



Aké presné sú odhady produkčnej medzery pomocou State Space modelov

Odhady produkčnej medzery stoja v centre záujmu väčšiny centrálnych bánk. Obsahujú dôležité informácie predovšetkým pre tvorcov hospodárskej politiky. V literatúre je rozpracovaných veľa metód, ktoré sa zaoberajú odhadom produkčnej medzery. Jedným z najpopulárnejších prístupov je odhad produkčnej medzery pomocou State Space modelov (ďalej len SS modelov).¹ Preto sme sa v tomto komentári rozhodli bližšie pozrieť na proces odhadu SS modelov v bežne používanom ekonometrickom softwéri.

Odhady produkčnej medzery pomocou SS modelov v literatúre

Azda najpopulárnejším SS modelom používaným na odhad produkčnej medzery je model Harveyho a Jaegera (1993) (ďalej len HJ model). V analytickom tvare si môžeme tento model zapísať nasledovne:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \quad (2)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad (3)$$

$$\psi_t = \rho \cos \lambda \psi_{t-1} + \rho \sin \psi_{t-1}^* + \kappa_t, \quad (4)$$

$$\psi_t^* = -\rho \sin \lambda \psi_{t-1} + \rho \cos \psi_{t-1}^* + \kappa_t^*. \quad (5)$$

V tomto modeli (1) – (5) máme jednu pozorovanú premennú (y_t - v našom prípade je to logaritmus reálneho HDP) a štyri stavové premenné: trend (μ_t), stochastický sklon trendu (β_t) a cyklické zložky (ψ_t, ψ_t^*). Ďalej predpokladajme, že náhodné zložky majú nezávislé normálne rozdelenie s nulovou strednou hodnotou a konštantným rozptylom: σ_ε^2 , σ_η^2 , σ_ζ^2 a σ_κ^2 pre κ_t aj κ_t^* . HJ model rozkladá pozorovaný časový rad logaritmovaného reálneho HDP na trendovú, cyklickú a náhodnú zložku (1). Intuitívne si charakterizujme aj ostatné rovnice modelu. Rovnice (2) a (3) charakterizujú lokálne lineárny trend. Ak by sme nastavili $\sigma_\zeta^2 = 0$, dostali by sme model trendu s náhodnou prechádzkou a posunom. Ak by sme ďalej nastavili aj $\sigma_\eta^2 = 0$, tak by sme dostali deterministický (lineárny) trend. Zaujímavý prípad z hľadiska praktickej aplikácie je $\sigma_\eta^2 = 0$ a súčasne $\sigma_\zeta^2 > 0$, kedy pozorujeme hladší priebeh trendu.² Rovnice (4) a (5) HJ modelu modelujú cyklický komponent HDP. V tomto modeli máme teda šesť parametrov. Spomenuté štyri rozptyly náhodných zložiek, ďalej parameter λ - frekvencia cyklu (interpretuje sa ako $2\pi/\lambda$ - priemerná dĺžka cyklu) a parameter ρ - tlmiaci faktor, používajúci sa na modelovanie pseudocyklického správania ekonomických premenných.³

Procedúra odhadu je iteračná. SS modelu (1) – (5) určíme iníciaľne parametre, pomocou Kalmanovho filtra odvodíme funkciu vierohodnosti SS modelu ako celku a následne ju maximalizujeme. Táto procedúra sa opakuje dovtedy, kým nedostaneme maximálne vierohodné

¹ SS modely sú v tomto ponímaní modely, v ktorých jediná pozorovanú premennú (logaritmus reálneho HDP) rozkladáme na stavové premenné (trendová zložka a cyklická zložka).

² Tieto úpravy nazývame reštrikcie.

