



Analytický komentár

Fiškálne multiplikátory: prehľad literatúry, ich odhad pre SR

Analytický komentár sumarizuje závery literatúry o veľkosti a determinantoch krátkodobých fiškálnych multiplikátorov vo svete a na Slovensku a pokúša sa odhadnúť ich veľkosť v slovenských podmienkach. Napriek tomu, že literatúra neprichádza k jednoznačným záverom o veľkosti multiplikátorov, existuje konsenzus, že veľkosť multiplikátorov do veľkej miery ovplyvňujú štrukturálne charakteristiky danej ekonomiky, menový režim, pozícia hospodárskeho cyklu ako aj zdravie verejných financií a finančného sektora.

*Prezentovaná SVAR analýza¹ naznačila relatívne vysoký krátkodobý multiplikátor výdavkov blízky 1 a zároveň pomerne nízky multiplikátor príjmov, ktorý vo väčšine prípadov dosahuje hodnoty nižšie ako 0,5. Ako alternatívny prístup bol využitý jednoduchý „bucket“ prístup, ktorý odhaduje veľkosť krátkodobých multiplikátorov vzhľadom na štrukturálne charakteristiky slovenskej ekonomiky. **Hodnota multiplikátora odhadnutá touto metódou pri kalibrácii na aktuálne hodnoty produkčnej medzery a verejného dlhu je približne na úrovni 0,7, pričom táto hodnota sa používa aj pre analytické účely NBS².***

Pre vyhodnotenie makroekonomického dopadu konsolidačného úsilia vlády zohrávajú kľúčovú úlohu fiškálne multiplikátory³, ktoré vyjadrujú efekty zámernej fiškálnej politiky na produkciu ekonomiky. Znalosť fiškálnych multiplikátorov je tak extrémne dôležitá pri prognózovaní makroekonomických veličín v čase výrazných diskrečných zmien fiškálnej politiky. Blanchard a Leigh (2013) poukázali na výrazne podhodnotené rastové prognózy, ktoré práve vyplynuli z podhodnotenia fiškálnych multiplikátorov. Podcenenie makroekonomických efektov konsolidácie môže následne viesť aj k podceneniu skutočného konsolidačného úsilia nevyhnutného na dosiahnutie stanovených rozpočtových cieľov. Zároveň poznatok o veľkosti multiplikátorov rôznych nástrojov fiškálnej politiky a ich správna kombinácia umožňuje maximalizáciu efektov pri ozdravení verejných financií pri minimálnych makroekonomických dopadoch.

Analytický komentár si kladie za cieľ v krátkosti zosumarizovať závery literatúry o veľkosti fiškálnych multiplikátorov a ich determinantoch vo svete a na Slovensku a pokúsiť sa zodpovedať otázku o ich veľkosti v slovenských podmienkach. Prvá časť komentára vysvetľuje koncept fiškálnych multiplikátorov a podáva stručný prehľad literatúry o ich veľkosti ako aj faktorov ovplyvňujúcich túto veľkosť. V druhej časti sa sumarizuje

¹ Použitie tejto metódy je však problematické v slovenských podmienkach, ktoré sú charakteristické krátkymi časovými radami ovplyvnenými štrukturálnymi zmenami, svetovou finančnou krízou a zmenou menového režimu.

² Autori sú vďační za cenné pripomienky a postrehy vznesené v rámci seminára NBS k tomuto komentáru.

³ Prehľad existujúcej literatúry možno nájsť v Batini, Eyraud a Weber (2014) a Warmedinger a kol. (2015).

predchádzajúca literatúra zaoberajúca sa fiškálnymi multiplikátormi na Slovensku a je snaha odhadnúť ich veľkosť pomocou SVAR analýzy a jednoduchého prístupu, ktorá priraduje študovanú ekonomiku na základe jej štrukturálnych charakteristík do klastru štrukturálne podobných krajín, čo následne umožňuje prijať predpoklad o podobnej veľkosti multiplikátorov. Posledná časť sumarizuje hlavné závery.

1 Fiškálne multiplikátory v literatúre

Fiškálne multiplikátory môžu byť definované rôznymi spôsobmi, pričom najčastejšie sa definujú ako pomer zmeny produkcie (ΔY) voči zmene vládnych výdavkov resp. príjmov (ΔG a ΔT)⁴. Inými slovami, fiškálny multiplikátor vyjadruje zmenu objemu HDP vyvolanú zmenou daní alebo verejných výdavkov o 1 euro.

Ďalej možno rozlišovať **dopadový multiplikátor** ($\Delta Y_t / \Delta G_t$) a **multiplikátor na horizonte j** ($\Delta Y_{t+j} / \Delta G_t$), ktorý vyjadruje zmenu outputu na horizonte t+j vyvolanú zmenou výdavkov alebo daní v čase t. **Celkový multiplikátor** vyjadruje reakciu produkcie vyvolanú určitou kombináciou daňových a výdavkových opatrení, pričom **výdavkový (príjmový) multiplikátor** popisuje reakciu produkcie vyvolanú výdavkovými resp. príjmovými opatreniami.

