

Přístup SVAR k odhadu produkční mezery – aplikace pro slovenskou ekonomiku

Dana KLOUDOVÁ*

The SVAR Approach to Estimating Output Gap – Application for Slovak Economy

Abstract

Although output gap belongs between important indicators of central banks, it is unobservable variable and it is difficult to measure it correctly. One of methods of estimating output gap is structural VAR (SVAR) model. The purpose of this paper is analysis of SVAR models with two, three, four and five variables. It will be shown, that all four models will generate same business cycle and relative high correlation coefficient. Afterwards, output gaps estimated by SVAR models will be compared with output gap estimated by Hodrick-Prescott filter and it will be shown, that all five output gaps will generate the same cycle.

Keywords: output gap, estimation, SVAR model

JEL Classification: C53, E32, E37

Úvod

Produkční mezera patří mezi důležité ukazatele centrálních bank v mnoha zemích, a to zejména kvůli její schopnosti poskytovat relevantní informace o současném stavu ekonomiky a pro formulování vhodných proticyklických či procyklických opatření. Například, pokud aktuální produkt bude převyšovat potenciální produkt v ekonomice, tedy produkční mezera bude kladná, je velmi pravděpodobné, že tato situace povede k narůstajícím inflačním tlakům a růstu inflace. Naopak, k deflačním tlakům a k poklesu inflace bude docházet, bude-li v ekonomice záporná produkční mezera, tedy současný stav ekonomiky bude pod jejím potenciálem. Produkční mezera tak může pomoci centrální bance při

* Dana KLOUDOVÁ, Vysoká škola ekonomická v Praze, Národohospodářská fakulta, Katedra ekonomie, Nám. Winstona Churchilla 4, 130 67 Praha 3, Česká republika; e-mail: xklod06@vse.cz

jejích adekvátních měnověpolitických rozhodnutích v konkrétních etapách hospodářského cyklu ve snaze dovést ekonomiku do její rovnováhy.

Cílem tohoto článku je analyzovat produkční mezeru slovenské ekonomiky v období 1996Q1 – 2012Q4, a to pomocí několika vybraných SVAR modelů (strukturálních vektorových autoregresních modelů), a následně je porovnat s Hodrickovým-Prescottovým filtrem (HP). Výběr této metody spočívá zejména v tom, že ačkoliv existují předchozí studie, zabývající se odhadem produkční mezery SVAR modelem, některé SVAR modely ještě nebyly na slovenskou ekonomiku aplikovány. Článek tedy přispívá k problematice odhadu produkční mezery slovenské ekonomiky dalšími možnými přístupy.

Článek je členěn následovně: po úvodu, kde je vyjádřen cíl a motivace článku, jsou ve druhé části představena základní teoretická východiska zabývající se potenciálním produktem a produkční mezerou. Ve třetí části jsou teoreticky představeny SVAR modely, přičemž na prvním modelu bude demonstrován postup při odhadování SVAR modelů. Jako první model SVAR bude analyzován trivarianční model SVAR s produktem, inflací a nezaměstnaností. Druhým modelem SVAR bude čtyřvarianční a bude zahrnovat proměnné produktivita práce, produkt, nezaměstnanost a inflace. Třetí analyzovaný SVAR model bude čtyřvarianční a kromě produktu, nezaměstnanosti a inflace bude zahrnovat navíc proměnné reálná mzda a podíl pracovních mezd na produktu. Následně pomocí těchto SVAR modelů odhadneme produkční mezeru pro slovenskou ekonomiku, přičemž ukážeme, že všechny čtyři SVAR modely vykázaly stejný průběh cyklu slovenské ekonomiky. Rovněž koeficienty korelace mezi jednotlivými modely vykáží relativně vysoké hodnoty. Na závěr produkční mezery odhadované metodou čtyř SVAR modelů srovnáme s produkční mezerou odhadovanou pomocí HP filtru a ukážeme, že i s takto odhadovanou produkční mezerou budou produkční mezery odhadované SVAR modely vykazovat stejný (nebo alespoň velmi podobný) průběh cyklu.

1. Produkční meze

Produkční meze a *potenciální produkt* jsou proměnné spojené s několika podstatnými problémy. Hned na počátku je vhodné uvést, že dosavadní literatura není jednotná ani v definici potenciálního produktu a produkční mezery. Například Okun (1962) definoval potenciální produkt jako produkt vyprodukovaný při plné zaměstnanosti, přičemž plné zaměstnanosti odpovídala zaměstnanost při 4% nezaměstnanosti a při níž nedocházelo k akceleraci inflace. Artus (1977) zase potenciálním produktem rozuměl takovou úroveň produktu, při které jsou pracovní síly plně využity, a zároveň jsou práce a kapitál využívány s *normální*

intenzitou. Tato definice je dle Clause, Conwaye a Scotta (2000) zavádějící, protože definic a způsobů měření těchto proměnných existuje několik, což často vede k velmi nepřesným výsledkům měření. V této stati bude potenciální produkt definován jako „maximální produkt, který ekonomika dokáže vyprodukovat bez nárůstu inflace“ (De Masi, 1997, s. 4). Produkční mezera je různě definována také z hlediska metod jejího měření. Například pro metodu odhadovanou pomocí DSGE modelů (dynamických stochastických modelů všeobecné rovnováhy) je produkční mezera definována jako aktuální produkt mínus potenciální produkt, při kterém jsou mzdy i ceny flexibilní a nedochází k tzv. cenovým šokům. Beveridge a Nelson (1981) produkční mezerou zase rozuměli odchylku od dlouhodobého stochastického trendu. V Congressional Budget Office (2001) zase chápali produkční mezeru jako odchylku od potenciálního produktu, kterým mysleli takovou úroveň výstupu, která je konzistentní se současnými technologiemi a normálním využitím pracovních a kapitálových vstupů. My budeme produkční mezeru definovat jako odchylku od potenciálního produktu, přičemž naše chápání potenciálního produktu jsme již zmínili.

