



Modely predstihových indikátorov pre SR – aplikácia empirických a teoretických prístupov¹

Miroslav Klúčik

Ekonomická fakulta Technickej univerzity v Ostrave

Úvod

V trhových ekonomikách chápeme hospodárske cykly ako nepravidelné fluktuácie ekonomickej aktivity s opakujúcimi sa fázami rastu a spomalenia. Prechody týmito fázami sú pozorované v ukazovateľoch agregátnej ekonomickej aktivity jednej krajiny približne v rovnakom čase. Hospodársky cyklus tak predstavuje spoločný korelovaný pohyb makroekonomických premenných. Hlavným indikátorom hospodárskeho cyklu, ktorým sa meria sila rastu a poklesu agregátnej ekonomickej aktivity, je reálny hrubý domáci produkt (HDP). Odhad HDP je zverejňovaný s oneskorením niekoľkých týždňov za referenčným obdobím. Makroekonomické indikátory zverejňované s časovým predstihom pred HDP alebo prechádzajúce bodmi – obratmi cyklu skôr ako HDP nazývame predstihové indikátory.

Cieľom dizertačnej práce bolo overiť prognostickú schopnosť navrhnutých ekonometrických modelov využívajúcich predstihové indikátory na prognózu reálneho HDP Slovenskej republiky na tri štvrtroky dopredu v období 2008 až 2016 a určiť, ktorý z nich je na základe chyby prognózy najvhodnejší. Čiastkovým cieľom bolo špecifikovať ekonometrické modely s využitím predstihových indikátorov a odhadnúť pomocou štruktúrného modelu založeného na ekonomickej teórii typy nepozorovaných ekonomických impulzov, ktoré mali rozhodujúci vplyv na spomalenie a zrýchľovanie HDP SR v období odhadu modelu v rokoch 2002 až 2016.

METODICKÝ POSTUP PRÁCE

Na základe kritérií potenciálnej presnosti modelov a schopnosti interpretovať hospodársky cyklus sú v dizertačnej práci predstavené dva odlišné empirické modely využívajúce predstihové indikátory, každý s rozličnou interpretáciou spoločného pohybu makroekonomických premenných. Redukovaný model VAR vysvetľuje spoločný pohyb premenných cez kauzálne reťazové vzťahy priamo cez pozorované makroekonomické ukazovatele a dynamický faktorový model DFM využíva predpoklad o spoločnom pohybe makroekonomických premenných riadených nepozorovanými šokmi v ekonomike. Dva empirické modely sú doplnené o štruktúrny model SVAR, ktorý umožňuje identifikovať zdroje jednotlivých šokov a následne ich vplyvy. Na rozdiel od čistých teoretických modelov modely SVAR premostujú

empirický pohľad s teoretickým predpokladom o fungovaní ekonomiky.

V redukovanom modeli VAR je nevysvetlená časť pohybu makroekonomických premenných pripisovaná neočakávaným udalostiam, ktoré sa prejavujú v databáze ekonomických agentov ako odchýlka od rovnovážneho vzťahu medzi premennými. Model VAR je podmienený priamo vývojom predstihových indikátorov domáceho prostredia endogénneho charakteru a predstihovými indikátormi exogénneho charakteru (1):

$$y_t = D(L)y_{t-1} + D_0x_t + e_t \quad (1)$$

kde y_t je vektor endogénnych m časových radov (t. j. stĺpcový vektor $m \times 1$), ktoré sú podmienené vývojom vlastných oneskorení a oneskorení ostatných premenných y_{t-1} , a kde L je operátor oneskorení s maticou $s \times m$ odhadnutých parametrov D , x_t je vektor exogénnych premenných a D_0 matica parametrov vzťahov endogénnych a exogénnych premenných. Vektor reziduí pre jednotlivé rovnice endogénnych premenných je e_t . Základným predpokladom je, že všetky informácie ekonomických agentov sú v čase zosúladené. Odhad modelu je hodnotený z hľadiska testov stability celého modelu, smeru štatistickej závislosti (endogénne a exogénne premenné modelu) a sériou testov na odhadnuté rezíduá.

