

ODHAD VPLYVU FIŠKÁLNEJ KONSOLIDÁCIE NA RAST HDP V SR

Monika Pécsyová, Inštitút finančnej politiky, Ministerstvo financií SR

1. Úvod

V 90. rokoch dominovalo z hľadiska priority skúmanie 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, avšak treba hneď na začiatku 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 krát 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.

2. 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, tak zvýšenie vládnych výdavkov o 1 euro zvýši HDP o viac ako 1 eur. V článku budeme pod pojmom multiplikátor rozumieť percentuálnu zmenu HDP vyvolanú zmenou deficitu na úrovni 1 % z 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* je 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% 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 existuje stále podstatne menej prác zaoberajúcich sa vplyvmi fiškálnej politiky na ekonomiku, a to v debate teoretickej ani empirickej. Fiškálny multiplikátor totiž závisí od veľkého počtu rôznych individuálnych faktorov a jeho odhady sú zvyčajne veľmi citlivé na výber ekonometrickej metódy.¹

Multiplikátory nie sú univerzálne a ich veľkosť je determinovaná viacerými faktormi:² *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* (ekonomika nachádza pod potenciálom, multiplikátory sa v prípade fiškálnej reštrikcie zvyšujú), *marginálny sklon ku 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 v úrokových sadziach), *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, ponúka Medzinárodný menový fond ponúka približné úrovne multiplikátorov vzhľadom na veľkosť a otvorenosť krajiny (tzv. „rule of thumb“).

1 Výsledky odhadov pre rôzne krajiny s použitím rozličných prístupov uvádza tabuľka v Prílohe A.

2 Súbor faktorov ovplyvňujúcich veľkosť multiplikátorov nájdeme napr. v Beetsma (2008).

	Výdavkový multiplikátor	Prijmový 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)

Pri určitých prípadoch môže dôjsť ku situácii, kedy je fiškálny multiplikátor negatívny. V jeho prospech hovorí prúd nekeynesovských efektov, ktorý spomína niekoľko kanálov transmisie. Cez kanál úrokovej miery si môže daná krajina cez fiškálnu reštrikciu 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 prílivom investícií a tvorbou pracovných miest. V tejto súvislosti Rzonec, Cizkowicz (2005) vo svojej štúdii identifikovali pomocou panelovej regresie negatívny multiplikátor v prípade nových členských krajín EÚ v období 1993–2002, medzi ktorými bolo aj Slovensko. Ďalším kanálom sú očakávania domácností. Koncept „Ricardiánskej ekvivalencie“ hovorí o tom, že domácnosti prispôbujú 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 firiem zároveň môže viesť k vyšším ziskom a sklonu k ďalším investíciám. Na druhej strane, zvyšovanie daní má presne opačný efekt.³

Vo všeobecnosti existuje konsenzus (IMF, 2012; OECD, 2012), že *vplyv konsolidácii 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 sa pohybovali na úrovni 0,5, kým v súčasnosti mohli narásť na úroveň 0,9–1,7. Ďalšie štúdie sa taktiež zhodujú, že v súčasnej situácii môžu byť multiplikátory vyššie než 1.⁴

3 Jednotlivé transmisné kanály sú podrobne popísané a načrtnuté v názornom diagrame v štúdii Rzonec, Cizkowicz (2005).

4 Batini, Callegari, Melina (2012), Auerbach, Gorodnichenko (2013)

Na Slovensku sa doposiaľ touto témou bližšie zaoberala len štúdia NBS, ktorá odhadla fiškálny multiplikátor na úrovni 0,4.⁵ Odhadmi multiplikátorov do štruktúry pre Slovensko sa venuje štúdia OECD.⁶ Tá predpokladá multiplikátory o veľkosti 0,1–0,3 pre DPFO a nepriame dane a ostatné opatrenia a od 0,2–0,7 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 pre porovnanie nami kvantifikovaných výsledkov v prípade odhadov fiškálnych balíčkov v rokoch 2011 a 2013.

3. Predpoklady SVAR modelu

Popri v súčasnosti veľmi populárnych DSGE modeloch sú najrozšírenejším prístupom pre štúdium vplyvov fiškálnych šokov na ekonomiku *štrukturálne vektorovo autoregresné modely* (ozn. SVAR). Vychádzame z VAR modelov, popísaných v predchádzajúcej podkapitole. 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 viac 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 štrukturálnych šokov. Čím menej premenných je obsiahnutých v modeli, tým je abstraktnejší, 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 do modelu zaradiť niektoré dodatočné premenné. Model tak 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 spochybniteľná. Napr. Spilimbergo konštatuje, že znovuodhadovanie fiškálnych multiplikátorov v čase krízy skôr nie je vhodné nakoľko sa významne zmenili 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 výsledky⁷. Kritika sa vzťahuje aj na použitie kvartálnych dát, keďže v skutočnosti sa rozhodnutia o fiškálnej politike realizujú na ročnej báze.⁸

5 Benčík (2009). Štúdia však berie do úvahy iba celkovú zmenu deficitu, pričom nerozlišuje medzi príjmovou a výdavkovou konsolidáciou.

