nejistý. Např. Orphanides a van Norden (2002) tvrdili, že odhadování produkční mezery pomocí univariančních metod je nevhodná mj. pro nutnost revize dat v budoucnu. O dva roky později poukázali na mnohem menší revize dat u HDP než u hospodářského cyklu Cayen a van Norden (2004). Některé metody odhadu produkční metody zase vykazovaly dokonce přes 40 % opačný průběh.

Na druhé straně ovšem několik studií poukázaly na skutečnost, že i když potenciální produkt a produkční mezery nejsou přímo pozorovatelné veličiny a je nutno je

2 Vztah mezi mezerou v zaměstnanosti a produkční mezerou je známý Okunův zákon.

tedy pouze odhadovat, přesto lze považovat produkční mezeru jako vhodný indikátor inflace. Vztah mezi produkční mezerou a inflací pomocí několika modelů produkční mezery odhadnutou pomocí robustního trendu pro vybrané státy Asie, Austrálie a Nového Zélandu zkoumali Coe a McDermott (1997), kteří až na drobné výjimky u dvou států potvrdily, že produkční mezeru je schopný indikátor inflace. Pro ekonomiku Nového Zélandu zkoumala tento vztah Claus (2000a), která ovšem už odhadovala produkční mezeru nikoli pouze jednoduchou univarianční metodou, nýbrž i pokročilými multivariančními metodami. I ona dospěla ke stejnému závěru o vhodnosti používání produkční mezery jako indikátoru inflace. Pro vybrané ekonomiky Evropské unie, USA a Japonska vztah mezi inflací a produkční mezerou analyzovali Bolt a van Els (2000). Dle této studie se kromě Belgie predikční schopnost produkční mezery prokázala u všech ostatních států. Pro Nizozemí, Japonsko a Španělsko je produkční mezeru významná na 10% hladině významnosti, u ostatních států na 5% hladině významnosti či nižší. Jejich výsledek vztahující se na ekonomiku Velké Británie potvrdili Dwyer a kol. (2010). Ti navíc potvrdili také existenci tzv. „speed limit“ efektu, který nastává v případě, že změna produkční mezery způsobí nárůst inflace, i když úroveň produkční mezery samotné zůstává záporná.

Kromě Hájka a Bezděka (2001),³ kteří se zabývali potenciálním produktem a produkční mezerou pro českou ekonomiku metodami HP filtru a produkční funkce, lze uvést i několik dalších studií zabývajících se produkční mezerou pro českou ekonomiku. Z novějších studií lze uvést např. Hájkovou a Hurníka (2007), kteří zkoumali, zdali lze Cobb-Douglasovu produkční funkci použít i pro českou ekonomiku. Beneše a N'Diaye (2004), kteří pro odhad produkční mezery využili, podobně jako autorka v tomto článku, MVUC model. Na nejistotu měření produkční mezery HP filtrem poukázal i Plašil (2011), který navíc navrhuje postup v získání intervalů spolehlivosti. Caglayan a Melek (2010) zase ukázali, že Taylorovo pravidlo lze uplatnit na krajiny mající režim inflačního cílování. Zdali platí, že je inflace ve vztahu k produkční mezeře v souladu s modely nových keynesiánců i pro českou ekonomiku, bude předmětem analýzy tohoto článku.

3. Produkční mezeru

Pro vlastní testování modelů produkční mezery je nutné nejdříve získat data odhadu produkční mezery, čím ovšem vznikají problémy se získanými daty, protože produkční mezeru ani potenciální produkt nejsou přímo pozorovatelné veličiny, a lze je tedy jenom odhadovat pomocí několika metod. Nejednoznačnost není přitom spojena pouze se samotnými odhady produkční mezery a potenciálního produktu, ale vzniká už u definic pojmů samotných. Tak se lze setkat například hned s několika definicemi potenciálního produktu, přičemž každá z nich je většinou spojena s konkrétní metodou odhadu.⁴ Mezi nejstarší definice potenciálního produktu patří Okunova (1962),

3 Tyto metody pro odhad produkční mezery pro slovenskou ekonomiku analyzovali i Zimková a Bachorovský (2007).

4 Například Okunova (1962) definice potenciálního produktu je často spojována s produkční funkcí.

dle které je potenciální produkt výstup vyrobený za stavu plné zaměstnanosti, pod kterou rozuměl nezaměstnanost na úrovni 4 %, a zároveň při ní nedochází ani k akceleraci inflace. V této práci se pod potenciálním produktem rozumí maximální možný produkt, který lze v ekonomice vyrobit, a při kterém zároveň nedochází k růstu inflace.⁵ Produkční mezera je poté odchylkou skutečného produktu od toho potenciálního a může nabývat jak kladných, tak i záporných hodnot.

