



Odhad vplyvu fiškálnej konsolidácie na rast HDP v SR

RNDr. Monika Pécsyová

Inštitút finančnej politiky, Ministerstvo financií SR

Slovenská ekonomika zažíva ďalšiu významnú etapu fiškálnej konsolidácie vo svojej histórii. Na rozdiel od predchádzajúcich významných konsolidačných epizód v našej histórii sa však v súčasnosti nemôže „spolahnúť“ na mäkký vankúš v podobe priaznivej situácie svetovej ekonomiky, integračný šprint či spustenie nových kapacít v automobilovom priemysle ako v rokoch 2003 až 2005 a 2011. Hlavným cieľom článku je odhadnúť veľkosť fiškálnych multiplikátorov na Slovensku s cieľom kvantifikovať vplyvy fiškálnych balíčkov v rokoch 2011 a 2013.

¹ Súbor faktorov ovplyvňujúcich veľkosť multiplikátorov nájdeme napr. v Beetsma, 2008.

Úvod

V 90-tych rokoch dominovalo z hľadiska priority skúmanie vplyvu menovej politiky na ekonomiku. Spustením finančnej krízy v roku 2009 sa však pozornosť ekonómov presunula na skúmanie fiškálnej politiky. Najprv bolo cieľom ekonómov navrhnúť opatrenia, ktoré by najrýchlejšie a v čo najväčšej miere dokázali naštartovať ekonomický rast. Narastajúca dlhodobá neudržateľnosť verejných dlhov krajín si však vyžiadala potrebu návrhov optimálnych konsolidačných balíčkov, ktoré čo najmenej poškodia rast ekonomík. Téma vplyvu fiškálnej politiky na rast HDP je v súčasnosti ostro sledovaná a diskutovaná aj na Slovensku. Slovenská ekonomika totiž zažíva ďalšiu významnú etapu fiškálnej konsolidácie vo svojej histórii.

Účinky fiškálnej politiky na rast HDP sú predmetom širokej škály literatúry, hneď na začiatku však treba zdôrazniť, že v tejto otázke neexistuje jednoznačný konsenzus. *Fiškálny multiplikátor* totiž závisí od veľkého počtu rôznych individuálnych faktorov a jeho odhady sú zvyčajne veľmi citlivé na výber ekonometrickej metódy. V rámci jednej krajiny tak empirická literatúra často ponúka nielen kvantitatívne, ale aj kvalitatívne odlišné výsledky. V prípade Slovenska je situácia navyše komplikovaná krátkosťou časových radov a početnými štrukturálnymi zmenami v ekonomike za ostatných dvadsať rokov.

Cieľom článku je pomocou štrukturálneho autoregresného modelu odhadnúť veľkosť fiškálnych multiplikátorov na Slovensku a na základe toho kvantifikovať veľkosť konsolidačných balíčkov v rokoch 2011 a 2013.

PREHĽAD LITERATÚRY

Fiškálny multiplikátor reprezentuje zmenu výstupu (Y), ktorú vyvolala exogénna zmena deficitu (D) (Spilimbergo, 2009). Zjednodušene tak hovorí, o koľko eur sa zvýši HDP, ak vláda zvýši výdavky o jedno euro. Ak je multiplikátor vyšší ako jedna, zvýšenie vládnych výdavkov o 1 euro zvýši HDP o viac ako 1 euro. V článku budeme pod pojmom multiplikátor rozumieť percentuálnu zmenu HDP vyvolanú zmenou deficitu na úrovni 1 % HDP.

Vzhľadom na časový horizont môžeme fiškálne multiplikátory presnejšie rozdeliť na:

- *okamžitý fiškálny multiplikátor* reflektujúci aktuálnu zmenu HDP v reakcii na zmenu fiškálnej politiky

$$\left(\equiv \frac{\Delta Y(t)}{\Delta D(t)} \right)$$

- *kumulatívny fiškálny multiplikátor* definovaný ako súčet zmien HDP v reakcii na zmenu D v určitom časovom horizonte

$$\left(\equiv \frac{\sum_{j=1}^N \Delta Y(t+j)}{\sum_{j=1}^N \Delta D(t+j)} \right)$$

Väčšina ekonómov sa zhodne v tom, že 10%-né zvýšenie ponuky peňazí sa v istom momente prejaví na zvýšení cenovej hladiny. Takýto široký konsenzus však v otázkach o vplyvoch fiškálnej politiky neexistuje. Naopak, v súčasnosti vieme toho o týchto vplyvoch stále prekvapivo málo. V porovnaní so štúdiami vplyvov menovej politiky sa stále podstatne menej prác zaoberá vplyvmi fiškálnej politiky na ekonomiku, a to v teoretickej aj empirickej debata. Fiškálny multiplikátor totiž závisí od veľkého počtu rôznych individuálnych faktorov a jeho odhady sú zvyčajne veľmi citlivé na výber ekonometrickej metódy.

Multiplikátory nie sú univerzálne a ich veľkosť determinujú viaceré faktory¹: *otvorenosť ekonomiky* (čím je otvorenosť väčšia, tým je výška multiplikátora nižšia), *rozvinutosť finančného sektora* (čím je finančný sektor rozvinutejší, tým je multiplikátor nižší), *veľkosť automatických stabilizátorov* (znižuje hodnotu multiplikátora, keďže znižuje volatilitu disponibilného príjmu v rámci hospodárskeho cyklu), *ekonomický cyklus* (ak sa ekonomika nachádza pod potenciálom, multiplikátory sa v prípade fiškálnej reštrikcie zvyšujú), *marginálny sklon k spotrebe* (vyššia miera úspor zvyšuje hodnotu multiplikátora v prípade konsolidácie), *možnosť synchronizácie fiškálnej politiky s monetárnou politikou* (expanzívna monetárna politika môže do určitej miery kompenzovať efekt fiškálnej reštrikcie prostredníctvom zmien úrokových sadzieb),



Tabuľka 1 Porovnanie multiplikátorov podľa veľkosti ekonomík

	Výdavkový multiplikátor	Príjmový multiplikátor
Veľké krajiny	1 – 1,5	0,5 – 0,75
Stredne veľké krajiny	0,5 – 1	0,25 – 0,5
Malé a otvorené ekonomiky	< 0,5	< 0,25

Zdroj: Spilimbergo (2009).

časový horizont zmien vo fiškálnej politike (pri dočasnej zmene fiškálnej politiky je reakcia menšia ako pri trvalej zmene), samotná štruktúra opatrení (neexistuje jednoznačná zhoda, vo všeobecnosti sa predpokladá menší multiplikátor v prípade príjmových opatrení).

Aj napriek vysokej neistote Medzinárodný menový fond ponúka približné úrovne multiplikátorov vzhľadom na veľkosť a otvorenosť krajiny (tzv. rule of thumb).