6 OECD (2009)

7 Boussard (2012)

8 Bourriel (2010)

Pri odhade SVAR modelu sme sa inšpirovali prístupom, ktorý vo svojich prácach prvý krát použili Blanchard a Perotti (2002) resp. Perotti (2004). V prvom kroku bol odhadnutý kvartálny 5-zložkový VAR s nasledovnými premennými: *reálne⁹ verejné výdavky*, *reálne čisté dane*, *reálny HDP*, *deflátor HDP* a *úroková miera¹⁰* (ozn. g_t , t_t , y_t , p_t , r_t) v tvare

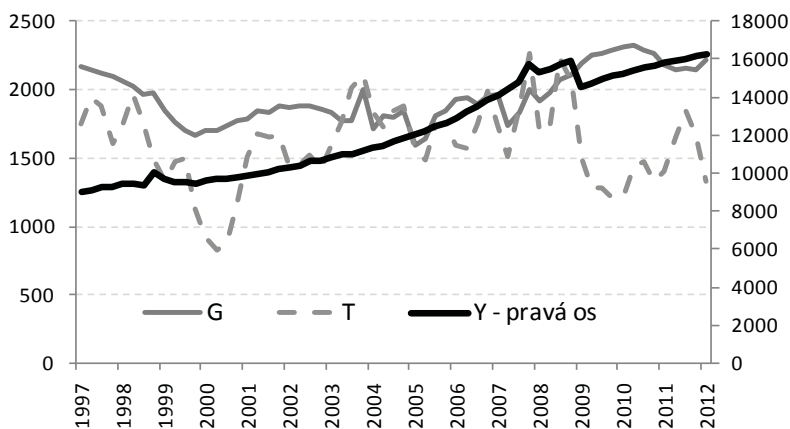
$$X_t = D(L)X_{t-1} + U_t$$

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.¹¹

Premenné sú sezónne očistené (metódou Tramo/Seats) a s výnimkou úrokovej miery zlogaritmované. Zahŕňajú obdobie od 1997Q1–2012Q1. 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.¹² Rozdielom oboch položiek tak dostávame primárne saldo VF. 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.

Graf 1

Vývoj reálnych výdavkov (G), čistých daní (T) a HDP (Y); (v mil. EUR)



9 Výdavky aj príjmy boli deflované deflátorom HDP.

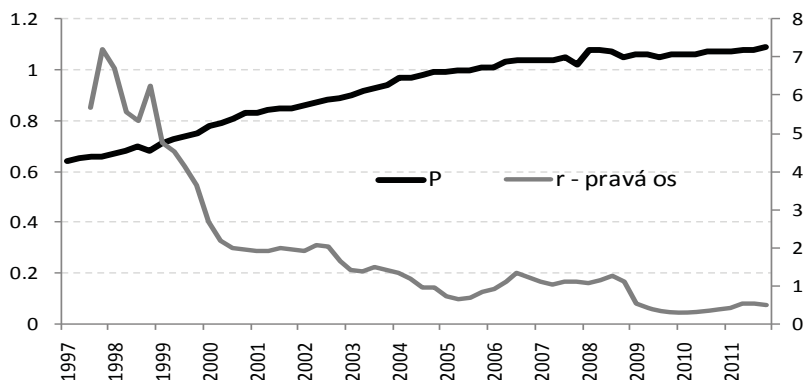
10 Ako úrokovú mieru sme použili výnos 1-ročného štátneho dlhopisu, nakoľko dlhšie splatnosti boli emitované neskôr.

11 LR test a Akaikeho informačné kritérium.

12 V prípade chýbajúcich kvartálnych údajov sme v niektorých prípadoch pristúpili k interpolácii z ročných údajov.

Graf 2

Vývoj deflátoru HDP (Y) a úrokovej miery (r); (v %)



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

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

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

kde e_t^g a e_t^i sú štrukturálne ortogonálne šoky vládnych výdavkov a čistých daní.¹³ Nás bude zaujímať analýza efektov štrukturálnych fiškálnych šokov e_t^g a e_t^i na zvyšok premenných v systéme, k čomu potrebujeme hodnoty koeficientov $\alpha_{i,j}$ a $\beta_{i,j}$.

Použitie kvartálnych dát nám umožňuje predložiť základný Perottiho predpoklad, ktorým sa súbežné reakcie vládnych výdavkov a ostatných premenných na (s výnimkou cien), teda $\alpha_{g,y}$, $\alpha_{g,t}$ a $\alpha_{g,r}$ rovnajú 0. Implementácia nových vládnych opatrení totiž zvyčajne trvá viac ako tri mesiace.

Elasticita vládnych výdavkov vzhľadom na ceny ($\alpha_{g,p}$) 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, implikujúci nulovú elasticitu v reálnom vyjadrení. Agregovaná elasticita vládnych výdavkov v reálnom vyjadrení potom dosahuje -0,7.¹⁴

13 Podobne e_t^y , e_t^p a e_t^r sú štrukturálne ortogonálne šoky odvodené z rovníc produkcie, cien a úrokovej miery odvodené z redukovanej formy reziduá.

14 Perotti (2004) predpokladal elasticitu rovnú -0,5, ako však konštatuje Fernandez (2006) hodnota nemá významný vplyv na výsledky (to platí aj v našom prípade).

Inovácie úrokových mier neovplyvňujú žiadnu zo zostávajúcich inovácií ($\alpha_{t,p}, \alpha_{y,p}, \alpha_{p,r}$), keďže čisté dane sú očistené o úrokové náklady. Tento predpoklad zabezpečuje tri ďalšie reštrikcie. Uvedomujeme si pri tom, že daná reštrikcia v prípade čistých daní (aj napriek tomu, že sú očistené o úrokové náklady) až taká jednoznačná nie je.¹⁵

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:

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

kde $T = \sum T_i$, 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 0,76.

Obdobný postup bol použitý pre 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. Naopak, pri transferoch sme určili elasticitu -1, keďže značná časť transferov je viazaná na ceny resp. mzdy s oneskorením. Vypočítaná celková elasticita tak dosiahla 1,18.¹⁷ Poslednú reštrikciu určuje nulový súbežný vplyv inflácie na produkciu.