³ Pre technickejšiu analýzu HJ modelu odporúčame čitateľa na prácu Harvey a Jaeger (1993).

odhady. V centrálnych bankách sa často používa na odhad produkčnej medzery práve HJ model. V odbornej literatúre je tým pádom k dispozícii dostatok odhadov pre rôzne krajiny, napriek tomu sa stretávame s extrémne rozdielnymi hodnotami odhadnutých parametrov. Samozrejme očakávame, že odhadnuté parametre sa budú líšiť vzhľadom na špecifiká danej ekonomiky. Predpokladáme, že rozvíjajúce sa krajiny budú mať volatilnejšiu cyklickú zložku (príp. aj trendovú) v porovnaní s vyspelými krajinami. To isté môžeme povedať aj o priemernej dĺžke cyklu. Každá krajina má svoju špecifickú priemernú dĺžku cyklu, ale predpokladáme, že sa bude pohybovať v intervale zodpovedajúcom hospodárskym cyklom. Avšak v odborných prácach pozorujeme, že rozdiely v hodnotách odhadnutých parametrov sú oveľa väčšie.

V Tab. č.1 máme odhadnuté parametre HJ modelu z pôvodnej práce Harveyho a Jaegera (1993) v riadkoch 2, 3 a 4. Aby sme si ilustrovali rozdielne hodnoty parametrov, tak v Tab. č.1 nájdeme aj odhady HJ modelu od autorov Proiettiho, Mussa a Westermanna (2002) v riadkoch 5, 6, 7 a 8. Vo všetkých prácach je ako jediná pozorovaná premenná logaritmus reálneho HDP (označujeme si ju y_t).

Tab. č.1 Odhady parametrov HJ modelu

1.	Časový rad	Rozsah dát	Reštrikcie	$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$	$\hat{\sigma}_\eta^2$	$\hat{\sigma}_\zeta^2$	$\hat{\sigma}_\kappa^2$	$\hat{\rho}$	$2\pi/\hat{\lambda}$
2.	USA HDP	1954:1 1989:4	X	0	0	8	625	0,92	22,2
3.	Rakúsko HDP	1964:1 1988:4	X	244	578	9	0	-	-
4.			$\sigma_\eta^2 = 0$	438	0(r)	21	36	0,97	13,0
5.	EURO AREA HDP	1970:1 2001:4	X	0	257,19	10,81	6,88	0,99	12,16
6.			$\sigma_\zeta^2 = 0$	0	125,10	0(r)	208,70	0,98	51,20
7.			$\sigma_\eta^2 = 0$	43,52	0(r)	20,63	91,87	0,91	13,01
8.			$\sigma_\eta^2 = \sigma_\varepsilon^2 = 0$	0(r)	0(r)	15,93	191,46	0,86	15,98

Poznámka: Všetky rozptyly sme vynásobili 10^7 , $2\pi/\lambda$ je priemerná dĺžka cyklu v štvrtrokoch. Autori pri svojich odhadoch používali ekonometrický softvér STAMP.

Zdroj: Harvey a Jaeger (1993), Proietti, Musso a Westermann (2002).

Prvým dôležitým faktorom pri pohľade na Tab. č.1 je, že HJ model v základnom tvare je veľmi flexibilný a bez reštrikcií nedostávame interpretovateľné odhady. Vidíme to napr. v riadku 3, kde pri odhadovaní HJ modelu na rakúskom HDP cyklický komponent prakticky zmizol⁴ alebo v riadku 5, kde pri odhadoch HJ modelu pre eurozónu má trend niekoľkonásobne väčšiu volatilitu ako cyklický komponent HDP. Tieto tvrdenia však neplatia pre americké dáta (riadok 2). Ďalej vidíme, že relevantné odhady dostávame až pri použití reštrikcie $\sigma_\eta^2 = 0$ ⁵ a súčasne aj reštrikcie $\sigma_\varepsilon^2 = 0$. Napr. v riadku 4 je odhad HJ modelu s reštrikciou pre rakúske HDP. Takto získaný cyklický komponent sa podľa Harveyho a Jaegera (1993) zhoduje s predpokladom o tlmených konjunktúrach a recesiách rakúskeho hospodárskeho cyklu. Podobne aj v riadku 7 a 8 vidíme rozumné odhady HJ modelu využitím reštrikcií od Proiettiho, Mussa a Westermanna (2002). Ďalej pozorujeme, že parameter ρ sa

⁴ Harvey a Jaeger (1993) bližšie neuvádzajú či boli odhady týchto parametrov štatisticky nevýznamné, zanedbateľne malé a pod.