Další výrazný problém spojený s potenciálním produktem a produkční mezerou je ten, že jsou to nepozorovatelné veličiny, které nelze s jednoznačnou jistotou měřit. I když v průběhu letitých výzkumů bylo vynalezeno několik metod odhadů, literatura se shoduje v tvrzení, že s jednoznačností nelze určit, která metoda je nejvhodnější pro odhadování těchto dvou proměnných. Každá z metod odhadu totiž disponuje jistými nedostatky, které snižují věrohodnost naměřených výsledků.

První skupinu metod odhadů představují tzv. *univarianční metody odhadu*, které jsou založeny spíše na statistických principech než na ekonomických teoriích (Cogley a Nason, 1995). Využívají se zde totiž statistická kritéria na oddělení cyklické a trendové složky produktu, přičemž potenciální produkt je permanentní složka produktu, zatímco produkční mezera představuje cyklickou složku produktu. Výhodou těchto proměnných je jejich nenáročnost na vstupní data ve srovnání s metodami založenými na ekonomických teoriích. Často používanou metodou z této skupiny jsou přitom mechanické filtry, zejména (HP) filtr (1997) a Baxterův-Kingův (BK) filtr (1995). Hodrickův-Prescottův filtr patří mezi nejrozšířenější metody odhadu v mnoha institucích, nicméně vedle jeho jednoduché aplikace a nenáročnosti na vstupní data disponuje i řadou nevýhod, které věrohodnost jeho měření snižují. Prvním problémem je stanovení parametru λ před odhadem samotným. Hodrick a Prescott (1997) sice doporučili po ekonomiku používat hodnotu 100 pro roční, 1 600 pro čtvrtletní a 14 400 pro denní data, nicméně toto stanovení není standardně vhodné aplikovat pro ekonomiky různých zemí, které mají někdy i značně odlišnou ekonomiku, než mají USA. Nejistotu

spojenou s tímto problémem potvrzují Ravn a Uhlig (1997), kteří ukázali, že parametr λ s hodnotou 1 600 pro čtvrtletní data odpovídá parametru vyhlazení $\lambda = 10$ pro roční data. Dalším nedostatkem je problém vychýlenosti časových řad, který nastává, pokud analyzovaná časová řada začíná a končí v jiných fázích cyklu. Začíná-li časová řada v období expanze a končí v období recese, potenciální produkt na konci období bude podhodnocen. Na problém měření falešných cyklů u HP filtru v případě integrovaných dat poukázali Harvey a Jaeger (1993) a Cogley a Nason (1995). Neschopnost HP a BK filtrů rozdělit časovou řadu na cyklickou a trendovou složku zase ukázali Guay a St-Amant (1996). Velmi výrazným nedostatkem mechanických filtrů je také už uvedená absence ekonomických teorií.

Druhou skupinou jsou *strukturální metody odhadu*, mezi které se řadí produkční funkce a SVAR modely, založené na dlouhodobých restrikcích. Produkční funkce patří vedle HP filtru mezi často používané metody odhadu potenciálního produktu a produkční mezery. Produkční funkce zde popisuje nabídkovou stránku ekonomiky, kde produkt je determinován dosavadní technologií (celková produktivita faktorů) a vstupními faktory kapitálu a práce. Je zde tedy možno zkoumat závislost vývoje trendu (resp. fluktuací) od vstupních faktorů figurujících v produkční funkci. Na druhé straně existuje několik druhů produkčních funkcí a nelze jednoznačně určit, která z nich je nejvhodnější pro odhad potenciálního produktu a produkční mezery. Navíc celková produktivita faktorů jako důležitý zdroj růstu je nepozorovatelná veličina, rovněž potenciální zaměstnanost. Měření kapitálové zásoby je také problematické. Vedle těchto vlastností je nutno poukázat na relativní náročnost produkční funkce na vstupní data. Ekonomické teorie mají v sobě zakomponovány rovněž i strukturální VAR modely (SVAR), které jsou ovšem specifické i zavedením tzv. dlouhodobých omezení, která pomáhají lépe vysvětlovat průběh produkční mezery v ekonomice. Nedostatkem této metody, podobně jako u produkční funkce, je závislost výsledků odhadů na zvolení konkrétního modelu, a rovněž náročnost na vstupní data u některých modelů.

Zdokonalením univariančních metod odhadu potenciálního produktu a produkční mezery jsou *multivarianční metody odhadu*. Jejich kombinace spojená s ekonomickými teoriemi umožňuje spojit růst produktu s dynamikou jiných makroekonomických proměnných a tak poskytnout věrohodnější výsledky měření odhadu, které neodpovídají už pouze statistickým, nýbrž i ekonomickým kritériím. Univarianční HP filtr byl tak rozšířen na multivarianční filtr, univarianční Beveridgeova-Nelsonova (BN) dekompozice byla nahrazena multivarianční BN dekompozicí a univarianční metoda nepozorovaných komponent (*Unobserved Composition* – UC) byla zdokonalena na multivarianční UC metodu.