V určitých prípadoch môže dôjsť k situácii, keď je fiškálny multiplikátor negatívny. V jeho prospech hovorí prúd nekeynesovských efektov, ktorý spomína niekoľko kanálov transmisie. Cez kanál úrokovej miery si môže daná krajina prostredníctvom fiškálnej reštrikcie zvýšiť svoju kredibilitu v očiach zahraničia a investorov. Pre krajiny strednej Európy bola fiškálna konsolidácia menej bolestná, keďže pokles HDP plynúci zo zníženia výdavkov bol kompenzovaný prílevom investícií a tvorbou pracovných miest. V tejto súvislosti Rzóncza a Cizkovic (2005) vo svojej štúdii identifikovali pomocou panelovej regresie negatívny multiplikátor v prípade nových členských krajín EÚ v období rokov 1993 až 2002, medzi ktorými bolo aj Slovensko. Ďalším kanálom sú očakávania domácností. Koncept tzv. ricardiánskej ekvivalencie, ktorá hovorí o tom, že domácnosti prispôsobujú svoje príjmy aj v závislosti od očakávaní od vlády. Ak napr. vláda zvýši výdavky a s nimi aj deficit, domácnosti očakávajú, že vláda bude musieť v budúcnosti zvýšiť dane, preto dodatočné príjmy ušetria a nezvyšujú spotrebu. Zvýšenie výdavkov tak nemá vplyv na zvýšenie agregátneho dopytu.

Transmisné kanály existujú aj na ponukovej strane. Znižovanie mzdových výdavkov vo verejnom sektore má za následok znižovanie tlakov na rast reálnych miezd v celej ekonomike, čo znamená nižšie náklady pre firmy a rast ich cenovej konkurencieschopnosti na medzinárodných trhoch. Čím je krajina otvorenejšia, tým väčší význam má dynamika rastu miezd. Nižšie náklady firmám zároveň môžu viesť k vyšším ziskom a ku sklonu k ďalším investíciám. Na druhej strane zvyšovanie daní má presne opačný efekt.

Vo všeobecnosti existuje konsenzus (IMF 2012, OECD 2012), že vplyv konsolidácií môže byť v súčasnosti výraznejší v porovnaní s ostatnými rokmi. Hlavným dôvodom je fakt, že konsolidácia verejných financií prebieha naraz vo viacerých krajinách. Navyše možnosti monetárnej politiky sú v súčasnosti obmedzené. Podľa OECD simultánna konsolidácia vo viacerých krajinách zvyšuje hodnotu multiplikátora o jednu tretinu. Obmedzený priestor pre

monetárnu politiku zvyšuje multiplikátor o ďalšiu tretinu. Podľa MMF sa fiškálne multiplikátory pre vyspelé ekonomiky pohybovali na úrovni 0,5, kým v súčasnosti mohli narásť na úroveň od 0,9 do 1,7. Ďalšie štúdie sa taktiež zhodujú, že v súčasnej situácii môžu byť multiplikátory vyššie než 1.²

Na Slovensku sa doposiaľ touto témou bližšie zaoberala len štúdia NBS, ktorá odhadla fiškálny multiplikátor na úrovni 0,4.³ Odhadmi multiplikátorov do štruktúry pre Slovensko sa venuje štúdia OECD.⁴ Tá predpokladá multiplikátory s veľkosťou 0,1 až 0,3 pre daň z príjmov fyzických osôb a nepriame dane a ostatné opatrenia a 0,2 až 0,7 pre investície do infraštruktúry, nákupy tovarov a služieb a transfery domácnostiam. Napriek tomu, že štúdia skúmala stimuly a odhady multiplikátorov pre Slovensko sú len nepriame, použijeme výsledky autorov na porovnanie nami kvantifikovaných výsledkov v prípade odhadov fiškálnych balíčkov v rokoch 2011 a 2013.

PREDPOKLADY SVAR MODELU

Popri v súčasnosti veľmi populárnych DSGE modeloch sú najrozšírenejším prístupom pre štúdium vplyvov fiškálnych šokov na ekonomiku štruktúrne vektorovo autoregresné modely (SVAR). Tie pracujú na jednoduchom princípe, ktorý predpokladá, že komplexné fungovanie ekonomiky sa dá obsiahnuť v malom počte premenných, ktoré sú modelované v rovniciach pomocou predchádzajúcich hodnôt všetkých premenných s jedným alebo viacerými oneskoreniami.

Výhodou tohto prístupu je kvantifikácia multiplikátorov nielen v krátkodobom horizonte, ale v rozpätí viacerých rokov. Nevýhodou je (tak ako štandardne pri použití každej ekonometrickej metódy na slovenských dátach) ich krátkosť a množstvo štruktúrnych šokov. Čím menej premenných je obsiahnutých v modeli, tým je model abstraktnejší, a naopak, viac premenných znamená menej stupňov voľnosti pre odhad. V prípade krátkych slovenských dát sme tak obmedzený na čo najmenší počet premenných. To však napríklad neumožňuje zaradiť do modelu niektoré dodatočné premenné. Model napríklad nedokáže obsiahnuť mimoriadne priaznivý vývoj externého prostredia z minulosti, čo sa môže odraziť na podhodnotení multiplikátorov. Problémom tak môže byť malá vzorka dát zo „zlých časov“. Na druhej strane však môže byť použiteľnosť údajov z obdobia krízy podľa niektorých ekonómov spochybiteľná. Napr. Spilimbergo konštatuje, že znovuoohodnotenie fiškálnych multiplikátorov v čase krízy skôr nie je vhodné, keďže sa významne zmenili

2 Batini, Callegari, Melina 2012, Auerbach, Gorodnichenko 2012.
3 Benčík, 2009. Štúdia však berie do úvahy iba celkovú zmenu deficitu, pričom nerozlišuje medzi príjmovou a výdavkovou konsolidáciou.
4 OECD, 2009.



- 5 Boussard (2012).
 6 Bourriel (2010).
 7 Výdavky aj príjmy boli deflované deflátorom HDP.
 8 Ako úrokovú mieru sme použili výnos 1-ročného štátneho dlhopisu, keďže dlhšie splatnosti boli emitované neskôr.
 9 LR test a Akaikeho informačné kritérium.
 10 V prípade chýbajúcich kvartálnych údajov sme v niektorých prípadoch pristúpili k interpolácii z ročných údajov.
 11 Podobne e_t^g , e_t^p a e_t^r sú štrukturálne ortogonálne šoky odvodené z rovníc produkcie, cien a úrokovej miery, odvodené z redukovanej formy rezíduí.
 12 Perotti (2004) predpokladal elasticitu rovnajúcu sa -0,5, ako však konštatuje Fernandez (2006), hodnota nemá významný vplyv na výsledky (to platí aj v našom prípade).

štrukturálne parametre ekonomík, pričom práve ich stabilita je predpokladom ekonometrických modelov.