Dynamické faktorové modely (DFM) využívajú predpoklad o nepozorovanom latentnom faktore v pozadí hospodárskeho cyklu, ktorý má signifikantný vplyv na agregátne makroekonomické premenné. Výsledný odhadnutý faktor dokáže vysvetliť prevažnú časť rozptylu vývoja hlavných makroekonomických agregátov.

Vývoj makroekonomických veličín určuje latentný nepozorovaný faktor f_t (v čase t) prostredníctvom vývoja makroekonomických indikátorov vo vektore x_t , kde λ je vektor parametrov časových radov reprezentujúci vzťah so spoločným faktorom f_t , v tzv. signálnej rovnici (2):

$$x_t = \lambda f_t + e_t \quad (2)$$

$$e_t = \Phi(L)e_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$f_t = \psi(L)f_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

Idiosynkratické zložky vo vektore e_t v (2) predstavujú individuálny vývoj v jednotlivých časo-

¹ Článok je zhrnutím dizertačnej práce s rovnakým názvom, za ktorú autor získal tretiu cenu v súťaži o cenu guvernéra NBS pre študentov univerzít za výnimočnú dizertačnú, prípadne diplomovú prácu v oblasti menovej ekonomie, makroekonomie alebo finančnej ekonomie.



vých radoch, ktoré sú nezávislé od vývoja faktora a majú vlastnú dynamiku aproximovanú AR procesom s L počtom oneskorení (3). Nepozorovaný faktor má taktiež dynamickú špecifikáciu v tzv. stavovej rovnici (4). Zároveň sa predpokladá nekorelovanosť jednotlivých idiosynkratických zložiek vo vektore e_t , a musí platiť, že chybové zložky vo vektore u_t a η_t sú identicky a nezávisle normálne rozdelené s očakávaným nulovým priemerom a s konštantným rozptylom.

Štrukturálny model SVAR identifikovaný na základe ekonomickej teórie bude okrem prognózy slúžiť i na identifikáciu šokov na interpretáciu vývoja ekonomiky z hľadiska ekonomickej teórie. V interpretácii štrukturálnych modelov SVAR sú fluktuácie hospodárskeho cyklu výsledkom náhodných šokov (impulzov) a ich dynamického šírenia v čase. Šoky v modeloch SVAR sú chápané ako neočakávané, exogénne, náhodné inovácie v informačnom súbore ekonomických agentov. Centrálnym problémom modelov SVAR je identifikácia štrukturálnych vzťahov, ktoré sú definované ako súbežné interakcie medzi šokmi endogénnych premenných vo vektore y_t v čase t , skryté v matici A_0 , ktorá nie je pozorovaná (5) a vychádza z klasického, štandardne definovaného problému endogénnosti premenných, keď sú premenné v čase t navzájom simultánne determinované a je potrebná identifikácia systematického vzťahu:

$$A_0 y_t = A(L) y_{t-1} + D x_t + B \varepsilon_t \quad (5)$$

Elementy súbežných vzťahov A_0 i parametrov oneskorených reakcií v matici $A(L)$ v rovnici (5) nie sú pozorované, ale teoretické. Po vynásobení rovnice (5) inverznou maticou A_0^{-1} dostaneme model, ktorý je identický s pozorovaným redukovaným modelom VAR v rovnici (1). Zároveň sa odkryva vzťah medzi ekonomicky neinterpretovateľnými inováciami vo vektore e_t a so štrukturálnymi šokmi ε_t (6):

