

# Potenciální produkt a mezera výstupu v období ekonomických krizí

Andrea Čížků  <sup>a</sup>

a Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky, Praha, Česká republika  
E-mail: [adrea.cizku@vse.cz](mailto:adrea.cizku@vse.cz)

## Abstract

### Potential Output and Output Gap in a Period of Economic Crises

The article investigates potential output and output gap modelling and estimation in the Czech Republic in the period 1996–2021, including the global recession from 2008 and the recent crisis caused by government measures against the COVID-19 pandemic. The unobserved components (UC) methodology is applied, coefficients are estimated by the maximum likelihood method, unobserved variables are estimated using the Kalman filter. The standard UC model is modified in an original way to nonlinearly describe the hysteresis effect by allowing the output gap to have an asymmetrical influence on potential output. The econometric model verification proved significance of the hysteresis effect and showed a substantial inertia of negative consequences of both crises. Predictions of an impact of the War in Ukraine on the gap were also calculated and the uncertainty associated with these predictions was quantified.

**Keywords:** Potential output, output gap, economic crisis, unobserved components

**JEL Classification:** C51, E32, O47

## Úvod

Potenciální produkt reprezentuje úroveň ekonomické aktivity udržitelné v dlouhodobém časovém horizontu. Úzce související koncept mezery výstupu je vymezen jako odchylka skutečného produktu od potenciální úrovně, která má pouze dočasný charakter, přičemž tradičně se předpokládá, že trajektorie potenciálního produktu není vývojem mezery výstupu ovlivněna.

**Citation:** Čížků, A. (2023). Potenciální produkt a mezera výstupu v období ekonomických krizí. *Politická ekonomie*, 71(2), 177–198, <https://doi.org/10.18267/j.polek.1380>

**Copyright:** © 2023 by the author(s). Licensee Prague University of Economics and Business, Czech Republic. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution License (CC BY NC ND 4.0).

Odhadem mezery výstupu se v České republice zabývá v rámci DSGE modelů Bechný (2019a) či Hloušek (2010). Kloudová (2013a) zkoumá mezuru výstupu v České republice metodikou nepozorovatelných komponent (UC, Unobserved Components), zatímco Kloudová (2013b) použila za tímto účelem ve své analýze slovenské ekonomiky SVAR model (Structural Vector Autoregression). Chen a Mills (2012) se zabývají danou problematikou na evropské úrovni aplikací UC metodologie. Proietti *et al.* (2007) odhaduje potenciální produkt a mezuru výstupu taktéž na celoevropské úrovni, ovšem aplikací přístupu založeném na produkční funkci. Širá *et al.* (2021) zkoumají otázku dlouhodobě udržitelné úrovně výstupu ekonomiky taktéž na evropské úrovni, a to s ohledem na emise skleníkových plynů, energetické efektivnosti a obnovitelných zdrojů energie. Szomolányi *et al.* (2017) se zaměřují na analýzu krátkodobých cyklů v postkomunistických zemích.

Ve všech zmiňovaných studiích se ovšem hospodářská aktivita udržitelná v dlouhodobém horizontu a krátkodobá dynamika zkoumají nezávisle na sobě. Krize z roku 2008 nicméně určitým způsobem narušila zmíněný tradiční pohled. Krátkodobě působící vlivy jsou nyní vnímány jako důležitý faktor, který má vliv na potenciální produkt, jež mají permanentní dopad na výstup ekonomiky (Ball, 2014; Blanchard, 2018).

Andersson *et al.* (2018) argumentují ve prospěch permanentního vlivu krátkodobých faktorů, na základě hypotézy o hysterezi. Negativní krátkodobě působící šoky vytvářejí určitou nejistotu v ekonomickém prostředí, což odrazuje podniky od dlouhodobých kapitálových investic. Rovněž tak ztráta zaměstnání způsobená recesí může vést ke ztrátě pracovních schopností u nezaměstnaných pracovníků a vést tak k trvalému poklesu potenciálního produktu. Empirickou verifikací konceptu hystereze se zabýval Ball (2009) či Blanchard a Summers (1986).

V české odborné literatuře se empirickou verifikací hypotézy hystereze zabýval Bechný (2019b), Němec (2010) či Pošta (2015), přičemž závěry všech zmíněných autorů podporují hypotézu hystereze. Bechný (2019b) konkrétně aplikoval metodologii nepozorovatelných komponent (UC, Unobserved Component), kterou navrhli Jaeger a Parkinson (1994). Po jejich vzoru modeluje hysterezi jako situaci, ve které cyklická složka ekonomické veličiny ovlivňuje její trendovou složku, což je přístup, který bude použit také v tomto článku.

Empirický výzkum v oblasti potenciálního produktu a mezery výstupu je komplikován tím, že se jedná o nepozorovatelné veličiny, které mohou být pouze odhadovány. Jednoduché statistické procedury typu Hodrickova-Prescottova (HP) filtru (Hodrick a Prescott, 1997) či Beveridgeova-Nelsonova dekompozice (Beveridge a Nelson, 1981) mají mnoho nedostatků, které shrnuje Harvey a Jaeger (1993) či Harvey a Trimbur (2008). UC metodologie navržená prvně Watsonem (1986) a zpopularizovaná Harveyem (1989) je v porovnání s jednoduchými statistickými procedurami v odborných kruzích považována za vhodnější nástroj. Tato metodika je v odborné literatuře taktéž hojně aplikována (např. Andersson *et al.*, 2018; Borio *et al.*, 2013, Kuttner, 1994). V rámci organizace OECD (Organization for Economic Cooperation and Development) je mnohdy využíván přístup založený na produkční funkci. Nejčastěji je odhadována Cobbova-Douglasova

produkční funkce (Havik *et al.*, 2010) či CES (Constant Elasticity of Substitution) produkční funkce s konstantní elasticitou substituce (Anderton *et al.*, 2014).

Cílem článku je rozšířit vlastním originálním způsobem základní UC model o mechanismus hystereze a model následně empiricky verifikovat na datech České republiky v období let 1996–2021, zahrnující jednak globální hospodářskou recesi z roku 2008 a jednak také krizi související s opatřeními proti šíření nákazy covid-19 z roku 2020. Konkrétně je použit model s parametry měnícími se v čase, který je ekonometricky odhadován metodou maximální věrohodnosti. Na rozdíl od tradičních přístupů je ovšem originálním způsobem pomocí nelineárního modelu explicitně popsán nesymetrický vliv mezery výstupu na potenciální produkt a jeho tempo růstu. Nelinearita pramenící z této asymetrie je způsobena skutečností, že negativní krátkodobé šoky mají kvůli mechanismu hystereze negativní dopad na potenciální produkt, ovšem pozitivní náhodné vlivy odpovídající důsledky nemají vzhledem k přirozeným limitům ekonomiky.

Druhý významný cíl článku je mezeru výstupu a potenciální produkt odhadnout a kvantifikovat nejistotu s tím spojenou. Chyba odhadu nepozorovatelných proměnných je přímo jedním ze základních výstupů Kalmanova filtru, ve kterém se ovšem předpokládá, že parametry modelu jsou známy. Další významný zdroj nejistoty souvisí s ekonometrickým odhadem parametrů modelu. Za účelem kvantitativního posouzení této nejistoty bude realizován Monte Carlo simulační experiment, pomocí kterého budou určeny intervaly spolehlivosti vybraných nepozorovatelných veličin.

V neposlední řadě budou provedeny prognózy dopadu války na Ukrajině na modelové proměnné. Podobně jako v předešlém případě bude nejistota těchto prognóz kvantifikována pomocí intervalů spolehlivosti určenými opět Monte Carlo simulačním experimentem. Simulační přístup k určení intervalových odhadů pro mezeru výstupu a potenciální produkt je v praxi nejčastější a v souvislosti s aplikací HP filtru jej popisuje např. Plašil (2011).

Struktura článku je následující. Nejprve je v první kapitole formulován model. Ve druhém oddílu jsou popsána data a použitá ekonometrická metodologie, pomocí které byly odhadnuty jednak parametry modelu a jednak nepozorovatelné stavové veličiny. Obsahem třetí kapitoly je interpretace získaných výsledků. Výsledky bodových a intervalových odhadů mezery výstupu, potenciálního produktu a dalších veličin jsou prezentovány a diskutovány v oddílu čtvrtém. V páté kapitole je provedeno porovnání získaných odhadů mezery výstupu a potenciálního produktu s oficiálními odhady České národní banky (ČNB) a Ministerstva financí České republiky (MF ČR). Šestá kapitola se zabývá bodovými a intervalovými prognózami dopadů války na Ukrajině na modelované proměnné. Závěrečný oddíl přehledně shrnuje hlavní výsledky.

## 1. Model

Metodika nepozorovatelných komponent rozkládá (logaritmovaný) výstup ekonomiky (HDP) následovně:

$$y_t = y_t^T + y_t^C, \quad (1)$$

kde  $y_t$  je logaritmus reálného HDP v čase  $t$ ,

$y_t^T$  značí potenciální produkt v období  $t$ , jenž reprezentuje trendovou složku,

$y_t^C$  označuje mezezu výstupu v čase  $t$ , která modeluje cyklickou komponentu.