Hlavná kritika tohto prístupu spočíva v tom, že VAR modely nevedia zachytiť okamžitú reakciu subjektov na trhu na ohlásenie šoku a tým v konečnom dôsledku skresľujú výsledky.⁵ Kritika sa vzťahuje aj na použitie kvartálnych dát, keďže v skutočnosti sa rozhodnutia o fiškálnej politike realizujú na ročnej báze.⁶

Pri odhade SVAR modelu sme sa inšpirovali prístupom, ktorý vo svojich prácach prvýkrát použili Blanchard a Perotti (2002), resp. Perotti (2004). V prvom kroku bol odhadnutý kvartálny 5-zložkový VAR s nasledujúcimi premennými: reálne⁷ verejné výdavky, reálne čisté dane, reálny HDP, deflátor HDP a úroková miera⁸ (g_t, t_t, y_t, p_t, r_t) v tvare

$$X_t = D(L) X_{t-1} + U_t,$$

kde $X_t = (g_t, t_t, y_t, p_t, r_t)$ je vektor endogénnych premenných. Jediným deterministickým komponentom v tomto modeli je konštanta a $D(L)$ je autoregresný polynómový operátor. VAR model bol odhadnutý v redukovanej forme metódou OLS, pričom počet oneskorení (jeden) v modeli bol určený pomocou štandardných ekonometrických testov.⁹

Premenné sú očistené od sezónnych vplyvov a s výnimkou úrokovej miery zlogaritmované. Zahŕňajú obdobie od prvého štvrťroka 1997 do prvého štvrťroka 2012. Výdavky zahŕňajú odmeny zamestnancov, nákupy tovarov a služieb a verejné investície. Čisté dane zahŕňajú všetky príjmy verejnej správy znížené o bežné a kapitálové transfery a úrokové náklady.¹⁰ Rozdielom oboch položiek tak dostávame primárne saldo verejných financií. Hlavným dôvodom takéhoto rozdelenia je rozdielny vplyv jednotlivých zložiek na ekonomiku. Kým napríklad medzispotreba alebo investície priamo znižujú agregátny dopyt, zvýšenie daní a transferov môže byť čiastočne tlmené poklesom úspor.

Vektor $U_t = (u_t^g, u_t^t, u_t^y, u_t^p, u_t^r)$ obsahuje rezíduá z redukovanej formy, ktoré majú vo všeobecnosti nenulovú koreláciu a nemajú žiadnu ekonomickú interpretáciu, sú však lineárnou kombináciou štrukturálnych šokov. Podľa postupu Perottiho a Blancharda (2002) a Perottiho (2004) môžeme rezíduá z redukovanej formy zapísať nasledujúcim spôsobom:

$$u_t^g = \alpha_{g,y} u_t^y + \alpha_{g,p} u_t^p + \alpha_{g,r} u_t^r + \beta_{g,d} e_t^d + e_t^g \quad (1a)$$

$$u_t^t = \alpha_{t,y} u_t^y + \alpha_{t,p} u_t^p + \alpha_{t,r} u_t^r + \beta_{t,g} e_t^g + e_t^t \quad (1b)$$

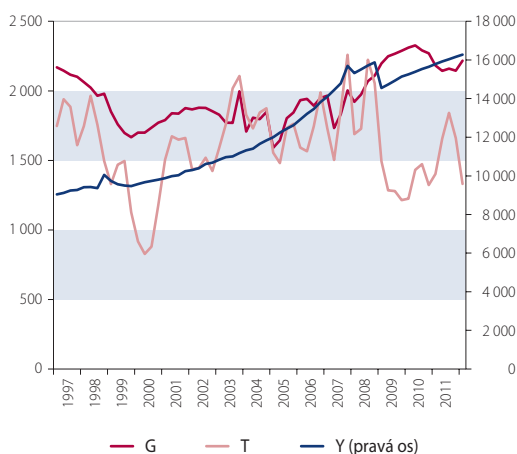
kde e_t^g a e_t^t sú štrukturálne ortogonálne šoky vládnych výdavkov a čistých daní.¹¹ Nás bude zaujímať analýza efektov štrukturálnych fiškálnych šokov e_t^g a e_t^t na zvyšok premenných v systéme, na čo potrebujeme hodnoty koeficientov α_{ij} a β_{ij} .

Použitie kvartálnych dát nám umožňuje predložiť základný Perottiho predpoklad, podľa ktorého sa súbežne reakcie vládnych výdavkov a ostatných premenných (s výnimkou cien), teda a_{gy} , a_{gt} a a_{gr} , rovnajú nule. Implementácia nových vládnych opatrení totiž zvyčajne trvá viac ako tri mesiace.

Elasticita vládnych výdavkov vzhľadom na ceny (a_{gp}) je určená arbitrárne na základe predpokladov o elasticitách jednotlivých zložiek výdavkov. Predpokladáme iba polovičnú elasticitu vládnej medzispotreby (nákupov tovarov a služieb) vzhľadom na ceny, čo v reálnom vyjadrení implikuje elasticitu -0,5. Odmeny zamestnancov reagujú na zmeny cien zvyčajne len s oneskorením (sú indexované k minulej CPI, ročná valorizácia), a preto v reálnom vyjadrení majú elasticitu -1. Na druhej strane, o vládnych investíciách je realistické prijať predpoklad jednotkovej elasticity v nominálnom vyjadrení, implikujúcej nulovú elasticitu v reálnom vyjadrení. Agregovaná elasticita vládnych výdavkov v reálnom vyjadrení potom dosahuje -0,7.¹²

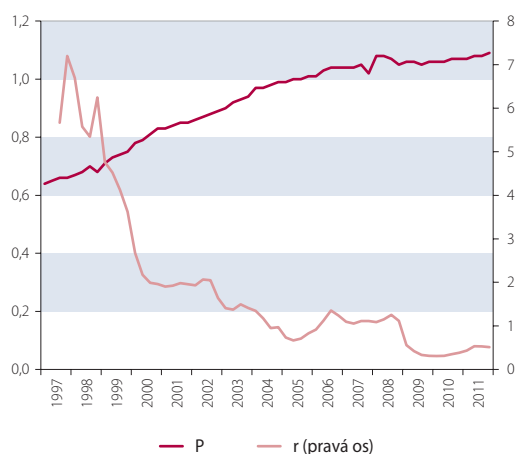
Inovácie úrokových mier neovplyvňujú žiadnu zo zostávajúcich inovácií (a_{tr}, a_{yr}, a_{pr}), keďže čisté dane sú očistené od úrokových nákladov. Tento predpoklad zabezpečuje tri ďalšie reštrikcie. Uve-

Graf 1 Vývoj reálnych výdavkov, čistých daní a HDP (v mil. EUR)



Zdroj: ŠÚ SR.

Graf 2 Vývoj deflátoru HDP a úrokovej miery (v %)



Zdroj: ŠÚ SR.



domujeme si pri tom, že daná reštrikcia v prípade čistých daní (aj napriek tomu, že sú očistené od úrokových nákladov) až taká jednoznačná nie je.¹³

V prípade rovnice 1b je elasticita čistých daní od HDP vypočítaná ako vážený priemer elasticít jednotlivých príjmových kategórií, resp. transferov. Tie sú dané súčinom elasticity výberu dane k relevantnej daňovej makroekonomickej základni a elasticity tejto základne vzhľadom na HDP:

$$\alpha_{i,y} = \sum_i \varepsilon_{T_i,B_i} \varepsilon_{B_i,y} \frac{T_i}{T}$$

kde $T = \sum T_i$ ¹⁴, ε_{T_i,B_i} je elasticita i-tej kategórie čistých daní na svoju daňovú bázu a $\varepsilon_{B_i,y}$ je elasticita daňovej bázy i-tej kategórie čistých daní vzhľadom na HDP. Použili sme predpoklad jednotkovej elasticity dane k základni pre všetky kategórie, čo je v dlhodobom horizonte v súlade s konštrukciou výpočtu daňovej povinnosti. Elasticitu daňových základní vzhľadom na HDP sme determinovali na základe ekonometrických odhadov, ktoré dávali celkovú elasticitu čistých daní od HDP na úrovni 0,76.