$$A_0^{-1} B \varepsilon_t = e_t \quad (6)$$

Odhad súbežných interakcií medzi premennými, resp. štrukturálnymi šokmi v rovnici si vyžaduje reštrikcie na vzájomné vzťahy v matici A_0 . Matica B predstavuje normalizáciu veľkosti šokov navzájom, jej funkciou je nastavenie mierky šokov. Pri predpokladoch Woldovho teorému môžeme za predpokladu stability modelu VAR, rovnako ako pri redukovanom modeli, odhaliť vplyv štrukturálnych šokov pomocou funkcie odoziev (7):

$$y_t = \sum_{j=0}^{\infty} A^j A_0 \varepsilon_{t-j} \quad (7)$$

Definícia šokov modelu SVAR predpokladá ich priemernú nulovú očakávanú hodnotu, zároveň sú z princípu neprognozovateľné v závislosti od informácií v čase $t-1$ a sú nezávislé od informácií z iných zdrojov, čo sa v matematickom zápise prejaví v nulových prvkoch variačno-kovariančnej matice mimo diagonály. Na identifi-

káciu súbežných efektov sú využité znamienkové reštrikcie.

Znamienkové reštrikcie sú kladené na funkcie odoziev na šoky, pričom štrukturálne rezíduá sú získané v prvom kroku matematickou transformáciou bez ekonomickej interpretácie (Canova, DeNicolo, 2002 a Uhlig, 2005) dekompozíciou matice redukovaných rezíduí pomocou Choleského dekompozície. V ďalšom kroku sa generujú náhodné modely s využitím rotačných matíc generovaných pomocou tzv. QR dekompozície (Rubio-Ramirez a kol., 2010); alternatívnym prístupom by mohlo byť použitie Givensových matíc (Canova a de Nicolo, 2002).

Vychádzajúc zo všeobecného vzťahu medzi redukovanými a štrukturálnymi rezíduami v rovnici (6), môžeme bez narušenia všeobecnosti a pri predpoklade, že matica B predstavuje normalizované šoky, konštatovať, že $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$, a vzťah medzi redukovanými rezíduami a štrukturálnymi šokmi môžeme zapísať nasledovne (8):

$$e_t = F \varepsilon_t \quad (8)$$

kde matica F predstavuje exaktnú faktorizáciu variačno-kovariančnej matice Σ_e , t. j. $FF' = \Sigma_e$. Využitelná je následná dekompozícia matice na dva komponenty pomocou Choleského dekompozície (9):

$$F = P Q \varepsilon_t \quad (9)$$

Kde matica P je Choleského faktor a Q je ortonormálna matica (determinant Q sa rovná jednej), pre ktorú platí $QQ' = I$. Keďže Choleského faktor predpokladá príliš silné predpoklady o poradí šokov, cieľom je preskúmať široký priestor možných riešení a vyprodukovať veľké množstvo rotačných matíc. Maticu Q získame pomocou QR dekompozície. Pri použití QR dekompozície náhodne generovaných matíc H platí, že $H = QR$ a $QQ' = I$. Nekorelovanosť rezíduí je zaručená matematicky samotnou konštrukciou. V ďalšom kroku kontrolujeme nami zadané reštrikcie podľa ekonomickej teórie v reakciách odoziev na šoky (10).

$$e_t = P Q \varepsilon_t \quad (10)$$

Ak pre daný šok a premennú bude výsledná reakcia spĺňať kvalitatívnu reštrikciu, bude zaradená do výpočtu mediánu, dolného a horného intervalu spoľahlivosti, zatiaľ čo ostatné riešenia budú zahodené.

ODHAD MODELOV

Pre odhad modelov je vytvorená databáza na identifikáciu predstihových indikátorov, ktorú vzhľadom na otvorenosť ekonomiky SR tvoria domáce i zahraničné indikátory. Všetky údaje sú sezónne očistené a v stálych cenách. Predstihové indikátory sú definované ako makroekonomické časové rady, ktoré vykazujú oproti referenčnému časovému radu HDP predstih v publikácii alebo v bodech obratu.