Obvykle se trendová složka  $y_t^T$  modeluje jako náhodná procházka s lokálně lineárním trendem a cyklická složka  $y_t^C$  je většinou popsána pomocí AR(1) či AR(2) procesu (Harvey, 1989; Watson, 1986). Model prezentovaný v tomto článku se nicméně od této běžně používané specifikace bude lišit. Konkrétní odlišnost spočívá v tom, že tempo růstu potenciálního produktu je zde nesymetricky modelováno v závislosti na mezeře výstupu, což je modelovým popisem efektu hystereze:

$$y_t^T = y_{t-1}^T + \mu + \alpha_{t-1} \times y_{t-1}^C, \quad (2)$$

přičemž parametr  $\mu > 0$  vyjadřuje tempo růstu potenciálního produktu v dobách konjunktury. V období ekonomické recese je ovšem rychlost růstu této veličiny redukována, a to přímo úměrně hospodářskému poklesu, což je popsáno pomocí v čase se měnícího parametru  $\alpha_{t-1}$ :

$$\alpha_{t-1} = \begin{cases} 0, & y_{t-1}^C \geq 0, \\ \alpha, & y_{t-1}^C < 0. \end{cases} \quad (3)$$

Koeficient  $\alpha_{t-1}$  je roven nule pokud  $y_{t-1}^C \geq 0$ . V opačném případě nabývá kladné hodnoty  $\alpha_{t-1} = \alpha > 0$  vyjadřující intenzitu poklesu tempa růstu potenciálního produktu v závislosti na hospodářské recesi. Tato specifikace vede k nelinearitě, jejíž zdůvodnění spočívá v existenci určité horní meze tempa růstu proměnné  $y_t^T$ , která vyplývá z přirozených limitů dané ekonomiky. Na straně druhé je v souladu s hypotézou hystereze předpokládáno, že krátkodobé recese na tempo růstu potenciálního produktu vliv mají. Zmíněný mechanismus hystereze je do vztahu (2) zabudován po vzoru Jaegera a Parkinsona (1994), kteří navrhli modelovat jej jako situaci, ve které cyklická složka míry nezaměstnanosti ovlivňuje NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment).

Mezeza výstupu je modelována standardně pomocí stacionárního AR(1) procesu. Tento proces je nicméně modifikován pomocí setrvačné proměnné  $v_t$  popisující dopad exogenních šoků v podobě globální recese z roku 2008 a nedávné krize související s vládními opatřeními proti šíření nemoci covid-19:

$$y_t^C = \lambda \times y_{t-1}^C - v_t + u_t, \quad (4)$$

$$v_t = \omega \times v_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

kde  $\lambda \in (0; 1)$  je autoregresním parametrem modelovaného procesu mezery výstupu,

$u_t \sim N(0; \sigma^2)$  je i.i.d. náhodná chyba,  $\sigma^2 = E(u_t^2)$  reprezentuje její rozptyl,

$v_t$  modeluje vliv zmíněných dvou krizí na hospodářský cyklus pomocí AR(1) procesu s autoregresním parametrem  $\omega \in (0; 1)$ ,

reziduální veličina  $\varepsilon_t$  modeluje náhodné šoky na počátku daných dvou ekonomických krizí a je vymezena vztahem:

$$\varepsilon_t = \begin{cases} \varepsilon, & t = 2 / 2008, 1 / 2020, \\ 0, & \text{jinak,} \end{cases} \quad (6)$$

kde  $\varepsilon > 0$  vyjadřuje intenzitu působení zmíněných inicializačních náhodných šoků, ke kterým došlo na počátku velké hospodářské recese ve druhém čtvrtletí roku 2008 a začátkem krize vyvolané nákazou covid-19 z prvního čtvrtletí roku 2020.

## 2. Data a ekonometrická metodologie

Datový soubor obsahuje sezónně očištěnou časovou řadu čtvrtletního reálného HDP (v mil. Kč) v České republice za časové období od 1/1996 do 4/2021, která byla získána z databáze ARAD (ČNB, 2022a). Pozorovatelná proměnná byla pak spočtena jako přirozený logaritmus právě zmíněné časové řady.

Parametry modelu  $\mu$ ,  $\alpha$ ,  $\lambda$ ,  $\varepsilon$  a  $\sigma$  jsou ekonometricky odhadovány metodou maximální věrohodnosti, nepozorovatelné stavové veličiny  $y_t^T$ ,  $y_t^C$  Kalmanovým filtrem. Jeho úkolem je stanovit odhad těchto stavových proměnných, které nejsou přímo měřitelné, a to na základě znalosti:

- pozorovatelných indikátorů,
- vztahu mezi měřitelnými indikátory a nepozorovatelnými proměnnými,
- dynamiky vývoje stavových veličin.

Ve formulovaném modelu je k dispozici měřitelný indikátor  $y_t$  v podobě reálného HDP, jehož souvislost s neměřitelnými stavovými proměnnými  $y_t^T$ ,  $y_t^C$  je dána vztahem (1). Dynamika vývoje stavových veličin je v našem případě určena rovnicemi (2)–(6) a obecně je dána tzv. přechodovou rovnicí (transition equation) stavově prostorového modelu (SPM, State Space Model). Vztah pozorovatelných indikátorů a neměřitelných stavových proměnných je obecně popsán v rámci SPM modelu pomocí rovnice měření (measurement equation). Tyto rovnice mají v použitém obecném rámci podmíněného Gaussovského SPM modelu následující tvar:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_t(\mathbf{Z}_{t-1}) \times \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{R}_t(\mathbf{Z}_{t-1}) \times \mathbf{u}_t, \quad (7)$$

$$\mathbf{z}_t = \mathbf{D}_t(\mathbf{Z}_{t-1}) \times \mathbf{x}_t + \mathbf{v}_t, \quad (8)$$

kde  $\mathbf{x}_t = (y_t^T \quad y_t^C \quad v_t \quad 1_t)'$  je stavový vektor, přičemž  $1_t$  je pomocná proměnná nabývající pro každé období  $t$  hodnoty jedna,

$\mathbf{z}_t = (y_t)$  je vektor pozorovatelných proměnných, který má ve formulovaném modelu výhradně jednu složku,  $\mathbf{A}_t(\mathbf{Z}_{t-1})$ ,  $\mathbf{R}_t(\mathbf{Z}_{t-1})$  a  $\mathbf{D}_t(\mathbf{Z}_{t-1})$  jsou systémové matice, přičemž symbol  $\mathbf{Z}_{t-1} \equiv (\mathbf{z}_1', \dots, \mathbf{z}_{t-1}')'$  v závorkách značí, že jsou závislé na hodnotách pozorovatelných veličin až do časového okamžiku  $t - 1$ ,  $\mathbf{u}_t = (u_t)$  a  $\mathbf{v}_t = (0)$  jsou vektory náhodných chyb, které mají v tomto případě pouze jedinou složku.

Systémové matice jsou definovány následovně:

$$\mathbf{A}_t(\mathbf{Z}_{t-1}) = \begin{pmatrix} \mathbf{e}_1 + \mu \times \mathbf{e}_4 + \alpha_{t-1} \times \mathbf{e}_2 \\ \lambda \times \mathbf{e}_2 - (\omega \times \mathbf{e}_3 + \varepsilon_t \times \mathbf{e}_4) \\ \omega \times \mathbf{e}_3 + \varepsilon_t \times \mathbf{e}_4 \\ \mathbf{e}_4 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{R}_t(\mathbf{Z}_{t-1}) = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{D}_t(\mathbf{Z}_{t-1}) = (\mathbf{e}_1 + \mathbf{e}_2),$$

kde  $\mathbf{e}_k$  je vektor rozměru  $(1 \times 4)$  mající na  $k$ -té pozici jedničku a všude jinde nuly.

Za účelem zvýšení numerické přesnosti byla na právě uvedený obecný stavově prostorový model (7)–(8) aplikována odmocninová verze Kalmanova filtru. Maximum věrohodnostní funkce se hledalo standardními optimalizačními funkcemi v Matlabu. Směrodatné chyby odhadnutých parametrů byly spočteny na základě Fisherovy informační matice. Detailní popis odmocninové verze Kalmanova filtru a použité ekonometrické metodologie popisuje Anderson a Moore (1979) či Harvey (1989).

### 3. Výsledky a interpretace odhadu parametrů

Výsledky ekonometrického odhadu parametrů a jejich směrodatných odchylek (uvedených v závorce) jsou shrnuty v tabulce jedna. Symboly \*\* a \*\*\* značí statistickou významnost na 5% a 1% hladině významnosti.

**Tabulka 1: Výsledky ekonometrického odhadu modelu (1)–(6) pro Českou republiku od 1/1996 do 4/2021**

$\hat{\mu}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\omega}$	$\hat{\varepsilon}$	$\hat{\sigma}$
0,015 (0,001)***	0,600 (0,160)***	0,350 (0,160)**	0,964 (0,019)***	0,020 (0,006)***	0,015 (0,001)***

Zdroj: vlastní zpracování



Všechny odhadované parametry jsou statisticky významné dokonce na 1% hladině významnosti s výjimkou koeficientu  $\lambda$ , jehož významnost byla prokázána na 5% hladině, což dokládá relevanci formulovaného modelu. Obzvláště důležitá je statistická významnost parametru  $\alpha$ , kterým je modelována hystereze (vliv krátkodobých recesí na tempo růstu proměnné  $y_t^T$ ).

Tempo růstu potenciálního produktu je v době hospodářské konjunktury ( $y_{t-1}^C \geq 0$ ) rovno hodnotě  $\hat{\mu} = 0,015$ . Tato veličina tedy roste o 1,5% každé čtvrtletí, je-li skutečný produkt ekonomiky nad svojí potenciální úroveň. V době recese je tempo růstu proměnné  $y_t^T$  dáno výrazem  $\hat{\mu} + \hat{\alpha}_{t-1} \times y_{t-1|t-1}^C = 0,015 + 0,600 \times y_{t-1|t-1}^C$ . Odhadnutý parametr  $\hat{\alpha} = 0,600$  lze interpretovat tak, že pokles skutečného produktu pod potenciální úroveň o 1% povede ke snížení tempa růstu potenciálního produktu o 0,6 procentního bodu.