Obdobný postup sme použili na určenie elasticity čistých daňových príjmov vzhľadom na ceny s tým, že elasticity pre jednotlivé kategórie boli arbitrárne zvolené na základe jednoduchých ekonomických úvah. Napríklad pre DPH je elasticita nulová, keďže ide o proporcionálnu daň. Pri transferoch sme naopak určili elasticitu -1, keďže značná časť transferov je viazaná na ceny, resp. mzdy, s oneskorením. Vypočítaná celková elasticita tak dosiahla úroveň 1,18. Poslednú reštrikciu určuje nulový súbežný vplyv inflácie na produkciu.

Po zadaní predchádzajúcich reštrikcií môžeme systém 1 zapísať nasledovne:

$$u_i^{g,CA} = u_i^g - (\alpha_{g,y} u_i^y + \alpha_{g,p} u_i^p + \alpha_{g,r} u_i^r) = \beta_{g,i} e_i^g + e_i^g \quad (2a)$$

$$u_i^{t,CA} = u_i^t - (\alpha_{t,y} u_i^y + \alpha_{t,p} u_i^p + \alpha_{t,r} u_i^r) = \beta_{t,i} e_i^t + e_i^t \quad (2b)$$

Pre úplné určenie systému je nutné ešte prijať predpoklad o fungovaní fiškálnej politiky na Slovensku. Na základe mechanizmu zostavovania rozpočtu verejnej správy sa javí ako realistické predpokladať, že rozhodnutia o daňovej politike predchádzajú rozhodnutiam o vládnych výdavkoch. To by implikovalo, že elasticita čistých daní vzhľadom na výdavky ($\beta_{i,g}$) je nulová. Elasticitu vládnych výdavkov od daňových príjmov môžeme odvodiť pomocou dosadenia e_i^t do vzťahu 2a a následne odhadnúť pomocou OLS. Z teoretického hľadiska je ťažké nájsť argumenty pre obidve poradia rozhodnutí fiškálnej politiky. Treba poznamenať, že v literatúre skôr prevažuje opačný prístup a predpokladá sa, že výdavkové rozhodnutia predchádzajú daňovým. V tom prípade sa $\beta_{g,t}$ rovná nule, čo implikuje ďalšiu reštrikciu na elasticitu $\alpha_{t,g}$, ktorá sa tiež rovná nule.¹⁵

Keďže nás zaujímajú predovšetkým vplyvy fiškálnych šokov, poradie zostávajúcich premenných neovplyvňuje výsledky. Rezíduá produkcie z redukovanej formy rezíduí môžeme zapísať ako lineárnu kombináciu fiškálnych šokov:

$$u_i^y = \gamma_{y,g} u_i^g + \gamma_{y,t} u_i^t + e_i^y \quad (3)$$

Z definície vyplýva, že niektoré súbežné korelácie medzi redukovanou formou rezíduí fiškálnych rovníc a e_i^t sa očakávajú. Z tohto dôvodu je 3 odhadované inštrumentálnymi premennými, použitím štruktúrálnej nekorelovaných fiškálnych šokov e_i^g a e_i^t ako inštrumentov pre u_i^g a u_i^t . Podobne rovnica pre ceny

$$u_i^p = \gamma_{p,g} u_i^g + \gamma_{p,t} u_i^t + \gamma_{p,y} u_i^y + e_i^p$$

môže byť odhadnutá použitím e_i^g , e_i^t a e_i^y ako inštrumentov a rovnica úrokovej miery

$$u_i^r = \gamma_{r,g} u_i^g + \gamma_{r,t} u_i^t + \gamma_{r,y} u_i^y + \gamma_{r,p} u_i^p + e_i^r$$

môže byť odhadnutá po získaní e_i^p .

Model obsahujúci ortogonálne štruktúrne šoky sa dá zapísať nasledujúcim spôsobom:

$$\Gamma U_i = B V_i$$

kde vektor V_i obsahuje ortogonálne štruktúrne šoky,¹⁶

$$\Gamma = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0,7 & 0 \\ 0 & 1 & -0,76 & -1,18 & 0 \\ -\gamma_{yg} & -\gamma_{yt} & 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{pg} & -\gamma_{pt} & -\gamma_{py} & 1 & 0 \\ -\gamma_{rg} & -\gamma_{rt} & -\gamma_{ry} & -\gamma_{rp} & 1 \end{pmatrix}$$

$$B = \begin{pmatrix} \beta_{g,i}^g & \beta_{g,i}^t & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{t,i}^g & \beta_{t,i}^t & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{y,i}^y & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_{p,i}^p & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{r,i}^r \end{pmatrix}$$

Rezíduá z redukovanej formy môžeme zapísať ako lineárnu kombináciu ortogonálnych štruktúrálnej šokov:

$$U_i = \Gamma^{-1} B V_i$$

VÝSLEDKY

Samotnému modelovaniu najskôr predchádzalo testovanie časových radov na stacionaritu, resp. nestacionaritu, pomocou testov jednotkového koreňa. Z premenných v základnej SVAR špecifikácii bola stacionárna len úroková miera a čisté dane. Napriek tomuto faktoru sa v špecifikácii použijú premenné v úrovniach a nie diferenciách, tak ako je bežnou praxou v týchto prípadoch, keďže nás primárne zaujímajú dynamiky a nie odhady parametrov (Perotti, 2002; de Castro Fernandez

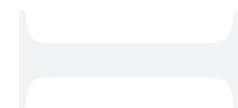
13 Čisté dane zahŕňajú napríklad aj dôchodky z majetku, ktoré sú ovplyvnené vývojom úrokových mier. Predpokladáme však (v súlade s Fernandezom, 2006), že tieto vplyvy sú minimálne.

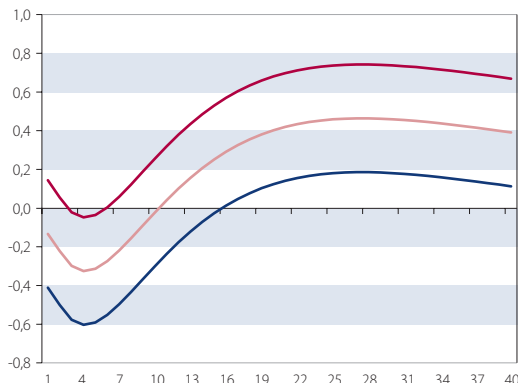
14 T_i sú pozitívne v prípade daní, negatívne v prípade transferov.
15 Tak ako u Fernandez (2006), aj u nás elasticita a poradie výdavky vs. dane nemá zásadný vplyv na výsledky. Dôvodom je nízka nesignifikantná korelácia medzi výdavkovými a daňovými šokmi.

