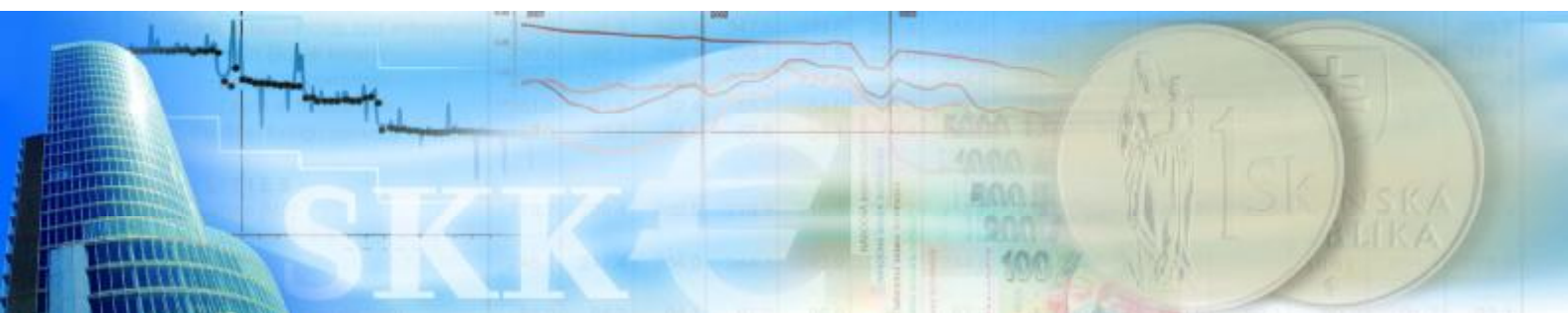




NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA
EUROSYSTEM

Michal Benčík

ANALÝZA VPLYVU FIŠKÁLNEJ POLITIKY NA HOSPODÁRSKY CYKLUS - APLIKÁCIA ŠTRUKTÚRNEHO VAR MODELU



Výskumná štúdia
2/2009

© Národná banka Slovenska
<http://www.nbs.sk/>
Imricha Karvaša 1
813 25 Bratislava

research@nbs.sk

Apríl 2009

ISSN: 1337-5830

Práca neprešla jazykovou úpravou.

Prezentované názory a výsledky v tejto štúdii sú názormi autorov a nevyjadrujú oficiálne stanovisko Národnej banky Slovenska.

Všetky práva vyhradené.

Krátke časti textu, nie viac ako dva odseky, môžu byť citované bez predchádzajúceho súhlasu autorov, pokiaľ bude úplne uvedený zdroj.



NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA
EUROSYSTÉM

Výskumná štúdia 2/2009

Analýza vplyvu fiškálnej politiky na hospodársky cyklus – aplikácia štruktúrneho VAR modelu

Michal Benčík

Odbor výskumu NBS
michal.bencik@nbs.sk

Abstrakt

Táto štúdia prezentuje teoretické koncepty VAR modelov a viaceré spôsoby ich identifikácie. Následne odhadujeme VAR model pre deficit verejných financií, reálnu úrokovú mieru, tempo rastu HDP a deflátor HDP na údajoch pre SR za roky 1997 až 2007. Tento model identifikujeme kombináciou prístupu, ktorý zaviedli Blanchard a Perotti a znamienkových reštrikcií, tak ako ich aplikovali Canova a de Nicoló. Výsledky identifikácie sú bližšie k implikáciám neoklasickej teórie: zvýšenie deficitu o jedno percento HDP trvale by zvýšilo mieru rastu HDP iba o 0.4% ročne bezprostredne pri zvýšení, v ďalších obdobiach by sa vplyv znížil na 0.2% a asi po šiestich štvrtrokoch by sa tempo rastu HDP vrátilo na svoju pôvodnú úroveň. Deficit by však vyvolal trvalé zvýšenie úrokových mier. Tieto výsledky však môžu byť nepriaznivo ovplyvnené malým počtom pozorovaní v odhadoch a kvalitatívnymi zmenami v sledovanom období.

Kľúčové slová: VAR model, štruktúrny šok, znamienkové reštrikcie, fiškálny šok
JEL klasifikácia: E62, H62

Schválil na publikáciu: Ľudovít Ódor
Voľne prístupné na <http://www.nbs.sk/>

OBSAH:

| | | |
|-----|---|----|
| 1 | ÚVOD..... | 4 |
| 2 | CHARAKTERISTIKA HOSPODÁRSKEHO VÝVOJA SLOVENSKEJ REPUBLIKY OD ROKU 1993 DO SÚČASNOSTI..... | 5 |
| 3 | IMPLEMENTÁCIA EKONOMICKEJ TEÓRIE DO VAR MODELOV..... | 7 |
| 3.1 | Matematická formulácia základného problému..... | 9 |
| 3.2 | Identifikácia pomocou poradia..... | 11 |
| 3.3 | Identifikácia nulovými reštrikciami dlhodobých multiplikátorov..... | 12 |
| 3.4 | Všeobecná identifikácia reštrikciami v tvare rovníc..... | 13 |
| 3.5 | Identifikácia znamienkovými reštrikciami..... | 14 |
| 3.6 | Iné metódy identifikácie..... | 15 |
| 4 | ODHAD EFEKTOV FIŠKÁLNEJ POLITIKY ŠTRUKTÚRNYM VAR MODELOM PRE SR..... | 16 |
| 4.1 | Odhad redukovanej formy..... | 16 |
| 4.2 | Identifikácia..... | 17 |
| 4.3 | Výsledky..... | 19 |
| 5 | POROVNANIE S INÝMI ŠTÚDIAMI..... | 20 |
| 6 | ZHRNUTIE A ZÁVER..... | 22 |
| | LITERATÚRA..... | 24 |
| | PRÍLOHY..... | 26 |

1 Úvod

Hospodársky cyklus, teda oscilácie skutočného produktu okolo potenciálneho produktu, je výsledkom prispôsobovacích mechanizmov, ktoré zladujú agregátny dopyt a agregátnu ponuku. Agregátna ponuka je zasa ovplyvňovaná stochastickými zmenami v tzv. Solowovom reziduáli, ktorý odzrkadľuje zmeny v celkovej efektivite výrobných faktorov. Pre malé ekonomiky s vysokým dovozom medziproduktov môže aj pohyb dovozných cien (alebo kurzu) znamenať ponukový šok. Agregátny dopyt je ovplyvnený okrem parametrov rozdelenia dôchodkov (ktoré pokladáme za viac-menej konštantné) aj hospodárskou politikou, ktorú pre potreby tejto analýzy zúžime na fiškálnu a monetárnu politiku. Ak teda chceme skúmať vplyv fiškálnej politiky na úroveň hospodárskej aktivity, musíme to urobiť v širšom kontexte, ktorý bude zahŕňať aj iné faktory hospodárskeho cyklu.

V ekonomike existujú spätné väzby, takže každá veličina môže reagovať na vývoj ostatných veličín, ktoré súčasne sama ovplyvňuje. Napríklad, deficit verejných financií sa môže zmeniť jednak explicitným rozhodnutím zmeniť štátne príjmy resp. výdavky, alebo môže v rámci vstavaných stabilizátorov reagovať na výkyvy hospodárskej aktivity, ktoré sú okrem fiškálnych šokov spôsobené napríklad zápornými ponukovými šokmi. Pozorované pohyby jednotlivých veličín v hospodárskom cykle potom majú prvotnú - exogénnu časť, ktorá je príčinou a druhotnú – endogénnu časť, ktorá je súčasťou reakcií systému na exogénnu zmenu. Podstatná časť našej analýzy bude spočívať v oddelení štruktúrnych šokov, ktoré zodpovedajú exogénnej časti pohybov od celkových, teda cyklických šokov, ktoré obsahujú aj reakcie celého systému.

V rámci ekonomickej teórie sú dva názory na účinnosť fiškálnej politiky, ktoré zodpovedajú keynesiánskej a neoklasickej teórii. Keynesiánska teória predpokladá, že fiškálna politika je efektívna a môže byť prospešná pri riadení hospodárskeho cyklu. Táto teória je odrazom úsilia riešiť problémy hospodárskeho rastu pri veľkej hospodárskej kríze z tridsiatych rokov dvadsiateho storočia. Ovplyvnená vtedajšími pomermi, hlavne začarovaným kruhom poklesu hospodárskej aktivity spojeným s poklesom príjmov a ochromeným finančným trhom sa sústreďuje skôr na bezprostredné a krátkodobé aspekty hospodárskej praxe. Dôraz na krátky časový horizont súvisí aj s predpokladom, že ekonomické subjekty neoptimalizujú v čase, ale riadia sa jednoduchými pravidlami, ktoré závisia na aktuálnej situácii. Aplikácia týchto pravidiel pri kríze môže viesť k začarovanému kruhu, keď hospodársky pokles vyvoláva ďalší pokles. Fiškálna politika má byť preto podľa tejto teórie aktívna a má za cieľ prerušiť tento začarovaný kruh, pokiaľ nastane.

Neoklasická teória vychádza z konceptov klasickej politickej ekonómie a prízvukuje zásadnú racionalitu ekonomických subjektov. Z tej vyplýva ich schopnosť optimalizovať svoje rozhodnutia v rámci jedného obdobia i v rámci dlhého časového horizontu a zohľadňovať v nich činnosť iných agentov, napríklad vlády. Z tejto schopnosti ekonomických subjektov vyplýva dlhodobá neúčinnosť fiškálnej politiky. Úroveň hospodárskej aktivity je daná hlavne ponukou, dopytom ju nemožno efektívne ovplyvniť a zásahy štátu do ekonomiky majú tendenciu odvádzať hospodársky systém z optima a sťažovať podmienky pre súkromný sektor.

V súčasnosti sa v ekonomickej vede vykryštalizoval konsenzus, že fiškálna politika je síce krátkodobo produktívna, ale dlhodobo neúčinná, pričom však môže vyvolať dlhodobé náklady. Okrem toho výhodu okamžitého účinku fiškálnej politiky neguje skutočnosť, že na prípravu legislatívy a rozbeh väčších projektov, ktoré sú schopné ovplyvniť celú ekonomiku je tiež potrebné obdobie niekoľkých štvrtrokov. Preto je monetárna politika v bežnom hospodárskom cykle s normálne fungujúcimi finančnými trhami výhodnejšia na stimuláciu ekonomiky ako fiškálna politika. Avšak pri vážnych poruchách na finančných trhoch, ako na jeseň v roku 2008

si mimoriadna situácia môže vyžadovať mimoriadne opatrenia, ktoré sa môžu realizovať aj v rámci fiškálnej politiky.

Cieľom tejto práce bude prezentovať niektoré moderné prístupy merania reakcií ekonomiky na šoky a na základe ich aplikácie posúdiť efektívnosť fiškálnej politiky v slovenskej ekonomike.