Odhad parametru  $\hat{\lambda} = 0,350$  se ukázal být nezvykle nízký. Naopak koeficient  $\hat{\omega} = 0,964$  je velmi blízký k jedné. Mezera výstupu  $y_t^C$  je tedy ovlivňována velmi setrvačnou veličinou  $v_t$ , která reprezentuje dopad globální recese z roku 2008 a koronavirové krize na její vývoj. Vzhledem k této velmi perzistentní komponentě vykazuje i samotná mezera výstupu značnou setrvačnost, které nicméně není ve formulovaném modelu dosaženo vysokou hodnotou  $\hat{\lambda}$ , nýbrž je jí dosaženo vysokou hodnotou parametru  $\hat{\omega}$ . Nízká hodnota odhadnutého koeficientu  $\hat{\lambda} = 0,350$  oproti relativně vysoké hodnotě  $\hat{\omega} = 0,964$  vede prakticky k tomu, že se dopad běžných náhodných vlivů v podobě  $u_t$  vytrácí poměrně velmi rychle oproti šoku  $\hat{\varepsilon} = 0,020$ , který odpovídá globální recesi z roku 2008 a krizi související s vládními opatřeními proti šíření nákazy covid-19.

Právě zmíněnou hodnotu odhadnutého koeficientu  $\hat{\varepsilon} = 0,020$  je možné interpretovat tak, že šok v podobě vypuknutí globální recese ve druhém čtvrtletí roku 2008 či krize vyvolané šířením koronaviru v prvním kvartálu roku 2020 způsobil ihned na počátku v těchto časových obdobích propad mezery výstupu o 2 procentní body. Vzhledem k vysoké hodnotě  $\hat{\omega} = 0,964$  způsobující značnou setrvačnost proměnné  $v_t$  bude ovšem tento náhodný vliv působit na pokles mezery výstupu ještě velmi dlouho poté.

Odhad směrodatné odchylky náhodné složky  $\hat{\sigma} = 0,015$  v rovnici vývoje proměnné  $y_t^C$  ukazuje, že i další náhodné faktory mohou poměrně významně působit na aktuální hodnotu mezery výstupu. Vzhledem k nízké hodnotě  $\hat{\lambda} = 0,350$  se budou ovšem tyto náhodné vlivy poměrně rychle vytrácet.

#### 4. Odhad potenciálního produktu a mezery výstupu

Obsahem této kapitoly jsou bodové a intervalové odhady mezery výstupu, potenciálního produktu a dalších ekonomických veličin. Intervaly spolehlivosti jsou počítány především pro účely kvantitativního posouzení nejistoty související s odhadem zmíněných proměnných. K tomuto účelu by bylo možné použít kovarianční matici chyb odhadu nepozorovatelných veličin, jež je v rámci použité metodologie jedním z primárních výstupů Kalmanova filtru. Tato matice je ovšem počítána za předpokladu známých parametrů modelu. Nebere tedy v úvahu nejistotu způsobenou tím,

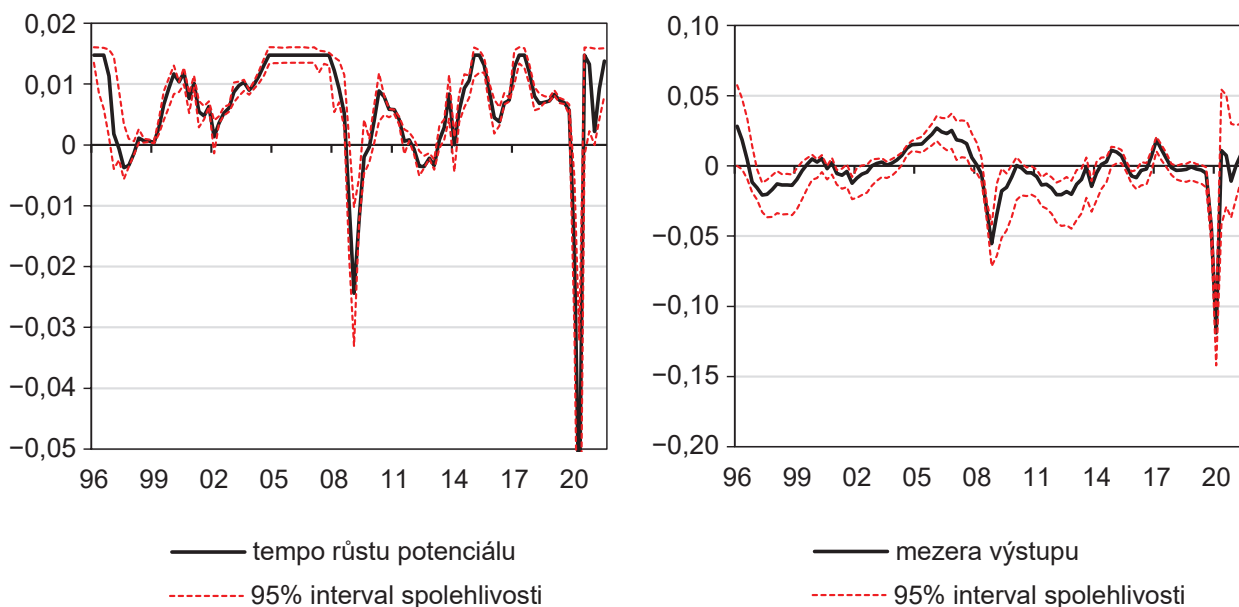
že koeficienty nejsou známy. Konstrukce intervalů spolehlivosti pro nepozorovatelné proměnné pouze na základě zmíněné kovarianční matice ukázala, že intervalové a bodové odhady byly prakticky totožné. Pokud by tedy parametry modelu byly známy, byla by neurčitost spojená s odhadem mezery výstupu a potenciálního produktu prakticky zanedbatelná.

Z tohoto důvodu je zde zaměřena pozornost na konstrukci intervalů spolehlivosti, které zohledňují právě nejistotu ohledně odhadnutých parametrů modelu. Za tímto účelem byl proveden simulační Monte Carlo experiment, jehož postup lze shrnout v následujících krocích:

- 1) Náhodné generování vektoru parametrů  $(\tilde{\mu} \quad \tilde{\alpha} \quad \tilde{\lambda} \quad \tilde{\varepsilon} \quad \tilde{\sigma})$  z vícerozměrného normálního rozdělení se střední hodnotou odpovídající parametrům ekonometricky odhadnutým maximální věrohodností a kovarianční maticí spočtenou pomocí inverzní Fisherovy matice.
- 2) Použití vektoru parametrů  $(\tilde{\mu} \quad \tilde{\alpha} \quad \tilde{\lambda} \quad \tilde{\varepsilon} \quad \tilde{\sigma})$  v algoritmu Kalmanova filtru za účelem odhadu nepozorovatelných stavových veličin (potenciální produkt  $y_{it}^T$ , mezeru výstupu  $y_{it}^C$  a proměnná  $v_{it}$ ).
- 3) Dopocet další související proměnné, pro kterou bude v této kapitole taktéž konstruován interval spolehlivosti. Konkrétně se jedná o tempo růstu potenciálního produktu  $\tilde{\mu} + \tilde{\alpha}_{t-1} \times y_{t-1|t-1}^C$ .
- 4) Postup z předešlých bodů byl 10 000krát replikován, přičemž dolní a horní mez 95% intervalu spolehlivosti byly spočteny pomocí 2,5% a 97,5% kvantilů takto simulovaných dat.

Výsledky popsaného Monte Carlo experimentu jsou pro tempo růstu potenciálního produktu a mezeru výstupu shrnuty na prvním obrázku.

**Obrázek 1: Odhad čtvrtletního tempa růstu potenciálního produktu  $\hat{\mu} + \hat{\alpha}_{t-1} \times y_{t-1|t-1}^C$  a mezery výstupu  $y_t^C$  včetně jejich 95% intervalů spolehlivosti**



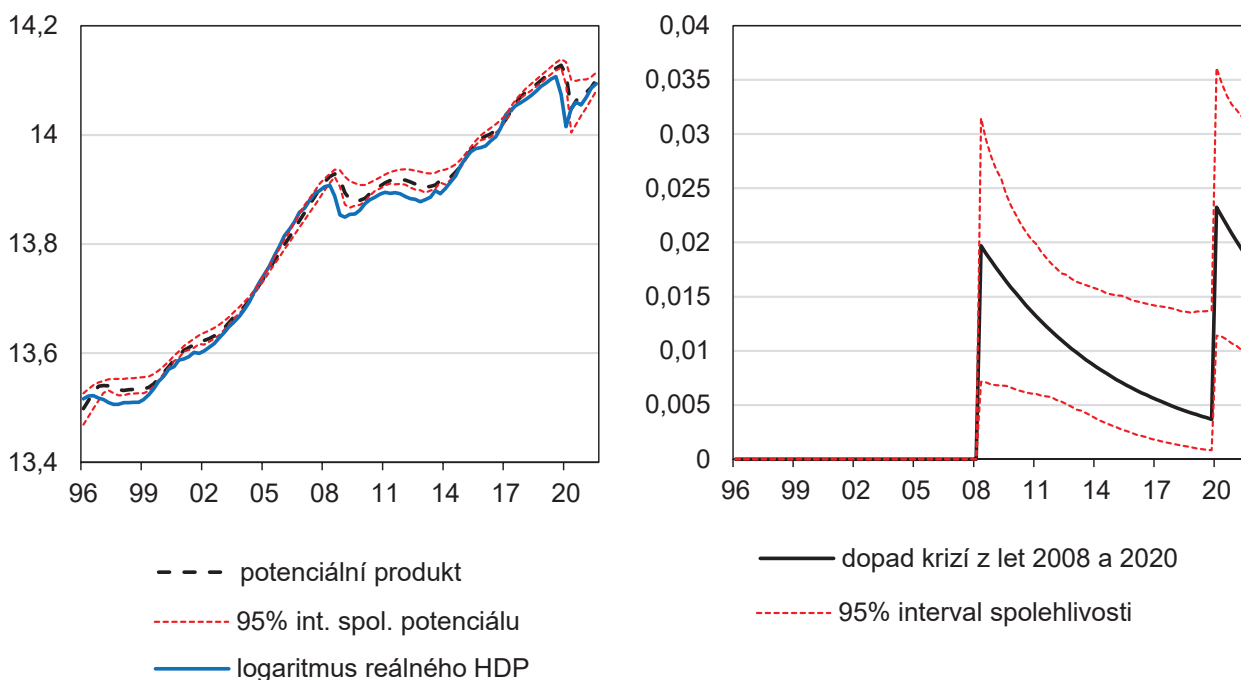
Zdroj: vlastní zpracování



Tempo růstu potenciálního produktu osciluje po většinu času mezi nulou a hodnotou 0,015. Výjimku představuje počátek globální recese z roku 2008 a také zahájení krize vyvolané vládními opatřeními proti nákaze covid-19 v roce 2020. V těchto letech byl zaznamenán výrazný propad této veličiny do záporných hodnot. Návrat do oscilačního pásma (0; 0,015) byl nicméně realizován poměrně rychle. Intervaly spolehlivosti dokládají poměrně velikou přesnost odhadu tempa růstu potenciálního produktu.