16 Týmto spôsobom sme identifikovali

$$2n^2 - \frac{n(n+1)}{2} = 35$$

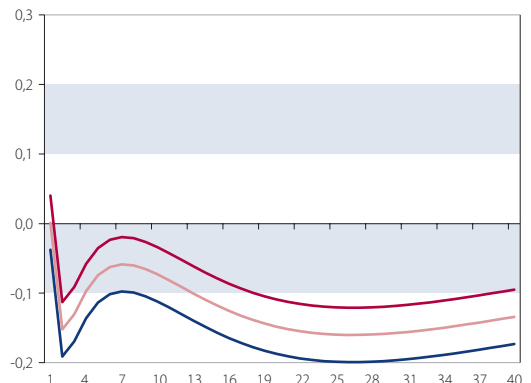
reštrikcií, kde n je počet endogénnych premenných, tak aby bol systém identifikovaný (Ravník 2010).



**Graf 3** Reakcia HDP na negatívny výdavkový impulz s veľkosťou 1 % HDP

Zdroj: Vlastné výpočty.

Poznámka: Na grafe je vynesená tzv. impulse response funkcia s 90 % intervalom spoľahlivosti. Na horizontálnej osi sú vynesené kvartály, t. j. graf zobrazuje priebeh reakcie HDP v čase.

Graf 4 Reakcia HDP na pozitívny impulz do čistých daní s veľkosťou 1 % HDP

Zdroj: Vlastné výpočty.

Poznámka: Na grafe je vynesená tzv. impulse response funkcia, s 90 % intervalom spoľahlivosti. Na horizontálnej osi sú vynesené kvartály, t. j. graf zobrazuje priebeh reakcie HDP v čase.

17 Standardne sa v literatúre uvádzajú reakcie na jednotkové pozitívne výdavkové šoky. Na účely tohto konsolidačného „cvičenia“ sme teda znamienko obrátili.

18 Priebeh reakcií ostatných premenných je zobrazený v boxe 1.

19 IMF Outlook (October 2010), chapter 3 "Will it hurt? Macroeconomic Effects of Fiscal Consolidation" diskutuje nevýhody metodológie navrhnuté v článku Alesina a Ardagna (2009).

and de Cos, 2006; Heppke-Falk, Tenhofen and Wolf, 2006). Na základe testov stability ležia všetky korene charakteristického polynómu uprostred jednotkového kruhu.

V grafe 3 je zobrazená reakcia HDP na negatívny (konsolidačný) výdavkový šok¹⁷ s veľkosťou 1 % HDP. V krátkodobom horizonte má pokles vládných výdavkov podľa očakávaní negatívny vplyv na HDP. Okamžitý multiplikátor dosahuje hodnotu 0,14. Kumulatívny multiplikátor po jednom roku dosahuje hodnotu 0,39. Kvalitatívne je negatívna reakcia HDP v súlade s očakávaniami, jej veľkosť je však v priebehu prvých štyroch rokov (s výnimkou 3. až 5. kvartálu) nesignifikantne rôzna od nuly. Po dvoch rokoch od šoku dochádza k pozitívnej reakcii HDP.

Nekeynesovská reakcia na výdavkový šok po niekoľkých kvartáloch nie je v literatúre ojedinelá (napr. Buriel, 2009, v prípade krajín eurozóny alebo Fernandez, 2009, na príklade Španielska). Takéto nekeynesiánske transmisné kanály existujú na strane dopytu (ricardiánske domácnosti, zníženie rizikových prírážok) aj na strane ponuky (vyššia konkurencieschopnosť prostredníctvom nižších nákladov). Pozitívna reakcia v strednodobom horizonte môže byť ovplyvnená aj informáciou v našich dátach z minulosti, keď v období rokov 2003 až 2005 aj napriek masívnej výdavkovej konsolidácii dosiahol rast HDP v priemere 5 % a každý rok akceleroval. Samotný model nezohľadňuje viac než priaznivý vývoj externého prostredia v takmer celom pozorovanom období ani ponukové faktory v neskoršom období (napr.

nábeh automobiliek). Tieto faktory, ktoré v modeli nekontrolujeme, tak môžu nadhodnocovať pozitívny vplyv konsolidačných opatrení na rast po dvoch rokoch.

Graf 4 prezentuje pozitívny šok do čistých daní s veľkosťou 1 % HDP. Reakcia je podľa očakávaní negatívna a signifikantná v celom horizonte desiatich rokov. Krátkodobý je však negatívny vplyv na HDP menší ako v prípade výdavkového šoku. Kumulatívny multiplikátor po jednom roku dosahuje hodnotu 0,15.¹⁸

Z výsledkov tak vyplýva, že konsolidácia prostredníctvom výdavkov má oproti príjmovej konsolidácii vyššie náklady v podobe strateného rastu v krátkodobom horizonte. V strednodobom až dlhodobom horizonte však na rast vplyva pozitívne. Výsledky sú v súlade so širokým konsenzom z literatúry.

FIŠKÁLNA KONSOLIDÁCIA NA SLOVENSKU

V krátkej histórii samostatnej Slovenskej republiky vieme identifikovať dve úspešné obdobia konsolidácie verejných financií: 1993 až 1995 a 2003 až 2005. Kritérium hodnotenia úspešnosti konsolidácie vychádza z práce Alesina a Ardagna (2009). Tí identifikujú obdobie fiškálnej konsolidácie na základe kritéria cyklicky upraveného primárneho salda verejnej správy, ktoré by sa v danom období malo zlepšiť minimálne o 1,5 % HDP.¹⁹ Fiškálnu konsolidáciu hodnotia ako úspešnú, ak kumulatívny pokles hrubého dlhu verejnej správy v období troch rokov od začatia konsolidácie presiahne 4,5 % HDP.

Tabuľka 2 Odhady fiškálnych multiplikátorov

Multiplikátory	Okamžitý	1-ročný kumulatívny	2-ročný kumulatívny	3-ročný kumulatívny	Dlhodobý
Výdavkový	0,14	0,39	0,65	0,39	negatívny
Príjmový	0,00	0,15	0,17	0,23	pozitívny

Zdroj: Vlastné výpočty.



Prvému identifikovanému obdobiu sa v ďalšom texte nebudeme venovať z viacerých dôvodov. Fiškálne údaje pre toto obdobie nie sú v plnej miere porovnateľné s údajmi za ďalšie roky. Navyše ekonomika bola v tomto období vystavená mnohým šokom, ktoré sťažujú identifikáciu vplyvu fiškálnej politiky na HDP. Výsledkom konsolidácie v období 2003 až 2005 bolo prudké zníženie deficitu z vyše 8 % HDP pod 3 % HDP bez toho, aby sa prejavili negatívne následky úsporných opatrení na hospodárskom raste. Aj vďaka konsolidácii sa zvýšila kredibilita Slovenska v očiach zahraničných investorov. Súčasne sa odstránili mnohé neefektívne spôsoby vynakladania verejných zdrojov. Výrazným znakom bolo, že celá konsolidácia prebehla na výdavkovej strane.