⁵ Túto reštrikciu odporúčajú vo svojej práci aj Harvey a Jaeger (1993).

pohybuje okolo hodnoty 0,93, čo je očakávaná hodnota pre ekonomické časové rady. Priemerná dĺžka cyklu sa nachádza v očakávaných hodnotách pre hospodársky cyklus.⁶

Pri samotnom odhadovaní HJ modelu sme pracovali s jeho modifikovanou verziou od autorov Proiettiho, Mussa a Westermanna (2007) (ďalej len PMW model). Je to z dôvodu spomenutých faktov, ale aj preto, aby sme dokázali kontrolovať obrovskú flexibilitu pôvodného HJ modelu. PMW model má nasledovný analytický tvar:

$$y_t = \mu_t + \psi_t, \quad (6)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + m + \beta_{t-1}, \quad (7)$$

$$\beta_t = \phi\beta_{t-1} + \zeta_t, \quad (8)$$

$$\psi_t = \rho \cos \lambda \psi_{t-1} + \rho \sin \psi_{t-1}^* + \kappa_t, \quad (9)$$

$$\psi_t^* = -\rho \sin \lambda \psi_{t-1} + \rho \cos \psi_{t-1}^* + \kappa_t^*. \quad (10)$$

PMW model (6) – (10) má oproti pôvodnému HJ modelu len dve náhodné zložky s konštantnými rozptylmi (σ_ζ^2 a σ_κ^2). Ďalej, parameter m v rovnici (7) reprezentuje priemerné tempo rastu trendu a ϕ v rovnici (8) predstavuje autoregresný koeficient pre sklon trendu.⁷

Simulačný prístup k odhadu parametrov State Space modelu

Vlastnosťou SS modelov, špeciálne v ekonometrickom softwéri EViews je, že odhady sú extrémne citlivé na štartovacie hodnoty parametrov a v menšej miere aj na štartovacie hodnoty stavových premenných. Ďalej, pri opakovanom odhadovaní SS modelov je možné dostať rozdielne hodnoty parametrov. Dokonca aj vtedy, ak použijeme rovnakú sadu štartovacích hodnôt parametrov. Vo väčšine prípadov dokonca nie je možné SS model bez vhodne zvolených štartovacích hodnôt parametrov ani odhadnúť. Na tieto problémy poukazuje aj Van den Bossche (2011) v práci, ktorá je venovaná problematike odhadovania SS modelov v EViews. Vhodným prístupom na skúmanie problematiky odhadu parametrov SS modelov v prostredí EViews sa nám javí využitie Monte Carlo simulácií. Ide tu teda o opakované generovanie dát, odhadovanie a ukladanie hodnôt parametrov a následne určenie strednej hodnoty pre každý parameter. V našom výskume sme generovali dáta s rozsahom T=200 pozorovaní⁸.

Postup Monte Carlo simulácie (1000 opakovaní) v našom prípade pozostáva z dvoch základných fáz:

1. simulácia sekvencií cyklickej zložky, trendovej zložky, sklonu trendu a následne logaritmu reálneho HDP,
2. odhad parametrov PMW modelu v závislosti od rôznych iníciaľných hodnôt parametrov, stavov a od reštrikcií⁹ použitím simulovanej sekvencie logaritmu reálneho HDP z fázy 1.

Následne z 1000 odhadnutých hodnôt pre každý parameter vypočítame priemerné hodnoty parametrov a budeme ich označovať ako Monte Carlo odhady (ďalej len MC odhady).

⁶ Tieto závery sme samozrejme neformulovali len na základe týchto dvoch prác, robili sme v danej problematike rozsiahlejší výskum. Napr. Scott (2000) odhadoval HJ model pre Nový Zéland a pozoroval neinterpretovateľné odhady produkčnej medzery, kde trend bol veľmi blízko pozorovanému logaritmu reálnemu produktu. Pre názornosť však uvádzame len tieto dve práce.

⁷ Znova pre technickejšiu analýzu PMW modelu a jeho špecifiká odporúčame čitateľa na prácu Proiettiho, Mussa a Westermanna (2007), nakoľko cieľom tohto komentára je praktická aplikácia SS modelov.

⁸ V tomto komentári uvádzame len výsledky pre T=200 pozorovaní. Výsledky pre T=100 pozorovaní sú podobné.