2 Charakteristika hospodárskeho vývoja Slovenskej republiky od roku 1993 do súčasnosti

Hospodársky vývoj každej krajiny závisí jednak od ponukových šokov, hlavne technologických, jednak od dopytových šokov, ktoré sú často spôsobené hospodárskou politikou štátu a zahraničnoobchodných šokov, ktoré sú definované súhrnom exogénnych faktorov (zahraničného dopytu) a endogénnych nerovnováh vedúcich ku kurzovým pohybom. Podľa toho ako tieto šoky vplývali na hospodárstvo, typologicky môžeme jeho vývoj rozdeliť do niekoľkých fáz:

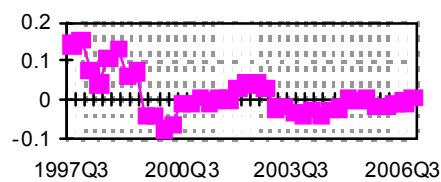
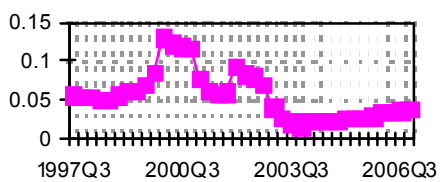
1. fáza doznievania transformačnej recesie (1993 – začiatok 1994) – Kontrakcia dopytu vyvolaná primárne dereguláciou cien, zmena preferencií spotrebiteľov po liberalizácii zahraničného obchodu a ich sekundárne efekty na zamestnanosť a reálne príjmy spôsobili zotrvávanie HDP na nízkych úrovniach. Inflácia ostávala okolo 20 percent ročne. Deficit v roku 1993 bol nepriaznivo ovplyvnený nákladmi rozdelenia ČSFR. Reálne úrokové miery z vkladov i úverov boli hlboko v záporných hodnotách.
2. fáza oživenia pôsobením zahraničného dopytu (koniec 1994 – 1996) – Po znehodnotení koruny nastalo zvýšenie zahraničného dopytu (napr. po niektorých hutníckych výrobkoch), čo napomohlo ekonomike „odraziť sa od dna“. Zo začiatku domáci dopyt zaostával, postupne sa však tiež zvyšoval, čo prispievalo k zrýchlenému rastu HDP. Od roku 1995 dochádzalo k znižovaniu podielu deficitu ŠR na HDP. Inflácia sa postupne znížila asi na 10 percent ročne, v roku 1996 ešte nižšie. Úrokové miery z úverov sa dostali nad úroveň inflácie už na začiatku tejto fázy, úrokové miery z vkladov až v roku 1996.
3. fáza rastu spôsobená domácim dopytom (1997 – 1998) - V tejto etape domáci dopyt predbehol zahraničný dopyt, čo postupne viedlo k narastaniu deficitu zahraničného obchodu. Štátny rozpočet tiež stimuloval dopyt, takže aj v tejto oblasti narastal deficit. Makroekonomické nerovnováhy i mikroekonomické (narastanie zlých úverov) sa premietli do očakávaní znehodnotenia koruny a vysokých úrokových mier. V roku 1998 mali niekedy štátne pokladničné poukážky nominálny výnos až vyše 20 percent ročne. Rôzne „balíčky“ ekonomických opatrení (napr. zavedenie dovoznej prirážky) problém nadmerného dopytu nevyriešili. Inflácia sa v tomto období zdržovala administratívnymi opatreniami.
4. fáza postupnej konsolidácie (koniec 1998 – 2002). – na jeseň 1998 po politických zmenách už kurz nebol umelo udržiavaný a slovenská koruna sa výrazne znehodnotila. Následný cenový šok znížil disponibilné zdroje a utlmil domáci dopyt. Za cenu zvýšenej nezamestnanosti a poklesu reálnych miezd sa ekonomika dostávala do rovnováhy. HDP v roku 1999 prakticky stagnoval, v nasledujúcich rokoch rástol iba mierne (okolo 3 percentá ročne). Deficit ŠR ostával napriek obmedzovaniu výdavkov naďalej vysoký, hlavne pre sanáciu štátnych bánk. Konsolidácia na mikro

i makroúrovni sa prejavila poklesom reálnych úrokových sadzieb až k nule v roku 2001. Nárazovité zvýšenie inflácie v roku 1999 bolo okrem znehodnotenia koruny vyvolané zohľadnením nárastu regulovaných cien, ktorý bol v predchádzajúcom období umelo tlmeneý.

5. fáza rastu spôsobeného technologickými inováciami (2003 – leto 2008) – v tomto období začali na Slovensku pôsobiť nové výrobné kapacity financované z priamych zahraničných investícií. Silní zahraniční partneri boli schopní umiestniť produkciu na zahraničných trhoch, čo pomohlo postupne zvýšiť tempo rastu HDP. V tomto období sa v oblasti verejných financií už absorbovali náklady spojené s konsolidáciou a prišlo sa k znižovaniu deficitu verejných financií na úroveň Maastrichtských kritérií. Inflácia sa ešte raz zvýšila v roku 2003 pre úpravy regulovaných cien, v nasledujúcom období si udržiava pomerne nízke hodnoty. Nominálne úrokové miery majú menšiu variabilitu a väčšiu zotrvačnosť ako inflácia, takže pohyby inflácie sa zrkadlovo premietajú do pohybov reálnych úrokových mier.
6. fáza poklesu rastu pre finančnú krízu – od neskorej jesene 2008 sa začína aj na Slovensku prejavovať záporný vplyv finančnej krízy. Ceny aktív, napríklad nehnuteľností začali klesať a vyvolávajú tlaky na zníženie dopytu. Podobný vplyv má aj sprísnenie kritérií pre poskytovanie úverov bankovým sektorom. V podmienkach Slovenska je však najsilnejší kanál pokles zahraničného dopytu, pretože náš export obsahuje veľkú časť tovarov dlhodobej spotreby. Dopyt po týchto tovaroch je tradične citlivý na výkyvy hospodárskej aktivity a v súčasnosti už klesá. Vzhľadom na štruktúru vývozu (napríklad počty vyrobených automobilov) nemožno výpadok zahraničného dopytu kompenzovať domácim dopytom. Konečné efekty týchto záporných vplyvov ešte nevieme určiť.

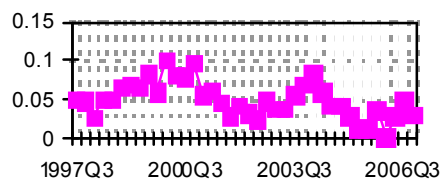
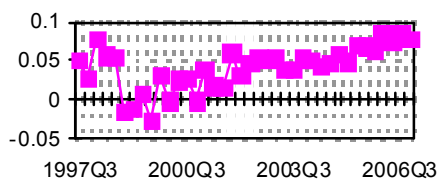
Nasledujúce grafy znázorňujú vybrané ukazovatele ekonomického vývoja a ilustrujú jeho jednotlivé fázy:

Graf 1 Vybrané ukazovatele hospodárskeho vývoja SR



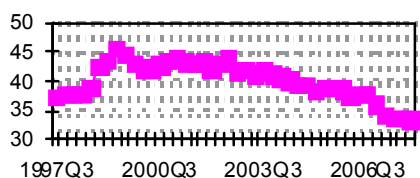
Deficit verejných financií

Reálna úroková miera

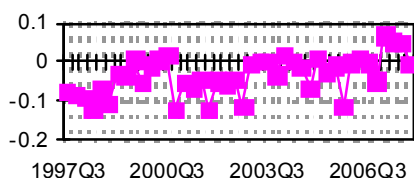


Tempo rastu HDP

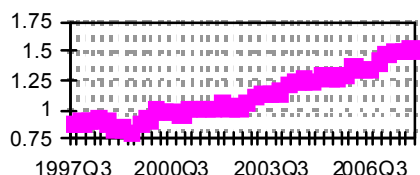
Deflátor HDP – tempo rastu



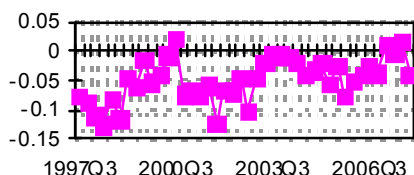
Nominálny výmenný kurz Skk/€



Podiel čistého vývozu na HDP (s.c.)



Reálny kurz Skk/€ (CPI, 2000Q1=1)



Podiel čistého vývozu na HDP (b.c.)

Zdroj: vlastné výpočty

3 Implementácia ekonomickej teórie do VAR modelov

Analýza účinnosti opatrení hospodárskej politiky sa dlhé desaťročia robila a robí štruktúrnymi ekonometrickými modelmi. Tieto modely sa skladajú z rovníc, ktoré svojím tvarom často priamo zohľadňujú ekonomické hypotézy. Nanešťastie sa ukázalo, že takto konštruované modely na jednej strane predpokladajú reštrikcie na údaje, ktoré často nie sú v skutočnosti splnené, na druhej strane často ignorujú niektoré štatistické vlastnosti použitých časových radov.

Už pri štúdiu štruktúrnych ekonometrických modelov sa rozlišovalo medzi štruktúrnou a redukovanou formou. Štruktúrna forma zohľadňovala ekonomickú teóriu, redukovaná forma brala ekonomický systém ako „čiernu skrinku“. V štruktúrnej forme endogénne premenné boli funkciami bežných hodnôt iných endogénnych premenných a exogénnych premenných vrátane predchádzajúcich hodnôt všetkých premenných. V redukovanej forme boli endogénne premenné funkciou iba exogénnych premenných vrátane predchádzajúcich hodnôt všetkých premenných. Redukovaná forma sa z čisto štatistického hľadiska na rozdiel od štruktúrnej formy pre lineárne modely dala odhadnúť jednoduchou metódou najmenších štvorcov (v praxi sa však často odhadovali jednotlivé rovnice štruktúrnej formy). Jej parametre však priamo nezodpovedali nijakému ekonomickému konceptu. Dva rôzne modely v štruktúrnej forme mohli viesť k tej istej redukovanej forme. Aplikovaním istých reštrikcií však prinajmenšom teoreticky bolo možné prejsť od redukovanej formy k štruktúrnej forme, čiže identifikovať model. Na model možno aplikovať aj viac reštrikcií, ako je nutné na identifikáciu. Dodatočné reštrikcie v preidentifikovanom modeli však predstavujú reštrikcie na parametre redukovanej formy. Simsova (1980) kritika štruktúrnych ekonometrických modelov sa zamerala aj na to, že často sa platnosť týchto reštrikcií netestovala (hlavne ak sa model „poskladal“ z jednorovnicových odhadov) a ich neplatnosť tiež spôsobovala nespoľahlivosť prognóz. V tejto práci Sims tiež prakticky ukázal, že pomerne malý vektorovo autoregresívny model môže byť pri prognózach a štatistickej inferencii rovnocenný veľkému štruktúrnemu ekonometrickému modelu alebo aj lepši.

Z analytického hľadiska tvorbu štruktúrnych ekonometrických modelov napadol Lucas (1972), ktorý postuluje určité reakčné funkcie ekonomických subjektov a ilustruje odhad agregátneho

modelu. Na tomto matematickom príklade ukázal, že pri špecifickom tvare reakčných funkcií dochádza pri odhade parametrov k vynechaniu podstatnej informácie. To vedie k tomu, že reakcie systému sú iné ako predpokladá hypotéza agregátneho modelu, ktorý je zavádzajúci. Jeho záver je, že namiesto mechanistických odhadov parametrov v makromodeloch sa treba sústrediť na „hlboké“ štruktúrne parametre, popisujúce reakcie už na mikroúrovni a zahrňujúce vplyv očakávaní.

Vektorovo autoregresívny model pre skupinu – vektor ekonomických premenných získame tak, že pre každú z premenných vypočítame regresnú rovnicu s predchádzajúcimi hodnotami všetkých premenných pre jedno alebo viac období a opakovanou aplikáciou týchto rovníc získame prognózy. Namiesto hodnotenia ekonomickej interpretácie jednotlivých rovníc výberovým kritériom takéhoto modelu je, aby použité premenné boli stacionárne, by náhodné zložky zo všetkých odhadov mali charakter bieleho šumu a aby hodnoty parametrov neviedli k explozívnemu priebehu prognóz. Tieto modely sa volajú vektorovo autoregresívne, pretože pozostávajú z regresíi vektora premenných na jeho minulých hodnotách. Získali si značnú popularitu v deväťdesiatych rokoch a pre ich dôraz na štatistické charakteristiky namiesto ekonomickej teórie sa označovali ako ateoretické.