Napriek dôležitosti, ktoré fiškálne multiplikátory zohrávajú, Batini, Eyraud a Weber (2014) upozorňujú na problémy súvisiace s ich odhadom. V praxi je totiž problém izolovať exogénny efekt fiškálnej politiky na makroekonomické veličiny, keďže verejné výdavky a príjmy reagujú na makroekonomický vývoj cez tzv. automatické stabilizátory ako aj cez diskrečnú anticyklickú fiškálnu politiku. V literatúre síce existujú rôzne prístupy ako tieto vplyvy izolovať, neexistuje však všeobecná zhoda ohľadom štandardnej metodológie a rôzne prístupy vedú k rôznym záverom. Ďalším problémom pre empirické odhady je nedostatok dát dostatočnej dĺžky a kvality, pričom tento problém sa znásobuje pri štrukturálnych zmenách v študovanej ekonomike.

1.1 Faktory ovplyvňujúce veľkosť multiplikátorov

V literatúre sa uvádza mnoho determinantov veľkosti fiškálnych multiplikátorov; Batini, Eyraud, Forni a Weber (2014), Čolláková a kol. (2014). Pre potreby tohto komentára ich môžeme rozdeliť do dvoch základných skupín: štrukturálne determinanty a konjunkturálne (dočasné) determinanty. Medzi štrukturálne determinanty patrí:

- **Otvorenosť ekonomiky.** Čím je ekonomika uzavretejšia, tým je teoretická hodnota multiplikátora vyššia, pretože úroveň vládnych výdavkov nemá možnosť byť kompenzovaná zmenami úrovne importu. Úroveň multiplikátorov preto taktiež súvisí so sklonom k dovozu.
- **Rigidita trhu práce.** Úroveň sily odborov úzko súvisí s rigiditou miezd a málo flexibilné – rigidné mzdy majú tendenciu zosilňovať reakciu outputu na dopytové šoky, t.j. zvyšovať úroveň fiškálneho multiplikátora.
- **Veľkosť automatických stabilizátorov.** Čím hrajú v ekonomike automatické stabilizátory väčšiu úlohu, tým viac kompenzujú veľkosť prvotného fiškálneho šoku a tým znižujú jeho efekt na output – znižujú úroveň multiplikátora.

⁴ Pozri napr. Spilimbergo a kol. (2009) a Batini, Eyraud a Weber (2014).

- **Režim výmenného kurzu.** Analogicky, čím je výmenný kurz flexibilnejší a teda čím viac dokáže kompenzovať efekty fiškálnych šokov na ekonomiku, tým majú menší vplyv na output a zároveň nižší multiplikatívny efekt.
- **Úroveň verejného dlhu, efektivita štátnej správy pri výbere daní a riadení výdavkov, rozvinutosť finančného sektora** a pod.

Na druhej strane máme opatrenia konjunkturálne, teda dočasného charakteru, ktoré hovoria skôr o stave, v ktorom sa ekonomika práve nachádza. Medzi ne radíme napríklad:

- **Stav ekonomického cyklu.** Fiškálne multiplikátory majú tendenciu byť vyššie v recesii než pri expanzii, pretože pri plných kapacitách fiškálny stimul v podobe podpory agregátneho dopytu dodatočným dopytom vlády vytláča súkromný dopyt a jeho vplyv na celkový output je preto minimálny. Fiškálne multiplikátory sú mimoriadne vysoké **pri finančných krízach**, ktoré okrem iného zamedzujú úverovo obmedzeným domácnostiam vyhladzovať spotrebu.
- **Stupeň monetárnej akomodácie fiškálnym šokom.** Monetárna politika cez zmenu úrokových sadzieb dokáže pôsobiť ako „vankúš“ a tmiť efekty fiškálnych šokov, čím znižuje ich konečný efekt a fiškálny multiplikátor je tak menší. Tento vplyv monetárnej politiky je však v súčasnom prostredí nulových úrokových mier (tzv. zero lower bound) značne obmedzený.
- **Hraničný sklon k spotrebe, zloženie fiškálnych opatrení, časový horizont reakcie subjektov na prijaté opatrenia** a pod.

1.2 DSGE modely

Rad autorov⁵ použil na odhad Dynamické štrukturálne modely všeobecnej rovnováhy (DSGE modely), ktoré sa tešia výraznej popularite v makroekonomickom modelovaní. Ich výhoda spočíva v ich vnútorne konzistentnom odvodení z mikrozákladov, z čoho by mala teoreticky vyplývať odolnosť voči Lucasovej kritike⁶. K ich nevýhodám však patrí citlivosť záverov na teoretické predpoklady daného modelu.

[Coenen a kol. (2012)] uvádzajú 3 hlavné faktory, ktoré ovplyvňujú veľkosť multiplikátorov v DSGE modeloch:

- režim menovej politiky (kurzový režim a menové pravidlo)
- štrukturálne charakteristiky ekonomiky (nominálne a reálne rigidity, otvorenosť ekonomiky, obmedzenia likvidity)
- charakter a kompozícia fiškálneho šoku (dočasný vs. trvalý, dokonalá vs. nedokonalá kredibilita fiškálnej politiky, príjmy vs. výdavky).