Článků zabývajících se produkční mezerou pro slovenskou ekonomiku existuje hned několik. Galabová a kol. (2005) odhadovali produkční mezeru pro slovenskou ekonomiku produkční funkcí, Zimková a Bachorovský (2007) kromě produkční funkce ještě použili metodu odhadu HP filtrem. Kompletnější přehled o možnostech odhadu produkční mezery pro slovenskou ekonomiku uvedl Benčík (2008), který odhadoval produkční mezeru podle několika metod – vedle standardních přístupů, jako HP filtr či produkční funkce, i pomocí vícerozměrného Kalmanova filtru, vícerozměrné Beveridgeovy-Nelsonovy dekompozice či bivariančního SVAR modelu. Produkční mezeru pro slovenskou ekonomiku metodou tzv. stavové reprezentace zase odhadovali Šrámková, Kobilicová a Krajčír (2010). Konuki (2008) odhadovala produkční mezeru kromě statistických metod a produkční funkce i vícerozměrným Kalmanovým filtrem, který doporučila používat pro odhad produkční mezery pro slovenskou ekonomiku. Synchronizací hospodářského cyklu Slovenska s hospodářskými cykly české, maďarské a polské ekonomiky se zabýval Benčík (2011).

2. Modely SVAR

Robustní statistický rámec, kterým disponují statistické metody odhadu potenciálního produktu a produkční mezery (zejména mechanické filtry), a ekonomické omezení modelů jsou implementovány do strukturálních VAR modelů (SVAR), který původně představili ve svém vlivném článku Blanchard a Quah (1989). Základním principem této metody odhadu je rozdělení HDP na tři složky: na deterministický trend, šoky mající trvalý vliv na nabídkovou stranu ekonomiky a transitorní šoky ovlivňující poptávkovou stranu ekonomiky. První dvě složky přitom reprezentují potenciální produkt, zatímco třetí komponent představuje produkční mezeru. Rozlišuje se mezi nabídkovými a poptávkovými šoky, přičemž pouze nabídkové šoky mají trvalý vliv na HDP. Tranzitorní šoky ovlivňují produkt pouze v krátkém období, jejich vliv na produkt v dlouhém období tedy časem vymizí. Pro identifikaci strukturálních šoků se zavádějí omezení dlouhodobých multiplikátorů v modelu endogenních proměnných. Tuto metodu navíc od mnoha ostatních odlišuje i skutečnost, že potenciální produkt a produkční mezera se určují zároveň v modelu a ne jako odchylka aktuálního produktu od produktu potenciálního. U metody SVAR už je upuštěno od charakteristiky trendové složky produktu jako náhodné procházky, což je v rozporu s tvrzením, že potenciální produkt je hnán i technologickým pokrokem. Pokud by totiž potenciální produkt byl ovlivňován změnami v technologiích, jak je často uváděno, implikovalo by to i charakter celkové produktivity faktorů jako náhodné procházky. Dle Clause (1999) náklady na práci a kapitál, procesy učení

či formování zvyků vykazují náročnější dynamiku pro potenciální produkt než náhodná procházka. Rovněž Lippi a Reichlin (1994) nesouhlasili s potenciálním produktem jako náhodnou procházkou, protože to může mít nepříznivý vliv na technický pokrok.

V literatuře zabývající se produkční mezerou lze najít relativně široké spektrum modifikací modelu SVAR. Například King et al. (1991) zkoumali šestvarianční SVAR model, Robertson a Wiskens (1997) zkoumali bivarianční SVAR model s produktem a inflací a Claus (1999) zase analyzovala trivarianční SVAR model s produktem, zaměstnaností a využitím kapacit. Model SVAR s jistým mezinárodním propojením dle Enderse a Hurna (2007) a Albagliho, Garcíi a Restrepa (2004) zkoumali Hjelm a Jönsson (2010), když do modelu zavedli OECD produkt, produkt Švédska a švédskou cenovou hladinu.

V našem článku, jak jsme již uvedli, budeme zkoumat čtyři SVAR modely, přičemž u prvního SVAR modelu ukážeme jeho podrobnější konstrukce. Další tři modely jsou poté odvozeny na stejném principu jako model SVAR 1.

SVAR 1

Trivarianční SVAR model dle Camba-Mendeze a Rodriguez-Palenzuely (2003) bude zahrnovat proměnné produkt y , inflaci π a nezaměstnanost U , přičemž produkt je v dlouhém období ovlivněn pouze nabídkovým šokem v_t^{PS} , zatímco krátkodobý nabídkový¹ v_t^{TS} a poptávkový šok v_t^D v dlouhém období produkt neovlivňují.

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

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

$$\text{neboli} \quad x_t = \Phi(L)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

kde

$\Phi(L)$ – polynom časového posunu

x_t – stacionární vektor $x = [\Delta y_t, \Delta \pi_t, \Delta U_t]$.

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

¹ V některých pracích (např. Robertson a Wickens, 1997) se operuje s pojmy *reálné* a *nominální šoky* namísto poptávkových a nabídkových šoků, jako např. u Blancharda a Quaha (1989).