V případě intervalu spolehlivosti mezery výstupu je patrné jeho určité vychýlení směrem k záporným hodnotám. Šíře tohoto intervalu není příliš veliká a odhady této veličiny jsou tedy dosti přesné. Podobně jako v případě tempa růstu potenciálu i zde byl zaznamenán výrazný propad v období vypuknutí zmíněných dvou hospodářských krizí, nicméně i mezera výstupu se navrátila ke svým obvyklým hodnotám poměrně rychle. Na druhou stranu i přes tuto skutečnost setrvala tato proměnná v záporných hodnotách od roku 2008 prakticky až po současnost. Právě popsáný vývoj mezery výstupu lze sledovat také pomocí porovnání skutečného produktu a jeho potenciální úrovně, což je ilustrováno grafem vlevo na druhém obrázku.

**Obrázek 2: Logaritmovaný výstup ekonomiky  $y_t$  společně s potenciálním produktem  $y_t^T$  na obrázku vlevo. Proměnná  $v_t$  reprezentující dopad globální recese z roku 2008 a krize související s nákazou covid-19 z roku 2020 na obrázku vpravo**



Zdroj: vlastní zpracování

Nedávná krize způsobená nemocí covid-19 v roce 2020 způsobila velmi výrazný pokles mezery výstupu. Na první pohled by se mohlo zdát, že se tato veličina z prvotního propadu zotavila velmi rychle. Podrobnější pohled na dynamiku proměnné  $v_t$  zobrazené na druhém obrázku na grafu vpravo nicméně ukazuje, že po roce 2020 lze očekávat poměrně dlouhé období záporné mezery výstupu a nízkého tempa růstu potenciálního produktu. Dynamika proměnné  $v_t$  ukazuje, že se ekonomika ještě ani nezotavila z globální hospodářské recese z roku 2008, když v roce 2020 došlo k další krizi vyvolané vládními opatřeními proti šíření koronaviru.

Proměnná  $v_t$  měla v roce 2019 hodnotu přibližně 0,004. Následně v prvním čtvrtletí roku 2020 zasáhla české hospodářství další zmiňovaná krize související s nákazou covid-19 a veličina  $v_t$  vzrostla o  $\hat{\varepsilon} = 0,02$ , čímž dosáhla hodnoty 0,024. Vzhledem k značné setrvačnosti této proměnné ( $\hat{\omega} = 0,964$ ) bude trvat přibližně pět let, než se hodnota veličiny  $v_t$  sníží na polovinu. Tento počet navíc předpokládá, že žádná další krize v budoucnu již české hospodářství nezasáhne, což není zcela realistické vzhledem k válce na Ukrajině, která byla zahájena v únoru 2022. Hodnota  $v_t = 0,024$  způsobila v roce 2020 pokles mezery výstupu  $y_t^c$  o 2,4 procentních bodů a lze očekávat, že veličina  $v_t$  bude ještě i v roce 2025 působit na její pokles 1,2 procentními body.

## 5. Porovnání s oficiálními odhady ČNB a MF ČR

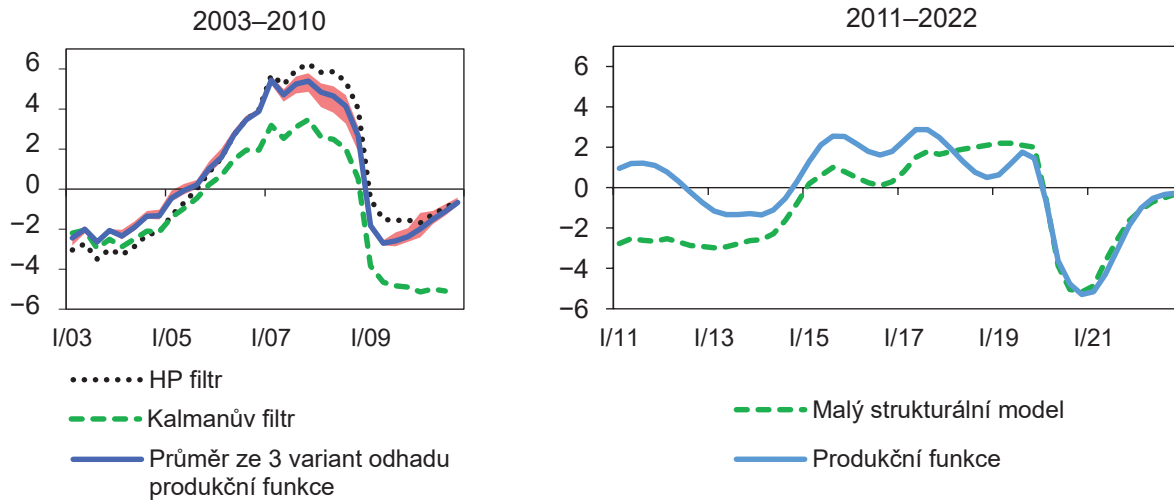
Odhadem mezery výstupu a tempa růstu potenciálního produktu se v ČR dlouhodobě zabývá Česká národní banka a Ministerstvo financí České republiky. ČNB zveřejňuje odhady těchto veličin ve svých čtvrtletně publikovaných zprávách o inflaci, které jsou publikovány již od roku 1998, ovšem odhad vývoje mezery výstupu a tempa růstu potenciálního produktu je v nich uváděn až od roku 2010. Podobně MF ČR uveřejňuje od roku 2003 své makroekonomické predikce, přičemž odhad mezery výstupu i tempa růstu potenciálního produktu v nich lze nalézt již od samého počátku.<sup>1</sup>

V roce 2022 uveřejnila Česká národní banka své odhady zmíněných veličin za období 2011–2022, v roce 2011 jsou k dispozici odhady za časový interval 2003–2010. Na portálu ministerstva financí jsou v roce 2022 publikovány odhady v rámci časového úseku 2018–2022 a v roce 2017 byly uveřejněny odhady za období 1995–2017. Oficiálně publikované odhady mezery výstupu a tempa růstu potenciálního produktu zmíněnými institucemi jsou uvedeny na třetím a čtvrtém obrázku. Pro účely snadného porovnání je na těchto obrázcích uveden také odhad obdržžený na základě modelu (1)–(6) formulovaném v tomto článku.

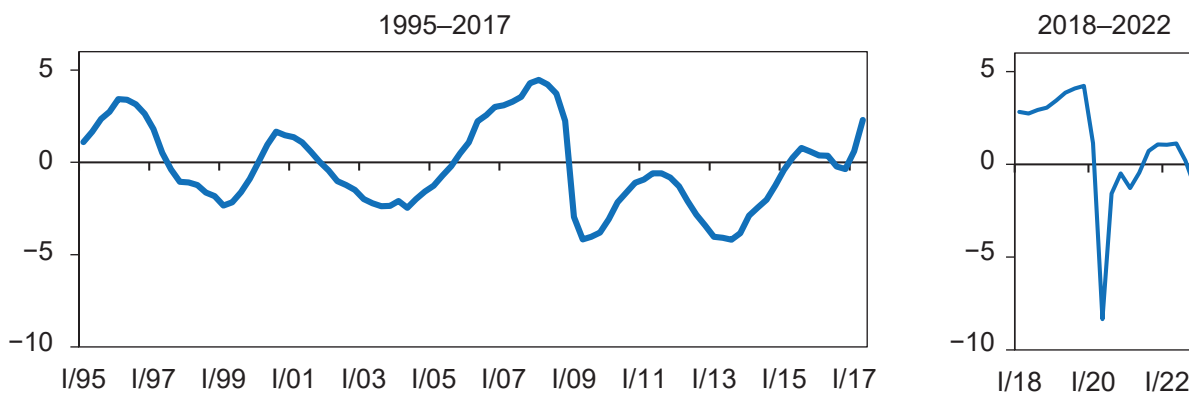
1 Archiv zpráv o inflaci je veřejně dostupný na portálu ČNB: <https://www.cnb.cz/cs/menova-politika/zpravy-o-inflaci/index.html>. Archiv makroekonomických predikcí lze nalézt na webových stránkách MF ČR: <https://www.mfcr.cz/cs/verejny-sektor/makroekonomika/makroekonomicka-predikce>.