Metod odhadů potenciálního produktu a produkční mezery existuje několik a lze je rozdělit do čtyř základních skupin: nestrukturální, metody přímého měření, strukturální a multivarianční metody,⁶ přičemž každá skupina (a metoda) odhadu produkční mezery disponuje jistými výhodami i nevýhodami.⁷ Existuje ale obecný konsensus, dle kterého žádná metoda nepřináší absolutně spolehlivé odhady produkční mezery. V tomto článku byly pro vlastní provedené odhady vybrány tři metody. Z relativně jednodušších nestrukturálních (statistických) metod je pro vlastní analýzu vybrán Hodrick-Prescottův filtr. Tento univarianční filtr patří mezi oblíbené a často používané metody odhadu. Mezi jeho výhody patří zejména jeho jednoduchá aplikace a nenáročnost na vstupní data. Kromě pozitivních vlastností disponuje HP filtr také několika nedostatky. Významným nedostatkem je stanovení parametru vyhlazení λ . Hodrick-Prescott (1997) sice stanovili parametr vyhlazení pro ekonomiku Spojených států amerických ($\lambda=1600$ pro čtvrtletní data, 100 pro roční data), nicméně hospodářské cykly jiných ekonomik se mohou velmi výrazně odlišovat od cyklů ekonomiky USA. O správnosti nastavení parametru vyhlazení se vedly ještě početné diskuze, tak např. Ravn a Uhlig (1997) tvrdili, že $\lambda = 1600$ pro čtvrtletní data koresponduje s $\lambda = 10$ pro roční data. Dále se lze setkat s problémem vychýlenosti časových řad, který nastává zejména v případech, že časová řada začíná a končí v jiných fázích cyklu. Když odhad mezery tedy začíná např. v období recese a bude končit v období expanze, pravděpodobně bude koncové období nadhodnoceno. Také Harvey a Jaeger (1993) upozornili na skutečnost, že odhad HP filtrem může vést k odhadu falešných cyklů, které v ekonomice ve skutečnosti vůbec nenastaly. Dalším výrazným nedostatkem, který je ovšem společný i pro další nestrukturální metody odhadu, je ryze statistický charakter odhadu úplně abstrahující od nějaké ekonomické teorie.

Jako další metody odhadu byly zvoleny sofistikovanější metody odhadu produkční mezery: vícerozměrný model nepozorovaných komponent (MVUC) dle Kuttnera (1994)

5 Jedná se o definici De Masi (1997)

6 Terminologická poznámka: názvosloví rozdělení odhadů produkční mezery do skupin není jednotné u všech studií. Rozdělení jako v této práci používají rovněž Chagny, Döpke (2001), nicméně např. ECB (2000) rozděluje metody odhadů mezi statistické přístupy a přístupy založené na produkční funkci. Guarda (2002) zase do skupiny multivariančních metod odhadů založených na strukturálních modelech podle vzájemné interakce proměnných zařazuje produkční funkci. Dále sem zařazuje ještě hybridní metody jako multivarianční HP filtr, multivarianční nepozorované komponenty, multivarianční Beveridge-Nelsonovu dekompozici či strukturální VAR modely, přičemž tyto modely jako hybridní v jiných studiích označeny nejsou.

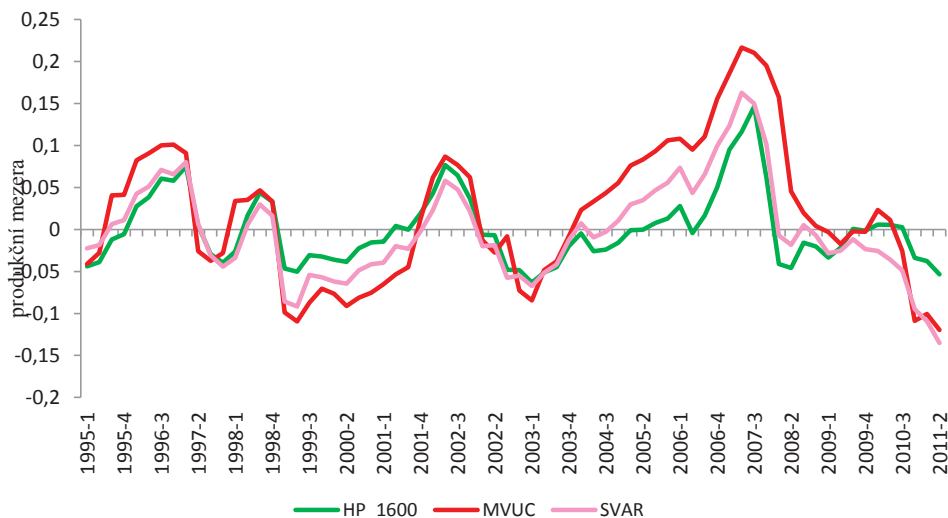
7 Podrobněji viz např. De Masi (1997), Dupasquier, C., Guay, A.; P. St – Amant (1999), Chagny, Döpke (2001) či Guarda (2002) a další.

a strukturální VAR modely. Výhodou těchto metod je jejich návaznost na ekonomickou teorii, která umožní lepší ekonomickou interpretaci odhadu, nicméně se tyto metody na druhé straně vyznačují poněkud náročnějším postupem samotného odhadu. SVAR model je trivarianční SVAR s proměnnými HDP, inflací a nezaměstnaností, který je modifikací modelu Blancharda a Quaha (1989).⁸

U vlastních odhadů produkční mezery byla všechna použitá čtvrtletní data získána z databáze Eurostatu a OECD v období 1995Q1 – 2011Q2, tedy 66 pozorování. Pro odhad HP filtru postačila sezónně očištěná řada HDP, pro SVAR model byly nutné ještě časové řady inflace a nezaměstnanosti a u MVUC data produkční mezery.⁹ Odhady produkčních mezer byly provedeny v ekonometrickém softwaru E-views.¹⁰ Výsledky odhadů produkční mezery pomocí HP filtru, multivariančního *unobserved components* modelu (MVUC) a trivariančního SVAR modelu jsou zaznamenány do grafu 1. Grafické zachycení výsledků potvrzuje obecně přijímanou skutečnost, že výsledky jednotlivých metod odhadu nejsou stejné. Nicméně jednotlivé metody zachycují alespoň stejný průběh.