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

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

$$= \Sigma \quad (3)$$

V případě splnění podmínky, že všechny rovnice z (1) mají stejné matice regresorů, lze potom pro odhad redukovaného tvaru SVAR modelu odhadovat každou rovnici z (1) zvlášť metodou nejmenších čtverců s cílem eliminace sériové korelace mezi residui. Poté lze odhadovaný tvar modelu převést do Woldova dekompozičního teorému:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) & C_{13}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & C_{23}(L) \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{\Delta y,t} \\ \varepsilon_{\Delta \pi,t} \\ \varepsilon_{\Delta U,t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

či jako
$$x_t = C(L)\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} C_j \varepsilon_{t-j} \quad (5)$$

kde C_j jsou matice řádu 3×3 . Pro $C(L)$ zase platí, že $C(L) = (I - \Phi(L)L)^{-1}$ (6)

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

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{\Delta y,t} \\ \varepsilon_{\Delta \pi,t} \\ \varepsilon_{\Delta U,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11}(0) & S_{12}(0) & S_{13}(0) \\ S_{21}(0) & S_{22}(0) & S_{23}(0) \\ S_{31}(0) & S_{32}(0) & S_{33}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t^{PS} \\ v_t^{TS} \\ v_t^D \end{bmatrix} \quad (7)$$

nebo také jako
$$\varepsilon_t = S(0)v_t \quad (8)$$

platí-li, že
$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = S(0)E(v_t v_t')S'(0) = \Sigma \quad (9)$$

a že
$$S_j = C_j S_0 \quad (10)$$

Když je teď už známá matice souběžných efektů strukturálních disturbancí v_t na x_t , lze teď znovu využít strukturální šoky z redukovaného tvaru inovací ε_t

Všech devět koeficientů $S(0)$ lze nyní identifikovat zavedením omezení, že poptávkový šok má vliv na produkt pouze v krátkém období, tedy že kumulované efekty poptávkových šoků na produkt jsou nulové.

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

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

$$\text{var}(\varepsilon_{2t}) = s_{21}(0)^2 + s_{22}(0)^2 + s_{23}(0)^2 \quad (12)$$

$$\text{var}(\varepsilon_{3t}) = s_{31}(0)^2 + s_{32}(0)^2 + s_{33}(0)^2 \quad (13)$$

$$\text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) = s_{11}(0)s_{21}(0) + s_{12}(0)s_{22}(0) \quad (14)$$

$$\text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{3t}) = s_{11}(0)s_{31}(0) + s_{13}(0)s_{33}(0) \quad (15)$$

$$\text{cov}(\varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}) = s_{22}(0)s_{32}(0) + s_{23}(0)s_{33}(0) \quad (16)$$

Pro krátkodobé šoky bude tedy platit, že mají pouze dočasný vliv na ekonomiku:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} S_j = 0 \quad (17)$$

V $S(1)$ budou tedy zavedeny krátkodobá i dlouhodobá omezení. Nyní lze přistoupit k definici

$$S(1) : S(1) = \sum_{(j=0)}^{\infty} s_j \quad (18)$$

Zavedená omezení tedy znamenají, že některé šoky mohou mít dočasný vliv na ekonomiku, nicméně v dlouhém období se vliv jednotlivých proměnných na reálný produkt ruší. Po zavedení $C(1) = C_t$ lze pro dolnotrojuhelníkovou matici psát:²

$$S(1) = C(1)S(0) = \begin{bmatrix} S_{11}(1) & 0 & 0 \\ S_{21}(1) & S_{22}(1) & 0 \\ S_{31}(1) & S_{32}(1) & S_{33}(1) \end{bmatrix} \quad (19)$$

Pro SVAR1 model s reálným produktem, nezaměstnaností a inflací, vyjádřených v logaritmických diferencích, lze tedy psát:

$$\Delta y_t = \sum_{k=0}^{\infty} s_{11}(k)v_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{12}(k)v_{2t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{13}(k)v_{3t-k} \quad (20)$$

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

² Jedná se o Choleskiho dekompozici matice $\Phi(1)W\Phi(1)$, přičemž platí $\Phi(1) = \Sigma\Phi$, z MA formy $x = \Phi(L)\varepsilon$, přičemž $W = \text{VAR}(\varepsilon, \varepsilon')$. Pro více informací viz např. Benčík (2008).

$$\Delta U_t = \sum_{k=0}^{\infty} s_{31}(k) v_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{32}(k) v_{2t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{33}(k) v_{3t-k} \quad (22)$$

nebo jako:

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

Pro změny produktu, které se vztahují na potenciální produkt, tedy platí:

$$\Delta y_t^p = S_{11}(L) v_{1t} = s_{11}(0) v_{1t} + s_{11}^*(L) v_{1t} \quad (24)$$

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

$$\Delta y_t^c = S_{12}(L) v_{2t} + S_{13}(L) v_{3t} \quad (25)$$

SVAR 2

Tento čtyřvarianční model dle Hjelma a Jönssona (2010) je podobný SVAR 1 modelu, neboť je pouze rozšířen o proměnnou produktivita práce Y/L . Podobně jako ostatní proměnné je i tato proměnná v logaritmické diferenci.