Po zadefinovaní predchádzajúcich reštrikcií môžeme systém 1 zapísať nasledovne:

$$u_t^{g,CA} = u_t^g - (\alpha_{g,y} u_t^y + \alpha_{g,p} u_t^p + \alpha_{g,r} u_t^r) = \beta_{g,t} e_t^g + e_t^g \quad (2a)$$

$$u_t^{t,CA} = u_t^t - (\alpha_{t,y} u_t^y + \alpha_{t,p} u_t^p + \alpha_{t,r} u_t^r) = \beta_{t,g} e_t^g + e_t^t \quad (2b)$$

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 k výdavkom ($\beta_{t,g}$) je nulová. Elasticitu vládnych výdavkov od daňových príjmov môžeme odvodiť pomocou dosadenia e_t^t do vzťahu 2a a následne odhadnúť pomocou OLS. Z teoretického hľadiska je ťažké nájsť argumenty pre obidve poradia rozhodnutí fiškálnej politiky, a je nutné poznamenať, že v literatúre skôr prevažuje opačný prístup

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

16 T_i sú pozitívne v prípade daní, negatívne v prípade transferov.

17 Odhady cenových a produkčných elasticít z literatúry sú uvedené v Prílohe B.

a predpokladá sa, že výdavkové rozhodnutia predchádzajú daňovým. V tom prípade je $\beta_{g,t} = 0$, čo implikuje ďalšiu reštrikciu na elasticitu $\alpha_{t,g}$, taktiež rovnú 0.¹⁸

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

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

Z definície, niektoré súbežné korelácie medzi redukovanou formou rezíduí fiškálnych rovníc a e_t^y sú očakávané. Z tohto dôvodu je 3 odhadované inštrumentálnymi premennými, použitím štrukturálnych nekorelovaných fiškálnych šokov e_t^g a e_t^t ako inštrumentov pre u_t^g a u_t^t . Podobne, rovnica pre ceny

$$u_t^p = \gamma_{p,g} u_t^g + \gamma_{p,t} u_t^t + \gamma_{p,y} u_t^y + e_t^p$$

môže byť odhadnutá ako použitím e_t^g , e_t^t a e_t^y ako inštrumentov. A nakoniec rovnica úrokovej miery

$$u_t^r = \gamma_{r,g} u_t^g + \gamma_{r,t} u_t^t + \gamma_{r,y} u_t^y + \gamma_{r,p} u_t^p + e_t^r$$

môže byť odhadnutá po získaní e_t^p . Nakoniec model obsahujúci ortogonálne štrukturálne šoky sa dá zapísať nasledovným spôsobom:

$$\Gamma U_t = B V_t$$

kde vektor V_t obsahuje ortogonálne štrukturálne šoky¹⁹,

$$\Gamma = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0,7 & 0 \\ 0 & 1 & -0,76 & -1,18 & 0 \\ -\gamma_{yg} & -\gamma_{yt} & 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{pg} & -\gamma_{pt} & -\gamma_{py} & 1 & 0 \\ -\gamma_{rg} & -\gamma_{rt} & -\gamma_{ry} & -\gamma_{rp} & 1 \end{pmatrix}, \quad B = \begin{pmatrix} \beta_g^g & \beta_{g,t} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{t,g} & \beta_t^t & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_y^y & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_p^p & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_r^r \end{pmatrix}$$

Reziduá z redukovanej formy môžeme zapísať ako lineárnu kombináciu ortogonálnych štrukturálnych šokov nasledovne:

$$U_t = \Gamma^{-1} B V_t$$

18 Tak ako aj v prípade Fernandez (2006), aj u nás elasticita ako aj poradie výdavky vs. dane nemá zásadný vplyv na výsledky. Dôvodom je nízka nesignifikantná korelácia medzi výdavkovými a daňovými šokmi.

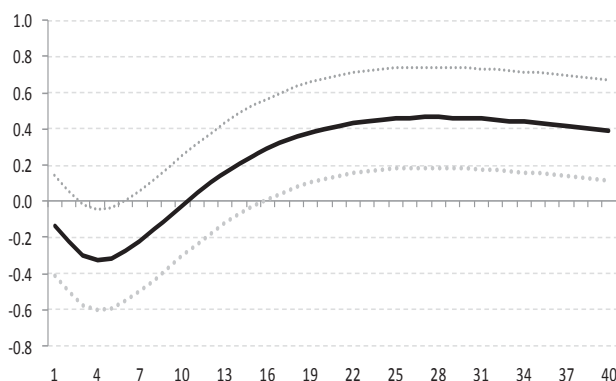
19 Týmto spôsobom sme identifikovali $2n^2 - \frac{n(n+1)}{2} = 35$ reštrikcií, kde n je počet endogénnych premenných tak aby bol systém identifikovaný (Ravnik, 2010).

4. 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 faktu budú v špecifikácii použité 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, de Cos, 2006; Heppke-Falk, Tenhofen, Wolf, 2006). Na základe testov stability ležia všetky korene charakteristického polynómu uprostred jednotkového kruhu.