VAR modely majú oproti bežným štruktúrnym ekonometrickým modelom tieto výhody:

- Postihujú dynamiku modelovaných údajov lepšie ako bežný štruktúrny ekonometrický model, čo vedie k spoľahlivejším krátkodobým prognózam
- Po vhodnej identifikácii umožňujú získať spoľahlivejšie odhady reakcií na zmeny alebo šoky v hospodárskej politike.
- V najnovšom čase sa reakcie na šoky z vektorovo autoregresívnych modelov porovnávajú s výsledkami dynamických stochastických modelov všeobecnej rovnováhy (DSGE modelov), ktoré popisujú priebeh odchýlok premenných od rovnovážneho stavu analytickým aparátom s kalibrovanými alebo odhadnutými parametrami. Takto sa oba prístupy – empirický aj analytický – navzájom overujú a dopĺňajú, bližšie napr. Paustian (2006).

Na druhej strane, štruktúrne ekonometrické modely v niektorých situáciách pripúšťajú lepšie zohľadnenie definitorických vzťahov medzi jednotlivými premennými ako VAR modely, najmä ak tieto vzťahy obsahujú účtovné identity alebo vedú k nelineárnym modelom (napríklad modelovanie HDP podľa zložiek v stálych i bežných cenách). Ak predpokladáme o niektorých premenných, že sú exogénne, treba VAR model rozšíriť alebo použiť iný, napríklad štruktúrny ekonometrický model. Štruktúrne modely bývajú väčšie a umožňujú simuláciu zložitejších scenárov, pričom dávajú výstupy konzistentné so systémom národných účtov alebo inými ohraničeniami na priebeh endogénnych premenných. Preto sa aj tieto modely stále používajú.

Odhadový tvar VAR modelu zodpovedá redukovanej forme. Pre potreby analýzy dopadov hospodársko-politických opatrení je do nich potrebné zapracovať ekonomickú teóriu vo forme vhodných reštrikcií, čo je analogické identifikácii štruktúrnych ekonometrických modelov.

Pri takejto identifikácii často hrajú kľúčovú úlohu korelácie medzi náhodnými zložkami pre jednotlivé premenné – reakcie modelu na zmeny v priebehu jednotlivých premenných možno síce spočítať z redukovanej formy, avšak vo všeobecnosti ich nemožno ekonomicky interpretovať, pretože odchýlky od predpokladaných hodnôt pre rôzne premenné spravidla nie sú ortogonálne. Uvažujme o modeli, ktorý obsahuje HDP a deficit verejných financií. V tomto prípade bude náhodná zložka z redukovanej formy VAR modelu pre deficit (cyklický fiškálny šok) reagovať na šoky, ktoré majú pôvod v rovnici HDP (štruktúrny reálny šok), ale bude mať

aj nezávislú časť, ktorá bude prislúchať samotným zmenám vo fiškálnej politike (štruktúrny fiškálny šok). Reakcie na takéto pozorované šoky (matice B_i z MA reprezentácie) sa nedajú interpretovať, pretože z povahy náhodných zložiek z redukovanej formy, ktoré im prislúchajú, nemožno určiť, akému vplyvu treba jednotlivé šoky prisúdiť. V takomto prípade je cieľom identifikácie zistiť reakcie modelu na špeciálne štruktúrne šoky, ktoré sú navzájom nezávislé a pri predpoklade linearite ortogonálne. V našom príklade to zodpovedá zavedeniu informácie, ktorá z pozorovaného fiškálneho šoku umožní extrahovať štruktúrny reálny šok a štruktúrny fiškálny šok.

V kontexte hospodárskeho cyklu to teda možno interpretovať tak, že každá náhodná zložka z VAR modelu v redukovanej forme (odchýlka od predpokladaného vývoja) sa skladá z dvoch častí: z cyklickej časti, ktorá závisí na ostatných náhodných zložkách a zo štruktúrneho šoku - inovácie, ktorá predstavuje primárny impulz tej-ktorej premennej do modelovaného systému. Identifikácia VAR modelu potom predstavuje hlavne výpočet reakcií systému na tieto štruktúrne šoky. VAR model možno však aj rozšíriť a potom možno ekonomickú teóriu zohľadniť aj iným spôsobom.

3.1 Matematická formulácia základného problému

Majme k časových radov ekonomických premenných, pričom každý obsahuje n pozorovaní pre tie isté časové obdobia, označme ich y_{jt} . O týchto premenných predpokladáme, že sú stacionárne, alebo sú upravené (výpočtom diferencií) tak, aby boli stacionárne a že majú nulovú strednú hodnotu¹. Nech počet oneskorených pozorovaní $\ell < k \times n$. VAR model v redukovanej forme možno potom zapísať ako

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{nt} \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ \vdots \\ y_{nt-1} \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} y_{1t-2} \\ y_{2t-2} \\ \vdots \\ y_{nt-2} \end{bmatrix} + \dots + A_\ell \begin{bmatrix} y_{1t-\ell} \\ y_{2t-\ell} \\ \vdots \\ y_{nt-\ell} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_n \end{bmatrix}$$

Matice A_j obsahujú parametre a majú rozmer $k \times k$. Náhodné zložky e sú normálne a nekorelované v čase, ale vektor náhodných zložiek pre všetky premenné v jednotlivých obdobiach má konečnú kovariančnú maticu S . Ak označíme vektory premenných y a náhodných zložiek e a zavedieme operátor oneskorenia²

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 L y_{t-1} + \dots + A_\ell L^{\ell-1} y_{t-1} + e = A(L) y_{t-1} + e_t,$$

pričom $A(L)$ je súhrnné označenie matíc A (váh) a časových posunov, tzv. polynóm časového posunu (lag polynomial). Ak zavedieme rozšírený polynóm $A^*(L) = 1 - A(L)L$, potom platí

$$e = A^*(L)y,$$

čiže náhodné zložky sú vlastne lineárnou kombináciou súčasných a minulých hodnôt premenných³. Keďže takáto reprezentácia VAR procesu vychádza priamo z autoregresie,

¹ Predpoklad nulovej strednej hodnoty sa dá ľahko obísť, urobili sme ho hlavne pre ľahšie vysvetlenie problému.

² Operátor oneskorenia L znamená posunutie príslušnej hodnoty o jedno obdobie dozadu $Lx_t = x_{t-1}$. Operátor možno používať podobne ako číslo, možno ním násobiť aj ho umocňovať (v tomto prípade bude posun o viac období).

³ Pretože sme pri definícii rozšíreného polynómu vynásobili $A(L)$ operátorom L , jeho argument y posúvame do bežného obdobia t , takže y aj e sa vzťahujú na to isté časové obdobie. Následne index t vynechávame.

nazýva sa AR reprezentácia. Jej úpravou (napríklad postupným dosadzovaním) možno získať tvar, v ktorom sú bežné hodnoty endogénnych premenných funkciami bežných a predchádzajúcich hodnôt náhodných zložiek:

$$y = B(L)e = \sum_{i=0}^{\infty} B_i e_{t-i}$$

Je to tzv. MA reprezentácia, pretože určuje endogénne premenné ako nekonečný kĺzavý priemer náhodných zložiek. Polynóm $B(L)$ sa niekedy nazýva inverzia polynómu $A^*(L)$, pretože v niektorých jednoduchých prípadoch ho možno dostať maticovou inverziou. Prvky matice B_i popisujú celkový vplyv jednotkových šokov na systém s posunom i období. Preto sa nazývajú jednotkové impulse-response matice. Údaje z týchto matíc nemožno ekonomicky interpretovať, pretože zodpovedajú korelovaným náhodným zložkám, ktoré sú lineárnou kombináciou štruktúrnych šokov.

Uvažujme o matici F , takej že $FF' = S$ a transformovaných náhodných zložkách $u = F^{-1}e$. Pre kovariančnú maticu transformovaných náhodných zložiek u platí

$$S_u = uu' = F^{-1}ee'F^{-1} = F^{-1}S F^{-1} = F^{-1}FF'(F')^{-1} = I,$$

kde I je jednotková matica, takže transformované náhodné zložky u sú nekorelované a majú jednotkový rozptyl. Na základe týchto vlastností zodpovedajú našej predstave o štruktúrnych šokoch. MA reprezentáciu možno upraviť tak, aby sa vzťahovala na transformované – štruktúrne náhodné zložky:

$$y = \sum_{i=0}^{\infty} B_i e_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} B_i FF^{-1} e_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} C_i u_{t-i}$$

kde $C_i = B_i F$ sú tiež matice impulse-response, ale vzťahujú sa na štruktúrne šoky u , sú to teda štruktúrne impulse-response. Tieto matice obsahujú ekonomickú informáciu, ktorú obvykle hľadáme. Podobne ako pri štruktúrnych ekonometrických modeloch viacero štruktúrnych foriem môže viesť k tej istej redukovanej forme. Preto potrebujeme dodatočnú informáciu, aby sme mohli z redukovanej formy pomocou transformačnej matice F vypočítať štruktúrne parametre.

Spôsobov konštrukcie tejto matice je niekoľko. Najjednoduchší predpoklad je usporiadať premenné podľa ekonomických hypotéz tak, aby náhodné zložky tvorili rekurzívny systém (identifikácia poradím). Možno tiež využiť naše apriórne predpoklady o existencii alebo neexistencii dlhodobého vplyvu jednej premennej na druhú premennú z ekonomickej teórie (identifikácia pomocou dlhodobých multiplikátorov). Identifikáciu poradím možno rozšíriť na všeobecnú identifikáciu reštrikciami v tvare rovníc, ktoré zohľadňujú ekonomickú teóriu pri opise vzťahov medzi náhodnými zložkami z redukovanej formy a štruktúrными šokmi. Namiesto takýchto analytických predpokladov o vzťahoch medzi náhodnými zložkami a štruktúrными šokmi sa môžeme zamerať na heuristický výber reakcií na šoky podľa ich znamienok tak aby smer jednotlivých reakcií zodpovedal ekonomickej teórii (identifikácia znamienkovými reštrikciami). V nasledujúcich častiach stručne charakterizujeme tieto spôsoby a pre úplnosť spomenieme aj niektoré špeciálne rozšírenia VAR modelov, ktoré tiež umožňujú získať informáciu o vplyve fiškálnej politiky.

3.2 Identifikácia pomocou poradia

Najjednoduchší predpoklad o štruktúrnych šokoch je, že existuje dolnotrojuholníková matica G taká že pre určité poradie premenných vo vektoroch y a e platí že $e = Gu$. Znamená to, že náhodná zložka pre určitú premennú (prvú v poradí) z redukovanej formy je násobkom štruktúrneho šoku, náhodná zložka pre druhú premennú je lineárna kombinácia predchádzajúceho štruktúrneho šoku a štruktúrneho šoku prislúchajúceho druhej premennej, tretia náhodná zložka je lineárna kombinácia štruktúrnych šokov pre prvé tri premenné atď. Z definície matice G vyplýva že $u=G^{-1}e$ a keďže $u=F^{-1}e$, je zrejme že matica F je totožná s G . Pri konkrétnom výpočte treba premenné usporiadať podľa ekonomických predpokladov a vypočítať Cholesky dekompozíciu⁴ kovariančnej matice S .

Engemann a kol (2008) konštruujú VAR pre verejnú spotrebu, output, súkromnú spotrebu, investície, počet odpracovaných hodín a reálne mzdy. Používajú ekonomický predpoklad, že verejná spotreba je určená ako prvý šok, t. j. že všetky premenné môžu byť ovplyvnené verejnou spotrebou už v bežnom období, ony samy však ju v bežnom období neovplyvňujú. V súlade s týmto predpokladom odhadujú VAR s verejnou spotrebou na prvom mieste a transformačnú maticu pre reziduály počítajú ako Cholesky dekompozíciu príslušnej kovariančnej matice náhodných zložiek.