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t / l_t \\ \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta u_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11}(L) & S_{12}(L) & S_{13}(L) & S_{14}(L) \\ S_{21}(L) & S_{22}(L) & S_{23}(L) & S_{24}(L) \\ S_{31}(L) & S_{32}(L) & S_{33}(L) & S_{34}(L) \\ S_{41}(L) & S_{42}(L) & S_{43}(L) & S_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ v_{3t} \\ v_{4t} \end{bmatrix} \quad (31)$$

$$\text{Tedy opět platí} \quad x_t = S(L) v_t \quad (32)$$

Ovšem nyní představuje $x_t = [\Delta y_t / l_t, \Delta y_t, \Delta \pi_t, \Delta U_t]$ a $v_t = [v_t^p, v_t^{LS}, v_t^{TS}, v_t^D]$.

Dle tohoto modelu dochází k šokům produktivity v_t^p , nabídky práce v_t^L , poptávkovému šoku v_t^D a dočasnému nabídkovému šoku v_t^{TS} . V dlouhém období na produkt mají vliv pouze šoky produktivity v_t^p a šoky v nabídce práce v_t^{LS} . Dle předpokladů SVAR modelu tedy vlivy dočasných nabídkových a poptávkových šoků na produkt dlouhém období vymizí.

SVAR 3

Pětvarianční SVAR model dle Fabiani a kol. (2001) sestává z proměnných reálná mzda W , produkt Y , inflace π , nezaměstnanost U a podíl pracovních mezd na produktu W^*L/Y .

$$\begin{bmatrix} \Delta w_t \\ \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta u_t \\ W_t L_t / Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11}(L) & S_{12}(L) & S_{13}(L) & S_{14}(L) & S_{15}(L) \\ S_{21}(L) & S_{22}(L) & S_{23}(L) & S_{24}(L) & S_{25}(L) \\ S_{31}(L) & S_{32}(L) & S_{33}(L) & S_{34}(L) & S_{35}(L) \\ S_{41}(L) & S_{42}(L) & S_{43}(L) & S_{44}(L) & S_{45}(L) \\ S_{51}(L) & S_{52}(L) & S_{53}(L) & S_{54}(L) & S_{55}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t^P \\ v_t^{LS} \\ v_t^{TS_1} \\ v_t^D \\ v_t^{TS_2} \end{bmatrix} \quad (33)$$

Rovněž jako u SVAR 2 modelu dochází i zde k šokům produktivity v_t^P , nabídky práce v_t^L , poptávkovému šoku v_t^D a dočasnému nabídkovému šoku $v_t^{TS_1}$. Navíc zde vystupuje ovšem jeden dočasný nabídkový šok $v_t^{TS_2}$. V dlouhém období potom ovlivňují produkt, ale pouze šoky produktivity a šoky nabídky práce. Vliv obou dočasných nabídkových šoků a poptávkového šoku na produkt v dlouhém období vymizí.

SVAR 4

Tento bivarianční model dle původního článku od Blancharda a Quaha (1989) je tvořen produktem a nezaměstnaností, opět v logaritmických diferencích. Také v tomto modelu platí, že poptávkové šoky v_t^D mají vliv na produkt pouze v krátkém období a že jejich vliv na produkt v dlouhém období vymizí. Produkt je tak v dlouhém období ovlivňován opět pouze nabídkovým šokem.

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta u_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11}(L) & S_{12}(L) \\ S_{21}(L) & S_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix}$$

$$\text{Přičemž opět i zde platí:} \quad x_t = S(L)v_t \quad (34)$$

$$\text{a že} \quad x_t = [\Delta y_t, \Delta u_t] \text{ a } v_t = [v_t^{PS}, v_t^D].$$

3. Data a výsledky

Všechny čtyři SVAR modely budou aplikovány na data pro slovenskou ekonomiku a vztahují se na časové období 1996Q1 – 2012Q4. Veškerá data použita v modelu jsou z databáze Eurostatu či OECD a jsou sezónně očištěna. Malá písmena představují logaritmy proměnných, operátor Δ pak jejich první diferenci. Rozšířený Dickeyův-Fullerův test (1984) a Phillipsův-Perronův Z_α test (1988) potvrdily stacionární proces proměnných. Dle Akaikova informačního kritéria byl zvolen optimální počet zpoždění 4.³ Jednotlivé odhady produkční mezery

³ Konkrétní výsledky jednotlivých testů nejsou z důvodu nedostatku prostoru uvedeny, nicméně mohou být zaslány na vyžádání.

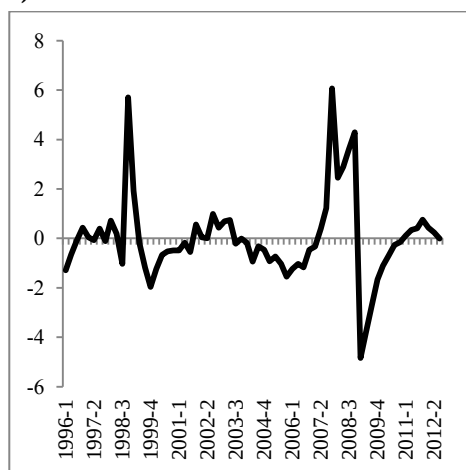
byly vykonány ekonometrickým odhadem E-views, kde byla rovněž do VAR modelu zavedena v podobě matic dlouhodobá omezení příslušná pro konkrétní model.