Warmedinger a kol. (2015) konštatujú, že multiplikátory z DSGE modelov sú všeobecne nižšie ako odhady z empirickej literatúry. **Podobne uvádzajú, že NAWM model**

⁵ Prehľad možno nájsť v Coenen a kol. (2012).

⁶ Lucas (1976) upozornil na problém podmienenosti empiricky odhadnutých makroekonometrických modelov na danom režime hospodárskej politiky. Podľa Lucasa tieto modely nie sú vhodné na posúdenie dopadov zmeny hospodárskej politiky, keďže tieto zmeny vedú k neplatnosti pôvodne odhadnutých parametrov modelu.

v Európskej centrálnej banke⁷ poukazuje na výrazne nižšie krátkodobé multiplikátory ako 1 (v absolútnej hodnote)⁸ v eurozóne. Pri vyváženej konsolidácii na príjmovej a výdavkovej strane, nedokonalnej kredibilitate fiškálnej politiky, menovej politiky ohraničenej zdola nulovou hodnotou⁹ a podielu likviditne obmedzených domácností na úrovni 50 %¹⁰ krátkodobý multiplikátor dosahuje úroveň 0,75. Zníženie podielu likviditne obmedzených domácností na 25 % vedie k zníženiu multiplikátora na 0,67. Ak má centrálna banka priestor reagovať na šoky cez zmenu úrokových sadzieb, multiplikátor ďalej klesne na úroveň 0,57. Naopak, multiplikátory môžu byť nižšie v prípade plnej dôveryhodnosti fiškálnej politiky a v prípade, keď redukcia dlhovej kvóty vedie k nižšiemu úverovému riziku vlády. Iba v prípade konsolidácie založenej na redukcii vládnej spotreby a investícií tento multiplikátor dosahuje hodnotu vyššiu ako 1.

1.3 VAR modely a panelové regresie

Aby ekonometrický odhad efektu fiškálnych šokov na output nebol skreslený, je nutné aby tieto šoky neboli korelované so šokmi do produkcie, inými slovami fiškálne šoky musia byť exogénne. Tradične sa k tomuto problému pristupuje odhadom empirického vektorového autoregresného (VAR) modelu, ktorý dynamicky popisuje relevantné makroekonomické premenné ako aj premenné zachytávajúce hospodársku politiku vlády. Výhodou týchto modelov oproti DSGE modelom je pritom ich ateoretická štruktúra a možnosť zachytiť nelineárne správanie, ako napríklad situácie, keď sa ekonomika nachádza ďaleko od rovnovážneho stavu. Reziduál v rovniciach popisujúcich hospodársko-politické premenné predstavuje aproximáciu odchýlok hospodárskej politiky od pravidla reprezentujúceho túto politiku. Tieto odchýlky však nereprezentujú exogénne zmeny politiky, nakoľko sú korelované s ďalšími šokmi modelu. Na identifikáciu exogénnych štruktúrnych šokov je potrebné na model uložiť isté identifikačné reštrikcie, ktoré sú založené na ekonomickej teórii.

Tento štruktúrny VAR (SVAR) prístup využili aj Blanchard a Perotti (2002) pri odhade fiškálnych multiplikátorov v Spojených štátoch v období po druhej svetovej vojne, pričom využíva informácie o daňovom a transferovom systéme na identifikáciu automatických reakcií daní a výdavkov na ekonomickú aktivitu, čo vedie následne k identifikácii exogénnych fiškálnych šokov. Autori prichádzajú k záveru, že pozitívne šoky do vládnych výdavkov majú pozitívne krátkodobé efekty na produkciu, naopak pri pozitívnych šokoch do daní dochádza k negatívnemu efektu, pričom dopadové výdavkové multiplikátory v závislosti od špecifikácie modelu dosahujú 0,84 resp. 0,9 a daňové -0,69 resp. -0,7. Najvyšší dopad pritom dosahuje 0,9 resp. 1,29 pri výdavkoch a -0,78 resp. -1,33 pri daniach. Ďalšie štúdie, ako napríklad Perotti (2005) a Gali a kol. (2007), prichádzajú k podobným záverom.

Neskoršia empirická literatúra podľa Warmedinger a kol. (2015) zdôrazňuje závislosť multiplikátorov na aktuálnu ekonomickú situáciu, pričom tieto štúdie najčastejšie využívajú nelineárne VAR modely a panelové regresie. **Recesie a finančné krízy pritom vedú k výrazne vyšším multiplikátorom.** Tieto závery sú konzistentné so štandardnou keynesianskou teóriou, podľa ktorej pri voľných kapacitách v ekonomike je expanzívna

⁷ Detailnejšie simulácie možno nájsť v ECB (2012) a v ECB (2014).

⁸ Expanzívny fiškálny šok vedie k zvýšeniu HDP, naopak reštriktívny šok vedie k negatívnym efektom.