### Obrázek 3: Odhad mezery výstupu (v % potenciálního produktu) Českou národní bankou, Ministerstvem financí České republiky a autorkou tohoto článku

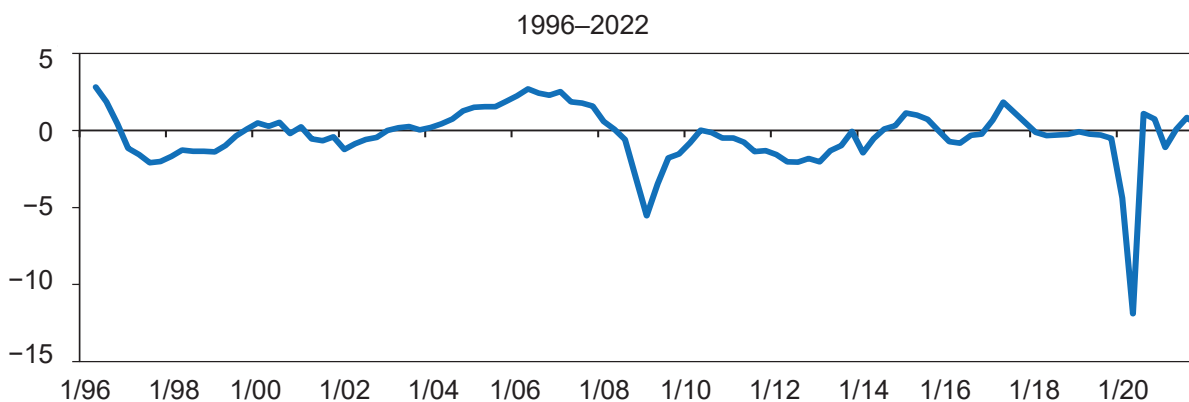
#### Česká národní banka



#### Ministerstvo financí České republiky



#### Odhad provedený v tomto článku



Zdroj: ČNB (2010, 2022b); MF ČR (2017, 2022); vlastní zpracování

Porovnáním v tomto článku spočtené mezery výstupu s oficiálními odhady ČNB a MF ČR lze nahlédnout, že jsou si v podstatných rysech podobné:

- 1) V letech 1997–1999 je identifikována hospodářská recese dle výpočtů provedených v tomto článku i dle odhadů provedených MF ČR.
- 2) Před globální ekonomickou recesí z roku 2008 byl HDP dle všech uvedených odhadů nad svou potenciální úrovní a po vypuknutí této krize následoval propad ekonomiky.
- 3) V období 2010–2011 byla víceméně ve všech případech detekována určitá tendence k návratu k potenciální úrovni, která ale měla pouze dočasný charakter a návrat skutečného produktu k potenciálnímu se uskutečnil až v roce 2015.
- 4) Další významnou podobností je hluboký propad skutečného produktu pod potenciální úroveň v roce 2020 v souvislosti s krizí vyvolanou vládními opatřeními proti šíření nákazy covid-19.
- 5) Všechny zmíněné odhady se shodují taktéž i v rychlosti návratu mezery výstupu ke své rovnovážné hodnotě po tomto prvotním šoku.

Následující čtvrtý obrázek přináší porovnání meziročního tempo růstu potenciálního produktu. Za tímto účelem bylo čtvrtletní tempo růstu této veličiny z prvního obrázku přepočteno na rychlost růstu meziroční.

Na základě porovnání uvedených grafů lze učinit závěr, že se hodnoty meziročního tempa růstu potenciálního produktu od různých institucí mohou lišit, nicméně i přes tuto skutečnost jsou opět patrné i důležité rysy ve vývoji této veličiny, které jsou společné všem uvedeným odhadům:

Od roku 1998 až do vypuknutí globální krize v roce 2008 bylo detekováno dlouhé období charakteristické kladnými hodnotami meziročního tempa růstu potenciálního produktu, a to jak dle odhadu publikovaného MF ČR, tak i odhadem provedeným v tomto článku. Výpočty provedené v ČNB toto dokládají taktéž, ovšem údaje jsou v tomto případě k dispozici až od roku 2003.

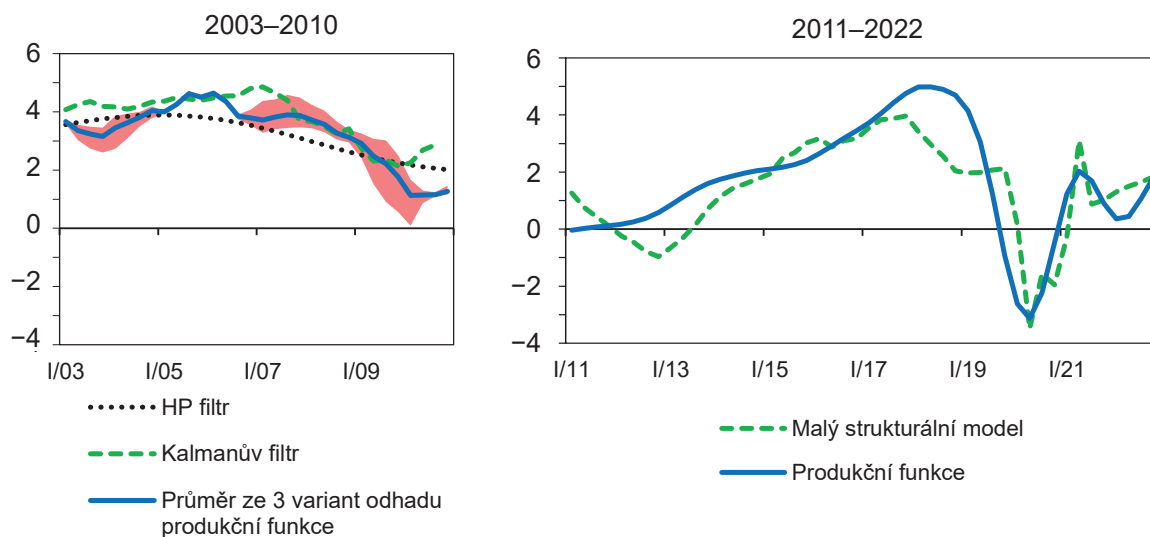
Velmi nízké tempo růstu potenciální úrovně produktu bylo zjištěno v letech 2009–2013 všemi provedenými odhady.

V časovém úseku 2014–2019 nabývalo tempo růstu potenciálního produktu kladných hodnot na všech grafech uvedených na čtvrtém obrázku.

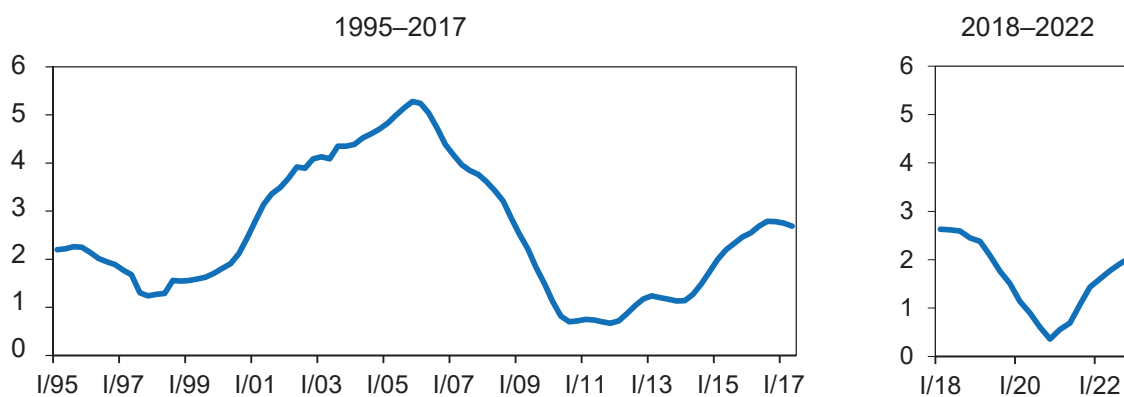
V roce 2020 došlo k výraznému poklesu tempa růstu potenciální úrovně produktu dle všech zmíněných odhadů, přičemž ve všech případech je pozorován i následný poměrně rychlý nárůst hodnot této veličiny.

## Obrázek 4: Odhad meziročního tempa růstu potenciálního produktu (v %) Českou národní bankou, Ministerstvem financí České republiky a autorkou tohoto článku

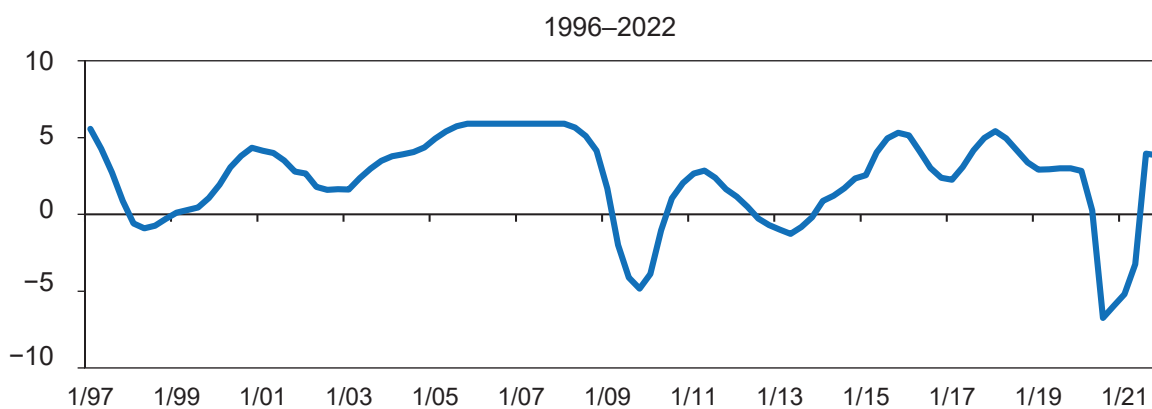
### Česká národní banka



### Ministerstvo financí České republiky



### Odhad provedený v tomto článku



Zdroj: ČNB (2010, 2022b); MF ČR (2017, 2022); vlastní zpracování

## Predikce dopadů války na Ukrajině

Formulovaný a ekonometricky odhadnutý model je možné použít k predikcím. Konkrétně bude v tomto oddílu věnována pozornost dynamickým predikcím následujících modelových proměnných:

- potenciální produkt ( $y_t^T$ ),
- mezera výstupu ( $y_t^C$ ),
- skutečný výstup ekonomiky ( $y_t = y_t^T + y_t^C$ ),
- veličina  $v_t$ , která reprezentuje dopad krizí na hospodářství,
- tempo růstu potenciálního produktu ( $\mu + \alpha_{t-1} \times y_{t-1}^C$ ).