Grafy 1a – 1d znázorňují produkční mezery pro slovenskou ekonomiku v období 1996Q1 – 2012Q4, odhadované dle námi charakterizovaných SVAR modelů, v procentech potenciálního produktu. Jak je vidět, odhadované produkční mezery jsou velmi podobné, nikoliv však identické. Všechny čtyři metody odhadu ovšem vykazovaly stejný průběh hospodářského cyklu.

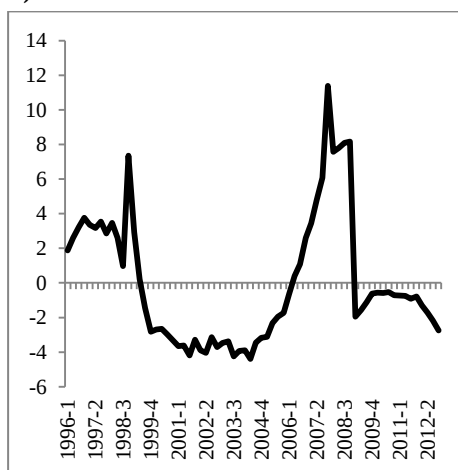
Graf 1

Produkční mezery pro slovenskou ekonomiku odhadované SVAR modely

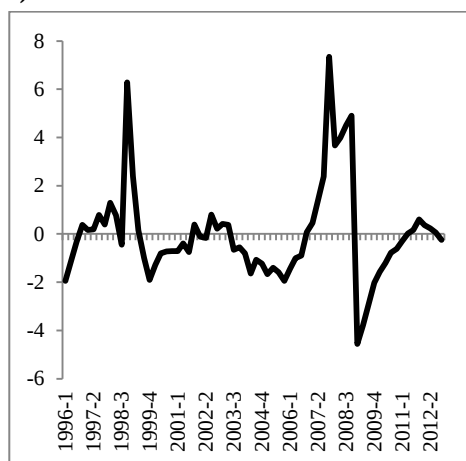
a) SVAR 1



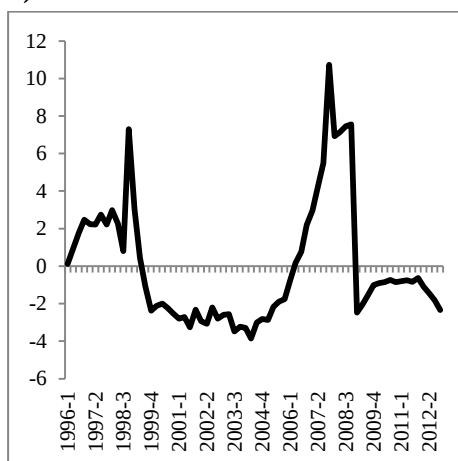
b) SVAR 2



c) SVAR 3



d) SVAR 4



Zdroj: Eurostat; OECD; vlastní výpočty.

Korelační koeficienty mezi čtyřmi analyzovanými odhady produkční mezery pro slovenskou ekonomiku ukazuje tabulka 1. Je z ní vidět, že všechny metody vykazovaly relativně vysoký stupeň korelace. Nejvyššího korelačního koeficientu 0,91 bylo dosaženo mezi produkční mezerou odhadovanou pomocí metody SVAR 1 modelu a SVAR 2 modelu. Mezi metodami odhadu SVAR 2 a SVAR 3; SVAR 1 a SVAR 3 bylo dosaženo korelačního koeficientu kolem 0,86. Nejnižší korelační koeficient byl mezi metodami SVAR 3 a SVAR 4, a to pouze 0,60.⁴

Tabulka 1

Korelace mezi produkčními mezerami odhadovanými SVAR modely

	SVAR 1	SVAR 2	SVAR 3	SVAR 4
SVAR 1	1.00	0.91	0.87	0.67
SVAR 2	0.91	1.00	0.86	0.64
SVAR 3	0.87	0.86	1.00	0.60
SVAR 4	0.67	0.64	0.60	1.00

Zdroj: Eurostat; OECD; vlastní výpočty.

Průběh produkčních mezer odhadnutých pomocí metody SVAR modelů byl porovnán ještě s HP filtrem, což zachycuje graf 2.⁵ Z něj je vidět, že všechny SVAR modely vykazovaly stejný průběh cyklu jako HP filtr. V 90. letech a v období 2006Q3 – 2009Q3 nicméně tři ze čtyř SVAR modelů vykazovaly nižší kladnou produkční mezeru, než tomu bylo u HP filtru. Naopak, v období 2000Q1 – 2006Q2 a 2010Q1 – 2012Q2 vykazovaly vyšší hodnoty produkční mezery než HP filtr.