⁹ Problematiku v podmienkach Spojených štátov analyzovali napr. Christiano a kol. (2011), Erceg a Linde (2010) a Woodford (2011), pričom došli k názoru, že multiplikátory sú v tomto prípade výrazne vyššie než 1. Warmedinger a kol. (2015) však upozorňujú, že tieto modely nezohľadňujú neštandardnú monetárnu politiku, ktorá môže pozitívne pôsobiť aj keď možnosti stimulácie ekonomiky cez znižovanie úrokových mier sú vyčerpané.

¹⁰ Podľa Zeman, J. a Senaj, M. (2009) tento parameter v slovenských podmienkach dosahuje práve 0,5, keďže podľa prieskumov približne polovica domácnosti netvorí úspory a minie celý príjem na spotrebu.

fiškálna politika mimoriadne účinná. Naopak konsolidácia naráža na problém nepružných miezd a cien najmä v zlých časoch, keďže mzdy a ceny sú menej pružné nadol. Podobne vyrovnávanie sa súkromného sektora s vysokou mierou dlhu po finančných krízach môže viesť k zosilneniu negatívneho vplyvu konsolidácie na ekonomickú aktivitu. K záverom o vyšších multiplikátoroch počas recesií či finančných krízach prichádzajú napríklad Kirchner a kol. (2010) Auerbach a Gorodnichenko (2012), Callegari a kol. (2012), Corsetti a kol. (2012) a Afonso a kol. (2011).

Naopak, vysoké zadĺženie vlády a slabé verejné financie môžu byť spojené s nižšou hodnotou fiškálnych multiplikátorov, keď kredibilná fiškálna konsolidácia môže viesť k zníženiu rizikovej prirážky na vládnom dlhu, čo sa môže odraziť na lacnejšom financovaní v súkromnom sektore. Podobne fiškálna konsolidácia môže mať nekeynesiánske efekty cez optimistickjšie očakávania agentov, ktorí na očakávané nižšie zdanenie v budúcnosti reagujú zvýšením dnešnej spotreby. Nižšie či dokonca multiplikátory s opačným znamienkom v prípadoch vysokého zadĺženia vlády boli identifikované napríklad v štúdiu Corsetti a kol. (2012), Kirchner a kol. (2010), Nickel a Tudyka (2013) a Cugnasca a Rother (2015).

1.4 Naratívne odhady

Predpoklady použité pri identifikácii exogénnych fiškálnych šokov v rôznych empirických štúdiách sú často problematické (Batini, Eyraud, Forni a Weber (2014)). Fiškálne šoky v podobe diskrečných opatrení sú totiž často krát prijímané z dôvodu vykompenzovania iného očakávaného opačného vplyvu na konečný output (napríklad zníženie daní z dôvodu predikovanej recesie, ako pozitívna kompenzácia očakávaného negatívneho efektu na rast ekonomiky s cieľom dostať tempo rastu konečného outputu na „normálnu“ úroveň). Tieto šoky považuje Romer a Romer (2010) za endogénne.

Z tohto dôvodu je tzv. naratívny odhad exogénnych fiškálnych šokov metodologickým vylepšením tradičných modelových odhadov fiškálnych multiplikátorov, ktorého pridaná hodnota spočíva v priamom odhade jednotlivých šokov a ich rozdelenia na endogénne a exogénne. Pre identifikáciu charakteru príjmových šokov a ich rozdelenie používa Romer a Romer (2010) (pre ekonomiku USA) vyjadrenia prezidenta, ekonomické reporty prezidenta, reporty výborov kongresu a iné rozpočtové dokumenty. Identifikácia exogénnych šokov na výdavkovej strane je podľa Ramey (2011) možná na základe výdavkov na armádu (military spending). Tieto výdavky sú totiž závislé od zahraničnej politiky a vývoja zahranično-politickej situácie (exogénnych – vonkajších faktorov) a nie od vplyvov na národné hospodárstvo a ekonomický rast.

Naratívny odhad fiškálnych multiplikátorov však mierne vzdoruje ich tradičnému chápaniu, a to najmä v dvoch skutočnostiach: že výdavkové multiplikátory sú spravidla vyššie ako príjmové a že v „normálnych“ časoch je absolútna hodnota oboch multiplikátorov na krátkodobom časovom horizonte menšia ako 1. Mnoho autorov¹¹ prišlo k záverom, v ktorých sa na základe naratívneho odhadu pohybovali jednoročné daňové multiplikátory na úrovniach -0,6 – -1,2; pričom jednoročné výdavkové multiplikátory odhadli v rozpätí 0,3 – 1,6. Je to spôsobené zlepšením identifikácie jednotlivých fiškálnych šokov, no tento odhad je možné uplatňovať len v ekonomikách s kvalitnými údajmi a najmä s dlhými časovými radmi, na základe čoho je následne možný lepší kvalitatívny odhad a výber týchto šokov.

¹¹ Pre prehľad pozri Batini, Eyraud, Forni a Weber (2014).