Počas obdobia 2003 až 2005 aj napriek výraznému konsolidačnému úsiliu došlo k akcelerácii rastu ekonomiky. Napriek tomu nie je možné sformulovať jednoznačný záver, či bol fiškálny multiplikátor v tomto období negatívny.²⁰ K výrazným rastom ekonomiky v tomto období vo významnej miere prispeli najmä pozitívna situácia v externom prostredí, vstup Slovenska do EÚ, naštartovanie štrukturálnych reforiem a nízka východisková úroveň ekonomiky. Na druhej strane fiškálna konsolidácia prostredníctvom očakávaní znížila obavy investorov, čo sa premietlo do zníženia rizikových prirážok k úrokovej sadzbe na vládne dlhopisy. To spolu s následným poklesom úrokových mier prilákalo investície a zvýšilo exportný potenciál krajiny.

Prvé z Alesinových-Ardagniných kritérií spĺňa aj rok 2011, keď došlo k historicky druhému najväčšiemu konsolidačnému úsiliu (3,3 % HDP) na Slovensku. Šetriace opatrenia vlády pomohli sklesať deficit verejnej správy z takmer 8 % HDP tesne pod 5 % HDP. Štruktúra konsolidačného balíčka predstavovala 60 : 40 v prospech výdavkových opatrení. Na základe odhadov výdavkového a príjmového multiplikátora vieme kvantifikovať veľkosť šetriaceho balíčka na rast HDP na úrovni -0,99 p. b., čo implikuje celkový multiplikátor na úrovni 0,29. Na porovnanie odhad vplyvu fiškálneho balíčka pomocou multiplikátora OECD vychádza

podobne: -0,98 p. b. vplyv na rast s multiplikátorom na úrovni 0,29.

V súvislosti s postupom pri nadmernom deficite sa vláda SR zaviazala znížiť deficit verejných financií v roku 2013 pod 3 % HDP. V súlade s ustanoveniami preventívnej časti Paktu stability a rastu by Slovensko malo každoročne zlepšovať štrukturálne saldo minimálne o 0,5 % HDP. To predstavuje dosiahnutie deficitu verejnej správy v roku 2013 na úrovni 2,9 % HDP, v roku 2014 na úrovni 2,4 % HDP a v roku 2015 na úrovni 1,9 % HDP.

Vláda prijala v roku 2013 balíček opatrení na úrovni 3,6 %²¹ HDP v štruktúre 70 : 30 v prospech príjmových opatrení.²² Balíček zahŕňa aj opatrenia s nulovým vplyvom na rast, napr. redukciu druhého piliera. Opatrenia s priamym vplyvom na HDP odhadujeme na úrovni 2,6 % HDP. **Na základe toho predpokladáme, že konsolidácia ukrojí z rastu 0,68 p. b., čo implikuje veľkosť multiplikátora na úrovni 0,26.** V prípade multiplikátorov OECD dostávame veľkosť celkového multiplikátora na úrovni 0,28 a negatívny príspevok k rastu vo veľkosti -0,74 p. b. Prebiehajúca hospodárska a dlhová kríza v eurozóne vnášajú do analýzy dodatočnú neistotu nielen čo sa týka budúceho vývoja externého prostredia, ale aj v súvislosti so správaním domácností a firiem vzhľadom na ich klesajúcu dôveru. To by však predstavovalo potrebu prijať dodatočné opatrenia, ktoré by celkový negatívny vplyv na ekonomiku ešte zvýšili.

ZÁVER

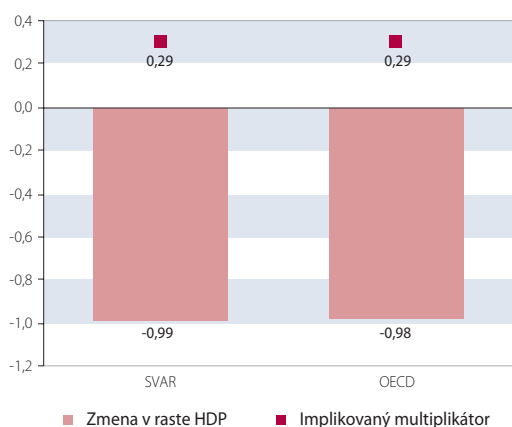
Väčšina ekonómov sa zhodne na tom, že 10-percentné zvýšenie ponuky peňazí sa v istom momente prejaví na zvýšení cenovej hladiny. Takýto široký konsenzus však v otázkach o vplyvoch fiškálnej politiky neexistuje. Naopak, v súčasnosti vieme o týchto vplyvoch stále prekvapivo málo. V porovnaní so štúdiami vplyvov menovej politiky existuje stále podstatne menej prác zaoberajúcich sa vplyvmi fiškálnej politiky na ekonomiku. Z hľadiska priority totiž v 90-tych rokoch dominovalo skúmanie vplyvov menovej politiky. Vypuknutím finančnej krízy v roku 2009 sa však pozornosť ekonómov presunula na skúmanie fiškálnej

20 Napríklad štúdia Rzonca A., Cizkowicz P. (2005), ktorá pracovala s panelovými modelmi nových členských krajín EÚ (teda aj Slovenska), potvrdila negatívny multiplikátor v tomto období.

21 Stav k 1. 2. 2013.

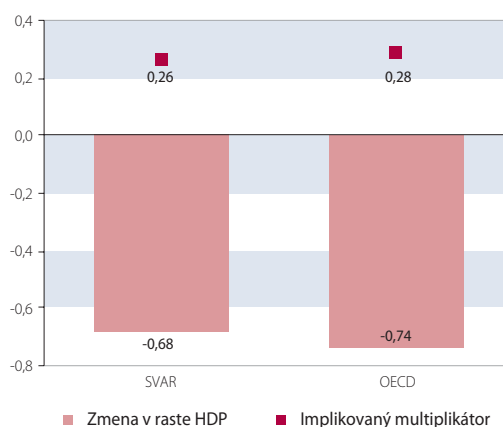
22 Viac o štruktúre konsolidačných balíčkov v rokoch 2011 a 2013 a ich vplyve na rast slovenskej ekonomiky aj pomocou alternatívnych prístupov bude možné nájsť v pripravovanej štúdii Inštitútu finančnej politiky.

Graf 5 Vplyv konsolidácie 2011 na rast HDP



Zdroj: Vlastné výpočty.

Graf 6 Vplyv konsolidácie 2013 na rast HDP



Zdroj: Vlastné výpočty.