⁹ Keďže máme v PMW modeli len dve náhodné zložky, tak budeme skúmať aj vplyv reštrikcie $\sigma_\kappa^2 = 10\sigma_\zeta^2$. Jednoducho povedané, budeme skúmať vplyv fixovaného pomeru medzi náhodnými zložkami v potenciálnom produkte a produkčnej medzere. Tento fixovaný pomer sme pozorovali pre reálne HDP USA.

Parametre pre Monte Carlo simuláciu získame odhadom PMW modelu použitím reálneho HDP USA (1961:1-2013:4)¹⁰ a sú zobrazené v Tab. č.2. Ide nám o to, aby sme v našej procedúre pracovali s reálnymi hodnotami parametrov.

Tab. č.2 Parametre pre Monte Carlo simuláciu

	Rozsah dát	Reštrikcie	\hat{m}	$\hat{\phi}$	$\hat{\sigma}_{\zeta}^2$	$\hat{\sigma}_{\kappa}^2$	$\hat{\rho}$	$2\pi/\hat{\lambda}$
Odhady	1961:1 2013:4	$\sigma_{\kappa}^2 = 10\sigma_{\zeta}^2$	0,0071	0,8225	40,2	402(r)	0,9211	31,6838
Použité v simulácii	1961:1 2013:4	$\sigma_{\kappa}^2 = 10\sigma_{\zeta}^2$	0,0075	0,80	50	500(r)	0,90	31,4

Poznámka: Všetky rozptyly sme vynásobili 10^7 , $2\pi/\lambda$ je priemerná dĺžka cyklu v štvrtrokoch.

Zdroj: Vlastné výpočty v EViews 8.

Pre porovnanie týchto parametrov replikujeme PMW model 1000 krát a porovnáme deskriptívne charakteristiky simulovaného tempa rastu HDP so skutočným pozorovaným tempom rastu HDP USA (Tab. č.3). Vidíme, že simulovaný časový rad tempa rastu HDP má v priemere rovnaké charakteristiky ako skutočný časový rad tempa rastu HDP USA. Miernym problémom ostávajú charakteristiky šikmosti a špicatosti. Tie sú spôsobené predpokladom o normalite náhodných zložiek priamo vo formulácii modelu a preto sa ďalej týmto problémom už nezaobráame.

Tab. č.3 Porovnanie simulovaného tempa rastu so skutočným tempom rastu HDP USA

	Priemer	Medián	Št. odch.	Šikmost'	Špicatost'	ACF(1)
Skutočné	0,0078	0,0078	0,0084	-0,3326	4,6793	0,3540
Simulované	0,0076	0,0076	0,0076	-0,0025	2,9724	0,2845

Zdroj: Vlastné výpočty v EViews 8.

Analýza výsledkov simulácií

V našich simuláciách sme odhadovali päť rôznych verzií PMW modelu v závislosti od rôznych štartovacích hodnôt stavových premenných, rôznych štartovacích hodnôt parametrov a od našej definovanej reštrikcie na náhodné zložky. Ako bolo spomenuté, vygenerovali sme sekvenciu logaritmu reálneho HDP a odhadli sme parametre pre každý model. Tento postup sme opakovali 1000 krát. MC odhady pre všetky modely sú v Tab. č.4.

Záver 1: Pri našich simuláciách sa nám potvrdil fakt, že bez vhodne zvolených štartovacích hodnôt parametrov sme PMW model nedokázali odhadnúť.

Záver 2: V modeli 1 a 2 sme skúmali vplyv štartovacích hodnôt stavových premenných na odhady. V modeli 1 sme použili ako štartovacie hodnoty stavov skutočné hodnoty stavov (máme ich vygenerované) a v modeli 2 sme tieto štartovacie stavy už apriórne určili. Ako štartovaciu hodnotu trendu sme použili prvú hodnotu logaritmu reálneho HDP, štartovaciu hodnotu stochastického sklonu trendu sme stanovili na 0,0075, čo je približne priemerné tempo rastu potenciálu. Pre cyklické stavové premenné sme použili ako štartovacie hodnoty nuly, lebo predstavujú očakávanú strednú hodnotu cyklu. **Pri pohľade na MC odhady vidíme, že tieto odhady nie sú citlivé na štartovacie hodnoty stavových premenných.** Líšia sa len minimálne. Je to dôležitý záver najmä z praktického hľadiska, lebo tieto hodnoty v skutočnosti nepoznáme a musíme ich apriórne určovať. V ďalších modeloch sme preto pracovali len s nami určenými štartovacími hodnotami stavových premenných.