1.5 „Bucket approach“

Pre krajiny s nízkou dostupnosťou údajov, s ich absenciou alebo príliš krátkymi časovými radmi existuje alternatívna metóda na odhadnutie fiškálnych multiplikátorov, tzv. „bucket approach“, alebo klastrová metóda Batini, Eyraud, Forni a Weber (2014), Batini, Eyraud a Weber (2014). Táto metóda využíva empirický poznatok, že krajiny s podobnými ekonomickými charakteristikami ako otvorenosť ekonomiky, rigidita trhu práce, režim výmenného kurzu a pod. zväčša majú podobnú výšku fiškálnych multiplikátorov. Tieto krajiny sú následne zaradené podľa týchto charakteristík do klastrov, ktorým je priradená výška multiplikátora po zvážení konjunkturálnych faktorov – ekonomického cyklu a akomodácie monetárnej politiky. Tento prístup využíva trojkrovovú metódu zaradenia danej krajiny do konkrétneho klastra, z ktorého vyplýva isté rozpätie celkového fiškálneho multiplikátora.

Prvým krokom je spôsob ohodnotenia ekonomiky. Bucket approach na hodnotenie ekonomiky využíva bodovací prístup. Daná krajina dostane za každé bodované kritérium jeden bod, podľa toho či ho spĺňa, alebo nula bodov ak ho nespĺňa. Bodovaných kritérií je 6 a tvoria takmer úplný prienik so štrukturálnymi determinantmi veľkosti fiškálnych multiplikátorov (viď kapitola 1.1). Bodované kritériá podľa Batini, Eyraud, Forni a Weber (2014) sú nasledovné:

1. **Nízka otvorenosť ekonomiky.** Za relatívne uzavretú ekonomiku sa považuje taká, ktorej pomer importu k domácejmu dopytu neprekročí úroveň 30% v priemere za posledných 5 rokov.
2. **Vysoká rigidita trhu práce.** Ekonomika s vysoko rigidným trhom práce má charakteristicky vysokú úroveň odborov a kolektívneho vyjednávania a/alebo výraznú reguláciu trhu práce.
3. **Nízke automatické stabilizátory.** Automatické stabilizátory merané ako pomer verejných výdavkov k nominálnemu HDP by nemali prekročiť úroveň 40%.
4. **Fixný alebo kvázi fixný režim výmenného kurzu.** Podmienka je splnená pre krajiny s nie úplne flexibilným výmenným kurzom. Pre krajiny na území jednotnej meny sa štandardne dáva 1 bod, pokiaľ nie je konkrétny fiškálny šok zaznamenaný aj vo všetkých ostatných krajinách na území jednotnej meny, čo by s najväčšou pravdepodobnosťou spôsobilo následný dopad na spoločný výmenný kurz.
5. **Bezpečná úroveň verejného dlhu.** Platí pre úroveň dlhu, ktorá je finančnými trhmi považovaná za „bezpečnú“, t.j. úroveň s relatívne nízkou rizikovou prímou. Táto úroveň však je pre každú krajinu individuálna, všeobecne sa dlh môže považovať za bezpečný na úrovni 100% HDP pri vyspelých ekonomikách, no pri emerging markets to môže byť len na úrovni 40% HDP. Z tohto dôvodu je pri hodnotení tohto kritéria potrebný expertný odhad bezpečného pásma pre dlh pri každej konkrétnej krajine.
6. **Efektívna verejná správa príjmov a riadenie výdavkov.** Na hodnotenie poslúži čisto expertný odhad.

Po ohodnotení a sčítaní bodov nasleduje zaradenie do jednotlivých klastrov (prezentované v tabuľke 1). Úrovne multiplikátorov po zaradení do tabuľky sú tzv. multiplikátory v normálnych časoch, t.j. neupravené o vplyv ekonomického cyklu. Okrem toho, aj v tomto kroku je potrebná dávka expertného odhadu, pretože krajiny s výsledným bodovým skóre 3 – 4 body môžu byť zaradené do viacerých klastrov, čiže bodové ohodnotenie slúži prevažne orientačne.

Tabuľka 1: Rozsah neupravených multiplikátorov pre jednotlivé kategórie krajín

Počet bodov	Kategória	Rozsah multiplikátora
0-3	Krajiny s nízkym multiplikátorom	0,1 – 0,3
3-4	Krajiny so stredným multiplikátorom	0,4 – 0,6
4-6	Krajiny s vysokým multiplikátorom	0,7 – 1,0

Zdroj: Batini, Eyraud, Forni a Weber (2014)