Vzhľadom na obmedzenia dimenzionality modelu VAR sú predstihové indikátory vstupujúce do modelu agregované do kompozitných indikátorov, a to hľadiska recipročného kauzálneho vzťahu s HDP a z hľadiska predstihu. Dynamický faktorový model je odhadnutý podľa postupu v Camacho a Perez-Quirós (2010), najnovšie v Cuevas a kol. (2015), kde základné mesačné agregátne makroekonomické premenné z dopytovej, ponukovej a príjmovej stránky sú dopĺňané postupne ďalšími indikátormi, ktoré dokážu zvýšiť podiel vysvetleného rozptylu HDP cez odhadnutý latentný faktor.

Pre štruktúrally vektorovo-autoregresný model je základným indikátorom referenčný indikátor hospodárskeho cyklu – reálny HDP, ktorý je predmetom prognózy. Transmisný kanál monetárnej politiky zachytávame prostredníctvom úrokovej miery zo štátnych dlhopisov, fiškálny kanál prostredníctvom deficitu verejnej správy. Kľúčová pre identifikáciu dopytového a ponukového šoku je reakcia cien, vzhľadom na diskrimináciu reakcií agentov podľa ekonomickej teórie (deflátor HDP). Posledným indikátorom, ktorý dokáže reflektovať ponukové a dopytové šoky, je cena práce. V tomto prípade je do modelu zaradený hlavný indikátor miezd v SR – priemerná reálna mzda². Na identifikáciu technologického šoku a dopytového šoku použijeme znamienkové reštrikcie podľa Peersmana a Strauba (2009), ktorí odvodili reštrikcie na súbežné interakcie premenných na základe predikcie modelov DSGE podľa verzie RBC i verzie novej keynesiánskej ekonómie. Reštrikcie na identifikáciu fiškálnej politiky sú odvodené z prístupu Mountforda a Uhliga (2009).

Pri pozitívnom agregátnom dopytovom šoku predpokladáme rovnakú odozvu produkcie (HDP) a cien. Náhlý a perzistentný nárast agregátneho dopytu spôsobí nárast cenovej hladiny, čo spôsobí v reakčnej funkcii centrálnej banky zvyšovanie úrokových sadzieb (tabuľka 1). Pozitívny ponukový šok má negatívny vplyv na ceny, kladný vplyv na produkciu a reálne mzdy. Dôvodom nárastu reálnych miezd je zníženie hraničných nákladov firiem, ktoré firmy priamo premietnu do nižších cien (i keď čiastočne), čo sa prejaví v agregátnom poklese cien a súčasne nárastom reálnych miezd. Zároveň pozitívny efekt bohatstva pôsobí na zvýšenie agregátneho dopytu³. Fiškálny šok je de-

finovaný perzistenciou diskrečionárneho opatrenia fiškálnej autority na dva štvrtroky po sebe. Fiškálny šok je odklon od reakčnej funkcie fiškálnej politiky. V modeli je definovaný ako diskrečionárne opatrenie expanzívneho charakteru, čo zvýši súbežne rast HDP prostredníctvom nárastu deficitu. Expanzívna fiškálna politika pôsobí na rast rizikovej prémie z dôvodu obáv investorov o fiškálnu udržateľnosť. Šok v monetárnej politike je definovaný ako neočakávaná zmena v smerovaní monetárnej politiky, ktorá sa prejaví cez transmisný kanál úrokových mier v celej výnosovej krivke, najmä vo výnosoch s kratšou dobou platnosti. Ide o diskrečionárne opatrenie identifikované v časovom rade ako odklon od reakčnej funkcie monetárnej politiky. Expanzívny šok sa prejaví v poklese úrokových sadzieb a výnosov štátnych dlhopisov a zároveň v náraste cien.

VÝSLEDKY

Znamienkové reštrikcie predstavujú kvalitatívne predpoklady o všeobecnom správaní ekonomickej agentov a umožňujú rozloženie zmiešaných inovatívnych správ z tradičného redukovaného modelu VAR na štyri v princípe nezávislé typy šokov, ktoré riadia fluktuácie hospodárskeho cyklu. Využitie dekompozície QR umožňuje matematické rozloženie náhodne generovaných matíc, ktoré zabezpečí automaticky, samotnou konštrukciou štruktúrného modelu, nezávislosť (nekorelovanosť) štruktúrnych šokov.