Graf 3

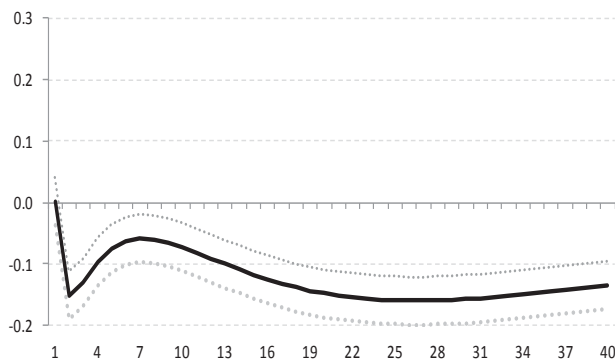
Reakcia HDP na negatívny výdavkový impulz o veľkosti 1% HDP



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

Graf 4

Reakcia HDP na pozitívny impulz do čistých daní o veľkosti 1% HDP



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

Na *Grafe 3* je zobrazená reakcia HDP na *negatívny* (konsolidačný) *výdavkový šok*²⁰ o veľkosti 1 % HDP. V krátkodobom horizonte má pokles vládnych výdavkov podľa očakávaní negatívny vplyv na HDP. Okamžitý multiplikátor dosahuje hodnotu 0,14. Kumulatívny multiplikátor po 1 roku dosahuje 0,39. Kvalitatívne je negatívna reakcia HDP v súlade s očakávaniami, avšak jej veľkosť je v priebehu prvých štyroch rokov (s výnimkou 3. – 5. kvartálu) nesignifikantne rôzna od nuly. Po dvoch rokoch od šoku dochádza ku pozitívnej reakcii HDP.

Nekeynesovská reakcia na výdavkový šok po niekoľkých kvartáloch nie je v literatúre ojedinelá (napr. Buriel, 2010 v prípade krajín EA alebo Fernandez, 2006 na príklade Španielska). Takéto nekeynesiánske transmisné kanály existujú na strane dopytu (rikardiánske domácnosti, zníženie rizikových prirážok) aj na strane ponuky (vyššia konkurencieschopnosť cez nižšie náklady). Pozitívna reakcia v strednodobom horizonte môže byť ovplyvnená aj informáciou v našich dátach z minulosti, kedy v období 2003–2005 aj napriek masívnej výdavkovej konsolidácii, rast HDP dosiahol v priemere 5 % a každým rokom akceleroval. Samotný model nezohľadňuje viac než priaznivý vývoj externého prostredia v takmer celom pozorovanom období ako aj ponukové faktory v neskoršom období ako napr. nábeh automobiliek. Spomenuté 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* o veľkosti 1 % HDP. Reakcia je podľa očakávaní negatívna a signifikantná na celom horizonte 10 rokov. Krátkodobo je však negatívny vplyv na HDP menší ako v prípade výdavkového šoku. Kumulatívny multiplikátor po 1 roku dosahuje 0,15.²¹

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 vplýva pozitívne. Výsledky sú v súlade so širokým konsenzom z literatúry.

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

Štandardná odchýlka v prípade výdavkového multiplikátora predstavovala 0,17 a pri príjmovom 0,03. Zdroj: vlastné výpočty

20 Štandardne sa v literatúre uvádzajú reakcie na jednotkové pozitívne výdavkové šoky. Pre účely tohto konsolidačného „cvičenia“ sme teda znamienko obrátili.

21 Priebeh reakcií ostatných premenných je zobrazený v Prílohe 1.

5. Fiškálna konsolidácia na Slovensku

V krátkej histórii samostatnej Slovenskej republiky vieme identifikovať dve úspešné obdobia konsolidácie verejných financií: 1993–1995 a 2003–2005. Kritérium hodnotenia úspešnosti konsolidácie vychádza z práce Alesina a Ardagna (2010). 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.²² Fiškálnu konsolidáciu hodnotia ako *úspešnú*, ak kumulatívny pokles hrubého dlhu verejnej správy v období troch rokov od zahájenia konsolidácie presiahne 4,5 % HDP.

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 2003–2005 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 2003–2005 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.*²³ 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 taktiež nízka východisková úroveň ekonomiky. Na druhej strane, fiškálna konsolidácia cez očakávania 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 Alesina-Ardagna kritérií spĺňa aj rok 2011, kedy došlo k historicky druhému najväčšiemu konsolidačnému úsiliu (3,3 % HDP) na Slovensku. Šetriace opatrenia vlády pomohli skresť deficit VS z takmer 8 % HDP tesne pod 5 % HDP. Štruktúra konsolidačného balíčka predstavovala 60:40 v prospech výdavkových opatrení. *Na základe odhadov výdavkového a príjmového multiplikátorov vieme kvantifikovať veľkosť šetriaceho balíčka na rast HDP na úrovni -0,99 p.b., čo implikuje celkový multiplikátor o veľkosti 0,29.* Na porovnanie – odhad vplyvu fiškálneho balíčka pomocou OECD multiplikátora vychádza podobne: -0,98 p.b. vplyv na rast s multiplikátorom na úrovni 0,29.

V súvislosti s procedúrou nadmerného deficitu 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 VS 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.

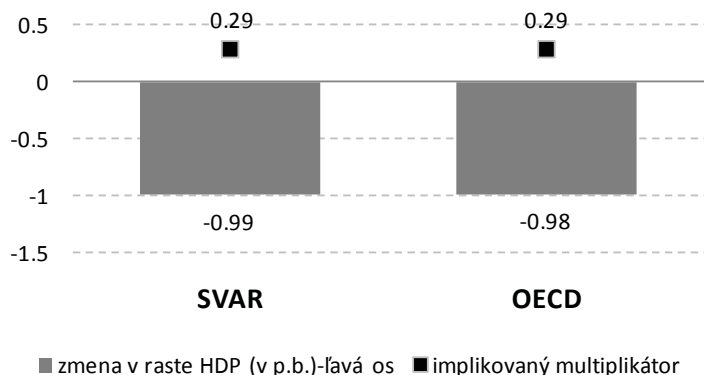
22 IMF WEO diskutuje nevýhody metodológie navrhutej v článku Alesina a Ardagna (2010).

23 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.