Posledným krokom je úprava o cyklus a akomodáciu monetárnej politiky – konjunkturálne faktory. Tá prebieha pomocou úpravy o odhadnuté koeficienty. Pokiaľ sa ekonomika nachádza v najnižšej časti cyklu, čiže produkčná medzera je na svojom teoretickom minime, vrchná aj spodná hranica multiplikátora sa upraví nahor o 60%. Pri opačnej situácii, kedy je produkčná medzera na svojom maxime sa multiplikátor upraví o 40% nadol. Pri produkčnej medzere nachádzajúcej sa medzi týmito krajnými hodnotami sa použije odhadnutá proporčná hodnota z intervalu (-40% až 60%)¹². Zohľadnenie akomodácie monetárnej politiky prebieha analogicky. Pri takmer absolútne neúčinnnej monetárnej politike sa multiplikátor upraví o 30% nahor. Čím účinnejšia a efektívnejšia je monetárna politika v kompenzovaní fiškálnych šokov, tým sa multiplikátor upraví o nižšiu hodnotu z intervalu (0% až 30%). Finálna rovnica multiplikátora teda vyzerá nasledovne:

$$M = M_n * (1 + \text{Cyklus}) * (1 + \text{MonPol})$$

kde M je hodnota multiplikátora, M_n je multiplikátor v normálnych časoch získaný z bodovacej tabuľky, Cyklus je úprava o ekonomický cyklus na intervale (-0,4 až 0,6) a MonPol je úprava o akomodáciu monetárnej politiky z intervalu (0 až 0,3).

1.6 Môže byť konsolidácia expanzívna?

Podľa niektorých autorov v predkrízovom období a na začiatku krízy, napríklad Alesina a Perotti (1996) a Alesina a Ardagna (2010), môže fiškálna konsolidácia cez výdavkovú stranu mať dokonca krátkodobu expanzívne efekty. Inými slovami, fiškálne multiplikátory majú opačné znamienko než v bežných prípadoch. Podobne, ako bolo už v sekcii 1.3 naznačené, časť literatúry nachádza nízke multiplikátory, či dokonca multiplikátory s opačným znamienkom v prípadoch fiškálnej konsolidácie pri problematickej udržateľnosti verejného dlhu.

Batini, Eyraud a Weber (2014) však poukazujú na literatúru, podľa ktorej sú závery o expanzívnej konsolidácii citlivé na definíciu tejto konsolidácie¹³ a podľa ktorej úspešné prípady konsolidácie v Európe v 80. a 90. rokoch 20. storočia boli zapríčinené silnejším zahraničným dopytom a nie silnejším domácim dopytom cez kanál lepších očakávaní¹⁴. **Celkovo tak hypotéza o expanzívnej konsolidácii nemá jednoznačnú oporu v literatúre.**

¹² V súčasnosti sa ekonomika nachádza na tzv. zero lower bound, teda v období úrokových mier hraničiacich s nulou a nižších, čo môže spôsobiť väčší vplyv efektu ekonomického cyklu na úroveň fiškálnych multiplikátorov Batini, Eyraud, Forni a Weber (2014).

¹³ Pozri napr. Guajardo a kol. (2014). Autori prichádzajú na vzorke krajín OECD k záveru, že použitie cyklicky očistených fiškálnych premenných môže viesť k skreslenému výsledku. Pri naratívnej definícii fiškálnej konsolidácie autori nenachádzajú expanzívne efekty.

¹⁴ K tomuto záveru prichádza napr. Perotti (2011) pri analýze niekoľkých veľkých fiškálnych konsolidácií.

1.7 Nástroje konsolidácie

Asi rovnako dôležitý ako samotná veľkosť „priemerného“ fiškálneho multiplikátora je rozdiel medzi multiplikátormi rôznych inštrumentov. Znalosť týchto rozdielov by umožnilo nakonfigurovať konsolidačný balíček tak, aby sa minimalizovali negatívne makroekonomické efekty ozdravenia verejných financií. **Nanešťastie v tomto prípade panuje prinajmenšom rovnaká neistota ako pri celkových odhadoch multiplikátorov, keď rôzne metódy, časové obdobia a krajiny vedú k rôznym výsledkom.**

Batini, Eyraud a Weber (2014) konštatujú, že pri DSGE modeloch existuje jednoznačná hierarchia jednotlivých inštrumentov. **Pri výdavkoch majú najvyšší krátkodobý dopad na HDP verejné investície, nasledované mzdovými výdavkami vo verejnom sektore a vládnyimi nákupmi, pričom transfery domácnostiam majú najnižší dopad.** Pri daniach najväčší dopad existuje pri dani z príjmu právnických a fyzických osôb, naopak spotrebné dane majú relatívne slabý dopad. Autori však upozorňujú, že v rámci empirických štúdií je ťažké identifikovať robustné rozdiely medzi jednotlivými inštrumentmi, pričom však existujúce štúdie naznačujú značne odlišnú hierarchiu. Zdaňovanie práce má negatívnejší krátkodobý dopad ako korporátne dane a spotrebné dane majú nezanedbateľný negatívny dopad. Tak isto neexistujú silné dôkazy o vyšších krátkodobých multiplikátoroch verejných investícií oproti vládnej spotrebe.