Christiano a kol.(1998) pri analýze účinnosti monetárnej politiky rozdelili vektor premenných pre každé obdobie na sekcie y_1 , s a y_2 , pričom y_1 má k_1 prvkov, s je skalár a y_2 má k_2 prvkov. Toto rozdelenie zodpovedá premenným, ktoré sú známe pri tvorbe monetárnej politiky a teda ju môžu ovplyvňovať, ale nie sú ňou v bežnom období ovplyvňované, monetárnemu šoku s a premenným, ktoré nie sú známe pri tvorbe monetárnej politiky, neovplyvňujú ju, ale sú ňou ovplyvňované. Transformačnú maticu (značenie sme zjednotili s našim) rozdelili na sekcie tak, aby jednotlivé bloky zodpovedali riadkovo aj stĺpcovo sekciám vektora endogénnych premenných:

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ s \\ y_2 \end{bmatrix}, \quad G = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix}$$

$\begin{matrix} k_1 \times k_1 & k_1 \times 1 & k_1 \times k_2 \\ 1 \times k_1 & 1 \times 1 & 1 \times k_2 \\ k_2 \times k_1 & k_2 \times 1 & k_2 \times k_2 \end{matrix}$

Symbol 0 zodpovedá nulovým a symbol a_{ij} zodpovedá neohraničeným submaticiam naznačených rozmerov. Je zrejme, že matica G je blokovo trojuholníková. Pomocou tejto dekompozície odvodili zaujímavý výsledok pre identifikáciu podľa poradia: Predpokladáme, že chceme zistiť reakcie na šok s , pričom vieme, že vývoj určitej skupiny (y_1) premenných je dostatočne známy pri rozhodovaní o sledovanom šoku, takže nimi môže byť ovplyvnený. Naproti tomu, o zvyšku premenných (y_2) nie je dost informácií, takže ich bezprostredný vplyv na sledovaný šok môžeme vylúčiť. Horeuvedení autori dokázali, že vplyv šoku s na ostatné premenné (štruktúrne impulse-response matice) nezávisia od poradia jednotlivých premenných v skupinách y_1 a y_2 . Ak sme napríklad monetárny šok zaradili na tretie miesto, pretože predpokladáme, že prvé dve premenné ho bezprostredne ovplyvňujú, vplyv tohto šoku

⁴ Táto dekompozícia s nejakou symetrickou pozitívne definitnou maticou, napr. kovariančnou maticou S . Jej výsledkom je trojuholníková matica P , taká že $PP^T=S$. Ak a priori určíme znamienko prvého diagonálneho prvku matice P , ostatné jej prvky sú určené jednoznačne. Pre naše potreby má byť $p_{11} > 0$, pretože tento parameter zhruba zodpovedá štandardnej odchýlke, ktorá je kladná. Niektoré programy počítajú túto dekompozíciu ako hornotrojuholníkovú maticu, v takomto prípade ju treba transponovať.

na ostatné premenné sa nezmení, ak prvé dve premenné navzájom prehodíme. Všetky informácie, ktorú na identifikáciu vplyvu tohto šoku potrebujeme je rozdelenie premenných podľa horeuvedenej schémy (informačná množina pri tvorbe monetárnej politiky). Ostatné impulse-response funkcie okrem reakcií na monetárny šok však ostanú neidentifikované.

Tento spôsob identifikácie je pomerne jednoduchý a ľahko implementovateľný. Na jednej strane však nie je dostatočne pružný na vyjadrenie všetkých ekonomických predpokladov (pre daný vektor premenných existuje pomerne málo možností, ako ich zoradiť), na druhej strane môže dávať výsledky so zlým (neinterpretovateľným) znamienkom, pričom v takomto prípade nemusí byť jasné, čo treba robiť pre nápravu.

3.3 Identifikácia nulovými reštrikciami dlhodobých multiplikátorov

Z logického hľadiska je žiaduce, aby VAR model neimplikoval nestabilný priebeh prognóz. Podobne ako prognózy pomocou ARIMA modelov konvergujú k rovnovážnej hodnote, tak aj prognózy VAR modelov majú konvergovať k rovnovážnemu stavu. Matematicky možno túto požiadavku vyjadriť podmienkou, aby všetky korene polynómu $A^*(L)$ boli vnútri jednotkového kruhu. V takomto prípade majú polynómy $B(L)$ a $C(L)$ konečné súčty – matice $B(1)$ a $C(1)$. Sú to matice dlhodobých multiplikátorov a označujú dlhodobé vplyvy rôznych šokov na modelovaný systém. Ekonomická teória niekedy určuje, že istý typ šoku nemá mať dlhodobý vplyv na nejakú veličinu (napr. dopytový šok na output). Takáto požiadavka zodpovedá nulovej reštrikcii na maticu dlhodobých štruktúrnych multiplikátorov $C(1)$

Premenné treba zvoliť tak, aby matica $C(1)$ po uložení reštrikcií bola trojuholníková. Implementácia tejto metódy, tak ako ju prezentujú Astley a Garratt (1998) pozostáva z týchto krokov:

1. Odhadneme (redukovanú) AR formu $A^*(L)x=e$ s kovariančnou maticou $\text{Var}(ee')=S$

$$B(1) = \sum_{i=0}^{\infty} B_i$$

2. Určíme z MA formy $x=B(L)e$ (sumáciou váh – treba zvoliť toľko členov, aby bol súčet dostatočne presný)
3. Vypočítame pomocné matice $F = B(1)^{-1} S$
4. Vypočítame dlhodobé multiplikátory $C(1)$ ako Cholesky dekompozíciu matice $B(1)SB(1)'$
5. Vypočítame váhy štruktúrnej MA formy $C_i = B_i F$, B_i je z MA formy pre (impulse-response pre jednotkové šoky)
6. Určíme štruktúrne šoky $u = F^{-1}e$, pričom kovariančná matica týchto šokov je jednotková..

Túto metódu prvýkrát použili Blanchard a Quah (1989). Skôr ako na výpočet reakcií slúži na výpočet štruktúrnych šokov, ktoré sa ďalej agregujú alebo sa analyzujú ich korelácie pre analogické VAR modely pre rôzne krajiny. Keďže my skúmame práve reakcie systému a nechceme na ne dávať apriórne ohraničenia, táto metóda sa nám nehodí.

3.4 Všeobecná identifikácia reštrikciami v tvare rovníc

Pri identifikácii poradím sme používali maticu F , ktorá mala prvky nad diagonálou rovné nule. Tento prípad však môžeme zovšeobecniť tak, že nulové reštrikcie položíme na iné vhodne zvolené prvky matice G , aby táto matica lepšie zodpovedala našej ekonomickej hypotéze. Môžeme dokonca požadovať, aby ohraničené prvky mali iné konkrétne hodnoty ako nula a aby jednotlivé štruktúrne šoky záviseli nie len na náhodných zložkách z odhadu OLS, ale aj iných štruktúrnych šokoch. Pri predpoklade lineárnych vzťahov potom pre náhodné zložky z redukovanej formy formulujeme systém:

$$e = Ke + Lu \text{ alebo } (1-K)e = Lu,$$

kde K a L sú matice vhodných rozmerov, pričom požadujeme, aby $K_{ii}=0$ a $L_{ii}>0$. Prvá podmienka zaručuje, aby príslušná náhodná zložka zo svojej rovnice „nevypadla“, druhá požaduje, aby prvky, ktoré niekedy môžu zodpovedať štandardným odchýlkam náhodných zložiek z redukovanej formy, boli kladné. Je zrejmé, že $e = (1-K)^{-1}Lu$, takže matica

$$F_{KL} = (1-K)^{-1}L$$

zodpovedá matici F . Tiež musí platiť $((1-K)^{-1}L)((1-K)^{-1}L)' = S$. Tento systém potom vhodným spôsobom odhadneme. Podobne ako pri identifikácii štruktúrnej formy ekonometrického modelu musíme na tieto matice aplikovať dostatočný počet reštrikcií v tvare lineárnych rovníc, konkrétne $k(k+1)/2$ (pre štvorzložkový VAR desať). Pomocou tvaru $(1-K)e = Lu$ môžeme formulovať explicitné lineárne vzťahy medzi náhodnými zložkami z redukovanej formy a štruktúrnymi šokmi. Identifikácia poradím je špeciálny prípad, keď je $(1-K)$ jednotková matica a L trojuholníková matica.

Blanchard a Perotti konštruujú trojzložkový VAR pre dane, verejnú spotrebu a output. Náhodné zložky pre dane a verejnú spotrebu z redukovanej formy sú funkciou štruktúrnych šokov zodpovedajúcich týmto premenným a náhodnej zložky outputu z redukovanej formy. Náhodná zložka outputu z redukovanej formy je funkciou náhodných zložiek z redukovanej formy pre obe fiškálne premenné. Niektoré parametre sú kalibrované, iné sú odhadnuté pomocou inštrumentálnych premenných, pričom autori uvažujú s dvoma variantmi časových radov a s rôznymi kalibračnými hodnotami a konštatujú malú citlivosť výsledných matíc impulse-response na zmeny v kalibrácii.

Prepracovanejší odhad má dva kroky. Najprv sa odhadne redukovaná forma, potom sa aplikujú reštrikcie na štruktúru matíc K a L a odhadnú sa metódou maximálnej vierohodnosti tak, aby platila rovnica vzťahujúca matice K a L k matici S . Na odhady možno aplikovať aj viac ohraničení, hlavne ak sú niektoré odhadnuté parametre nevýznamné. V tomto prípade je model preidentifikovaný a treba otestovať združenú významnosť dodatočných ohraničení LM testom – ak je významný, štruktúrne šoky nebudú nekorelované. Reštrikcie sa aplikujú tak že sa niektoré parametre kalibrujú na konkrétnu hodnotu (nemusia byť nulová, spomenutí autori agregujú hodnoty kalibrovaných parametrov z podrobnejších údajov).

Tento spôsob identifikácie je oveľa všeobecnejší ako identifikácia poradím, i keď aj tu vzhľadom na požadovanú regulárnosť odhadovaných matíc nemožno odhadnúť všetky kombinácie. Parametre matíc K a L zodpovedajú vzťahom z ekonomickej teórie a často ich možno posúdiť na základe širších ekonomických úvah. Istý problém môžu predstavovať nesprávne znamienka výsledných matíc impulse-response, i keď znamienka odhadnutých parametrov sú v poriadku.

3.5 Identifikácia znamienkovými reštrikciami

Predchádzajúce spôsoby identifikácie majú spoločné to, že definujú rovnicami vzťahy medzi náhodnými zložkami z redukovanej formy a štruktúrnymi šokmi a z tejto informácie počítajú matice vplyvov jednotlivých šokov na modelovaný systém. Použité rovnice na definíciu štruktúrnych šokov pritom nezaručujú ekonomickú interpretovateľnosť vypočítaných výsledkov (matic impulse-response). Najnovší výskum sa preto sústreďuje priamo na získanie ekonomicky interpretovateľných matic reakcií na šoky (impulse-response). Prípustné matice F na transformáciu šokov môžeme dostať z nejakej začiatočnej matice (napr. Cholesky dekompozície kovariančnej matice S) prenášením ortogonálnou maticou alebo rotačnou maticou. Týchto matic na transformáciu matice F je nekonečne veľa. Z hodnôt matic F pre rôzne transformačné matice sa vypočítajú štruktúrne matice reakcií na šoky (impulse-response) alebo ich časti. Na základe kritérií vo forme nerovnic (požiadaviek na kladnú alebo zápornú hodnotu reakcie na nejaký šok) alebo rovníc vyberú vyhovujúce pozorovania a prezentuje sa ich medián a kvantily zodpovedajúce hraniciam nejakého konfidenčného intervalu. Tieto hodnoty predstavujú hľadané reakcie systému na šoky.