Prognózy budou realizovány na dva roky dopředu, tj. při čtvrtletní frekvenci pro období od 1/2022 do 4/2023. Pro tyto účely bude předpokládáno, že intenzita šoku v podobě války na Ukrajině bude mít stejnou velikost jako předešlé dva šoky, které vyvolaly globální hospodářskou recesi z roku 2008 a krizi související s nemocí covid-19. Pro účely generování dynamických prognóz je tedy uvažováno, že v prvním období horizontu predikce 1/2022 dopadne na českou ekonomiku šok v podobě  $\varepsilon$  a v dalších obdobích již k jiným šokům nedojde:

$$\varepsilon_t = \begin{cases} \varepsilon, & \text{odpovídá-li } t \text{ prvnímu čtvrtletí 2022,} \\ 0, & \text{jinak.} \end{cases} \quad (9)$$

Kromě bodových predikcí jsou Monte Carlo experimentem spočteny také 95% intervaly spolehlivosti. Intervalové prognózy modelových proměnných berou v úvahu jednak nejistotu spojenou s náhodnou chybou  $u_t$  v rovnici (4) a jednak také neurčitost ohledně odhadnutých parametrů modelu. Konkrétně byly bodové a intervalové predikce pomocí Monte Carlo experimentu spočteny následovně:

- 1) Poslední pozorování veličin  $y_t^T$ ,  $y_t^C$  a  $v_t$  odpovídající čtvrtému čtvrtletí roku 2021 byly použity jako inicializační hodnoty, a to z každé replikace předešlého Monte Carlo experimentu (provedeného pro účely intervalových odhadů modelových proměnných v období od 1/1996–4/2021, viz třetí kapitola).
- 2) Ze všech replikací předchozí simulace byl také převzat vygenerovaný vektor parametrů  $\tilde{\mu}$ ,  $\tilde{\alpha}$ ,  $\tilde{\lambda}$ ,  $\tilde{\varepsilon}$  a  $\tilde{\sigma}$ , který byl použit v modelu o rovnicích (1)–(5) a (9) za účelem výpočtu dynamických prognóz. Pro tyto účely byly nově simulovány také hodnoty náhodné chyby  $u_t \sim N(0, \tilde{\sigma}^2)$ .
- 3) Celkem bylo získáno 10 000 replikací pro dynamické předpovědi, přičemž v každé byl použit jiný vektor parametrů  $\tilde{\mu}$ ,  $\tilde{\alpha}$ ,  $\tilde{\lambda}$ ,  $\tilde{\varepsilon}$  a  $\tilde{\sigma}$ , ale stejná posloupnost náhodných chyb  $u_t$  v období predikce.



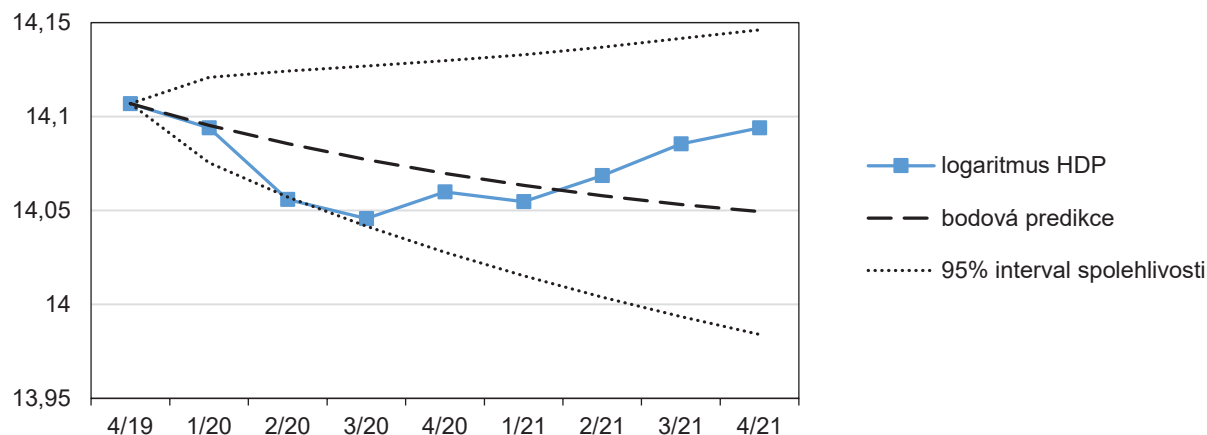
- 4) Postup z předešlého bodu byl opakován pro 10 000 různých posloupností náhodných chyb  $u_t$  v časovém období od 1/2022 do 4/2023.
- 5) Dolní a horní meze 95% intervalu spolehlivosti prognóz byly určeny pomocí 2,5% a 97,5% kvantilů počítaných na základě všech vygenerovaných replikací dané proměnné pro dané časové období. Bodová předpověď byla určena pomocí mediánu.

Dříve než bude přistoupeno k popisu výsledků získaných právě popsáním Monte Carlo experimentem, bude provedeno ověření vhodnosti modelu k predikcím. Za tímto účelem byl model odhadnut na základě datového souboru zkráceného o posledních osm pozorování, tj. končícího ve čtvrtém čtvrtletí roku 2019 krátce před vypuknutím koronavirové krize. Právě osm pozorování bylo odebráno proto, abychom se při výpočtu těchto ex post predikcí nacházeli v obdobné situaci (krátce před vznikem krize vyvolané šířením nákazy covid-19) jako později při výpočtu ex ante prognóz (krátce před vypuknutím války na Ukrajině).

Ex post předpovědi byly počítána pouze pro reálné HDP (v logaritmech), neboť toto je jediná pozorovatelná proměnná, se kterou je možné ex post predikce porovnat. Samozřejmě by bylo možné provést také porovnání ex post prognóz potenciálního produktu či mezery výstupu, ovšem porovnání by bylo možné provést pouze s jejich odhady, neboť se jedná o nepozorovatelné veličiny a takovéto porovnání by tedy nemohlo být směrodatné.

Bodová a intervalová ex post předpověď skutečného reálného HDP  $y_t = y_t^T + y_t^C$  pro časová období od 1/2020 do 4/2021 byla spočtena zcela analogickým Monte Carlo experimentem, jenž byl popsán v úvodu této kapitoly. Pro účely výpočtu těchto pseudoprognoz bylo předpokládáno, že v prvním horizontu ex post predikce 1/2020 dopadne na českou ekonomiku šok v podobě  $\varepsilon$  reprezentující krizi způsobenou vládními opatřeními proti šíření nákazy covid-19, přičemž bylo uvažováno, že intenzita tohoto šoku není ještě známa a že bude mít stejnou velikost jako předešlý šok v podobě globální hospodářské recese z roku 2008. Porovnání takto spočtené bodové a intervalové ex post předpovědi se skutečnou hodnotou je ilustrováno pátým obrázkem.

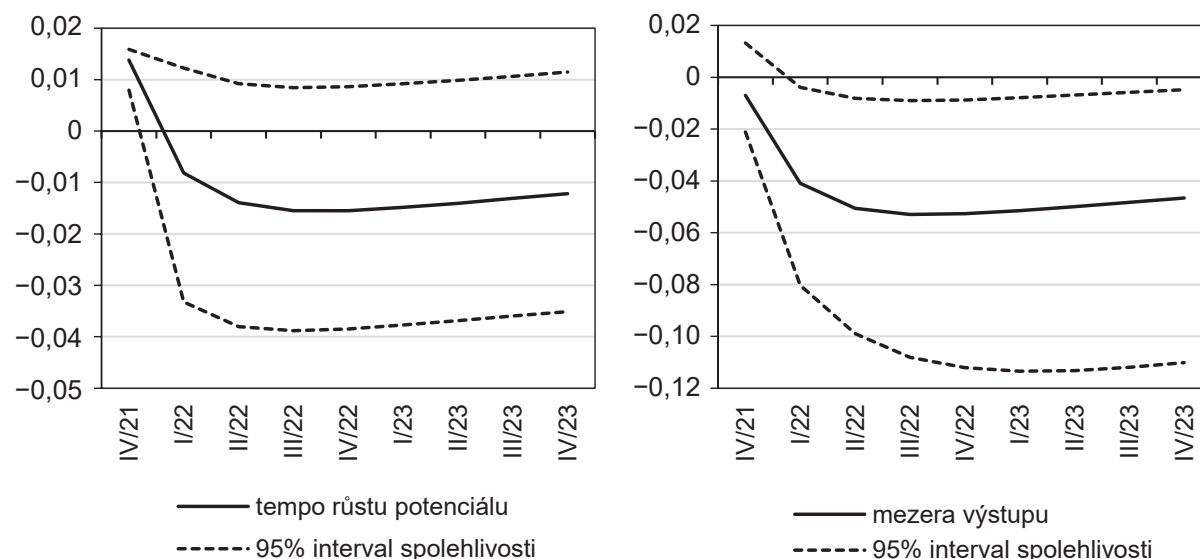
**Obrázek 5: Porovnání bodové a intervalové ex post prognózy logaritmovaného reálného HDP se skutečnou hodnotou**



Zdroj: vlastní zpracování

Pozorované HDP se nachází po celé prognózované období v rámci spočteného 95% intervalu spolehlivosti. Vzhledem ke skutečnosti, že v prvním období předpovědi došlo k významnému šoku v podobě koronavirové krize, jehož intenzita byla v ex post prognózách pouze odhadována na základě intenzity předešlé krize z roku 2008, je schopnost modelu predikovat do budoucna velmi uspokojivá. Přístupme tedy nyní k popisu výsledků získaných pro skutečné ex ante předpovědi, které jsou pro tempo růstu potenciálního produktu a mezeru výstupu zobrazeny šestým obrázkem.