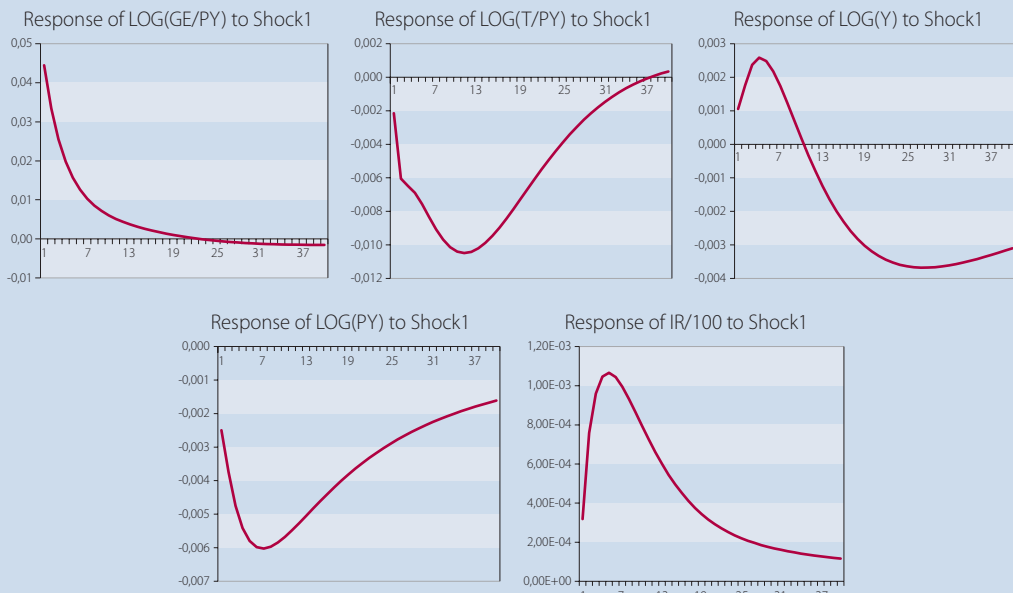
Box 1

Impulse response funkcie na pozitívny výdavkový šok

Graf ilustruje *impulse response funkcie* použitých premenných v základnej SVAR špecifikácii na pozitívny výdavkový šok. Samotná odozva reálnych výdavkov na šok vo výdavkoch je relatívne perzistentná, čo naznačuje závislosť budúcich výdavkov od exogénnych výdavkových šokov. Okamžitá negatívna pozitívna reakcia čistých daní je prekvapivá, avšak v literatúre nie ojedinelá (Burriel, 2009). V strednodobom horizonte je v súlade s klesajúcou ekonomickou aktivitou. Celý priebeh tak naznačuje zhoršenie salda ve-

rejných financií pri výdavkovom šoku. Reakcia cien na rast vládnych výdavkov je neintuitívna. Treba však poznamenať, že v literatúre neexistuje v tomto prípade jednoznačný konsenzus. Napríklad Fatás a Mihov (2001) a Mountford a Uhlig (2009) poukázali na signifikantný negatívny efekt cien na výdavky a Marcellino (2006) takisto identifikoval negatívnu reakciu, avšak nesignifikantnú. Reakcia úrokovej miery je v súlade s ekonomickou teóriou, pričom postupné zmiernenie je v súlade s poklesom ekonomickej aktivity.

Response to Structural One S.D. Innovations



Zdroj: Vlastné výpočty.

Literatúra:

1. Alesina, F. A., Ardagna, S. (2009). *Large changes in fiscal Policy: Taxes versus spending*. National Bureau of Economic Research, Cambridge.
2. Auerbach, A., Gorodnichenko, Y. (2012). *Fiscal Multipliers in Recession and Expansion in Fiscal Policy after the Financial Crisis*. ed. by Alberto Alesina and Francesco Giavazzi (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).
3. Batini, N., Callegari, G., Giovannini, M. (2012). *Successful Austerity in the United States, Europe, and Japan*, IMF Working Paper No. 12/190.
4. Beetsma, R. (2008). *A survey of the effects of discretionary fiscal policy*. Swedish fiscal policy council.
5. Benčík, M. (2009). *Analýza vplyvu fiškálnej politiky na hospodársky cyklus – Aplikácia štruktúrneho VAR modelu*. Výskumná štúdia NBS, 2/2009.
6. Blanchard, O., Perotti, R. (2002). *An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of changes in Government Spending and Taxes on Output*. Quarterly Journal of Economics, 117(4), p.1329-1368.
7. Boussard J., Castro F., Salto M. (2012). *Fiscal multipliers and public debt Dynamics in consolidations*. Economic papers 460 European Commission.
8. Burriel P. et. al. (2009). *Fiscal policy shocks in the euro area and the US. An empirical assessment*. ECB Working paper series No 1133.
9. Fatás, A., Mihov I. (2001). *The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence*. CEPR Discussion Papers 2760, April.
10. Fernández, F., Hernández de Cos P. (2006). *The Economic Effects of Exogenous Fiscal Shocks in Spain: SVAR Approach* ECB working paper no. 647/2006.

politiky. Cieľom ekonómov bolo navrhnúť opatrenia, ktoré by najrýchlejšie a v čo najväčšej miere dokázali naštartovať ekonomický rast. Narastajúca dlhodobá neudržateľnosť verejných dlhov krajín si však vyžiadala potrebu návrhov optimálnych konsolidačných balíčkov, ktoré čo najmenej poškodia rast ekonomík. Téma vplyvu fiškálnej politiky na rast HDP je v súčasnosti ostro sledovaná a diskutovaná aj na Slovensku. Slovenská ekonomika totiž zažíva ďalšiu významnú etapu fiškálnej konsolidácie vo svojej histórii.

Treba zdôrazniť, že skúmanie vzťahov medzi fiškálnou politikou a ekonomickou aktivitou nesie so sebou veľkú mieru neistoty. Ani zahraničný empirický výskum neprináša zatiaľ širší konsenzus, pokiaľ ide o makroekonomické vplyvy fiškálnej politiky. Výsledky štúdií skúmajúce vzťahy medzi ekonomickým rastom a fiškálnou politikou sa výrazne rôznia. Mnohokrát prinášajú dokonca protichodné závery. Veľkosť fiškálneho multiplikátora totiž závisí od množstva faktorov. Medzi najvýznamnejšie patrí veľkosť a otvorenosť krajiny,

ekonomický cyklus a štruktúra opatrení. Práve preto môžu mať dve objemovo totožné konsolidácie (aj v rámci jednej krajiny) výrazne odlišný dosah na dynamiku HDP. Navyše neistota odhadov je zvýraznená v prípade Slovenska krátkosťou časových radov a početnými štruktúrnymi zmenami v ekonomike za ostatných dvadsať rokov.

Popri v súčasnosti veľmi populárnych DSGE modeloch sú najrozšírenejším prístupom, pokiaľ ide o štúdium vplyvov fiškálnych šokov na ekonomiku, štruktúrne vektorovo autoregresné modely (SVAR). Pri odhade SVAR modelu sme sa inšpirovali prístupom, ktorý vo svojich prácach prvýkrát použili Blanchard a Perotti (2002), resp. Perotti (2004).