Používajú sa hlavne dva spôsoby generovania výsledných reakcií na šoky: pomocou konvexných kombinácií a pomocou rotačných matic.

Prvý spôsob používa a prezentuje Uhlig. Pri tomto spôsobe sa nepočíta celá matica reakcií na šoky, ale iba jeden jej riadok. Tento riadok je definovaný ako konvexná kombinácia riadkov matice reakcií na šoky prislúchajúcej Cholesky dekompozícii matice S z odhadnutého VAR modelu. Váhy konvexnej kombinácie sú výrazy s goniometrickými funkciami náhodných premenných. Okrem transformácie Cholesky dekompozície autor zavádza náhodnosť aj Bayesovským odhadom pomocou Wishartovho rozdelenia, ktoré aplikuje na náhodnú zložku VAR modelu (v podstate je to Monte Carlo simulácia). Autori prezentujú dva spôsoby triedenia lineárnych kombinácií – priamo a penalizačnou funkciou.

Druhý spôsob používajú Canova a De Nicoló (2000). Po odhade VAR modelu počítajú celé matice impulse-response pomocou transformačných matic F (pre lepšiu prehľadnosť sme zmenili notáciu), ktoré získavajú ako $F=F_0R$, kde F_0 je Cholesky dekompozícia a R je (Givensova) rotačná matica. MA reprezentácia potom nadobúda tvar

$$y = \sum_{i=0}^{\infty} B_i e_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} B_i F R R^{-1} F^{-1} e_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} H_i v_{t-i}$$

Pričom $H_i = B_i F R$ sú hľadané reakcie na šoky, na ktoré sa vzťahujú reštrikcie a $v = R^{-1} F^{-1} e$ sú príslušné štruktúrne šoky. Rotačné matice sú z matematického hľadiska ortogonálne matice s determinantom rovným jednej. Základom konštrukcie je submatica

$$\begin{bmatrix} \cos \varphi & -\sin \varphi \\ \sin \varphi & \cos \varphi \end{bmatrix}$$

Na konštrukciu viac ako dvojrozmernej matice treba zvoliť dva riadky, podľa ktorých bude rotácia prebiehať a nahradiť v jednotkovej matici prvky v príslušnom riadku a stĺpci prvkami tejto submatice, takže napríklad rotačná matica, ktorá vykoná rotáciu v uhle φ v rovine podľa prvého a tretieho riadku v štvorrozmernom priestore má tvar:

$$\begin{bmatrix} \cos \varphi & 0 & -\sin \varphi & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ \sin \varphi & 0 & \cos \varphi & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Súčin rotačných matíc je tiež rotačná matica, takže možno definovať rotačnú maticu zodpovedajúcu rotácii vo všetkých rovinách. Canova a De Nicoló generujú uhly φ pre každú rovinu mriežkovým hľadaním v intervale $(0, \pi/2)$. Pomocou matice F po rotácii vypočítajú štruktúrne matice reakcií na šoky (impulse-response), ktoré potom triedia na základe podmienok, či majú mať reakcie jednotlivých premenných na ten istý šok rovnaké alebo opačné znamienka.

Mountford a Uhlig (2005) odhadujú VAR model pre HDP, súkromnú spotrebu, celkové vládne výdavky, celkové vládne príjmy, súkromné investície do bývania, súkromné investície okrem bývania, úrokovú mieru, upravené rezervy, PPI a deflátor HDP pre USA. Jednotlivé verzie matíc reakcií na šoky počítajú pomocou konvexných kombinácií. Identifikačné podmienky sa týkajú štyroch štruktúrnych šokov. Kladný cyklický šok zvyšuje príjmy štátneho rozpočtu, spotrebu, investície okrem bývania počas štyroch štvrtrokov po realizácii šoku. Kladný šok monetárnej politiky spôsobuje rast úrokových sadzieb a pokles rezerv a prírastku cien počas štyroch štvrtrokov po realizácii šoku. Na štruktúrne šoky zodpovedajúce vládnym príjmom a výdavkom sa vzťahuje podmienka, aby po určité obdobie zvyšovali vládne príjmy, resp. výdavky.

Táto metóda obchádza niektoré vážne nedostatky predchádzajúcich metód a umožňuje sa najefektívnejšie zamerať na interpretovateľnosť výsledkov – matíc reakcií na šoky. Vo svojej štandardnej verzii má však zásadný nedostatok, ktorý analyzujú Fry a Pagan (2007) – neposkytuje jednoznačnú identifikáciu. Mediány a percentily, ktoré sa prezentujú, nie sú z rozdelenia výsledkov toho istého modelu pre nejakú náhodnú premennú, sú to čísla, ktoré sa obvykle vzťahujú na rôzne modely (identifikácie). Táto výhrada sa týka ako hodnotenia reakcií rôznych premenných ako aj hodnotenia reakcie tej istej premennej pre rôzne časové posuny⁵. Keby sa aj pre jednotlivé premenné zvolila jedna rotačná matica pre všetky časové posuny a vypočítali by sa štruktúrne šoky, neboli by ortogonálne, ako to ukazujú Fry a Pagan (2007), pretože by sa na ich výpočet použili rôzne transformačné matice. Ak sa použije príliš málo identifikujúcich podmienok, prípustné varianty dokonca nemusia tvoriť súvislú oblasť, čo ešte komplikuje situáciu. Napriek tomu túto metódu považujeme za najperspektívnejšiu vzhľadom na možnosť priamo vylúčiť varianty, ktoré sú z ekonomického hľadiska problematické.

3.6 Iné metódy identifikácie

Niektoré štúdie používajú širšie koncipované modely namiesto VAR modelu v redukovanej forme. Vplyvy premenných potom možno identifikovať pomocou dodatočnej informácie, ktorú tieto rozšírené modely obsahujú.

Ramey a Shapiro (1998) ako prví použili umelé premenné. Do odhadovaných rovníc zaradili aj bežné a predchádzajúce hodnoty umelých premenných zodpovedajúcich zvýšeným vojenským výdavkom, takže špecifikácia nadobudla tvar

⁵ Fry a Pagan (2007) konštatujú, že ak je výpočet reakcií funkcia skalárnej veličiny (jeden uhol φ) a je to monotónna funkcia uhla φ , medián výslednej reakcie zodpovedá tej istej hodnote φ (tiež mediánu)

$$y_t = A(L)y_{t-1} + D(L)d_t + e_t,$$

kde d sú umelé premenné a $D(L)$ je polynóm oneskorenia s odhadnutými parametrami⁶. Reakcie premenných y na premenné d , pre jednotlivé časové posuny potom udáva polynóm $(1-(L)L)^{-1}D(L)$. Na viacrozmerný VAR túto metódu aplikujú napríklad Engemann a kol, pričom vektor premenných obsahuje verejnú spotrebu, output, súkromnú spotrebu, investície, počet odpracovaných hodín, reálne mzdy a umelé premenné.

Krusec (2003) odhaduje tzv. VEC model pre vládne výdavky, vládne príjmy a output (viacero analogických verzii pre rôzne krajiny) v tvare:

$$\Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-1} + \Gamma_1\Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_p\Delta y_{t-p} + Cd_t + e_t$$

Je to reparametrizovaný VAR model pre integrované premenné s explicitným zohľadnením kointegrácie. Premenné v tomto modeli vystupujú v diferenciách aj úrovniach, pričom dlhodobé (kointegračné) vzťahy obsahuje matica β . Táto matica obsahuje dva kointegrujúce vektory zodpovedajúce dvom ekonomickým predpokladom: pravidlu solventnosti (vládne príjmy sú kointegrované s vládnymi výdavkami) a stabilizačné pravidlo (vládne výdavky sú kointegrované s outputom). Autor prezentuje aj sériu päťzložkových modelov, kde používa ešte infláciu a úrokové miery. Ak máme k časových radov, medzi ktorými existuje r kointegrujúcich vektorov, potom tieto časové rady majú $k-r$ spoločných trendov. To znamená, že pre trojzložkový systém existuje iba jeden šok s dlhodobými efektami a autor ho identifikuje ako reálny. Postup na získanie numerických hodnôt reakcií systému na tento šok je zovšeobecnením prístupu ktorý sme prezentovali pre VAR v redukovanej forme – model sa invertuje na MA reprezentáciu a definuje sa matica (v našom značení F) transformujúca reziduály z odhadu na štruktúrne šoky. Na dlhodobé multiplikátory z MA reprezentácie a transformačnú maticu autor aplikuje $k(k-1)/2$ lineárne nezávislých nulových reštrikcií. Pomocou týchto reštrikcií možno vypočítať reakcie na šoky (štruktúrne matice impulse-response).

Dungey a Fry (2007) odhadujú veľký autoregresný model pre dvanásť detrendovaných premenných pre hospodárstvo Nového Zélandu. Vyvinuli metódu na analýzu vektorov premenných, kde niektoré prvky sú integrované a niektoré stacionárne. Pri analýze integrovaných časových radov používajú reprezentáciu spoločných trendov, ktorá umožňuje, podobne ako v predchádzajúcej štúdií, odvodiť ohraničenia na dlhodobé multiplikátory. Pri výpočte reakcií na šoky (matic impulse-response) transformujú model na tvar pre odchýlky od dlhodobých hodnôt. Celková reakcia na nejaký šok je potom súčtom reakcií odchýlok na príslušný šok a dlhodobých vplyvov daného šoku. Autori používajú na identifikáciu tradičné (nulové) aj znamienkové reštrikcie.

4 Odhad efektov fiškálnej politiky štruktúrnym VAR modelom pre SR

4.1 Odhad redukovanej formy

Pre hospodárstvo SR sú k dispozícii štvrtročné časové rady asi pre posledných 11 rokov, čo je na dolnej hranici použiteľnosti. Bolo nutné nájsť kompromis medzi počtom modelovaných premenných a rádom procesu. Pri tvorbe VAR modelov je voľba endogénnych premenných

⁶ Pre prehľadnosť sme zjednotili notáciu s predchádzajúcim textom.

veľmi dôležitá, pretože je to jediná kvalitatívna informácia, ktorú do modelu zadávame. Prakticky to znamená, že VAR model pre makroekonomické veličiny redukuje celú komplexnosť fungovania ekonomiky na popis malého počtu premenných. Čím viac premenných bude model obsahovať, tým menej stupňov voľnosti bude nakoniec mať. Čím menej premenných bude model obsahovať, tým bude abstraktnejší a náchylnejší na skreslenie spôsobené vynechaním významných premenných. Nedostatočný počet oneskorených hodnôt premenných v modeli môže tiež mať za následok skreslenie. Považovali sme za nutné, aby model bol schopný rozlišovať medzi dopytovými (fiškálnymi a monetárnymi) impulzmi na jednej strane a ponukovými (autonómne šoky do HDP) impulzmi na druhej strane. Pre významnú úlohu pohybov kurzov a cien pri poklese reálnych príjmov po roku 1998 sme považovali za nutné zaradiť do vektoru premenných aj deflátor HDP. Modelovaný vektor teda obsahoval tieto premenné:

- Podiel deficitu⁷ na HDP (v bežných cenách)
- Reálna úroková miera (medzibanková podľa EUROSTATu, deflovaná mierou inflácie celkového indexu spotrebiteľských cien ex post)
- Tempo rastu HDP v stálych cenách
- Deflátor HDP.