**Obrázek 6: Bodové a intervalové prognózy se spolehlivostí 95 % tempa růstu potenciálního produktu  $\mu + \alpha_{t-1} \times y_{t-1}^C$  a mezery výstupu  $\hat{y}_t$**

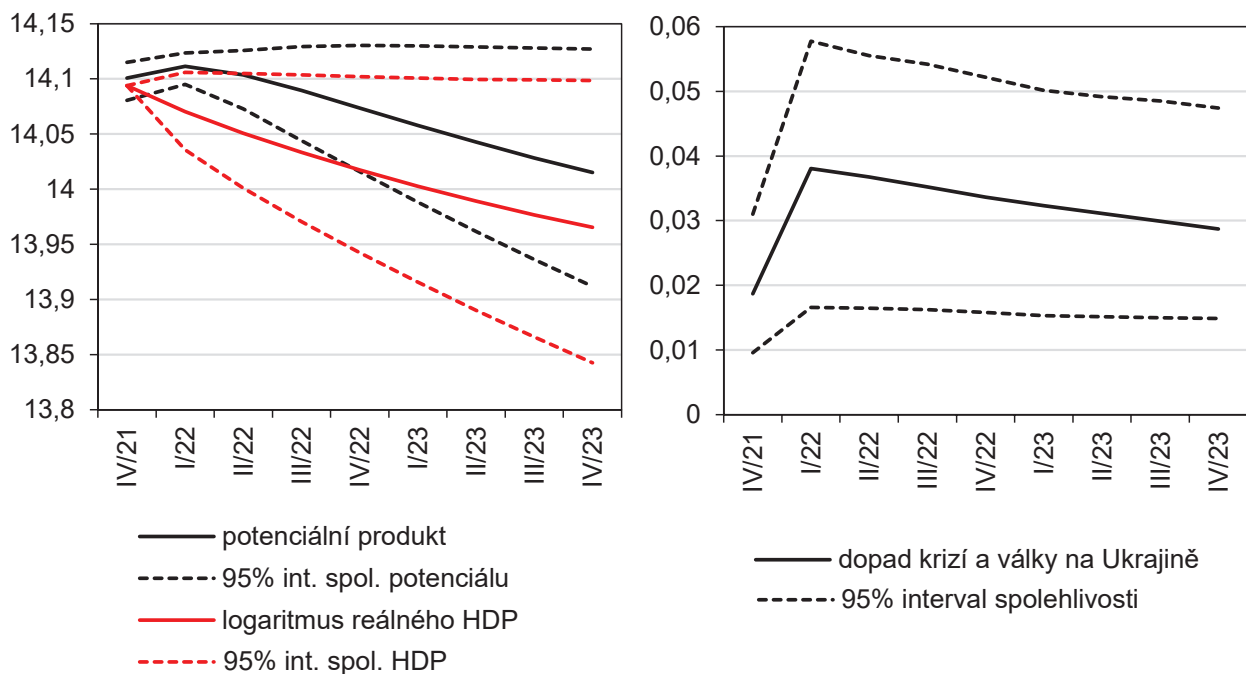


Zdroj: vlastní zpracování

Bodová predikce tempa růstu potenciálního produktu v důsledku války na Ukrajině poklesla v roce 2022 velmi rychle přibližně o 3 procentní body z hodnoty 0,015 na hodnotu  $-0,015$ . Poté následuje velmi pomalý návrat k původním hodnotám. Vlivem značné setrvačnosti bude prognóza této ekonomické veličiny i na konci horizontu predikce pod hodnotou  $-0,01$ . Interval stability poukazuje také na značnou nejistotu ohledně těchto předpovědí.

Mezeira výstupu má obdobný vývoj – poměrně rychlý a výrazný propad v prvním období 1/2022 v důsledku šoku  $\varepsilon$  reprezentující začátek války na Ukrajině. Následně se pozvolna navrácí k rovnovážné hodnotě, ovšem návrat je tak pomalý, že lze hovořit prakticky o přetrvávající hospodářské recesi. V tomto případě je patrná nesymetrie spočteného 95% intervalu spolehlivosti, neboť v 50% replikací se mezeira výstupu na konci prognózovaného období nacházela v mezích  $(-0,05; 0,005)$  a v 50% případů v intervalu řádově dvakrát širším  $(-0,15; -0,05)$ . Šíře tohoto intervalu dokládá značnou nejistotu spojenou s touto predikcí. Obě meze intervalu spolehlivosti pro mezeiru výstupu leží nicméně v záporných hodnotách v celém dvouletém horizontu. Záporná hodnota prognóz této proměnné je tedy poměrně dosti robustním výsledkem. Na uvedené zjištění ohledně záporné hodnoty predikované mezery výstupu se lze podívat také alternativně porovnáním skutečného výstupu a jeho potenciální úrovně, což je ilustrováno na obrázku sedm vlevo.

**Obrázek 7: Bodové a intervalové předpovědi se spolehlivostí 95 % pro veličiny: potenciální produkt  $y_t^T$ , logaritmovaný výstup ekonomiky  $y_t$  a proměnnou  $v_t$  reprezentující dopad války na Ukrajině a také dopad dvou předešlých krizí z let 2008 a 2020**



Zdroj: vlastní zpracování

Na grafu vlevo (obrázek 7) je patrné, že bodové a intervalové predikce reálného HDP leží pod odpovídajícími předpověďmi potenciálního produktu po celé prognózované období. V čase rostoucí šíře intervalu spolehlivosti těchto veličin je přímým důsledkem jejich nestacionarity. Bodová předpověď reálného HDP a jeho potenciální úrovně má po celý prognózovaný horizont klesající tendenci.

Hlavním důvodem těchto velmi nepříznivých predikcí je jednak zátěž, kterou si české hospodářství nese z předešlých dvou krizí z let 2008 a 2020 a jednak uvažovaný šok v podobě zahájení války na Ukrajině v prvním prognózovaném období 1/2022. Ve čtvrté kapitole bylo na obrázku 2 (graf vpravo) ukázáno, že si česká ekonomika odnesla z prodělaných dvou krizí z let 2008 a 2020 zátěž v podobě vysoké hodnoty proměnné  $v_t$ . Ve čtvrtém čtvrtletí roku 2021 byl bodový odhad této nepozorovatelné veličiny přibližně na hodnotě 0,02, přičemž 95% interval spolehlivosti byl přibližně (0,01; 0,03). Tuto skutečnost lze nahlédnout také z grafu vpravo, obrázek 7. V prvním prognózovaném období ještě přibyl další šok v podobě vyvolání války na Ukrajině, vzhledem k čemuž došlo k nárůstu bodové a intervalové předpovědi proměnné  $v_t$  o hodnotu  $\tilde{\varepsilon}$ , kde  $\tilde{\varepsilon}$  reprezentuje hodnotu parametru  $\varepsilon$  v příslušné replikaci provedeného Monte Carlo experimentu.<sup>2</sup>

Česká ekonomika se tedy ani nestačila zotavit z předešlých krizí z let 2008 a 2020, když v prvním čtvrtletí roku 2022 udeřil další šok v podobě rozpoutání války na Ukrajině, kvůli kterému se bodová předpověď veličiny  $v_t$  zvýšila z hodnoty 0,02 přibližně na dvojnásobek a v případě intervalové predikce došlo k nárůstu z (0,01; 0,03) na (0,018; 0,058). Vzhledem k značné setrvačnosti proměnné  $v_t$  se tato zátěž českého hospodářství udržuje v průběhu celého prognózovaného období na velmi vysokých hodnotách. V posledním období horizontu predikce 4/2023 je bodová předpověď přibližně na hodnotě 0,03. Lze tedy očekávat, že ještě za dva roky bude dopad krizí z let 2008, 2020 a války na Ukrajině z roku 2022 působit na pokles mezery výstupu o 3 procentní body. Interval spolehlivosti se navíc koncem prognózovaného období stává asymetrickým. Daný interval je taktéž po celé období v kladných hodnotách. Lze tedy učinit dosti robustní závěr, že české ekonomice bezesporu bude trvat výrazně déle než dva roky než se z uvedených tří šoků zotaví.

## Závěr

V článku byl formulován vlastní originální nelineární model s parametry měnícími se v čase, založený na metodologii nepozorovatelných komponent za účelem modelování hystereze v podobě permanentního vlivu krátkodobých recesí na dlouhodobé tempo růstu potenciálního produktu. Empirická verifikace formulovaného modelu byla provedena na čtvrtletních datech České republiky v časovém období od 1/1996 do 4/2021, které zahrnuje globální hospodářskou recesi

2 Pripomeňme, že se pro účely výpočtu prognóz předpokládalo, že válka na Ukrajině bude mít na českou ekonomiku stejný dopad jako předešlé dvě krize z let 2008 a 2020.

z roku 2008 i nedávnou krizi z roku 2020 související s vládními opatřeními proti šíření nákazy covid-19. Nelinearita formulovaného modelu pramení ze skutečnosti, že recese dle hypotézy hystereze působí pokles tempa růstu potenciálního produktu, ovšem zvýšení výstupu ekonomiky nad potenciální úroveň již k nárůstu tempa růstu této veličiny nevede vzhledem k limitům daného hospodářství.