Dopytový šok je definovaný ako neočakávaný nárast dopytu vo výške 1 % HDP. Dopytový šok je silne perzistentný a spôsobí nárast cien na úrovni 0,3 % pri dopade šoku. Reakcia cien je v priereze modelov štatisticky signifikantná počas prvých dvoch rokov pri odznievaní šoku, pričom rast cien v druhom roku je stále 0,2 % oproti základnému scenáru. Úrokové miery vzrastú ako reakcia na nárast cien a produkcie o 0,6 percentuálneho bodu pri šoku a postupne sa vracajú na úroveň základného scenára (reakčná funkcia monetárnej politiky). Neočakávaný nárast dopytu sa preniesie do poklesu primárneho salda, efekt však nie je štatisticky signifikantný. Reakcia reálnych miezd je v prvých štvrtrokoch po šoku nesignifikantná, následne je však mierne kladná. Slabá procyklická reakcia miezd v prvom roku po šoku naznačuje silnejšiu formu strnulosti miezd.

- 2 Časový rad mediánovej mzdy, ktorý má lepšiu ekonomickú výpovednú hodnotu, je k dispozícii iba v ročnej frekvencii.
- 3 Opačný efekt na reálne mzdy možno očakávať v modeloch s cenovými rigiditami v prípade, ak nie je zdrojom ponukového šoku nová technológia alebo primárne náklady firiem, ale ponuka práce.

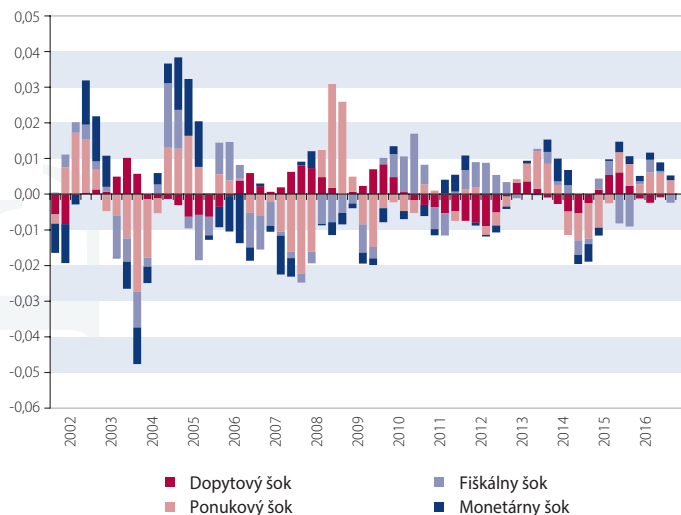
Tabuľka 1 Znamienkové reštrikcie

	Dopytový šok	Fiškálny šok	Monetárny šok	Ponukový šok
Perzistencia šoku:	2 štvrtroky	2 štvrtroky	2 štvrtroky	2 štvrtroky
Reálne HDP	↑	↑	↑	↑
Čisté dane		↓		
Cenová hladina	↑		↑	↓
Úroková miera	↑	↑	↓	
Reálna mzda				↑

Zdroj: Autor.



Dekompozícia hospodárskeho cyklu SR



Zdroj: Výpočty autora.

Poznámka: Na obrázku sú zobrazené príspevky k medzikvartálnemu rastu HDP v percentuálnych bodoch, šoky sú zobrazené ako trojmesačný klzavý priemer (medián).