Graf 1

Produkční mezer pro českou ekonomiku



HP_1600 představuje Hodrick-Prescottův filtr s parametrem vyhlazení $\lambda = 1600$, MVUC vícerozměrný model nepozorovaných komponent dle Kuttnera (1994), SVAR- strukturální VAR model s HDP, inflací a nezaměstnaností. Počet pozorování je 66 pro každou metodu odhadu.

Zdroj: Eurostat, OECD, výpočty autorky

8 Pro konstrukci SVAR modelů viz např. Claus (2000a)

9 Kuttnerův model (1994) totiž rozšiřuje Clarkův model (1989) o Phillipsovu křivku. Data o produkční mezeře byla získána využitím HP filtru, což je běžná praxe u institucí zabývajících se produkční mezerou (např. OECD).

10 Výsledky odhadnutých parametrů nejsou uvedeny, lze možné je získat na vyžádání.

4. Produkční mezera jako indikátor inflace

V této části práce se bude nyní tedy zkoumat, zdali je inflace ve vztahu k produkční mezeře v souladu s modely nových keynesiánců a modely cílování inflace, realizované rovněž i v české ekonomice. Pro vlastní zkoumání vztahu mezi produkční mezerou a inflací byly využity dvě jednoduché verze modelu produkční mezery a inflace dle Coe, McDermott (1997) a Claus (2000a). První model produkční mezery a inflace zkoumá, zdali je *změna* inflace nějak ovlivněna *úrovní* produkční mezery. Pokud ano, lze předpokládat, že inflace bude růst, bude-li ekonomika nad svým potenciálem, čili inflace bude růst, bude-li v ekonomice kladná produkční mezera. Naopak, inflace bude klesat, bude-li se ekonomika dostávat pod svůj potenciál, neboli bude v ekonomice záporná produkční mezera. Pokud bude produkční mezera nulová, inflace by měla zůstat stabilní. Druhý model produkční mezery a inflace zkoumá vztah mezi *změnou* inflace a *změnou* produkční mezery. Zde se předpokládá, že pokud bude v ekonomice kladná změna produkční mezery, inflace bude růst. V případě záporné změny produkční mezery bude inflace klesat. Bez změny zůstane inflace v případě, kdyby také produkční mezera byla bez změny.

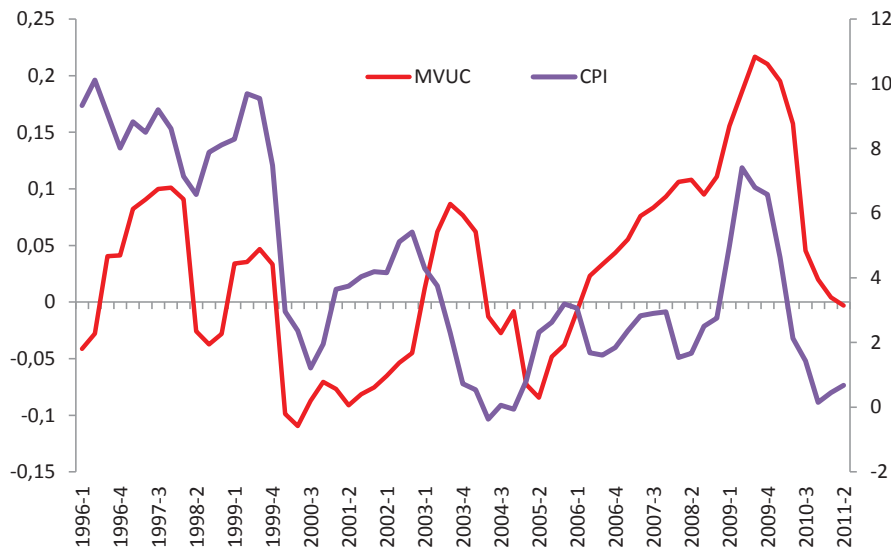
Do analyzovaných modelů produkční mezery a inflace byly vybrány tři metody odhadů produkční mezery: HP filtr, MVUC a SVAR metoda, které byly uvedeny v předešlé části. Veškerá data byla čerpána ze statistické databáze Eurostatu a OECD a vztahují se na čtvrtletní období od 1995Q1 – 2011Q2, tedy 66 pozorování. V modelech byla použita data produkční mezery, která byla získána provedenými odhady v kapitole 3, a dále inflace, která byla měřena jako index spotřebitelských cen CPI, rovněž v logaritmech.