Vzhľadom na nízky počet pozorovaní sme na pravej strane použili iba hodnoty posunuté o jeden a dva štvrtroky. Uprednostnili sme teda viac premenných a menej období. Model sa dal numericky spočítať aj s vyšším rádom (tri časové posuny), ale nemal by už žiadne stupne voľnosti a odhady parametrov by pravdepodobne boli ovplyvnené šokmi, ktoré sú zjavne časťou reziduálneho rozptylu pre tento výber premenných (overfitting). Parametre modelu uvádzame v prílohe

4.2 Identifikácia

Náš VAR model má štyri premenné, ktorým zodpovedajú štyri náhodné zložky z redukovanej formy (alebo cyklické šoky) a štruktúrne šoky. Sumarizáciu prezentuje nasledujúca tabuľka:

| Tabuľka 1 Typy šokov a ich interpretácia | | | | | |
|--|-----------------------|------------------|--------------|----------------|---------------|
| Poradie | Premenná | Symbol premennej | Cyklický šok | Štruktúrny šok | Interpretácia |
| 1 | Deficit ver. financií | D | e_D | D^* | Fiškálny šok |
| 2 | Reálna úr. miera | r | e_r | r^* | Monetárny šok |
| 3 | Tempo rastu HDP | y | e_y | y^* | Ponukový šok |
| 4 | Deflátor HDP | p | e_p | p^* | Cenový šok |

Naším cieľom je jednoznačná identifikácia, aby sme sa vyhli nekonzistentnosti, ako ju charakterizovali Fry a Pagan (2007). Snažili sme sa teda získať takú transformačnú maticu F, aby výsledné štruktúrne matice impulse-response boli čo najlepšie ekonomicky interpretovateľné. Naš heuristický postup možno popísať nasledovnými krokmi:

⁷ Deficit je určený ako rozdiel výdavkov a príjmov štátnej správy. Výdavky sú suma bežných výdavkov a kapitálových výdavkov štátnej správy podľa ESA 95. Údaje sú z internetovej stránky MFSR. Z ročnej periodicity boli transformované na štvrtročnú kvadratickou interpoláciou, tak aby ročné sumy súhlasili s pôvodnými údajmi.

1. Aplikovali sme znamienkové reštrikcie s maticou F_0 rovnou Cholesky dekompozícii odhadu matice S - s podmienkami⁸ $dr/dD^* > 0$, $dy/dD^* > 0$, $dy/dr^* < 0$, $dr/dp^* > 0$. Pre každý variant sme generovali šesť uhlov pomocou rovnomerného rozdelenia z intervalu 0 do 2π ⁹. Vyhovovalo 28 variantov z 35822, ale zamietli sme ich, pretože vplyv deficitu na ceny bol vždy pre väčšinu období záporný. Niektoré varianty mali v prvých obdobiach malé kladné hodnoty, čo poukazovalo na možný výskyt variantov so správnym znamienkom.

2. Použili sme všeobecnú identifikáciu ohraňovaniami v tvare rovníc (explicitný odhad vzťahov medzi náhodnými zložkami z redukovanej formy a štruktúrnymi šokmi, s nulovými reštrikciami na parametre, ktoré sa neodhadovali). Odhadový tvar $e = Ke + Lu$ sme špecifikovali nasledovne:

$$e_D = b_{11} D^* + b_{13} e_y$$

$$e_r = b_{21} e_D + b_{22} r^* + b_{24} e_p$$

$$e_y = b_{33} y^* + b_{34} p^*$$

$$e_p = b_{44} p^*$$

Tieto vzťahy sa dajú interpretovať nasledovne: Cyklické šoky v deficite závisia od miery rastu HDP (proticyklická fiškálna politika). Cyklické šoky v úrokových mierach závisia od cyklických šokov v deficite a cenách (antiinflačná monetárna politika). Cyklický šok v tempách rastu HDP klesá so štruktúrnym šokom v cenách (pokles reálnych príjmov pri neočakávanom vzraste inflácie), pričom cenový šok je nezávislý od ostatných šokov. Pre presnú identifikáciu by sa malo odhadovať viac parametrov, ale ostatné boli štatisticky nevýznamné. Hodnoty odhadovaných parametrov b prezentujeme v prílohe. I keď väčšina parametrov má znamienka zodpovedajúce ich ekonomickej interpretácii a vplyv deficitu na ceny je kladný, výsledné matice reakcií na šoky sme zamietli, pretože úrokové miery klesajú s rastúcou infláciou. Pri znamienkových reštrikciách sa obvykle používa ako štartovacia hodnota pre rotácie Cholesky dekompozícia kovariančnej matice, ale to podľa nás nie je jediná možnosť. Ak by pre Cholesky dekompozíciu F_0 , transformačnú maticu odvodenú z matíc K a L F_{KL} a nejakú rotačnú maticu R platilo $F_{KL} = F_0 R$, znamenalo by to, že F_{KL} je prípustná možnosť pri znamienkových reštrikciách a možno je tiež použiť ako štartovaciu hodnotu. Preto sme vypočítali maticu $F_{KL} F_0^{-1}$ a presvedčili sme sa, že ju možno považovať (pri zohľadnení istej neurčitosti vyplývajúcej z vynechania nevýznamných parametrov) za rotačnú, pretože spĺňa podmienku ortogonalitu aj jednotkového determinantu.

3. Aplikovali sme znamienkové reštrikcie s maticou F_0 rovnou transformačnej matici z predchádzajúcej identifikácie (F_{KL}), s uhlami od $-\pi/2$ do $\pi/2$ s reštrikciami $dr/dp^* > 0$, $dr/dD^* > 0$ a $dp/dD^* > 0$. Vyhovovali štyri alternatívy z 132 362. Niektoré z nich mali zlé znamienka v reakciách na deficit. Z týchto štyroch variantov sme vybrali sme taký, aby $dy/dy^* > 0$ pre väčšinu časových posunov a $dy/dr^* < 0$. Rotáciami matice F_{KL} sme, pravdaže,

⁸ Pri znamienkových reštrikciách budeme používať tvar dz/dx , kde z je endogénna premenná a x je šok. Podmienky sme aplikovali na reakcie v prvých dvadsiatich štvrtrokoch, pokiaľ nie je uvedené inak.

⁹ Na konštrukciu všeobecnej rotačnej matice treba šesť uhlov, ako to uvádzajú Fry a Pagan. Keby sme interval od 0 do 2π chceli pri mriežkovom hľadaní rozdeliť na n častí, pri šesťrozmernom hľadaní by sme dostali n^6 bodov, ktoré by sme museli preskúmať. Vzhľadom na veľký počet kombinácií sme namiesto mriežkového hľadania použili generátor náhodných čísel. Potom sme však mali pri limitovanom celkovom čase simulácií pomerne malú pravdepodobnosť nájsť prijateľné varianty, pokiaľ tieto tvoria iba malú časť celkovej množiny možných variantov. Manuálny výber variantov mal za cieľ zamerať hľadanie na oblasti, kde bol výskyt prijateľných variantov pravdepodobnejší.

opustili predpoklady predchádzajúceho odhadu, avšak tieto nám poslúžili hlavne ako vhodné východiskové riešenie.

Aplikovali sme znamienkové reštrikcie s maticou F_0 rovnou transformačnej matici z predchádzajúcej identifikácie - s uhlami od $-\pi/4$ do $\pi/4$ s reštrikciami $dr/dD^* > 0$, $dp/dD^* > 0$,

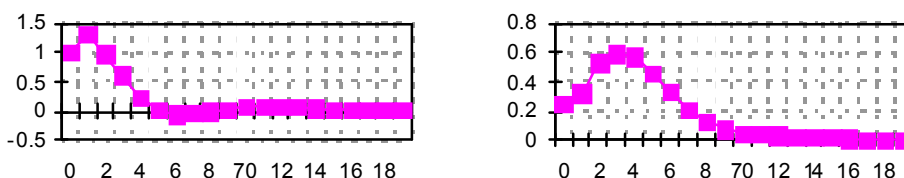
$\sum_{t=1}^{20} dp / dp^* > 0$. Vyhovovalo päť alternatív z 156 951 s veľmi podobnými maticami reakcií na šoky. Vzhľadom na to, že ich bolo málo a boli podobné, ako konečnú identifikačnú maticu sme vybrali jednu z nich. Výsledky tejto identifikácie sme akceptovali ako konečné, pretože nájdené riešenie obsahovalo najviac funkcií impulse-response so správnymi znamienkami pre tú istú transformačnú maticu. Pokusy získať správne znamienka pri všetkých reakciách na šoky boli neúspešné, čo mohlo byť spôsobené zjednodušenou povahou modelu v spojení s údajmi za pomerne zložité a atypické obdobie hospodárskeho vývoja.

V zahraničných štúdiách sa ešte prezentujú konfidenčné intervaly, ktoré sa získali heuristicky z kvantilov úspešných variantov, Bayesovskými metódami. Vzhľadom na to, že sme pre konzistentnosť vybrali iba jednu realizáciu a pre malý počet pozorovaní sú odhady extrémne citlivé na každú zmenu východiskových údajov, od výpočtu sme upustili a prezentujeme iba bodové odhady.

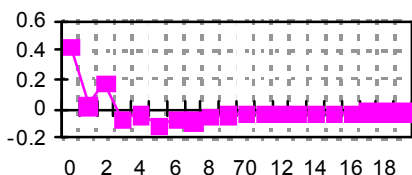
4.3 Výsledky

V tejto sekcii prezentujeme reakcie na šoky (impulse-response) pre jednotlivé šoky pre prvých 20 časových posunov. Výsledky z poslednej procedúry pre znamienkové reštrikcie sme vydelili tak, aby v pre nulový časový posun (teda súčasný vplyv) mala každá premenná na jej prislúchajúci šok jednotkovú reakciu (sú to teda jednotkové reakcie). Reakcie nie sú kumulované. Tu prezentované výsledky teda treba považovať za reakcie na jeden jednotkový dočasný šok.

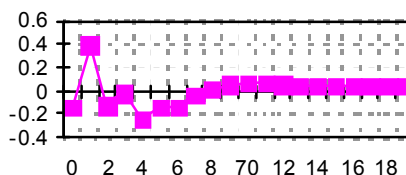
Graf 2 Reakcie na fiškálny šok



Deficit verejných financií



Reálna úroková miera



Tempo rastu HDP

Deflátor HDP

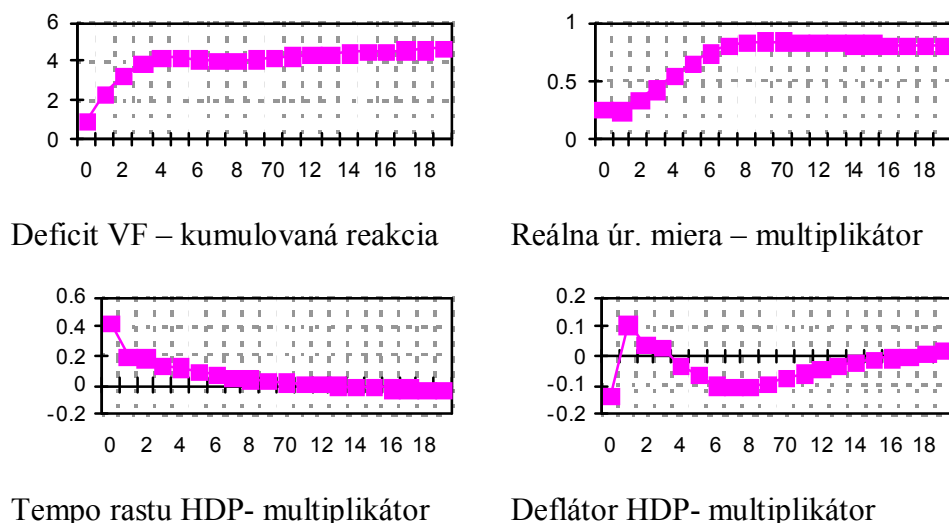
Zdroj: vlastné výpočty

Z matic štruktúrnych impulse-response funkcií sme vybrali reakcie na fiškálny šok. Z príslušných grafov vidno, že deficit má určitú zotrvačnosť a po jednorazovom impulze ostane deficit na tejto úrovni asi rok. Z reakcie HDP je zrejma jednak pomerne malá účinnosť

fiškálnej politiky, keď HDP pri zvýšení deficitu o jedno percento HDP iba o 0,4 percenta ročne, jednak veľmi rýchle klesanie pozitívneho vplyvu, takže stimulácia rastu deficitom je problematická. Úrokové miery reagujú na deficit s oneskorením asi tri štvrtroky a majú o niečo vyššiu zotrvačnosť. Fiškálny šok vyvolá zvýšenie reálnych úrokových sadieb až o 60 percentuálnych bodov. Napokon, ceny reagujú jednorazovým zvýšením jeden štvrtrok po fiškálnom šoku.