Vláda prijala v roku 2013 balíček opatrení na úrovni 3,6% HDP²⁴ v štruktúre 70:30 v prospech príjmových opatrení. *Na základe našich odhadov predpokladáme, že konsolidácia ukrojí z rastu 0,68 p.b., čo implikuje veľkosť multiplikátora na úrovni 0,26.* Na základe OECD multiplikátorov dostávame veľkosť celkového multiplikátora na úrovni 0,28 a negatívny príspevok k rastu o veľkosti -0,74 p.b. 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 by však predstavovalo potrebu prijatia dodatočných opatrení, ktoré by celkový negatívny vplyv na ekonomiku ešte zvýšili.

Graf 5:

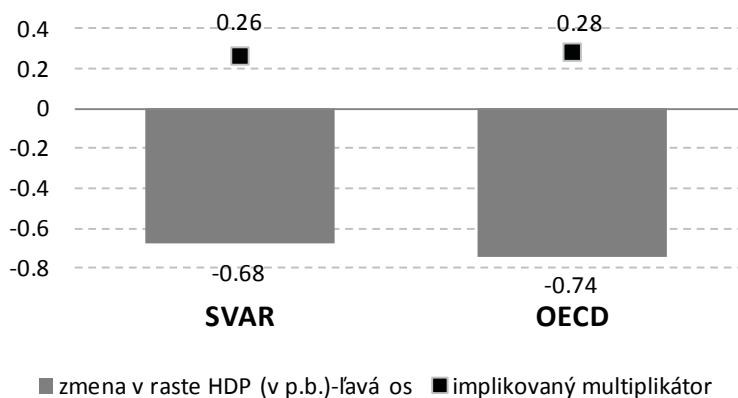
Vplyv konsolidácie 2011 na rast HDP



Zdroj: vlastné výpočty

Graf 6:

Vplyv konsolidácie 2013 na rast HDP



Zdroj: vlastné výpočty

24 Stav ku 1.2.2013

Väčšina ekonómov sa zhodne v tom, že 10% 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 existuje stále podstatne menej prác zaoberajúcich sa vplyvmi fiškálnej politiky na ekonomiku. Z hľadiska priority totiž v 90. rokoch dominovalo skúmanie vplyvov menovej politiky. 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.

Je dôležité zdôrazniť, že skúmanie vzťahov medzi fiškálnou politikou a ekonomickou aktivitou nesie so sebou veľkú mieru neistoty. Ani zahraničný empirický výskum neprináša zatiaľ širší konsenzus ohľadom makroekonomických vplyvov 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 potom môžu mať dve objemovo totožné konsolidácie (aj v rámci jednej krajiny) výrazne odlišné dopady na dynamiku HDP. Navyše neistota odhadov je zvýraznená v prípade Slovenska krátkosťou časových radov a početnými štrukturálnymi zmenami v ekonomike za ostatných dvadsať rokov.

Popri v súčasnosti veľmi populárnych DSGE modeloch sú najrozšírenejším prístupom pre štúdium vplyvov fiškálnych šokov na ekonomiku *štrukturálne vektorovo autoregresné modely* (ozn. SVAR). Pri odhade SVAR modelu sme sa inšpirovali prístupom, ktorý vo svojich prácach prvý krát 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 uzatvorenými ekonomikami. Naše výsledky potvrdili, že multiplikátory sú menšie než 1. Z výsledkov SVAR analýzy vyplýva, že konsolidácia prostredníctvom výdavkov má oproti príjmovej konsolidácii vyššie 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 0,39. SVAR analýza identifikovala v dlhodobom horizonte negatívnu hodnotu multiplikátora. Dôvodom môže byť fakt, že väčšina dát s ktorými pracujeme je z „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 ako aj ponukové faktory v neskoršom období ako 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 procedúrou nadmerného deficitu sa vláda SR zaviazala znížiť deficit verejných financií v roku 2013 pod 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 OECD multiplikátorov. Výsledky článku boli prezentované na výskumnom seminári Inštitútu finančnej politiky (IFP) Ministerstva financií SR a slúžili ako predpoklady pri tvorbe návodných prognôz pre Slovensko.

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 aj firiem. Navyše v súčasnosti prebieha 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.

Príloha A

Zhrnutie výsledkov odhadov fiškálnych multiplikátorov

Autor	Krajina	Multiplikátor	1. rok	2. rok	Strednodobý	Metodológia
Al-Eyd, Barrell (2005)	Francúzsko	nepriame dane	0,3	0,2	0,5	VAR + Taylorovo pravidlo
		DPPO	0	0,2	0,2	
	Nemecko	nepriame dane	0,5	0,2	0,7	
		DPPO	0,2	0,7	0,8	
		transfery	0,5	0,1	0,6	
Blanchard, Perotti (2002)	USA	výdavkový	-0,69		0,4	SVAR, bez úrokových sadzieb
Perotti (2004)	USA	výdavkový	1,29		1,4	SVAR, bez úrokových sadzieb
Perotti (2004)	USA	výdavkový	0,36		0,28	SVAR, bez úrokových sadzieb
Gali (2007)	USA	výdavkový	0,7		1,74	VAR - Cholesky decomposition
Ramey (2001)	USA	výdavkový	0,6 - 1,2			Naratívny prístup
Mountford, Uhlig (2009)	USA	výdavkový	0,28 - 0,65		-0,22	VAR - znamienkové obmedzenia
Elmendorf, Furman (2008)	USA	daň z príjmu	0,3-0,4			VAR + Taylorovo pravidlo
		investičný rabat	0,1-0,2			
		vládne výdavky	1,0-1,0			
Perrotti (2004)	Nemecko	výdavkový	0,36		0,28	SVAR, bez úrokových sadzieb
Heppke - Falk et al. (2006)	Nemecko	výdavkový	0,62		1,27	SVAR, bez úrokových sadzieb
Baum, Koester (2011)	Nemecko	výdavkový	0,7		0,69	Threshold VAR
Ramey (2008)	USA	vojenské výdavky	1,5	0		VAR - naratívny prístup
Benassy-Quere, Cimadomo (2006)	Nemecko	výdavkový	0,23		-0,23	FVAR
Biau, Girard (2005)	Francúzsko	výdavkový	1,9		1,5	SVAR, bez úrokových sadzieb
Romer, Romer (2008)	USA	prijmový	1,2	2,8	4	VAR
Giordano (2007)	Taliansko	výdavkový	1,2		1,7	SVAR, bez úrokových sadzieb
De Castro (2006)	Španielsko	výdavkový	1.14 - 1.54		0.58 - 1.04	VAR - Cholesky decomposition
De Castro, Hernandez de Cos (2008)	Španielsko	výdavkový	1,3		1	SVAR, bez úrokových sadzieb
De Castro, Fernandez	Španielsko	výdavkový	0,94		0,55	SVAR, bez úrokových sadzieb
Freedman, Laxton, Kumhof (2008)	USA	vládne investície	0,3	-0,1	0,8	GIMF model