Nejednoznačnost správného měření produkční mezery byla prezentována v předchozích částech na grafu 1. Ačkoliv graf potvrdil, že různé metody přicházejí s různými odhadnutými daty produkční mezery, bylo možno vidět, že všechny tři metody odhadu produkční mezery vykazovaly stejný průběh. Zde vzniká otázka, zdali je produkční mezera i přes prokázanou nejednoznačnost v odhadovaných metodách produkční mezery vhodným indikátorem inflace. Pro grafickou analýzu byla do grafu 2 zanesena produkční mezera odhadovaná dle MVUC modelu spolu s inflací.¹¹ Inflace je zde přepočtena na logaritmickou diferenci indexů spotřebitelských cen vynásobeným stem. Z tohoto grafu je možno vidět, že jak jednotlivé mezery produkční mezery, tak i inflace vykazují podobný směr. Je tedy patrné, že s kladnou produkční mezerou lze očekávat růst inflace. V případě poklesu ekonomiky pod potenciál lze očekávat deflační tlaky a pokles inflace. To ovšem neznamená, že tyto proměnné vykazovaly v průběhu analyzovaného časového období vždy stejný směr. To lze vysvětlit tím, že změny inflace nejsou vysvětlovány pouze produkční mezerou, nýbrž na ni mají vliv i další faktory jako například změny dovozních cen, nepřímé daně či inflační očekávání.

11 Ostatní metody odhadu produkční mezery nebyly do grafu zaneseny z důvodu přehlednosti.

Graf 2

Inflace a odhady produkční mezery



MVUC představuje vícerozměrný model nepozorovaných komponent dle Kuttnera (1994), CPI logaritmickou diferencí indexu spotřebitelských cen vynásobený stem. Počet pozorování je 66.

Zdroj: Eurostat, OECD, výpočty autorky

Všechny časové řady, které byly zahrnuty do modelů, zkoumajících schopnost produkční mezery předpovídat inflaci, byly podrobeny testům jednotkového kořene. Pro tato zkoumání byly využity tzv. Rozšířený Dickey-Fuller (1984) test a Phillips-Perronův (1988) $Z\alpha$ test. Za nulovou hypotézu bylo stanoveno, že časová řada je $I(1)$. Tuto hypotézu se podařilo vyvrátit u všech časových řad kromě inflace (CPI) v případě Rozšířeného Dickey-Fullerova testu (ADF). U Phillips-Perronova testu se nulovou hypotézu nepodařilo vyvrátit navíc ještě u produkční mezery odhadované SVAR metodou (mezeraSVAR), co naznačuje, že produkční mezeza odhadovaná dle SVAR metody nebude zřejmě schopna adekvátně předpovídat inflaci.¹² Podrobnější výsledky obou testů jsou uvedeny v příloze č. 1.

Model produkční mezery a inflace č. 1 pracuje se změnou inflace a úrovní produkční mezery a je odvozen od Phillipsovy křivky s adaptivním očekáváním:¹³

$$\pi_t = \alpha_1 + \sum_{k=0}^p \beta_{1k} \text{mezera}_{t-k} + \pi_t^e + \varepsilon_{1t}, \quad (1)$$

$$\text{kde } \pi_t^e = \pi_{t-1}. \quad (2)$$

12 Tento předpoklad se skutečně vyplní, jelikož u SVAR modelu bude ve srovnání s ostatními metodami dosaženo nejhorších výsledků.

13 Adaptivním očekáváním se myslí očekávání, dle kterého lidé očekávají situaci v budoucnu na základě minulých zkušeností, jak vyjadřuje rovnice č. 2. Vychází se přitom z modelu Coe McDermott (1997) a Claus (2000).

π_t je logaritmická difference indexu spotřebitelských cen, $mezera_{t-k}$ je logaritmická difference mezi aktuálním a potenciálním produktem, π_t^e představuje inflační očekávání v čase t a ε_{1t} je náhodná složka. Tím, že se zahrne do modelu předpoklad adaptivního očekávání, se značně zlehčuje modelování inflačního očekávání, které umožňuje testovat produkční mezeru jako indikátor inflace. Konstanta α_1 byla do modelu začleněna, aby bylo odstraněno omezení neinflační úrovně produkční mezery, která je rovna nule. S využitím zavedení těchto předpokladů a rovnice (2) lze rovnici (1) psát ve tvaru modelu s úrovní produkční mezery:

$$\Delta\pi_t = \alpha_1 + \sum_{k=0}^p \beta_{1k} mezera_{t-k} + \pi_t^e + \varepsilon_{1t}, \quad (3),$$

kde Δ je operátor první difference.

Hypotézou (a) je, že když kladná produkční mezeru povede k růstu inflace, je suma koeficientů β_{1k} kladná a rovněž statisticky významná. Druhou testovatelnou hypotézou (b) je, že každý parametr β_{1k} by měl být signifikantně různý od nuly.

Zkoumání vztahu mezi produkční mezerou a inflací bylo provedeno pro každou metodu zvlášť. Výsledky modelu produkční mezery a inflace č. 1 pro všechny tři metody odhadu jsou zaznamenány do tabulky 1. Pro optimální počet zpoždění bylo použito Schwarzovo informační kritérium, SIC (1978). Dle něj byla pro všechny metody odhadu zvolena 4 zpoždění. Rovněž byl využit Whiteův test (1980) pro testování heteroskedasticity. Testy nezamítly hypotézu o přítomnosti chyb homoskedasticity pouze u mezery SVAR.¹⁴ Všechny F-testy indikovaly, že všechny metody odhadu jsou významným determinanem změny inflace, které vysvětlují změny inflaci mezi 18–20%.