V niektorých štúdiách, napr. Blanchard a Perotti (2002) autori získavajú multiplikátory delením reakcií na jednotlivé šoky. Na tento účel treba reakcie kumulovať. Multiplikátor deficitu na HDP potom získame ako podiel kumulovanej reakcie HDP na fiškálny šok a deficitu na fiškálny šok. Kumuláciou zohľadníme, že zmeny v HDP sú funkciou prítomných aj minulých zmien v deficite. Podobne sme vypočítali aj ostatné multiplikátory.

Graf 3 Multiplikátory pre deficit verejných financií



Zdroj: vlastné výpočty

V grafe 3 prezentujeme kumulovanú reakciu deficitu a fiškálne multiplikátory pre ostatné premenné. Kumuláciou sa ešte zvýraznili charakteristiky reakcií, ktoré boli zrejme už v nekumulovaných reakciách. Deficit má zjavnú tendenciu nabaľovať sa, takže celkovo sa zvýši asi na štvornásobok pôvodného impulzu. Pritom stimuluje HDP len slabo a krátkodobo, dlhodobo je hlavným efektom je permanentné zvýšenie reálnych úrokových mier asi o 80 percentuálnych bodov. V cenovej oblasti vyvolá fiškálny šok iba menšie turbulencie a dlhodobý vplyv je nulový. Takýto záver je skôr v súlade s tézou obmedzovania vplyvu štátu v ekonomike a minimálnych prekážok pre súkromný sektor. Treba si však uvedomiť, že použité údaje končia v roku 2007 a v roku 2008 sa situácia zmenila.

5 Porovnanie s inými štúdiami

V tejto časti porovnáme naše výsledky s niektorými štúdiami, ktoré identifikujú vplyv fiškálnej politiky pomocou štruktúrnych VAR modelov. Takéto porovnanie je však z viacerých aspektov problematické. V zahraničí sa používajú konsolidované údaje zvlášť pre príjmy štátneho rozpočtu a zvlášť pre výdavky. Použitie deficitu, tak ako sme to urobili my, má okrem redukcie počtu parametrov VAR modelu tú výhodu, že prípadné skreslenie príjmov a výdavkov sa

kompenzuje. Na druhej strane je však interpretácia výsledkov dvojznačná – deficit môže rásť v dôsledku rastu výdavkov pri konštantných príjmoch alebo poklesom príjmov (daní) pri nezmenených výdavkoch. Náš postup vedie k jedinému vektoru reakcií na fiškálne šoky, ale v literatúre sa vyskytujú reakcie zvlášť na výdavkový a zvlášť na príjmový šok, pričom majú rôzne hodnoty. Porovnanie je ďalej problematické aj pre rozdiel v otvorenosti ekonomík – dá sa predpokladať, že v malej otvorenej ekonomike ako slovenská sa do dovozu preleje väčšia časť fiškálneho stimulu ako vo veľkej a relatívne uzavretej ekonomike (napríklad USA). Napokon, v porovnaní s inými štúdiami, tu prezentované výsledky boli získané z veľmi malého počtu pozorovaní, pre tranzitívnu ekonomiku, ktorá sa musela okrem procesu dobiehania vyrovnávať s elimináciou deformácií z obdobia rokov 1996 – 1998. Pri hodnotení výsledkov treba mať na zreteli, že každá atypická situácia vo východiskových údajoch mala na výsledky oveľa väčší vplyv ako v štúdiách, ktoré sa robili z údajov na rádovo päťdesiat rokov, kde mali anomálie jednotlivých hospodárskych cyklov menšiu váhu a mohli sa navzájom kompenzovať. Preto treba brať prezentované výsledky ako prvý, predbežný odhad a pri prítomnosti rozdielov oproti iným štúdiám pripustiť možnosť, že tieto rozdiely nemusia zodpovedať diametrálne odlišnej štruktúre slovenskej ekonomiky, ale že môžu byť zapríčinené aj výraznými jednorazovými anomáliami v hospodárskom vývoji Slovenskej republiky. Iným problémom je často iná metodika identifikácie VAR modelu a iná informačná množina (vektor premenných). Zameriame sa preto hlavne na výsledky analogické s multiplikátormi prezentovanými v grafe 6.

Prvú dôležitú štúdiu na identifikáciu fiškálnych šokov napísali Blanchard a Perotti (1999). Na základe trojzložkového VAR modelu pre prípad stochastických trendov konštatujú, že citlivosť HDP na dane je asi 1,3, pričom maximálny efekt nastúpi asi po roku. Citlivosť HDP na verejné výdavky je asi 0,7, pričom okamžitý účinok je 0.9 a v ďalších štvrtrokoch zoslabne.

Už spomenutá štúdia Engeman a kol. (2008) prezentuje výsledky dvoch metód identifikácie pre americkú ekonomiku. Uvažujú o dvoch špecifikáciách – so štátnymi výdavkami a s vojenskými výdavkami (prístup s umelými premennými), pričom každá z týchto špecifikácií má ešte viacero variantov. Celkovo možno povedať, že pre prípad identifikácie rovnicami detekujú vplyv výdavkov na HDP ako my (impulse-response 0.4 až 0.6), ale dlhodobejší (aspoň 16 štvrtrokov, niekde aj trvalo), avšak v niektorých variantoch je zrejme vytesňovanie súkromného sektora pri raste štátnych výdavkov. Pri identifikácii umelými premennými je vplyv rádovo vyšší (dlhodobo okolo 2, maximálne okolo 3,5 v piatom štvrtroku)

Caldara a Kamps (2008) odhadujú VAR model pre americké údaje a prezentujú viacero prístupov k identifikácii. Podľa autorov sa výsledky líšia pre jednotlivé metódy identifikácie. Pôvod rozdielov treba hľadať v rozdielnom efekte daňového šoku. Kým identifikácia poradím a všeobecná identifikácia reštrikciami v tvare rovníc vedú k nízkemu vplyvu daní a kladnému multiplikátoru vyrovnaného rozpočtu, znamienkové reštrikcie vedú ku kladnému vplyvu výdavkov (impulse-response kulminujú asi po desiatich až pätnástich štvrtrokoch na hodnote blízko dvoch) vysokému vplyvu daní (impulse-response kulminujú po piatich štvrtrokoch na hodnote blízko dvoch a vracajú sa k nule) a zápornému multiplikátoru vyrovnaného rozpočtu.

De Castro Fernández, F., a Hernández de Cos (2006) konštruujú päťzložkový VAR (dane, vládne výdavky, output, reálne nominálne úrokové miery štátnych dlhopisov a deflátor HDP) pre Španielsko. Identifikujú ho reštrikciami v tvare rovníc, pričom niektoré parametre kalibrujú. Ich výpočty indikujú, efekty vládnych výdavkov sú najvyššie po piatich štvrtrokoch (impulse-response okolo 1,3), ale dlhodobo záporné, pričom ceny mierne vzrastú. Na druhej strane, zvýšenie daní spôsobí aj zvýšenie vládnych výdavkov, takže celkový efekt na rozpočet

je dlhodobý záporný. Efekty na HDP sú pre vzrastajúci deficit krátkodobý kladný, neskôr však klesajú a nadobúdajú záporné hodnoty (impulse-response kulminujú až po 28 štvrtrokoch na hodnote asi -0,12). V tomto scenári úrokové miery vzrastajú. Konštruujú viac verzií modelu s rôznymi typmi vládnych výdavkov a čistých daní, pričom zisťujú, že verejné investície sú oveľa efektívnejšie ako spotreba a priame dane majú väčší efekt ako nepriame.

Heppke-Falk a kol. (2006) konštruujú podobný model s analogickou identifikáciou pre Nemecko, ako aj modely pomerne veľké modely s dezagregovanými vládными výdavkami a príjmami. Ich výpočty indikujú slabý bezprostredný vplyv vládnych výdavkov na HDP. Zvýšenie štátnych investícií má slabý bezprostredný vplyv, ktorý ale trvá najmenej šesť resp. 8 štvrtrokov, takže kumulatívne impulse-response sú veľmi vysoké (až nad 20 – po deviatich štvrtrokoch)¹⁰, efekt spotreby je nevýznamný. Po dezagregácii daní zistili významný vplyv priamych daní (absolútna hodnota rastie až na 2,6 v piatom štvrtroku a potom klesá k nule) a nevýznamný vplyv nepriamych daní na output.

Mountford a Uhlig (2005) v už spomenutej štúdii na údajoch z USA zistili, že šok do vládnych výdavkov bude mať iba malý vplyv na output (maximálny multiplikátor asi 1.4 v deviatom štvrtroku) a významne nezmení príjmy vlády. Na druhej strane, zvýšenie daní bude mať za následok pokles outputu (maximálny multiplikátor asi 3.5 v 13 štvrtroku) a úrokových mier. Priemerný multiplikátor agregovaný podľa času je však pre príjmy i výdavky záporný, pre multiplikátor vyrovnaného rozpočtu výrazne záporný.

Štiková a kol. (2006) konštruujú troj- a päťzložkové modely pre Českú republiku. Päťzložková verzia je analogická ako v De Castro Fernández, F., a Hernández de Cos (2006) a tiež je identifikovaná všeobecnou identifikáciou reštrikciami v tvare rovníc. Štruktúra odhadovaných matíc je však iná ako u španielskych autorov. Vládne výdavky majú dlhodobý kladný vplyv na HDP (impulse-response blízko jednej) a krátkodobý záporný vplyv na infláciu a úrokové miery. Vládne príjmy nemajú efekt na HDP, krátkodobý zvyšujú ceny a úrokové miery. Táto práca teda obsahuje pomerne výnimočné výsledky, čo sa týka účinkov fiškálnej politiky.

6 Zhrnutie a záver

Táto práca sa zaoberá aplikáciou metodológie štruktúrnych autoregresných modelov na oblasť fiškálnej politiky. V literatúre sa dajú rozlíšiť dva prístupy k efektívnosti fiškálnej politiky – Keynesiánsky a neoklasický. Prvý prístup je aktivistický a predpokladá použitie fiškálnej politiky na obmedzenie negatívnych výkyvov v hospodárskom cykle podporou efektívneho dopytu. Druhý prístup predpokladá, že racionálne subjekty vedia odhadnúť budúce náklady expanzívnej fiškálnej politiky, zapracujú ich do svojich očakávaní a znížia hospodársku aktivitu, takže celkový efekt bude na output malý, avšak náklady fiškálnej politiky sa dlhodobý premietnu napríklad do zvýšených úrokových mier.

Základom na určenie efektov fiškálnej politiky je VAR model pre deficit verejných financií, reálnu úrokovú mieru, tempo rastu HDP a deflátor HDP na štvrtročných údajoch za roky 1997 až 2007 za Slovenskú republiku. Následne sme tento VAR model v redukovanej forme identifikovali.

¹⁰ Toto sú však iba kumulované impulse – response funkcie, takže treba zobrať do úvahy, že aj štátne investície rastú nad pôvodnú úroveň šoku.