¹⁰ Zdroj: <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/GDPC96>.

Záver 3: V modeli 3 sme skúmali vplyv reštrikcie na MC odhady parametrov. Pri porovnaní modelu 3 napr. s modelom 2 vidíme, že dostávame úplne neinterpretovateľné odhady niektorých parametrov. Ide predovšetkým o dôležité parametre charakterizujúce produkčnú medzeru a náhodnú zložku v rovnici stochastického sklonu trendu. **Tu vyslovujeme dôležitý záver, že bez použitia vhodne zvolenej reštrikcie** (v našom prípade $\sigma_{\kappa}^2 = 10\sigma_{\zeta}^2$), teda namiesto jednej náhodnej zložky odhadujeme dve, **dostávame neinterpretovateľné odhady produkčnej medzery**. Ďalej v modeloch 1,2 a 3 vidíme, že nie všetky parametre sú rovnako citlivé na použitie reštrikcie. Ide o parameter m , ktorý z tohto dôvodu budeme ďalej fixovať na úrovni mediánu tempa prírastku HDP.

Tab. č.4 Monte Carlo odhady

T=200	Reštrikcia	Štartovacie stavy	Štartovacie parametre	Skutočné parametre	MC odhady
Model 1	$\sigma_{\kappa}^2 = 10\sigma_{\zeta}^2$	$\mu(1) = \mu(1)$ $\beta(1) = \beta(1)$ $\psi(1) = \psi(1)$ $\psi^*(1) = \psi^*(1)$	$m = 0,0075$ $\phi = 0,80$ $\rho = 0,90$ $2\pi/\lambda = 31,4$ $\sigma_{\zeta}^2 = 50$		$\hat{m} = 0,0075$ $\hat{\phi} = 0,7943$ $\hat{\rho} = 0,9109$ $2\pi/\hat{\lambda} = 34,01$ $\hat{\sigma}_{\zeta}^2 = 43,8$
Model 2	$\sigma_{\kappa}^2 = 10\sigma_{\zeta}^2$	$\mu(1) = y(1)$ $\beta(1) = 0,0075$ $\psi(1) = 0$ $\psi^*(1) = 0$	$m = 0,0075$ $\phi = 0,80$ $\rho = 0,90$ $2\pi/\lambda = 31,4$ $\sigma_{\zeta}^2 = 50$		$\hat{m} = 0,0075$ $\hat{\phi} = 0,7946$ $\hat{\rho} = 0,9108$ $2\pi/\hat{\lambda} = 34,0$ $\hat{\sigma}_{\zeta}^2 = 43,7$
Model 3	X	$\mu(1) = y(1)$ $\beta(1) = 0,0075$ $\psi(1) = 0$ $\psi^*(1) = 0$	$m = 0,0075$ $\phi = 0,80$ $\rho = 0,90$ $2\pi/\lambda = 31,4$ $\sigma_{\zeta}^2 = 50$ $\sigma_{\kappa}^2 = 500$	$m = 0,0075$ $\phi = 0,80$ $\rho = 0,90$ $2\pi/\lambda = 31,4$ $\sigma_{\zeta}^2 = 50$ $\sigma_{\kappa}^2 = 500$	$\hat{m} = 0,0075$ $\hat{\phi} = 0,6450$ $\hat{\rho} = 0,7293$ $2\pi/\hat{\lambda} = 23088$ $\hat{\sigma}_{\zeta}^2 = 187$ $\hat{\sigma}_{\kappa}^2 = 299$
Model 4	$\sigma_{\kappa}^2 = 10\sigma_{\zeta}^2$	$\mu(1) = y(1)$ $\beta(1) = 0,0075$ $\psi(1) = 0$ $\psi^*(1) = 0$	$m = med(dy)$ $\phi = 0,90$ $\rho = 0,80$ $2\pi/\lambda = 31,4$ $\sigma_{\zeta}^2 = 50$		$\hat{m} = med(dy)$ $\hat{\phi} = 0,8077$ $\hat{\rho} = 0,9050$ $2\pi/\hat{\lambda} = 34,42$ $\hat{\sigma}_{\zeta}^2 = 43,8$
Model 5	X	$\mu(1) = y(1)$ $\beta(1) = 0,0075$ $\psi(1) = 0$ $\psi^*(1) = 0$	$m = med(dy)$ $\phi = 0,90$ $\rho = 0,80$ $2\pi/\lambda = 31,4$ $\sigma_{\zeta}^2 = 50$		$\hat{m} = med(dy)$ $\hat{\phi} = 0,6151$ $\hat{\rho} = 0,6225$ $2\pi/\hat{\lambda} = 502400$ $\hat{\sigma}_{\zeta}^2 = 257$ $\hat{\sigma}_{\kappa}^2 = 225$