Šok v monetárnej politike je prekvapenie v poklese úrokových sadzieb vo výške 1,0 percentuálneho bodu. Efekt monetárnej politiky na cenu a HDP je perzistentný v celom pozorovanom horizonte dvoch rokov po dopade šoku. Uvoľnené podmienky pre ekonomické aktivity vo výške 1 percentuálneho bodu sa prejavujú v náraste reálneho HDP vyše 1 % (medián modelov). Expanzia má zároveň za následok rast cien takmer k úrovni 1,5 %. V prípade expanzívnej monetárnej politiky je efekt na reálne mzdy mierne pozitívny, štatisticky signifikantne rozdielny od nuly je najmä v strednodobom horizonte, v podobnom mierne procyklickom vzťahu ako v prípade dopytového šoku. Primárne saldo sa zlepšuje po pozitívnom šoku v diskrecionárnej monetárnej politike pod úrovňou rastu HDP, ale zlepšenie je štatisticky nesignifikantné.

Fiškálny šok v našom prípade možno chápať ako podmnožinu dopytového i ponukového šoku. V prípade dopytového šoku môže ísť o nárast daní zo spotreby, v prípade ponukového šoku o nárast korporátnych daní priamo ovplyvňujúcich náklady firiem. Neočakávané diskrecionárne expanzívne opatrenie vo forme zvýšenia výdavkov alebo zníženia daní vo výške 1 percentuálneho bodu HDP má za následok rast miezd vo výške 0,6 %, efekt však nie je v prvom roku štatisticky signifikantný. Signifikantné reakcie mzdy sa objavujú až v druhom roku, a to len na úrovni rastu 0,1 %. Neočakávaná fiškálna expanzia vo výške 1 % HDP zároveň spôsobí nárast HDP približne na polovičnej úrovni (rast 0,6 % HDP). To je v súlade s očakávanými priemernými fiškálnymi multiplikátormi, ktoré sa nachádzajú v intervale od 0 do 1. Reakcia úrokových sadzieb je v súlade s reštrikciou pozitívna, keďže riziková prémie na štátne dlhopisy rastie v súlade s väčším rizikom fiškálnej udržateľnosti. Reakcia cien na fiškálnu expanziu nie je signifikantná.

Ponukový šok identifikujeme ako neočakávaný šok, ktorý sa prejaví v perzistentnom raste

HDP pri súčasnom poklese cien a raste miezd. Ak očakávame smer šoku zo zdroja nárastu miezd vo výške 1 %, pozorujeme nárast HDP vo výške 0,8 % a pokles cien na úrovni 0,4 % pri dopade šoku. Úrokové miery reagujú mierne negatívne, čo je v súlade s interpretáciou poklesu rizikovej prémie na výnosy zo štátnych dlhopisov vzhľadom na lepší vývoj salda verejných financií z dôvodu silného nárastu HDP. Vyšší rast HDP pôsobí na rast primárneho salda na úrovni 0,1 % HDP. Zadané reštrikcie sú v súlade s neoklasickými teóriami, keďže pozorujeme silný rast miezd zároveň pri súbežnom poklese cien.

V prípade simulácií prognózy *ex post* na základe identifikovaných štruktúrnych šokov prispievajú k fluktuáciám cyklu SR najviac ponukové šoky, ktoré vysvetľujú približne 37 % odchýlok rastu HDP od priemeru, nasleduje fiškálny šok s 25 %, šok v monetárnej politike 21 % a dopytový šok s 18 % (obrázok). Negatívne ponukové šoky boli najsilnejšie z dôvodu nárastu regulovaných cien v roku 2003 až 2004, naopak pozitívne ponukové šoky v roku 2002 a 2005 môžeme priradiť útlmu rastu nákladov z dôvodu cenového vývoja. Rok 2005 bol zároveň rokom silného prílevu zahraničných investícií z dôvodu rozširovania výrobných kapacít automobilového priemyslu (pozitívny ponukový šok). Vplyv reštriktívnej monetárnej politiky vidieť predovšetkým začiatkom roku 2002 a 2006, keď Národná banka Slovenska prikočila k rastu úrokových sadzieb z dôvodu obáv o prípadné dopytové tlaky. Dopytové tlaky badať v roku 2003 pred vstupom do EÚ i v roku 2008 v čase najväčšej expanzie. Po príchode krízy v roku 2009 a po vstupe SR do eurozóny bol vývoj charakterizovaný predovšetkým významným útlmom súkromnej spotreby a investícií. Pokles náklady spotrebiteľov vidieť v negatívnom dopytovom šoku v rokoch 2011 až 2012 a vplyv pozitívnych ponukových šokov sa až do roku 2014 úplne vytratil. Ak porovnáme šoky hospodárskej politiky a ich vplyv na rast HDP, v prvej polovici odhadovaného obdobia vidieť väčší vplyv monetárnych impulzov, v druhej polovici sú významnejšie fiškálne impulzy. Nižšia prítomnosť menovopolitických opatrení oproti fiškálnym naznačuje substitučné efekty hospodárskych politik v celom pozorovanom období.