Metodologicky táto štúdia kombinuje dva prístupy – prístup identifikácie odhadom vzťahov pre štruktúrne šoky, tak ako to urobili Blanchard a Perotti (1999) so znamienkovými reštrikciami, ako ich uplatnili Canova a de Nicoló (2000). Výhodou použitia transformačnej matice z identifikácie podľa Blancharda a Perottiho ako východiskového riešenia pre generáciu variantov pre znamienkové reštrikcie je možnosť zamerať sa na oblasť, kde je viac variantov splňujúcich reštrikcie.

Zvýšenie deficitu o jedno percento HDP trvale vy zvýšilo mieru rastu HDP iba krátkodobo, a to o 0.4% ročne bezprostredne pri zvýšení, v ďalších obdobiach by sa vplyv znížil na 0.2% a asi po šiestich štvrtrokoch by sa tempo rastu HDP vrátilo na svoju pôvodnú úroveň. Hlavným efektom takéhoto trvalého zvýšenia deficitu by bolo trvalé zvýšenie reálnych úrokových mier. Naše výsledky, spolu s väčšinou dostupných (pomerne) porovnateľných štúdií teda zodpovedajú skôr neoliberalným názorom. Ukazuje sa tiež nižšia účinnosť fiškálnej politiky ako v iných krajinách, čo možno vysvetliť veľmi veľkou otvorenosťou slovenskej ekonomiky. Treba však brať do úvahy, že tu ide iba o prvý, experimentálny odhad s malým počtom pozorovaní. Výroková schopnosť našich výsledkov je teda oveľa menšia ako pri použití údajov za rádovo desiatky rokov, ktoré zahŕňajú viacero hospodárskych cyklov.

Literatúra

Astley, M. S., Garratt, A.: Exchange Rates and Prices: Sources of Sterling Real Exchange Rate Fluctuations 1973-94, London, Bank of England, 1998

Blanchard, O., Perotti, R.: An Empirical Characterization Of The Dynamic Effects Of Changes In Government Spending And Taxes On Output, Working Paper 7269, NBER, Cambridge, 1999

Blanchard, O.J., R. Perotti (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. Quarterly Journal of Economics 117 (4), str. 1329 - 1368.

Blanchard, O.J., Quah, D., 1989. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances, American Economic Review 79, 655–673.

Caldara, D., Kamps, Ch.: What Are The Effects Of Fiscal Policy Shocks?, A Var-Based Comparative Analysis working Paper Series, Nr. 877 ECB, Frankfurt am Main, 2008

Canova, F., de Nicoló, G.: Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G7, International Finance Discussion Paper Nr. 660, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2000

Christiano, L. J., Eichenbaum M. a Evans, Ch. L.: Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?, NBER, Cambridge, 1998

De Castro Fernández, F., Hernández de Cos, P.: The Economic Effects Of

Exogenous Fiscal Shocks In Spain, A Svar Approach, Working Paper Series No 647, ECB, Frankfurt am Main, 2006

Dungey M., Fry R.: The Identification of Fiscal and Monetary Policy in a Structural VAR, University of Cambridge, 2007

Engemann, K. M., Owyang, M. T. a Zubairy, S.: A Primer on the Empirical Identification of Government Spending Shocks, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, March/April 2008, 90(2), str. 117-132.

Fry, R. - Pagan, A.: Some Issues in Using Sign Restrictions for Identifying Structural VARs, Working Paper Nr. 14, NCER, April 2007

Heppke-Falk, K. H., Tenhofen, J., Wolff, G. B.: The Macroeconomic Effects Of Exogenous Fiscal Policy Shocks In Germany: A Disaggregated SVAR Analysis, Discussion Paper, Deutsche Bundesbank, Frankfurt am Main, 2006

Krusec, D.: The effects of fiscal policy on output in a structural VEC model framework: The case of four EMU and four non-EMU OECD countries, European University Institute, Florence, 2003

Lucas R.: "Macro-economic Policy Evaluation: A Critique," in The Phillips Curve and Labor Markets, ed. by K. Brunner and A. H. Meltzer, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1. Amsterdam: North-Holland, 1976, pp. 19-46.

Mountford, A., Uhlig, H.: What are the Effects of Fiscal Policy Shocks ?, Discussion Paper 2005-039, Humboldt-Universität, Berlin, 2005

Paustian, M. O.: "When Do Sign Restrictions Work?", Bowling Green State University, 2006

Ramey, V., Shapiro, M. D. “Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending.” Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, June 1998, 48, pp. 145-94.

Sims, Ch. A.: Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, Vol. 48, No. 1. (Jan., 1980), pp. 1-48.

Štiková, R. a kol.: Effects of Fiscal Policy in the Czech Republic: A SVAR analysis, FSV UK, Praha 2006, (prezentácia), <http://ies.fsv.cuni.cz/default/file/download/id/5551>

Uhlig, H., What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure, *Journal of Monetary Economics* 52 (2005) 381–419

Prílohy

Parametre použitého VAR modelu

Vector Autoregression Estimates

Date: 10/06/08 Time: 17:17

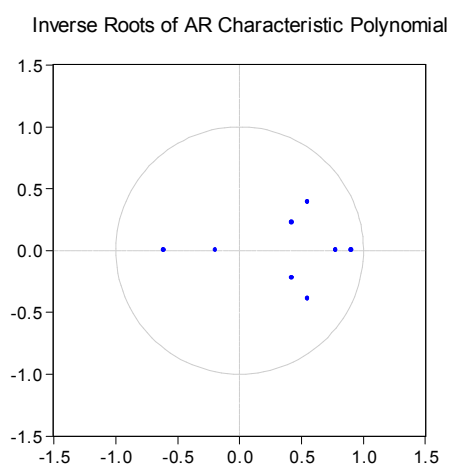
Sample (adjusted): 1997Q3 2006Q4

Included observations: 38 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| | DEFC | RC | DYC | DPC |
|----------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| DEFC(-1) | 1.242849 (0.15881) [7.82587] | 0.241891 (0.44166) [0.54768] | 0.093303 (0.29189) [0.31965] | 0.050163 (0.24747) [0.20270] |
| DEFC(-2) | -0.478702 (0.15333) [-3.12196] | 0.064401 (0.42642) [0.15103] | -0.045565 (0.28182) [-0.16168] | -0.053983 (0.23893) [-0.22593] |
| RC(-1) | 0.062429 (0.06516) [0.95806] | 0.598351 (0.18122) [3.30184] | -0.341613 (0.11977) [-2.85235] | 0.111504 (0.10154) [1.09814] |
| RC(-2) | -0.055139 (0.06281) [-0.87792] | 0.188624 (0.17467) [1.07992] | 0.252864 (0.11544) [2.19052] | -0.103160 (0.09787) [-1.05407] |
| DYC(-1) | 0.090413 (0.11529) [0.78425] | 0.327792 (0.32061) [1.02240] | 0.238597 (0.21189) [1.12605] | 0.229118 (0.17964) [1.27541] |
| DYC(-2) | -0.402982 (0.12416) [-3.24575] | 0.647044 (0.34528) [1.87396] | 0.601815 (0.22819) [2.63729] | -0.499395 (0.19347) [-2.58129] |
| DPC(-1) | -0.058679 (0.15545) [-0.37748] | -0.011113 (0.43231) [-0.02571] | -0.329233 (0.28571) [-1.15234] | 0.764716 (0.24223) [3.15699] |
| DPC(-2) | -0.036844 (0.16094) [-0.22892] | 0.546047 (0.44759) [1.21998] | 0.153338 (0.29581) [0.51837] | -0.210639 (0.25079) [-0.83990] |
| C | 0.030830 (0.01282) [2.40414] | -0.085434 (0.03566) [-2.39562] | 0.015318 (0.02357) [0.64993] | 0.033318 (0.01998) [1.66737] |
| R-squared | 0.902788 | 0.759273 | 0.606775 | 0.577068 |
| Adj. R-squared | 0.875971 | 0.692866 | 0.498299 | 0.460397 |
| Sum sq. resids | 0.003406 | 0.026344 | 0.011506 | 0.008271 |
| S.E. equation | 0.010838 | 0.030140 | 0.019919 | 0.016888 |

| | | | | |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|
| F-statistic | 33.66471 | 11.43358 | 5.593641 | 4.946111 |
| Log likelihood | 123.1555 | 84.28847 | 100.0266 | 106.3001 |
| Akaike AIC | -6.008182 | -3.962551 | -4.790875 | -5.121057 |
| Schwarz SC | -5.620333 | -3.574702 | -4.403025 | -4.733208 |
| Mean dependent | 0.056699 | 0.014836 | 0.042144 | 0.050787 |
| S.D. dependent | 0.030773 | 0.054385 | 0.028122 | 0.022990 |
| <hr/> | | | | |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | 6.48E-15 | | | |
| Determinant resid covariance | 2.20E-15 | | | |
| Log likelihood | 425.5801 | | | |
| Akaike information criterion | -20.50421 | | | |
| Schwarz criterion | -18.95282 | | | |



VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 10/24/08 Time: 16:54
 Sample: 1996Q1 2007Q4
 Included observations: 38

| Lags | LM-Stat | Prob |
|------|----------|--------|
| 1 | 12.10176 | 0.7369 |
| 2 | 14.14803 | 0.5877 |
| 3 | 9.407478 | 0.8957 |
| 4 | 23.43098 | 0.1027 |
| 5 | 33.48836 | 0.0064 |
| 6 | 23.12347 | 0.1105 |
| 7 | 9.416131 | 0.8953 |
| 8 | 18.51991 | 0.2943 |
| 9 | 11.82499 | 0.7559 |
| 10 | 11.46454 | 0.7799 |
| 11 | 10.46371 | 0.8413 |
| 12 | 7.779282 | 0.9552 |

Probs from chi-square with 16 df.

Parametre odhadu matíc pri identifikácii reštrikciami v tvare rovníc

Structural VAR Estimates

Date: 10/06/08 Time: 17:17

Sample (adjusted): 1997Q3 2006Q4

Included observations: 38 after adjustments

Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)

Convergence achieved after 8 iterations

Structural VAR is over-identified (2 degrees of freedom)

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$

Restriction Type: short-run text form

@E1 = C(111)*@U1+C(113)*@E3

@E2 = C(121)*@E1+ C(122)*@U2 +C(124)*@E4

@E3 = + C(133)*@U3 +C(134)*@U4

@E4 = +C(144)*@U4

Where

@e1 represents DEFC residuals

@e2 represents RC residuals

@e3 represents DYK residuals

@e4 represents DPC residuals

| | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|--------|-------------|------------|-------------|--------|
| C(113) | -0.139543 | 0.085310 | -1.635718 | 0.1019 |
| C(121) | 0.727510 | 0.438748 | 1.658150 | 0.0973 |
| C(124) | -0.326683 | 0.281565 | -1.160241 | 0.2460 |
| C(111) | 0.010475 | 0.001202 | 8.717798 | 0.0000 |
| C(122) | 0.028960 | 0.003322 | 8.717798 | 0.0000 |
| C(133) | 0.015897 | 0.001824 | 8.717798 | 0.0000 |
| C(134) | -0.012002 | 0.002923 | -4.105689 | 0.0000 |
| C(144) | 0.016888 | 0.001937 | 8.717798 | 0.0000 |

Log likelihood 404.6098

LR test for over-identification:

Chi-square(2) 0.856325 Probability 0.6517

Estimated A matrix:

| | | | |
|-----------|----------|----------|----------|
| 1.000000 | 0.000000 | 0.139543 | 0.000000 |
| -0.727510 | 1.000000 | 0.000000 | 0.326683 |
| 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 |
| 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 |

Estimated B matrix:

| | | | |
|----------|----------|----------|-----------|
| 0.010475 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 0.000000 | 0.028960 | 0.000000 | 0.000000 |
| 0.000000 | 0.000000 | 0.015897 | -0.012002 |
| 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.016888 |

Impulse-response z identifikácie reštrikciami v tvare rovníc