Ako bolo v sekcii 1.6 spomenuté, Alesina a Ardagna (2010) nachádzajú expanzívne fiškálne efekty výdavkovej konsolidácie, čo by implikovalo preferenciu redukcie verejných výdavkov pri ozdravovaní verejných financií. Guajardo a kol. (2014) však upozorňujú, že okrem spomenutého problému nerobustnosti výsledku na definíciu konsolidácie, rozdiel medzi empiricky odhadnutými príjmovými a výdavkovými multiplikátormi sa dá vysvetliť cez rozdielnu reakciu menovej politiky. Autori poukazujú na tendenciu centrálnych bánk vnímať kredibilnejšie konsolidáciu založenú na redukcii verejných výdavkov, čo následne vedie k menovému uvoľneniu a menším stratám ekonomického výkonu. **Analýza panelu 17 krajín OECD ich vedie k zavrnutiu hypotézy, podľa ktorej by redukcia daní a výdavkov v rovnakej miere mohla byť expanzívna.**

2 Fiškálne mutliplikátory na Slovensku

2.1 Existujúca literatúra

Relevantných prác s odhadom fiškálnych multiplikátorov v slovenskej ekonomike nie je veľa. Fiškálne multiplikátory sú navyše značne komplexná a rozsiahla téma a každý autor sa na ich odhad pozerá v inom kontexte, kvôli čomu je porovnateľnosť výsledkov v už aj tak skromnom počte analytických prác značne obmedzená. Pre potreby našej práce sme identifikovali štyri štúdie (spolu šesť prístupov), ktoré sa priamo zaoberali odhadom fiškálnych multiplikátorov na Slovensku. Prehľad jednoročných (krátkodobých) multiplikátorov je uvedený v tabuľke 2. Vyjadrenie uvedených multiplikátorov treba chápať ako multiplikatívny efekt expanzívneho fiškálneho šoku (zvýšenie výdavkov, resp. zníženie príjmov) na konečný output.

Tabuľka 2: Prehľad autorov a ich odhady multiplikátorov na Slovensku

Autor	Metóda	Príjmový m.	Výdavkový m.
Benčík	Štruktúrny VAR model		0,4
Čolláková a kol.	SVAR model	0,15	0,39
Čolláková a kol.	Model QUEST III (DSGE model)	0,2 – 0,21	0,25 – 0,58
Kl'účik a Múčka	MEM model	0,2 – 0,7	1,4 – 2,0
Kl'účik a Múčka	DSGE model	1,6 – 1,9	0,5 – 0,9
Zeman	DSGE model	0,17 – 0,52	0,55 – 0,69

Zdroj: prehľad literatúry

Prvým odhadom je dávnejšia štúdia NBS ešte z predkrízového obdobia Benčík (2009), ktorá skúmala vplyv fiškálneho šoku na tempo rastu HDP pomocou štruktúrneho VAR modelu, pričom skúmala aj paralelný vývoj reálnej úrokovej miery a deflátoru HDP. Fiškálny multiplikátor v tejto štúdii bol vyjadrený ako zmena tempa rastu HDP v dôsledku zmeny deficitu verejných financií, čo znamená, že autor nediferencoval medzi zmenou deficitu v dôsledku opatrení na strane príjmov alebo výdavkov a vyjadril fiškálny multiplikátor ako vplyv fiškálnej politiky ako celku. Výsledkom tejto štúdie bol odhad multiplikátora na úrovni 0,4 počas prvého roku, t.j. na krátkodobom horizonte. Efekt vplyvu fiškálneho šoku by sa postupne znížil na 0,2 a po približne šiestich štvrtrokoch by vypršal úplne. Fiškálny šok by tak vyvolal predovšetkým nárast reálnej úrokovej miery a dočasné turbulencie deflátoru HDP. Autor však upozorňuje, že skúmaná vzorka údajov končí rokom 2007 a v roku 2008 sa situácia radikálne zmenila príchodom finančnej krízy ako aj prijatím eura.

Neskoršia štúdia IFP Čolláková a kol. (2014) zohľadňujúca už aj pokrízový vývoj sa pokúsila odhadnúť fiškálne multiplikátory diferencované na príjmové a výdavkové pomocou dvoch metód. Najskôr jednoduchým SVAR modelom, ktorý bol inšpirovaný prístupom, ktorý prvýkrát použili Blanchard a Perotti (2002). Na druhý spôsob odhadu bol použitý štruktúrny DSGE model QUEST III¹⁵ vyvinutý Európskou komisiou. Pri odhade SVAR modelom autori rozdelili multiplikátory na príjmový a výdavkový, no zašli ešte ďalej – príjmový multiplikátor je následne rozdelený na daňový a odvodový a výdavkový multiplikátor pozostáva z multiplikátora vládnej spotreby a vládnych investícií. Najmenší krátkodobý vplyv (1 ročný kumulatívny) by mala zmena deficitu cez dane alebo vládnu spotrebu vo výške 0,29. Investičný multiplikátor je vyšší, na úrovni 0,46 a odvodový multiplikátor dosahuje najvyššiu úroveň 0,79. Čo je však na tomto odhade podstatné, v dlhodobom horizonte by mali výdavkové multiplikátory negatívne hodnoty, čo znamená, že zníženie deficitu cez vládnu spotrebu alebo investície (výdavková fiškálna konsolidácia) by z dlhodobého hľadiska pozitívne vplývalo na ekonomický rast. Na druhej strane, pri odhade pomocou modelu QUEST III IFP metodiku mierne zmenilo, keď príjmový multiplikátor rozdelilo na multiplikátor DPH a dane z príjmu. Najmenší krátkodobý multiplikátor dosiahla práve DPH (0,21), najväčší vládne investície (0,58). Keď sa však pozrieme na dlhodobé hľadisko, záporné hodnoty nadobúdajú oba príjmové multiplikátory, plus multiplikátor vládnej spotreby.