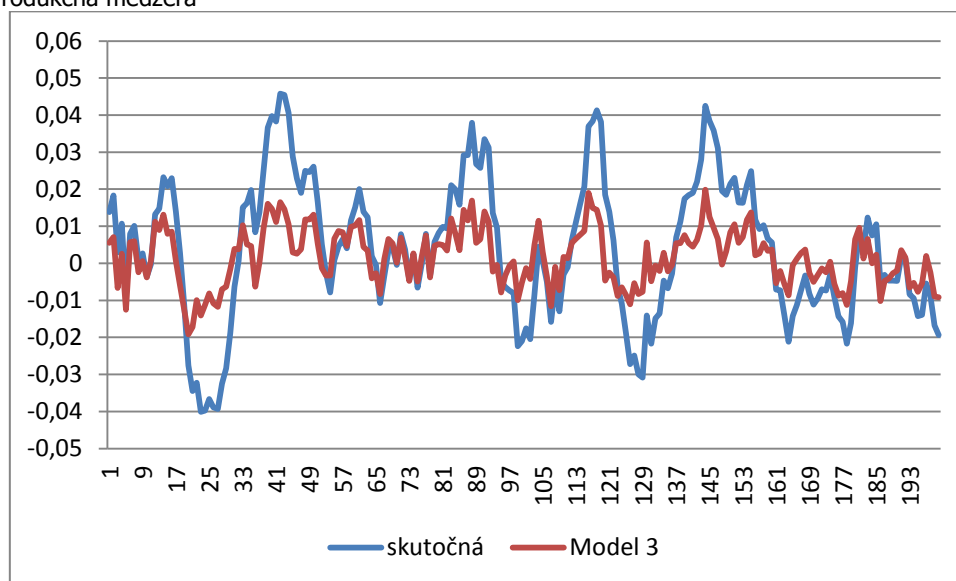
Zdroj: Vlastné výpočty v EViews 8.

V modeli 4 a 5 skúmame vplyv zmenených štartovacích hodnôt pre parametre ϕ a ρ s použitím a bez použitia reštrikcie. V modeli 4 za použitia reštrikcie sme mierne vychýlili štartovacie hodnoty pre spomínané parametre. Dostali sme takmer identické hodnoty so skutočnými hodnotami parametrov. Horšia situácia nastala v modeli 5. Pri vychýlených parametroch a bez použitia reštrikcie sme dostali, podobne ako v modeli 3, neinterpretovateľné odhady takmer pre všetky parametre. Aj tu vidíme dôležitosť použitia reštrikcie. Obdobným spôsobom sme skúmali aj vychýlenie štartovacej

hodnoty parametra λ v modeli s aj bez reštrikcie. Dostali sme podobné výsledky ako v modeli 3. Ďalej sme skúmali aj vplyv vychýlenia štartovacích hodnôt pre rozptyly náhodných zložiek s aj bez použitia reštrikcie. Dostali sme sa k obdobným výsledkom ako pri modeli 3 a 5. Preto tieto výsledky už neuvádzame.

Na Obr. 1 je zobrazená skutočná produkčná medzera v porovnaní s produkčnou medzerou identifikovanou modelom 3 pre $T=200$. Je vidieť, že produkčná medzera z modelu 3 má oveľa menšiu amplitúdu a podstatne skresľuje skutočný priebeh cyklu. MAE skutočnej produkčnej medzery a produkčnej medzery z modelu 3 je 1,03 p. b.