Znaménka jednotlivých koeficientů se vztahují na jednotlivá zpoždění, přičemž první člen je interporální. Zvýrazněná znaménka označují statistickou významnost. Podmínka kladné sumy koeficientů β_{1k} byla splněna u všech metod odhadů produkční mezery a rovněž u všech metod odhadu byla signifikantně různá od nuly.¹⁵ Suma koeficientů u metody HP a MVUC se blíží nule, co může indikovat jako lepší indikátory inflačních tlaků. Model produkční mezery a inflace č. 1 tedy potvrdil, že lze považovat úroveň produkční mezery jako vhodný indikátor inflace v ekonomice.

14 Heteroskedasticky konzistentní standardní chyby (HCSE) jsou uvedeny v tabulce.

15 Pro podrobnější zkoumání byla dle SIC zvolena 4 zpoždění. Dle Coe a McDermott (1997) a Claus (2000) sice záporná znaménka nemají smysluplnou ekonomickou interpretaci, nicméně obě studie považují za důležité kladné znaménko sumy koeficientů β_{1k} . Nesmyslnou ekonomickou interpretaci lze vysvětlit i tím, jak bylo uvedeno výše, že změny inflace nelze vysvětlit pouze změnami produkční mezery, ale že na ni mají vliv i jiné faktory.

Tabulka1
Model č. 1

P.mezera	Zpoždění ¹	Koeficienty produkční mezery			F-test ^b	R ²	t-test	HCSE
		suma koef. β s.ch.	znaménko	suma				
HP	4	0,0863	---+	1,3265	3,11***	0,20	0,0651***	3,45**
MVUC	4	0,0012	---+	1,8932	4,22**	0,26	0,0006***	4,32**
SVAR	4	0,1251	---+	2,1337	2,80**	0,18	0,0586**	3,18

H(a)o: Produkční mezera nemá vliv na změnu inflace.

H(b)o: Všechny koeficienty beta jsou rovny nule.

HP – Hodrick-Prescottův filtr s parametrem vyhlazení $\lambda = 1600$, MVUC – vícerozměrný model nepozorovaných komponentů, SVAR – strukturální VAR model. Zpožděním se myslí délka zpoždění, přičemž (1) značí, že délka zpoždění byla určena na základě Schwarzova informačního kritéria (SIC). Suma s.ch. – standardní chyba součtu. Celkový počet pozorování je 66 pro každou metodu. Znaménka jednotlivých koeficientů se vztahují na jednotlivá zpoždění, přičemž první člen je interporální. Zvýrazněná znaménka rovněž jako u modelu č. 1 označují statistickou významnost na 5% hladině významnosti.

b- F-test zkoumá, zdali se zamítá či nezamítá hypotéza o vlivu produkční mezery na změnu inflace.

T-test zkoumá, zdali je suma koeficientů významně odlišná od nuly.

HCSE – testové hodnoty Whiteova testu na heteroskedasticitu. Zamítnutím nulové hypotézy (homoskedastických chyb) byly pro první dva modely použity odhady s heteroskedasticky konzistentními standardními chybami.

Zdroj: Eurostat, OECD, vlastní výpočty

U modelu produkční mezery a inflace s úrovní produkční mezery lze ještě poznamenat, že dovoluje jak úrovní produkční mezery, tak i její diferenci, ovlivňovat inflaci. Model produkční mezery a inflace č. 2 je poté modifikací modelu s úrovní produkční mezery a zabývá se vztahem mezi změnou inflace a produkční mezerou. Tento model je navíc omezen předpokladem, že koeficienty produkční mezery s opačným znaménkem jsou stejné v absolutní hodnotě, a že jejich součet se rovná nule, tedy např. $\beta_{11} = -\beta_{10}$, $\beta_{13} = \beta_{12}$. Dále se zde také uplatňuje předpoklad, že suma koeficientů je kladná. Po zavedení těchto předpokladů lze model produkční mezery č. 2 definovat následovně:

$$\Delta\pi_t = \alpha_2 + \sum_{i=0}^{\gamma} \beta_{2k} \text{mezera}_{t-k} + \epsilon_{2t}, \quad (4)$$

kde π_t je logaritmická diference indexu spotřebitelských cen, $\Delta \text{mezera}_{t-k}$ je logaritmická diference aktuálního a potenciálního produktu, ϵ_{2t} je náhodná složka a Δ je operátor první diference.

Model produkční mezery a inflace se *změnou* inflace a *změnou* produkční mezery byl analyzován opět pro každý model zvlášť a jeho výsledky jsou zaznamenány v tabulce 2.¹⁶ Pro optimální počet zpoždění bylo opět využito Schwarzovo informační kritérium (SIC) a opět byl za optimální počet zpoždění vybrána 4 zpoždění. Znaménka jednotlivých koeficientů se opět vztahují na jednotlivá zpoždění, přičemž první člen je interporální. Zvýrazněná znaménka rovněž jako u modelu produkční mezery

¹⁶ Testy normality a heteroskedasticity opět nebyly zaneseny do tabulky.

a inflace č. 1 označují statistickou významnost.¹⁷ Whitův test (1980) pro testování heteroskedasticity nezamítl hypotézu o přítomnosti chyb homoskedasticity pouze u mezery SVAR.¹⁸ F-testy potvrdily, že mezera produkční mezery jsou významným determinantem inflace na 5% hladině významnosti. Model produkční mezery se změnou produkční mezery dokonce naznačuje, že změna produkční mezery je ještě lepší determinant inflace než úroveň produkční mezery, statistika R^2 je modelu produkční mezery a inflace č. 2 u všech odhadů produkční mezery vyšší než tomu bylo u modelu produkční mezera a inflace č. 1. Ani u jedné z metod odhadů produkční mezery se nevyskytoval žádný nulový koeficient β_{2K} . Rovněž nenastal ani případ, že by suma koeficientů β_{2K} byla záporná či nulová.