Autor	Krajina	Multiplikátor	1. rok	2. rok	Strednodobý	Metodológia
		transfery	0	0,15	0,2	
	Eurozóna	vládne investície	0,3	-0,1	0,8	
		transfery	0	-0,2	0,2	
Romer, Romer (2008)	USA	príjmový	1,2	2,8	4	VAR
Perotti (2004)	UK	výdavkový	0,48		0,27	SVAR, bez úrokových sadzieb
Benassy-Quere, Címadomo (2006)	UK	výdavkový	0,12		-0,3	FVAR
Burriel (2010)	Eurozóna	výdavkový	0,87		0,85	SVAR, bez úrokových sadzieb
Blanchard, Perotti (2002)	USA	príjmový	(-1.3) - (-0.7)		(-1.3) - (-0.4)	SVAR, bez úrokových sadzieb
Perotti (2004)	USA	príjmový	-1,41		-0,23	SVAR, bez úrokových sadzieb
Autor	Krajina	Multiplikátor	1. rok	2. rok	Strednodobý	Metodológia
Favero, Giavazzi (2007)	USA	príjmový	0,29		0,65	Naratívny prístup
Iłetzki, Vegh (2008)	Rozvinuté	výdavkový	0,7	0,9	1,5	VAR, bez úrokových sadzieb
	Rozvojové	výdavkový	0,4	0,1	0,5	
Mountford, Uhlig (2009)	USA	príjmový	-0,16		-2,35	SVAR, bez úrokových sadzieb
Romer, Romer (2010)	USA	príjmový			-3	Naratívny prístup
Perotti (2004)	Nemecko	príjmový	0,29		-0,05	SVAR, bez úrokových sadzieb
Perotti (2004)	Nemecko	príjmový	-0,04		0,59	SVAR, bez úrokových sadzieb
Baum, Koester (2011)	Nemecko	príjmový	-0,66		-0,53	Threshold VAR
Benassy-Quere, Címadomo (2006)	Nemecko	príjmový	-1,17		-1,08	FVAR
Biau, Girard (2005)	Francúzsko	príjmový	-0,5		-0,8	SVAR, bez úrokových sadzieb
Giordano (2007)	Taliansko	príjmový	0,16			SVAR, bez úrokových sadzieb
De Castro (2006)	Španielsko	príjmový	0,05		0,39	VAR - Cholesky decomposition
Afonso, Sousa (2009)	Portugalsko	príjmový	pozitívny		pozitívny	SVAR, bez úrokových sadzieb
Perotti (2004)	UK	príjmový	-0,23		-0,21	SVAR, bez úrokových sadzieb
Perotti (2004)	UK	príjmový	0,43		0,7	SVAR, bez úrokových sadzieb
Benassy-Quere, Címadomo (2006)	UK	príjmový	-0,23		-0,07	FVAR
Cloyne (2011)	UK	príjmový	(-1.0) - (-0.5)		-2,5	Naratívny prístup
Burriel (2010)	Eurozóna	príjmový	-0,63		-0,49	SVAR, bez úrokových sadzieb
Zandi (2008)	USA	daňový rabat	1,0 - 1,3			Moody's macro model

Zdroj: EK (2012)