Obr. č.1 Produkčná medzera



Zdroj: Vlastné výpočty v EViews 8.

Na záver našich analýz je ešte potrebné uviesť, že **využitie simulačného prístupu je veľmi dôležité, aby sme mohli formulovať robustnejšie závery**. Napr. v Tab. č.4 pre model 3 máme uvedené MC odhady, čo je priemerná hodnota z 1000 odhadov. Z týchto 1000 odhadov sa niektoré odhady parametrov zhodovali (alebo len veľmi tesne líšili) od skutočných parametrov, ale bolo ich len malé percento. Preto, aby sme mohli formulovať záver, že pri použití reštrikcie dostávame presnejšie odhady, je využitie simulačného prístupu viac ako vhodné.

Zhrnutie a odporúčania pre praktickú aplikáciu

Na záver tohto komentára si zhrňme základné poznatky, ktoré sme zistili pri odhadovaní SS modelov v EViews. So zvyšujúcim počtom pozorovaní sa spresňujú odhady. Odhady parametrov nie sú citlivé na štartovacie hodnoty stavových premenných a bez problémov ich môžeme určiť apriórne. SS model bez vhodne zvolených štartovacích hodnôt parametrov nie je možné vôbec odhadnúť. Ďalej sme zistili, že odhady parametrov sú citlivé na štartovacie hodnoty parametrov, ale v rozdielnej miere. Parameter priemerného tempa rastu potenciálu sa vôbec nemenil pri použití aj bez použitia reštrikcií a tým pádom sme ho mohli pri odhadoch fixovať. Pre tlmiaci faktor v rovniciach cyklu a autoregresný koeficient v rovnici stochastického sklonu trendu je možné štartovacie hodnoty parametrov vychýliť a dostaneme presné odhady, ale len pri použití reštrikcie.

Z našich simulácií vyplýva, že pozornosť by sme mali zamerať predovšetkým na dôležitý parameter zachytávajúci priemernú dĺžku cyklu a na rozptyly náhodných zložiek. Tieto parametre bez vhodne zvolených štartovacích hodnôt a použitia reštrikcií nie je možné presne odhadnúť. Štartovacie hodnoty týchto parametrov nebolo možné vychýliť ani pri použití reštrikcie.

Pri odhadovaní SS modelov v EViews je teda vhodné zhromaždiť si všetky dostupné informácie o parametroch, ktoré potom využijeme pri určovaní štartovacích hodnôt v procedúre odhadu. Taktiež musíme mať na pamäti, že pri opakovaných odhadoch je možné dostať rozdielne hodnoty parametrov aj pri použití rovnakej sady štartovacích hodnôt parametrov. Preto pred interpretovaním odhadnutých parametrov je potrebné SS model viacnásobne odhadovať.

Patrik Kupkovič¹¹ (analytici@nbs.sk)

Použitá literatúra

- [1] Van den BOSSCHE, F. A. M. 2011. Fitting State Space Models with EViews. In *Journal of Statistical Software*. ISSN 1548-7660, 2011, vol. 41, no. 8.
- [2] HARVEY, A. C. - JAEGER, A. 1993. Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle. In *Journal of applied Econometrics*. ISSN 1099-1255, 1993, vol. 8, no. 3, p. 231-247.
- [3] PROIETTI, T. - MUSSO, A. - WESTERMANN, T. 2002. *Estimating Potential Output and the Output Gap for the Euro Area: a Model-Based Production Function Approach*: EUI Working Paper ECO No. 2002/9.
- [4] PROIETTI, T. - MUSSO, A. - WESTERMANN, T. 2007. Estimating potential output and the output gap for the euro area: a model-based production function approach. In *Empirical Economics Journal*. ISSN 0377-7332, 2007, vol. 33, no. 1, p. 85-113.
- [5] SCOTT, A. 2000. *A multivariate unobserved components model of cyclical activity*: Discussion Paper Series No. DP2000/04.

¹¹ Denný doktorand (2. ročník) na Katedre operačného výskumu a ekonometrie, Fakulty hospodárskej informatiky, Ekonomickej univerzity v Bratislave. Tento analytický komentár bol vypracovaný v rámci absolvovania odbornej stáže v Národnej banke Slovenska.