Tabulka 2
Model č. 2

P.mezera	Zpoždění ¹	Koeficienty produkční mezery			F-testb	R2	t-test	HCSE
		suma koef. β s.ch.	znaménko	suma				
HP	4	0,8324	-++-	1,4376	5,12**	0,3	0,5791***	4,23**
MVUC	4	0,9267	-+---	1,9854	4,52**	0,3	0,4667***	5,42**
SVAR	4	0,7368	-+---	2,3276	3,12**	0,2	0,3165**	3,87

H(a)o: Produkční mezera nemá vliv na změnu inflace.

H(b)o: Všechny koeficienty beta jsou rovny nule.

HP – Hodrick-Prescottův filtr s parametrem vyhlazení $\lambda = 1600$, MVUC – vícerozměrný model nepozorovaných komponentů, SVAR – strukturální VAR model. Zpožděním se myslí délka zpoždění, přičemž (1) značí, že délka zpoždění byla určena na základě Schwarzova informačního kritéria (SIC). Suma s.ch. – standardní chyba součtu. Celkový počet pozorování je 66 pro každou metodu. Znaménka jednotlivých koeficientů se vztahují na jednotlivá zpoždění, přičemž první člen je interporální. Zvýrazněná znaménka rovněž jako u modelu č. 1 označují statistickou významnost na 5% hladině významnosti.

b- F-test zkoumá, zdali se zamítá či nezamítá hypotéza o vlivu produkční mezery na změnu inflace.

T-test zkoumá, zdali je suma koeficientů významně odlišná od nuly.

HCSE – testové hodnoty Whiteova testu na heteroskedasticitu. Zamítnutím nulové hypotézy (homoskedastických chyb) byly pro první dva modely použity odhady s heteroskedasticky konzistentními standardními chybami.

Zdroj: Eurostat, OECD, vlastní výpočty

5. Srovnání s předchozími výzkumy a možné další rozšíření modelu

Výsledky tří metod odhadu produkční mezery ukázaly, že každá z analyzovaných metod odhadla jiná data pro stejná období. Bylo tedy potvrzeno, že i pro českou ekonomiku nelze měřit produkční mezeru jednoznačně, nýbrž jenom spíše odhadovat. Tyto závěry jsou plně ve shodě s jinými studiemi zabývajícími se odhady produkční mezery, např. Zimková a Bachorovský (2007), Jemec (2012), Guarda (2002) nebo Konuki (2008). Dále schopnost produkční mezery jako indikátoru inflace, ať už

17 O nesmyslné ekonomické interpretaci některých znamének viz poznámka pod čarou č. 13.

18 Heteroskedasticky konzistentní standardní chyby (HCSE) jsou uvedeny v tabulce.

v podobě úrovně produkční mezery či změny produkční mezery, byla několika metodami potvrzena. Tak například Coe a McDermott (1997), kteří analyzovali vztah mezi produkční mezerou a inflací pro vybrané státy Asie a Austrálie, dospěli ke stejným výsledkům jako zde v tomto článku. Na rozdíl od tohoto článku autoři ale zkoumali vztah mezi produkční mezerou a inflací pouze na jedné metodě odhadu produkční mezery, robustním trendovým odhadem. Tímto můžou být ale výsledky značně ovlivněny nepřesností samotného odhadu produkční mezery, protože abstrahuje od srovnání výsledků odhadu s jinými metodami odhadu. Statistika R^2 dosahovala mezi státy výrazně odlišných hodnot, v modelu s úrovní produkční mezery nejvyšší R^2 bylo dosaženo u Číny, až 91,7 %. Naopak u Indie to bylo pouhých 0,2 %. Podobně rozdílných výsledků bylo dosaženo i u modelu se změnou (diferencí) produkční mezery. Ve srovnání s výsledky pro českou ekonomiku ale model s úrovní produkční mezery přinesl nepochybně lepší výsledky než model se změnou produkční mezery. Pro srovnání výsledků z tohoto článku bude zřejmě vhodnější Claus (2000a), která zkoumala vztah mezi produkční mezerou a inflací pro jednu ekonomiku (Nového Zélandu), avšak třemi metodami. Zde už bylo dosaženo výsledků podobných s výsledky naší analýzy. R^2 dosahovalo hodnoty kolem 30 %. Podobně jako v naší analýze, i v tomto článku bylo dosaženo mírně lepších výsledků u modelu se změnou (diferencí) produkční mezery než u modelu s úrovní produkční mezery, což naznačuje, že změnu inflace lépe vysvětluje změna produkční mezery. Pro Uruguay vztah mezi inflací a produkční mezerou zkoumala Theodulou (2009). Analyzovala tento vztah rovněž přes oba dva modely produkční mezery a inflace, přičemž lepších výsledků rovněž dosáhla u modelu se změnou produkční mezery. Protože změnu inflace nelze plně vysvětlit pouze produkční mezerou, lze rozšířit model o nabídku peněz (Coe a McDermott, 1997), která ovlivňuje inflační očekávání a následně i produkční mezeru a inflaci samotnou. U tohoto modelu se navíc výrazně zvýšila statistika R^2 téměř u všech zkoumaných ekonomik.