Príloha B

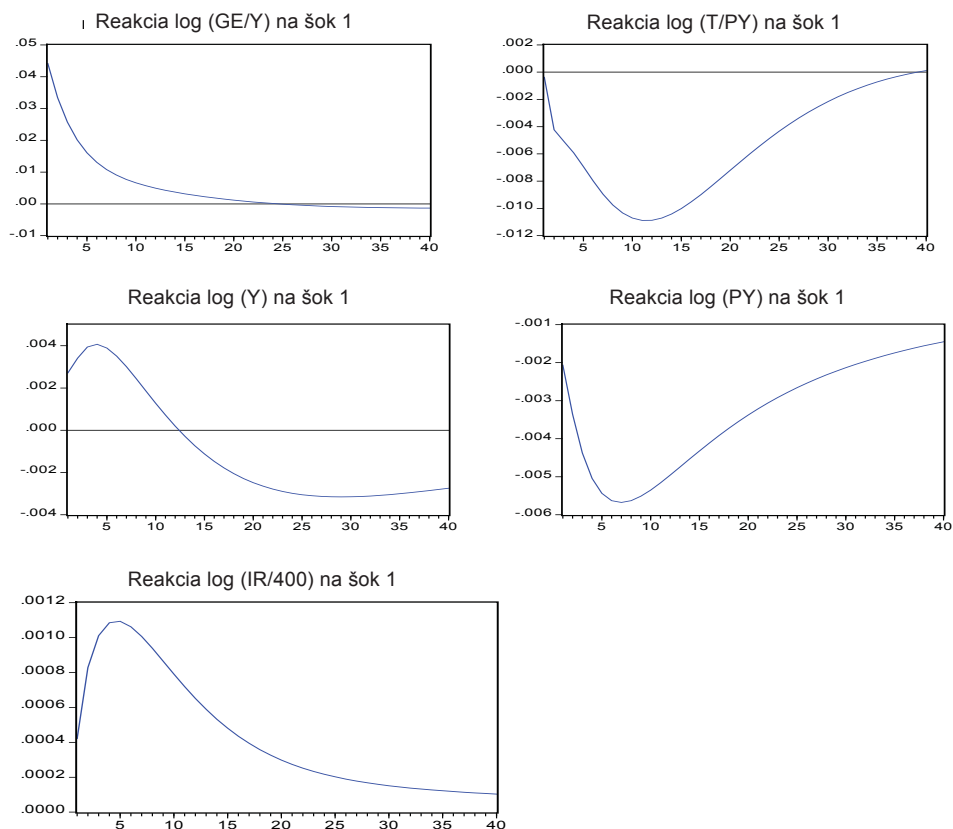
Odhady cenových a produkčných elasticít z literatúry

Vybrané odhady elasticít z literatúry		
	cenová elasticita	produkčná elasticita
Fernandes, Cos (2006), Španielsko	0,62	0,78
Perotti (2004), USA	1,4	1,97
Heppke, Falk (2006), Nemecko	0,98	0,72
Burriel (2009), USA	1,54	1,94
Burriel (2009), EMU	1,14	1,15

Príloha C²⁵

Impulse response funkcie na pozitívny výdavkový šok

Reakcia na zmenu inovácie o veľkosť standardnej odchýlky



Zdroj: vlastné výpočty

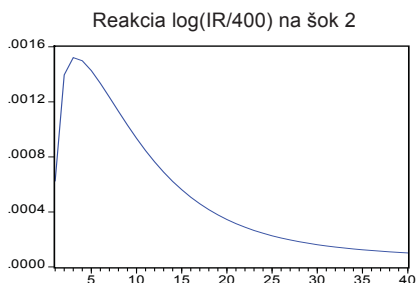
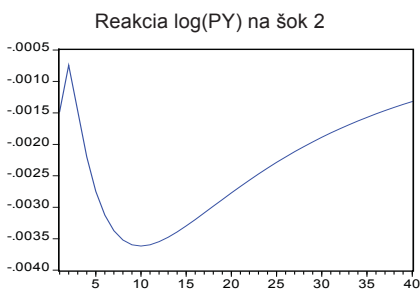
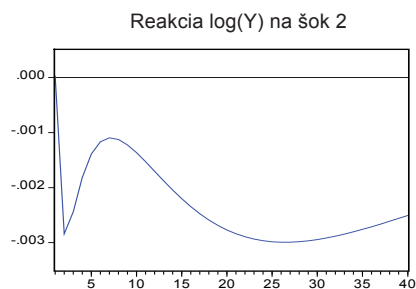
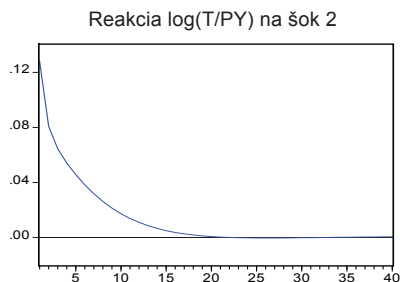
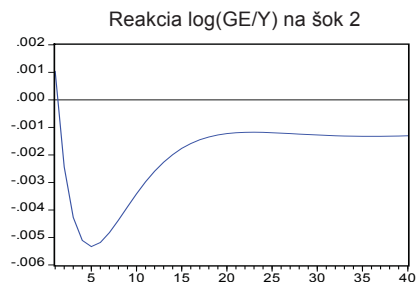
25 Grafy v prílohe reprezentujú reakčnú funkciu logaritmov reálnych vládnych výdavkov $\log(\text{GE}/\text{PY})$, reálnych čistých daní $\log(\text{T}/\text{PY})$, HDP $\log(\text{Y})$, deflátoru HDP $\log(\text{PY})$ a úrokovej miery $\text{IR}/400$ na jeden dočasný šok reálnych vládnych výdavkov (Shock 1) a čistých daní (Shock 2) o veľkosti jednej štandardnej odchýlky inovácie príslušnej premennej.

Graf ilustruje impulse response funkcie použitých premenných v základnej SVAR špecifikácii na pozitívny výdavkový šok. Samotná odozva reálnych výdavkov na šok vo výdavkov 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, 2010). V strednodobom horizonte je v súlade s klesajúcou ekonomickou aktivitou. Celý priebeh tak naznačuje zhoršenie salda VF 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.

Príloha D

Impulse response funkcie na pozitívny šok do čistých daní

Reakcia na zmenu inovácie o veľkosť standartnej odchylky



Zdroj: vlastné výpočty

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 (2010). 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, avšak je veľmi malá. Podobný výsledok však zaznamenal aj Burriel (2010) a Kamps, Caldara (2006).