Pri hodnotení prognostickej schopnosti modelu SVAR v porovnaní s modelmi VAR a DFM je z hľadiska štatistických kritérií a porovnania mediánov s aktuálnou skutočnosťou najpresnejší vo všetkých horizontoch prognózy štruktúrny model SVAR, a to z pohľadu väčšiny štatistík (tabuľka 2). Podľa štatistiky U2 sú všetky modely výrazne presnejšie ako naivný model, keďže sa približujú k nule. Keďže všetky tri modely vykazujú pomerne presné prognózy, ako jedna zo stratégií sa používa kombinácia prognóz jednotlivých modelov, ktorá dokáže skombinovať rozdielnu podstatu troch rôznych nástrojov. V kombinácii s rovnakými váhami i na základe váh inverzných RMSE tak kombinácia prognóz produkuje prognózy s nižšou štandardnou odchýlkou než model SVAR.

Tabuľka 2 Štatistiky presnosti prognózy na obdobie $t + 2$

Prognóza $t + 2$	VAR	SVAR	DFM	Rovnaké váhy	Relatívne váhy (RMSE)
Bias	0,12	-0,08	0,15	0,06	0,05
MSE	0,18	0,15	0,18	0,10	0,10
RMSE	0,42	0,38	0,42	0,31	0,31
SE	0,41	0,37	0,40	0,31	0,30
Theilova U2 štatistika	0,14	0,11	0,13	0,07	0,07
Podiel vychýlenosti	0,09	0,05	0,12	0,04	0,03
Podiel rozptylu	0,01	0,01	0,07	0,02	0,03
Podiel kovariancie	0,91	0,94	0,80	0,94	0,94

Zdroj: Výpočty autora.

ZHRNUTIE

Vytvorené modely kombinujú reprezentáciu hospodárskeho cyklu prostredníctvom pozorovaných premenných zapojením signálov predstihových indikátorov (redukovaný vektorovo-autoregresný model, VAR) a reprezentáciu cyklu pomocou odhadu nepozorovanej premennej pri využití základných makroekonomických indikátorov obohatených o predstihové indikátory (dynamický faktorový model, DFM). Na účely ekonomickej interpretácie vývoja slovenskej ekonomiky bol vytvorený štrukturálny vektorovo-autoregresný model (SVAR) s reprezentáciou založenou na hlavných agregátoch ekonomiky umožňujúcich identifikáciu štrukturálnych šokov v ekonomike pri využití predstihových indikátorov ako výhľadových indikátorov. Pri prognóze HDP Slovenskej republiky boli všetky tri modely použité na prognózu v horizonte troch štvrtrokov od poslednej známej publikácie HDP a otestované na období 2008 až 2016. Výsledky naznačujú užitočnosť všetkých troch typov modelov a zároveň ukazujú, že kombinácia všetkých troch modelov, t. j. dvoch empirických ekonometrických modelov a jedného štrukturálneho modelu produkuje najpresnejšie prognózy. Štrukturálny model produkuje najmenej vychýlené a najpresnejšie prognózy spomedzi všetkých troch modelov. Pozitívnu charakteristikou modelu DFM je najmä rýchle prispôbenie

modelu na dáta v prípade prudších fluktuácií rastu HDP, čo je výhodou pre presnejšie prognózy, najmä v prípade bodov obratu hospodárskeho cyklu.