Závěr

Tento článek měl za cíl potvrdit či vyvrátit hypotézu o vhodnosti využití produkční mezery, definované jako odchylky skutečného výstupu od potenciálu, jako indikátoru inflace pro českou ekonomiku. Obecně totiž platí, že pokud je v ekonomice tlak na růst poptávky (tedy produkční mezera je kladná), inflace bude růst. Logicky, v případě záporné produkční mezery budou tlaky deflační a inflace bude klesat. Analyzované období bylo ve čtvrtletních intervalech v rozmezí 1995Q1 – 2011Q2.

Pro vyvrácení či potvrzení hypotézy bylo nutné nejdříve odhadnout produkční mezeru. Z nestrukturálních metod odhadů byl vybrán multivarianční HP filtr s parametrem vyhlazení pro čtvrtletní data $\lambda = 1600$. Protože tato metoda neobsahuje v sobě žádnou ekonomickou teorii, byly do článku ještě zahrnuty multivarianční metody, které už mají v sobě ekonomickou teorii zakomponovány: multivarianční unobserved components model a trivarianční SVAR model. Tyto tři metody ukázaly, že různé metody odhadů generují různé odhady produkční mezery, nicméně vykazují alespoň stejný průběh.

Pro testování schopnosti produkční mezery indikovat inflaci byly využity dva jednoduché jednorovnicové modely produkční mezery a inflace dle Coe a McDermott (1997) a Claus (2000a). Jako první byl zkoumán vztah mezi změnou inflací a úrovní produkční mezery. Tento model potvrdil hypotézu o vhodnosti produkční mezery jako indikátoru, a to u všech metod odhadu. Mírně lepších výsledků než u modelu produkční mezery a inflace č. 1 bylo dosaženo u modelu produkční mezery a inflace se změnou inflace a změnou produkční mezery.

Celkově lze tedy zhodnotit, že produkční mezera je vhodným indikátorem inflace. Nicméně tyto testy nepotvrdily, že by inflaci vysvětlovala pouze produkční mezera. Na inflaci mají totiž vliv rovněž i jiné faktory, jako např. změny importních cen, nepřímé daně, inflační očekávání, politika na pracovních trzích či instituce ovlivňující výši mezd.

Příloha č. 1

Proměnná	Testy stacionarity ^a			
	Rozšířený Dickey-Fuller (počet závislých zpoždění) ^b		Phillips-Perron Za 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***
Mezera HP	-2,65 (1)**	-2,61(1)**	-3,27**	-3,12**
Mezera MVUC	-2,24 (1)**	-3,98 (1)**	-1,77**	- 1,59**
Mezera SVAR	-1,92 (1)**	-1,96(1)**	-2,02	-1,94

*** H0 jednotkového kořene je zamítnuta na 1% hladině významnosti.

** H0 jednotkového kořene je zamítnuta na 5% hladině významnosti.

* H0 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).

Literatura

BENEŠ, J.; N'DIAYE, P. 2004. A Multivariate Filter for Measuring Potential Output and the NAIRU: Application to the Czech Republic. [IMF Working Paper No. 04/45]. International Monetary Fund, 2004.

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

BOLT, W.; VAN ELS, P. J. A. 2000. Output Gap and Inflation in the EU. [DNB Staff Reports No. 44]. De Nederlandsche Bank, Amsterdam, 2000.

CAGLAYAN, E.; MELEK, A. 2010. Taylor Rule: Is it an Applicable Guide for Inflation Targeting Countries? *Journal of Money, Investment and Banking*, 2010, Vol. 18, No. 6, pp. 55–68.

CAYEN, J. P.; VAN NORDEN, S. 2004. The Reliability of Canadian Output Gap Estimates. [Deutsche Bundesbank Studies of the Economic Research Centre No. 2004/29]. Deutsche Bundesbank, 2004.