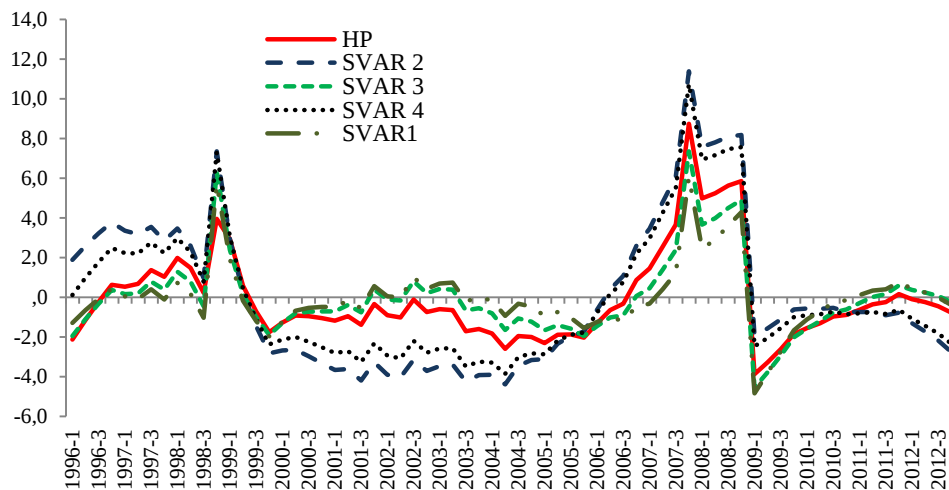
Podobných výsledků bylo dosaženo i u jiných studií, zabývajících se produkční mezerou pro slovenskou ekonomiku, ačkoliv vzhledem k datu jejich publikace není možné v tomto článku srovnání pro poslední analyzovaná čtvrtletí. Pro srovnání je asi nejvhodnější Benčíkův (2008) odhad produkční mezery dle bivariančního SVAR modelu. Srovnáme-li jej s odhadem produkční mezery dle bivariančního SVAR modelu z tohoto článku, bude vidět, že u obou odhadů reálný produkt klesl pod potenciální produkt na začátku roku 1999 a že záporná mezera v ekonomice setrvala až do poloviny roku 2006. Pokud by bylo provedeno srovnání s dalšími články, které odhadovaly produkční mezeru jinými metodami odhadu, bylo by ukázáno, že všechny odhady produkční mezery vykazovaly velmi podobný průběh.

⁴ Korelační koeficient kolem 0,60 není výjimkou ani u jiných studií. Dupasquier, Guay a St-Amant (1997) naměřili korelační koeficient mezi dvěma SVAR modely 0,65. Mitchell, Mazzi a Moauro (2008) dokonce naměřili i koeficient korelace záporný.

⁵ HP filtr je používán řadou institucí k odhadu produkční mezery. Toto tvrzení je v souladu s řadou publikací, např. Hjelm a Jönsson (2010) tvrdí, že i pro švédskou ekonomiku je produkční mezera odhadována jak u národních, tak i mezinárodních institucí zejména metodou HP filtru.

Graf 2

Produkční mezery pro slovenskou ekonomiku odhadované SVAR modely a HP filtrem



Zdroj: Eurostat; OECD; vlastní výpočty.

Závěr

Navzdory skutečnosti, že produkční mezera patří mezi důležité ukazatele centrálních bank, jako nepozorovatelnou veličinu je velmi náročné měřit její hodnoty. A ačkoliv dnes lze produkční mezeru odhadovat několika metodami, neexistuje navzdory dlouholetému výzkumu žádná metoda obecně označovaná za nejlepší či nejpřesnější. Cílem tohoto článku byla analýza relativně sofistikovanější metody odhadu produkční mezery pomocí strukturálních VAR, neboli SVAR modelů. Pro hlubší analýzu byly do článku začleněny čtyři SVAR modely, přičemž každému bylo zavedeno určité dlouhodobé omezení. Jako první SVAR model byl analyzován trivarianční SVAR model s proměnnými produkt, inflace a nezaměstnanost. Na tomto modelu byl rovněž uveden postup odhadování SVAR modelů i pro zbývající tři modely. Obdobně jako SVAR 1 model byly poté odvozeny další SVAR modely. Do druhého SVAR modelu byla ještě začleněna produktivita práce. Třetí, pětivarianční, SVAR model zase obsahoval proměnné reálná mzda, produkt, nezaměstnanost, inflace a podíl pracovních mezd na produktu. Jako poslední SVAR model byl vybrán bivarianční SVAR model s produktem a nezaměstnaností. Všechny produkční mezery odhadované SVAR modely poté vykázaly stejný průběh cyklu, stejně tak i vzájemný koeficient korelace. Na závěr byly produkční mezery odhadované SVAR modely srovnány s produkční mezerou odhadovanou HP filtrem a bylo potvrzeno, že i s ním vykazovaly stejný průběh cyklu.