V analýze odoziev ekonomiky na šoky z modelu SVAR sa v histórii SR v rokoch 2002 až 2016 javia ponukové šoky ako hlavný zdroj hospodárskych fluktuácií, perzistentné dopytové šoky hrajú menšiu úlohu. Z hľadiska hospodárskych politík sú významnejšie v období pred vstupom do eurozóny monetárne šoky. V období 2010 až 2016 pozorujeme dominantný vplyv fiškálnych impulzov na fluktuácie hospodárskej aktivity na Slovensku, čo potvrdzuje substitučný charakter uvedených hospodárskych politík. Zvolený modelový prístup cez model SVAR v dizertačnej práci zároveň zosúlaďuje protichodné ciele – presnosť prognózy a interpretáciu vývoja ekonomiky. Štrukturálny model SVAR v dizertačnej práci je osadený predstihovými indikátormi, čo umožňuje systému najmä spresňovať prognózy. Perspektívnym smerom pre ďalší výskum je kombinácia prístupu k identifikácii štrukturálnych šokov z modelov SVAR a reprezentácie ekonomiky prostredníctvom dynamických faktorových modelov, v tzv. štrukturálnych dynamických faktorových modeloch (Stock a Watson, 2016). Alternatívou štrukturálnych modelov SVAR je i modelovanie založené na mesačných dátach v kombinácii so štvrtročnými dátami (model VAR so zmiešanou frekvenciou, Ghysels, 2016).

Literatúra

- CAMACHO, Maximo a Gabriel PEREZ-QUIROS. Introducing the Euro-STING: Short-Term Indicator of Euro Area Growth. *Journal of Applied Econometrics*. 2010, č. 25 (4), p. 663-694. ISSN 1099-1255.
- CANOVA, Fabio a Gianni DE NICOLO. Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7. *Journal of Monetary Economics*. 2002, roč. 49, č. 6, p. 1131-1159. ISSN: 0304-3932.
- CUEVAS, Angel, PEREZ-QUIROS, Gabriel a Enrique M. QUILIS. *Integrated Model of Short-Term Forecasting of the Spanish Economy (MIPred Model)*. Working Paper 4/2015, Spanish Independent Authority for Fiscal Responsibility (AIReF). DT/2015/4.
- GHYSELS, Eric. Macroeconomics and the Reality of Mixed Frequency Data. *Journal of Econometrics*. 2016, č. 193 (2), p. 294-314. ISSN 03044076.
- MOUNTFORD, Andrew a Harald UHLIG. What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks? *Journal of Applied Econometrics*. 2009, roč. 24, č. 6, p. 960-992. ISSN: 1099-1255.
- PEERSMAN, Gert a Roland STRAUB. Technology Shocks and Robust Sign Restrictions in a Euro Area SVAR. *International Economic Review*. 2009, roč. 50, č. 3, p. 727-750. ISSN: 1468-2354
- RUBIO-RAMIREZ, Juan F., WAGGONER, Daniel F. a Tao ZHA. Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference. *The Review of Economic Studies*. 2010, roč. 77, č. 2, p. 665-696. ISSN 0034-6527
- STOCK, James H. a Mark W. WATSON. Factor Models and Structural Vector Autoregressions in Macroeconomics. In: *Handbook of Macroeconomics*. Volume 2. John B. Taylor and H. Uhlig (eds.). North Holland: Elsevier, 2016. 2693 p. ISBN: 9780444594662.
- UHLIG, Harald. What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure. *Journal of Monetary Economics*. 2005, roč. 52, č. 2, p. 381-419. ISSN: 0304-3932.