Všechny ekonometricky odhadované parametry modelu se ukázaly být statisticky významné dokonce na 1% hladině významnosti s výjimkou jednoho koeficientu statisticky významného na 5% hladině. Tyto výsledky jednoznačně dokládají relevantnost formulovaného modelu. Z hlediska testované hypotézy o významu negativního vlivu recesí na potenciální produkt a jeho tempo růstu je důležitá statistická významnost parametru  $\alpha$ , která byla doložena na 1% hladině významnosti. Tímto byla potvrzena hypotéza hystereze, jež pro českou ekonomiku byla prokázána také dalšími empirickými studii (Bechný, 2019b; Němec, 2010; Pošta, 2015). Mezera výstupu se v souladu s očekáváním ukázala být značně setrvačná, a to především kvůli její velmi perzistentní komponentě  $v_t$  modelující dopad krizí na české hospodářství. Ostatní náhodné faktory působící na tuto veličinu se ukázaly mít výrazně menší setrvačnost.

Globální recese z roku 2008 i hospodářská krize vyvolaná vládními opatřeními zamezující šíření nákazy covid-19 způsobila výrazný pokles mezery výstupu. Soudě pouze na základě časové řady odhadů této veličiny se zotavení z tohoto prvotního šoku jeví jako dosti rychlé. Podrobnější pohled na další modelové proměnné ( $v_t$ ) nicméně ukázal, že se ekonomika ještě ani plně nezotavila z globální recese z roku 2008, když české hospodářství zasáhl v roce 2020 další šok v podobě krize způsobené šířením koronaviru. Tento kumulativní efekt obou krizí působil v roce 2021 dle bodového odhadu pokles skutečného produktu pod potenciální úroveň o dva procentní body ve srovnání se situací, kdy by k těmto krizím nedošlo.

Proměnná  $v_t$  reprezentující dopad těchto krizí na české hospodářství se ukázala být velmi perzistentní. Provedené propočty ukázaly, že by trvalo přibližně pět let, než by se hodnota této veličiny snížila na polovinu, a to navíc pouze za předpokladu, že by již k dalším výrazným negativním šokům nedošlo. Prognózy počítající s válkou na Ukrajině ukázaly, že bude trvat výrazně déle než dva roky, než se česká ekonomika plně zotaví z dopadů krizí z let 2008, 2020 a války na Ukrajině. Tento výsledek se ukázal být dosti robustní, neboť 95% interval spolehlivosti predikované veličiny  $v_t$  se nachází v kladných hodnotách po celé období horizontu předpovědi. Z tohoto důvodu bude po několika následujících letech poměrně výrazný tlak na pokles skutečného výstupu pod jeho potenciální úroveň. Tento závěr byl kvantitativně doložen skutečností, že 95% intervalový odhad predikované mezery výstupu se nachází prakticky po celý horizont prognóz v záporných hodnotách. Z uvedeného důvodu a vzhledem k prokázanému vlivu mezery výstupu na tempo růstu potenciálního produktu lze v následujících letech očekávat toto tempo na dosti nízké hodnotě.

## Literatura

- Anderson, B. D. O., Moore, J. B. (1979). *Optimal filtering*. Hoboken: Prentice-Hall. ISBN 978-0486439389.
- Andersson, M., Szörfi, B., Tóth, M., et al. (2018). Potential Output in the Post-Crisis period. *Economic Bulletin Articles*, 4(7).
- Anderton, R., Aranki, T., Dieppe, A., et al. (2014). *Potential Output from a Euro Area Perspective*. Occasional Paper Series No. 156. ISSN 1725-6534.
- Ball, L. M. (2009). *Hysteresis in Unemployment: Old and New Evidence*. NBER Working Paper No. 14818.
- Ball, L. M. (2014). Long-term damage from the Great Recession in OECD countries. *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention*, 11(2), 149–160, <https://doi.org/10.4337/ejeep.2014.02.02>
- Bechný, J. (2019a). Output Gap in the Czech Economy: DSGE Approach. *Review of Economic Perspectives*, 19(2), 137–156, <https://doi.org/10.2478/revecp-2019-0008>
- Bechný, J. (2019b). Unemployment Hysteresis in the Czech Republic. *Prague Economic Papers*, 28(5), 532–546, <https://doi.org/10.18267/j.pep.709>
- Beveridge, S., Nelson, C. (1981). A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, 7, 151–74, [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(81\)90040-4](https://doi.org/10.1016/0304-3932(81)90040-4)
- Blanchard, O. (2018). Should We Reject the Natural Rate Hypothesis? *Journal of Economic Perspectives*, 32(1), 97–120, <https://doi.org/10.1257/jep.32.1.97>
- Blanchard, O., Summers, L. H. (1986). *Hysteresis in Unemployment*. NBER Working Paper No. 2035.
- Borio, C., Disyatat, P., Juselius, M. (2013). *Rethinking potential output: Embedding information about the financial cycle*. BIS Working Paper No. 404. ISSN 1682-7678.
- ČNB (2010). Zpráva o inflaci – IV/2010 [online]. Praha: Česká národní banka [cit. 2022-02-15]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/menova-politika/zpravy-o-inflaci/Zprava-o-inflaci-IV-2010/>
- ČNB (2022a). *Databáze ARAD* [online]. Praha: Česká národní banka [cit. 2022-02-15]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/docs/ARADY/HTML/index.htm>
- ČNB (2022b). *Zpráva o měnové politice – zima 2022* [online]. Praha: Česká národní banka [cit. 2022-22-15]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/menova-politika/zpravy-o-menove-politice/Zprava-o-menove-politice-zima-2022/>
- ECB (2013). Potential output, economic slack and the link to nominal developments since the start of the crisis. *Monthly Bulletin*, 15(11), 79–94.
- Harvey, A. C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge: Cambridge University Press. ISBN 978-0521321969.
- Harvey, A. C., Jaeger, A. (1993). Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 8(3), 231–247.



- Harvey, A. C., Trimbur, T. (2008). Trend Estimation and the Hodrick-Prescott Filter. *Journal of the Japan Statistical Society*, 38(1), 41–49, <https://doi.org/10.14490/jjss.38.41>
- Havik, K., McMorrow, K., Orlandi, F., et al. (2010). *The Production Function Methodology For Calculating Potential Growth Rates & Output Gaps*. European Economy Economic Papers No. 420, <https://doi.org/10.2765/71437>
- Hloušek, M. (2010). Measuring output Gap Using New Keynesian Model: Application to the Czech Economy. *28th International Conference on Mathematical Methods in Economics, České Budějovice, 8.–10. září 2010*, 273–278.
- 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, <https://doi.org/10.2307/2953682>
- Chen, X. S., Mills, T. C. (2012). Measuring the Euro Area Output Gap Using a Multivariate Unobserved Components Model Containing Phase Shifts. *Empirical Economics*, 43(2), 671–692, <https://doi.org/10.1007/s00181-011-0495-7>
- Jaeger, A., Parkonson, M. (1994). Some Evidence on Hysteresis in Unemployment Rates. *European Economic Review*, 38(2), 329–342, [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(94\)90061-2](https://doi.org/10.1016/0014-2921(94)90061-2)
- Kloudová, D. (2013a). Output Gap as Indicator of Inflation – Case for Czech Economy. *Politická ekonomie*, 61(5), 639–652, <https://doi.org/10.18267/j.polek.921>
- Kloudová, D. (2013b). The SVAR Approach to Estimating Output Gap – Application for Slovak Economy. *Ekonomický časopis*, 61(5), 482–496.
- Kuttner, K. N. (1994). Estimating potential output as a latent variable. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(3), 361–368, <https://doi.org/10.2307/1392092>
- MF ČR (2017). *Makroekonomická predikce – listopad 2017* [online]. [cit. 2022-02-15]. Dostupné z: <https://www.mfcr.cz/cs/verejny-sektor/makroekonomika/makroekonomicka-predikce/2017/makroekonomicka-predikce-listopad-2017-30152>
- MF ČR (2022). *Makroekonomická predikce – leden 2022* [online]. Praha: Ministerstvo financí České republiky [cit. 2022-02-15]. Dostupné z: <https://www.mfcr.cz/cs/verejny-sektor/makroekonomika/makroekonomicka-predikce/2022/makroekonomicka-predikce-leden-2022-46147>
- Němec, D. (2010). *Hystereze nezaměstnanosti v České republice v makroekonomických souvislostech*. Brno: Masarykova univerzita. ISBN 978-80-210-5407-3.
- Plašil, M. (2011). Potenciální produkt, mezera výstupu a míra nejistoty spojená s jejich určením při použití Hodrick-Prescottova filtru. *Politická ekonomie*, 59(4), 490–507, <https://doi.org/10.18267/j.polek.801>
- Pošta, V. (2015). Time-Varying NAIRU and Some of Its Determinants – A Semi-Structural Approach: Evidence from Eastern European Economies. *Eastern European Economics*, 53(2), 149–165, <https://doi.org/10.1080/00128775.2015.1034058>
- Proietti, T., Musso, A., Westermann, T. (2007). Estimating Potential Output and the Output Gap for the Euro Area: A Model-Based Production Function Approach. *Empirical Economics*, 33(1), 85–113, <https://doi.org/10.1007/s00181-006-0085-2>

Szomolányi, K., Lukáčik, M., Lukáčiková, A. (2017). Business Cycles in European Post-Communist Countries. *Contemporary Economics*, 11(2), 171–185, <https://doi.org/10.5709/ce.1897-9254.235>

Širá, E., Kotulič, R., Vozárová, K. I., et al. (2021). Sustainable Development in EU Countries in the Framework of the Europe 2020 Strategy. *Processes*, 9(3), 443, <https://doi.org/10.3390/pr9030443>

Watson, M. W. (1986). Univariate detrending methods with stochastic trends. *Journal of Monetary Economics*, 18(1), 49–75, [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(86\)90054-1](https://doi.org/10.1016/0304-3932(86)90054-1)