Referencie

- ALESINA, F. A.; ARDAGNA, S. 2010. Large changes in fiscal Policy: Taxes versus spending. *Tax Policy and the Economy*, August 2010, Vol. 24, pp. 35–68, National Bureau of Economic Research, ISBN: 0-226-07674-1.
- AUERBACH, A.; GORODNICHENKO, Y. 2013. Fiscal Multipliers in Recession and Expansion. *Fiscal Policy after the Financial Crisis*. Jun 2013, pp. 63–98, National Bureau of Economic Research, ISBN: 978-0-226-01844-7.
- BATINI, N.; CALLEGARI, G.; GIOVANNI, M. 2012. Successful Austerity in the United States, Europe, and Japan [IMF Working Paper No. 12/190]. International Monetary Fund 2012.
- BEETSMA, R. 2008. A survey of the effects of discretionary fiscal policy. CEPR and CESifo. Centre for Economic Policy Research 2008.
- BENČÍK, M. 2009. Analýza vplyvu fiškálnej politiky na hospodársky cyklus – Aplikácia štruktúrneho VAR modelu [Výskumná štúdia NBS 2/2009].
- 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*. November 2002, Vol. 117, No. 4, pp. 1329–1368. MIT Press. ISSN 0033-5533.
- BOUSSARD; J.; CASTRO, F.; SALTO, M. 2012. Fiscal multipliers and public debt Dynamics in consolidations. *European Economy*. Economic Paper 460. July 2012, 35 pp., ISBN: 978-92-79-22981-7.
- BURRIEL, P. a kol. 2010. Fiscal policy shocks in the euro area and the US. An empirical assessment. *Fiscal Studies*. Jun 2010, Vol. 31, No. 2, pp. 251–285.
- EUROPEAN COMMISSION. 2012. *2012 Report on Public finances in EMU*. European Economy. 4. July 2012. Brussels. ISBN: 978-92-79-22852-0.
- FATÁS, A.; MIHOV, I. 2001. The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence [CEPR Discussion Papers 2760]. Centre for Economic Policy Research 2001.
- FERNANDÉZ, F.; HERNANDÉZ DE COS, P. 2006. The Economic Effects of Exogenous Fiscal Shocks in Spain: SVAR Approach. *Journal of Macroeconomics*, September 2006, 30, pp. 1005–1028.
- 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]. Deutsche Bundesbank 2006.
- IMF. 2012. Global Prospects and Policies. *World economic outlook*. October 2012, International Monetary Fund. Chapter 1, pp. 41–43. ISBN: 978-1-61635-389-6.
- IMF. 2010: Will it Hurt? Macroeconomic Effects of Fiscal Consolidation. *World economic outlook*. October 2010. International Monetary Fund. Chapter 3, pp. 95–97. ISBN/ISSN: 978-1-58906-947-3 / 0256-6877.
- KAMPS, C.; CALDARA, D. 2006. What Do we Know about the Effects of Fiscal Policy Shocks? A Comparative Analysis [Computing in Economics and Finance 257/2006]. Society for Computational Economics.

- MARCELLINO, M. 2006. Some Stylized Facts on Non-Systematic Fiscal Policy in the Euro Area. *Journal of Macroeconomics*. Vol. 28, No. 3, pp. 461–479. ISSN: 0164-0704.
- MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. 2009. What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 24, No. 6, pp. 960–992. ISSN: 1099-1255.
- OECD. 2012. General assessment of the economic situation. *OECD Economic outlook*. Vol. 2012 (2), pp. 16–18. ISBN 9789264130623.
- OECD. 2009. Effectiveness and scope of fiscal stimulus. *OECD Economic Outlook*. March 2009, Interim report, chapter 3, pp. 105–150. ISSN 0474-5574.
- PEROTTI, R. 2002. Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries [ECB Working Paper, No. 168]. European Central Bank 2002.
- PEROTTI, R. 2004. Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries [Bocconi University working paper no. 276]. Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research), Bocconi University 2004.
- RAVNIK, L.; ŽILIČ, I. 2010. The use of SVAR analysis in determining the effects of fiscal shocks in Croatia. *Financial Theory and Practice*. 2011, Vol. 35, pp. 25–58. ISSN 1846-887X.
- RZONCA, A.; CIZKOWICZ, P. 2005. Non-Keynesian Effects of Fiscal Contraction in New Member States [ECB working paper no. 519/2005]. European Central Bank 2005.
- SPIILIMBERGO, A.; SYMANSKY, S.; SCHINDLER, M. 2009. Fiscal multipliers [IMF Staff Position Note No. 2009/11]. International Monetary Fund 2009, ISBN 978-1-58906-866-7.

ESTIMATED IMPACT OF FISCAL CONSOLIDATION ON GDP GROWTH IN THE SLOVAK REPUBLIC

Monika Pécsyová, Financial Policy Institute, Ministry of Finance of the Slovak Republic, Štefaničova 5, P.O. Box 82, SK – 817 82 Bratislava (mpecsyova@gmail.com).

Abstract

The Slovak economy is experiencing another significant phase of fiscal consolidation in its history. Unlike previous episodes of major consolidation in our history, our economy cannot “rely” on a soft cushion in the form of favourable global economic situation, integration and launch of new capacities in the automotive industry, as it was in 2003-2005 and 2011. The main objective of this paper is to estimate the size of fiscal multipliers in Slovakia in order to quantify the impact of fiscal packages in 2011 and 2013. The results show that the expenditure oriented consolidation has higher costs in form of lost growth. However, in the medium to long term it is less painful. Effect of consolidation package on GDP growth in 2011 is estimated at -0.99 percentage points. In 2013, we estimate that the fiscal consolidation cuts the growth of 0.68 percentage points.

Keywords

fiscal multiplier, fiscal consolidation, structural autoregression model, impulse response function

JEL Classification

E62, H30, H50, H60