- CHAGNY, O.; DÖPKE, J. 2001. Measures of the Output Gap in the Euro-Zone: An Empirical Assessment of Selected Methods. [Kiel Working Paper No. 1053]. Kiel Institute for World Economy, 2001.
- CLAUS, I. 2000a. Estimating Potential Output for New Zealand: A structural VAR approach. [Discussion Paper Series DP 2000/03]. Reserve Bank of New Zealand, 2000.
- CLAUS, I. 2000b. Is the Output Gap a Useful Indicator of Inflation? [Discussion Paper Series DP 2000/05]. Reserve Bank of New Zealand, 2000.
- COE, R. J.; McDermott, C. J. 1997. Does the Gap Work in Asia? [IMF Working Paper WP /96/69]. International Monetary Fund, 1997.
- DE MASI, P. R. 1997. IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practise. [IMF Working Paper WP /97/177]. International Monetary Fund, 1997.
- DUPASQUIER, C; GUAY, A.; ST-AMANT, P. 1999. A Survey of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap. *Journal of Macroeconomics*, 1999. Vol. 21, No. 3, pp. 577–595.
- DWYER, A.; GURNEY, A.; LAM, K. 2010. Inflation and the Output Gap in the UK. [HM Treasury Economic Working Paper No. 6]. HM Treasury, 2010.
- FRIEDMAN, M. 1968. The Role of Monetary policy. *The American Economic Review*, 1958. Vol. 58, No. 1, pp. 1–17.
- GUARDA, P. 2002. Potential Output and Output Gap in Luxembourg: Some Alternative Methods. [Cahier d'Etudes – Working Paper, No.4]. Banque Centrale du Luxembourg, 2002.
- HÁJEK, M.; BEZDĚK, V. 2000. Odhad potenciálního produktu a produkční mezery pro ČR. [ČNB VP č. 26]. ČNB, 2000.
- HÁJKOVÁ, D.; HURNÍK, J. 2007. Cobb-Douglas Production Function: The Case of a Converting Economy. *Czech Journal of Economics and Finance*, 2007, Vol. 57, No. 9–10, pp. 465–476.
- HARVEY, A. C.; JAEGER, A. 1993. Detrending, Stylized Facts and the Business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 1993. Vol. 8, No. 3, pp. 231–247.
- HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. 1997. Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997. Vol. 29, No. 1, pp. 1–16.
- HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. 1980. Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. [Discussion paper No. 451] Carnegie-Melton University, 1980.
- JEMEC, N. 2012. Output Gap in Slovenia. What Can We Learn from Different Methods? [Banka Slovenije Working Paper 4/2012]. Banka Slovenije, 2012.
- KONUKI, T. 2008. Estimating Potential Output and the Output Gap in Slovakia. [IMF Working Paper WP /08/275]. International Monetary Fund, 2008.
- KUTTNER, K. N. 1994. Estimating potential output as a latent variable. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1994, Vol. 12, No. 3, pp. 361–368.
- LAXTON, D.; MEREDITH, G.; ROSE, D. 1994. Asymmetric Effects of Economic Activity on Inflation: Evidence and Policy Implications. [IMF Working Paper WP /94/139]. International Monetary Fund, 1994.
- LUCAS, R. E., Jr. 1976. Economic Policy Evaluation: A Critique. In BRUNNER, K.; MELTZER, A. H. (ed). *The Phillips Curve and Labor Markets*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. Amsterdam: North-Holland, 1976.
- OKUN, A. 1962. Potential GNP: Its Measurement and Significance. In Proceedings of the Business and Economics Statistics Section. Washington, DC: American Statistical Association, 1962.
- ORPHANIDES, A.; VAN NORDEN, S. 2002. The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time. *The review of Economics and Statistics*, 2002. Vol. 84, No. 4, pp. 569–583.
- PHELPS, E. S. 1967. Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time. *Economica, New Series*, 1967. Vol. 34, No. 135, pp. 254–281.

- PHILLIPS, A. W. H. 1958. The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rate in the United Kingdom, 1861–1957. *Economica*, 1958. Vol. 25, No. 100, pp. 283–299.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regressions. *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, pp. 335–346.
- PLAŠIL, M. 2011. Potenciální produkt, mezera výstupu a míra nejistoty spojená s jejich určením při použití Hodrick-Prescottova filtru. *Politická ekonomie*, 2011, Vol. 59, No. 4, pp. 490–507.
- RAVN, M.; UHLIG, H. 1997. On Adjusting the HP-Filter for the Frequency of Observations. [CEPR Working Paper No. 9750]. The Centre for Economic Policy Research, 1997.
- RAZZAK, W. 1996. Do Prices Lead Wages in the Demand Cycle? [Reserve Bank of New Zealand Research Memorandum M96/6]. Reserve Bank of New Zealand, 1996.
- SAID, S; DICKES, D. A. 1984. Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models with Unknown Order. *Biometrika*, 1984, Vol. 71, No. 3, pp. 599–608.
- SCHWARZ, G. 1978. Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics*, 1978. Vol. 6, No. 2, pp. 461–424.
- THEODULOZ, T. 2009. Testing the Gap: An Application for Uruguay. *Cuaderno de Economía*, 2009, Vol. 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 1995/24]. Organisation for Economic Co-operation and Development, 1995.
- WHITE, H. 1980. A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica*, 1980. Vol. 48, No. 4, pp. 817–838.
- ZIMKOVÁ, E.; BACHOROVSKÝ J. 2007 Odhad potenciálního produktu a produkčnej medzery v slovenských podmienkach. *Politická ekonomie*, 2007, Vol. 55, No. 4, pp. 473–489.

OUTPUT GAP AS INDICATOR OF INFLATION – CASE FOR CZECH ECONOMY

Dana Kloudová, Faculty of Economics and Public Administration, University of Economics, nám. W. Churchilla 4, CZ – 130 67 Praha 3 (xklod06@vse.cz).

Abstract

It is generally accepted, that output gap belongs to the main indicators of inflationary pressures and is often used by central banks when executing monetary policy. When output gap is positive, there are inflationary pressures in economy and inflation will rise. In case, that there is negative output gap in economy, inflation will decline. The aim of this paper is to find whether there is relationship between these two variables for Czech economy. To find the answer, two gap models following Coe, McDermott (1997) and Claus (2000a) will be used – with level of the output gap and change in the output gap. All tests confirm, that central bank should use it as indicator of inflation.

Keywords

inflation, output gap, gap model, uncertainty

JEL Classification

E31, E32, E37