Literatura

- ALBAGLI, E. – GARCÍA, P. – RESTREPO, J. (2004): Labor Market Rigidity and Structural Shocks: An Open Economy Approach for International Comparisons. [Working Papers, No. 263]. Santiago: Central Bank of Chile.
- ARTUS, J. R. (1977): Measures of Potential Output in Manufacturing for Eight Industrial Countries, 1955 – 78. [Working Papers, No. 24.] Washington, DC: International Monetary Fund.
- BAXTER, M. – KING, R. G. (1995): Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time Series. [Working paper, No. 5022.] Cambridge: The National Bureau of Economic Research.
- BENČÍK, M. (2008). Metódy detekcie nerovnováhy v reálnej ekonomike SR. [Výzkumná štúdia, č. 2.] Bratislava: Národná banka Slovenska.
- BENČÍK, M. (2011). Synchronizácia hospodárskych cyklov krajív V4 a Eurozóny. [Výzkumná štúdia, č. 1.] Bratislava: Národná banka Slovenska.
- BEVERIDGE, S. – NELSON, C. R. (1981): A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, 7, č. 2, s. 151 – 174.
- BLANCHARD, O. J. – QUAH, D. (1989): The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *The American Economic Review*, 79, č. 4, s. 655 – 673.
- CAMBA – MENDEZ, G. – RODRIGUEZ – PALENZUELA, D. (2003): Assessment Criteria for Output Gap Estimates. *Economic Modelling*, 20, č. 3, s. 529 – 562.
- CLAUS, I. (1999): Estimating Potential Output for New Zealand: a Structural VAR Approach. [Discussion Papers, DP/2000/03.] Wellington: Reserve Bank of New Zealand.
- CLAUS, I. – CONWAY, P. – SCOTT, A. (2000): The Output Gap: Measurement, Comparisons and Assessment. [Research Papers, No. 44.] Wellington: Reserve Bank of New Zealand.
- COGLEY, T. – NASON, M. J. (1995): Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series; Implications for Business Cycle Research. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19, č. 1 – 2, s. 253 – 278.
- CONGRESSIONAL BUDGET OFFICE (2001): CBO's Method for Estimating Potential Output: An Update. [Working Papers, No. 1/2001.] Washington, DC: The Congress of United States.
- DE MASI, P. R. (1997): IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practise. [Working Papers, WP /97/177.] Washington, DC: International Monetary Fund.
- DUPASQUIER, C. – GUAY, A. – ST-AMANT, P. (1997): A Survey of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap. *Journal of Macroeconomics*, 21, č. 3, s. 577 – 595.
- ENDERS, W. – HURN, S. (2007): Identifying Aggregate Demand and Supply Shocks in Small Open Economy. *Oxford Economic Papers*, 59, č. 3, s. 411 – 429.
- FABIANI, S. – LOCARNO, A. – ONETO, G. – SESTITO, P. (2001): The Sources of Unemployment Fluctuations: An Empirical Application to the Italian Case. *Labour Economics*, 8, č. 2, s. 259 – 289.
- GALABOVÁ, M. – KUCSEROVÁ, J. – VALACHY, J. – ÓDOR, E. – KRAJČÍR, Z. (2005): Odhad produkčnej medzery a štrukturálneho salda verejných financií v SR. [Ekonomická analýza IFP.] Bratislava: Inštitút finančnej politiky Ministerstva financií Slovenskej republiky.
- GUAY, A. – ST-AMANT, P. (1996): Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles? [Working Paper – Department of Finance Canada 1996-2.] Ottawa: Department of Finance Canada.
- HARVEY, A. C. – JAEGER, A. (1993): Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 8, č. 3, s. 231 – 247.
- HJELM, G. – JÖNSSON, K. (2010): In Search of a Method for Measuring the Output Gap of the Swedish Economy. Economic, Econometric and Practical Considerations. [Working Papers, No. 11.] Stockholm: The National Institute of Economic Research.
- HODRICK, R. J. – PRESCOTT, E. C. (1997): Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, č. 1, s. 1 – 16.

- KING, G. K. – PLOSSER, C. I. – STOCK, J. H. – WATSON, M. W. (1991): Stochastic Trends and Economic Fluctuations. *American Economic Review*, 81, č. 4, s. 819 – 840.
- KONUKE, T. (2008). Estimating Potential Output and the Output Gap in Slovakia. [IMF Working Paper, WP/08/275.] Washington, DC: International Monetary Fund.
- LIPPI, M. – REICHLIN, L. (1994): Diffusion of Technical Change and the Decomposition of Output into Trend and Cycle. *Review of Economic Studies*, 61, č. 1, s. 19 – 30.
- MITCHELL, J. – MAZZI, G. J. – MOAURO, F. (2008): Structural VAR Based Estimates of the Euro Area Output Gap: Theoretical Considerations and Empirical Evidences. [Working Papers, June 2008.] Luxemburg: Eurostat.
- OKUN, A. (1962): Potential GNP: Its Measurement and Significance. In: *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section*. Washington, DC: American Statistical Association, s. 98 – 104.
- PHILLIPS, P. C. B. – PERRON, P. (1988): Testing for a Unit Root in Time Series Regressions. *Biometrika*, 75, č. 2, s. 335 – 346.
- RAVN, M. – UHLIG, H. (1997): On Adjusting the HP-Filter for the Frequency of Observations. [Working Paper, No. 9750.] London: The Centre for Economic Policy Research.
- ROBERTSON, D. – WICKENS, M. R. (1997): Measuring Real and Nominal Macroeconomic Shocks and Their International Transmission under Different Monetary Regimes. *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 59, č. 1, s. 5 – 27.
- SAID, S – DICKES, D. A. (1984): Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving Average Models with Unknown Order. *Biometrika*, 71, č. 3, s. 599 – 608.
- ŠRÁMKOVÁ, L. – KOBILICOVÁ, M. – KRAJČÍR, Z. (2010). Output Gap and NAIRU Estimates within State-Space Framework: An Application to Slovakia. [Ekonomická analýza IFP]. Bratislava: Inštitút finančnej politiky Ministerstva financií Slovenskej republiky.
- ZIMKOVÁ, E. – BACHOROVSKÝ, J. (2007): Odhad potenciálneho produktu a produkčnej medzery v slovenských podmienkach. *Politická ekonomie*, 55, č. 4, s. 473 – 489.