Vzhľadom na vysokú otvorenosť našej ekonomiky sa očakáva, že fiškálne multiplikátory sú pre Slovensko menšie v porovnaní s väčšími a uzavretými ekonomikami. Naše výsledky potvrdili, že multiplikátory sú menšie než 1. Z výsledkov SVAR analýzy vyplýva, že konsolidácia prostredníctvom výdavkov má oproti príjmovej konsolidácii vyššie



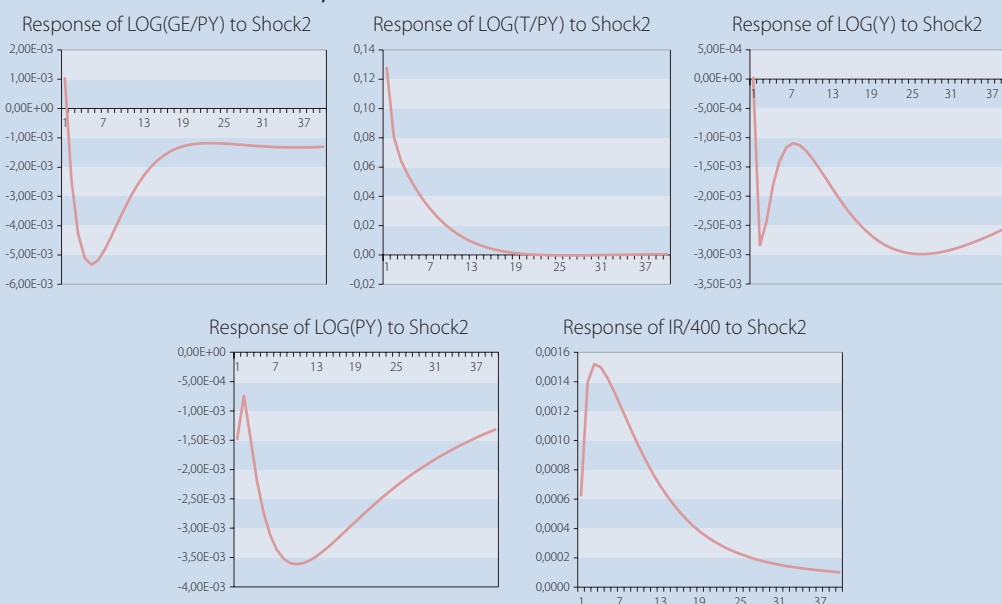
Box 2

Impulse response funkcie na pozitívny šok do čistých daní

Graf ilustruje *impulse response funkcie* použitých premenných v základnej SVAR špecifikácii na pozitívny daňový šok. Reakcia výdavkov na dane je negatívna takmer v celom pozorovanom časovom horizonte, podobne ako v prípade Burriel (2009). Priebeh naznačuje ochotu

vlády kresť výdavky pri poklese ekonomickej aktivity. Reakcia cien na rast vládnych výdavkov je v súlade s ekonomickou teóriou. Reakcia úrokovej miery nie je úplne intuitívna, je však veľmi malá. Podobný výsledok však zaznamenal aj Burriel (2009) a Kamps, Caldara (2006).

Response to Structural One S.D. Innovations



Zdroj: Vlastné výpočty.

náklady v podobe strateného rastu v krátkodobom horizonte. Na druhej strane v strednodobom až dlhodobom horizonte je menej bolestivá.

Okamžitý výdavkový multiplikátor nadobúda hodnotu 0,14. Ročný kumulatívny výdavkový multiplikátor dosahuje hodnotu 0,39. SVAR analýza identifikovala v dlhodobom horizonte negatívnu hodnotu multiplikátora. Dôvodom môže byť fakt, že väčšina dát, s ktorými pracujeme, je z tzv. dobrých časov, čo môže v prípade SVAR modelu podhodnocovať výsledky multiplikátora v dlhodobom horizonte. Samotný model nezohľadňuje viac než priaznivý vývoj externého prostredia v takmer celom pozorovanom období ani ponukové faktory v neskoršom období (napr. nábeh automobiliek). Spomenuté faktory, ktoré v modeli nekontrolujeme, tak môžu nadhodnocovať pozitívny vplyv konsolidačných opatrení na rast po dvoch rokoch. V prípade príjmového multiplikátora dostávame jeho ročnú kumulatívnu hodnotu na úrovni 0,15.

Na základe odhadov multiplikátorov vieme kvantifikovať veľkosť konsolidačných balíčkov v rokoch 2011 a 2013. V roku 2011 vychádzame

z veľkosti balíčka na úrovni 3,4 %, ktorý ukrojil z rastu HDP 0,99 p. b. V súvislosti s postupom pri nadmernom deficite sa vláda SR zaviazala znížiť deficit verejných financií v roku 2013 pod úroveň 3 % HDP, čo si vyžiadalo prijatie opatrní na úrovni 3,6 % HDP. Ich negatívny vplyv na rast HDP odhadujeme na úrovni -0,68 p. b. Výsledky sú blízke odhadom pri použití multiplikátorov OECD.

Kríza a pretrvávajúca neistota spôsobujú, že súčasná konsolidácia môže byť bolestivejšia ako v minulosti. Jedným z dôvodov je celová neistota, ktorá sa vo forme zvýšenej opatrnosti premieta do nárastu miery úspor domácností a firiem. Navyše v súčasnosti priebehu konsolidácia vo viacerých krajinách zároveň. Možnosti menovej politiky sú obmedzené, čo znižuje možný tlmiaci efekt negatívnych vplyvov šetrenia vlád. Prebiehajúca hospodárska a dlhová kríza v eurozóne vnášajú do analýzy dodatočnú neistotu nielen s budúcim vývojom externého prostredia, ale aj v súvislosti so správaním sa domácností a firiem vzhľadom na ich klesajúcu dôveru. To predstavuje riziko prijatia dodatočných opatrení, ktoré by celkový negatívny vplyv na ekonomiku ešte zvýšili.

11. Heppke-Falk, K. H., Tenhofen, J., Wolf, G. B. (2006). *The Macroeconomic Effects of Exogenous Fiscal Policy Shocks in Germany: a Disaggregated SVAR Analysis*. Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies, No 41/2006.
12. IMF (2012). *World economic outlook*. October 2012
13. IMF (2010). *Will it Hurt? Macroeconomic Effects of Fiscal Consolidation*. Chapter 3, IMF Economic Outlook, October 2010.
14. Kamps, C., Caldara, D. (2006). *What Do we Know about the Effects of Fiscal Policy Shocks? A Comparative Analysis*. Computing in Economics and Finance Series, No. 257/2006.
15. Marcellino, M. (2006). *Some Stylized Facts on Non-Systematic Fiscal Policy in the Euro Area*. CEPR Working Paper 3635, November.
16. Mountford, A., H. Uhlig (2009). *What are the effects of fiscal policy shocks?* CEPR Working Paper 3338.
17. OECD (2012). *Economic outlook* No. 92.
18. OECD (2009). *Effectiveness and scope of fiscal stimulus*. Chapter 3 of OECD Economic Outlook.
19. Pécsyová M., Šramková L., Čolláková V., Machlica G., Melioris L. (2013). *Ako veľmi bolí konsolidácia*. Ekonomická analýza Ministerstva financií SR 2013, zatiaľ nezverejnená.
20. Perotti, R. (2002). *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries*. ECB Working Paper, No. 168.
21. Perotti, R. (2004). *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries*. Proceedings, Federal Reserve Bank of San Francisco.
22. Ravnik L., Žilič I. (2010). *The use of SVAR analysis in determining the effects of fiscal shocks in Croatia*, Croatian National Bank.
23. Rzonca, A., Cizkowicz, P. (2005). *Non-Keynesian Effects of Fiscal Contraction in New Member States*. ECB working paper no. 519/2005.
24. Spilimbergo, A., Symansky, S., Schindler, M. (2009). *Fiscal multipliers*, International monetary fund working paper.