¹⁵ Bližší popis modelu v Čolláková a kol. (2014).

Podrobne sa na úroveň fiškálnych multiplikátorov pozrela aj štúdia Rady pre rozpočtovú zodpovednosť Klúčik a Múčka (2015), ktorá porovnávala dva prístupy pri ich odhadovaní. Jednak využila ekonometrický MEM model¹⁶ a na porovnanie odhadla multiplikátory na DSGE modeli. Pomocou ekonometrického modelu výsledky korešpondujú s akýmsi ekonomickým mainstreamom, kde sú príjmové multiplikátory na krátkodobom časovom horizonte všeobecne považované za nižšie ako výdavkové. V ekonometrickom modeli však absentuje parameter miery reakcií domácností na daný šok, ktorý bolo možné pridať až do DSGE modelu. To je aj hlavným dôvodom prečo sa výsledky pri použití týchto dvoch metód relatívne značne odlišujú.

Iný pohľad na fiškálne multiplikátory v kontexte konsolidácie verejných financií sa črtá v aktuálnej štúdií NBS Zeman (2016), ktorá využíva pre odhad multiplikátorov rozšírený DSGE model Zeman a Senaj (2009). Autor odhadol veľkosť multiplikátorov jednotlivých príjmových a výdavkových kategórií pre potreby konsolidácie deficitu verejných financií. Odhadoval vždy multiplikátory pre 6 kategórií – 3 príjmové (príspevky zamestnávateľov, dane zo mzdy a DPH) a 3 výdavkové (vládna spotreba, vládne investície a vládne transfery). Týchto 6 kategórií bolo vždy doplnených o tzv. „dlhový stabilizátor“ na dlhodobom horizonte, aby sa úroveň dlhu vrátila, resp. neodklonila od svojho dlhodobého cieľa. Ako najlepšie z dlhodobého hľadiska vyšli výsledky konsolidácie so stabilizátorom cez daň z príjmu, kde tak príjmové ako aj výdavkové multiplikátory dosahujú na dlhodobom horizonte záporné hodnoty. Najefektívnejšia konsolidácia je podľa autora v prípade tohto stabilizátora cez výdavkovú stranu, konkrétne cez vládne transfery.

2.2 SVAR odhad

Na posúdenie veľkosti fiškálnych multiplikátorov na Slovensku sme použili upravený SVAR prístup z Perotti (2005), ktorý na slovenské dáta aplikovali aj Čolláková a kol. (2014). Oproti ním však pracujeme s fiškálnymi dátami z EDP notifikácie v metodike ESA 2010, ktoré siahajú až do štvrtého štvrtroku 2015, a využívame mierne odlišnú špecifikáciu VAR modelu, definíciu fiškálnych šokov ako aj predpoklady o identifikácii šokov.

Špecificky odhadujeme VAR model s 5 endogénnymi premennými: reálne čisté dane (t_t), reálne verejné výdavky (g_t), reálny HDP (y_t), deflátor HDP (p_t) a úroková miera (i_t):

$$X_t = Z_t + A(L)Y_{t-1} + U_t, \quad (1)$$

kde $X_t = [t_t, g_t, y_t, p_t, i_t]'$ je vektor endogénnych premenných, $U_t = [u_t^t, u_t^g, u_t^y, u_t^p, u_t^i]'$ je vektor reziduálov v redukovanej forme a Z_t je vektor s deterministickými komponentmi. Na rozdiel od Perotti (2005) ako aj Čolláková a kol. (2014) tento vektor zahŕňa okrem konštanty podobne ako v špecifikácii „DT“ v Blanchard a Perotti (2002) aj lineárny a kvadratický trend¹⁷

¹⁶ Bližšie pozri Klúčik a Múčka (2015).

¹⁷ Pri tejto špecifikácii sa predpokladá, že endogénne premenné modelu sú stacionárne alebo trend stacionárne a táto špecifikácia vedie k menším problémom s nestabilitou modelu ako špecifikácia bez deterministického trendu. Blanchard a Perotti (2002) odhadli aj špecifikáciu so stochastickým trendom „ST“, kde endogénne premenné vstupovali do modelu v prvých diferenciách a kde sa predpokladá, že premenné modelu sú nestacionárne a zároveň nekointegrované. Táto špecifikácia však v našich podmienkach nevedla k uspokojivým výsledkom, keď takýto model nedokázal v dostatočnej miere vysvetliť vývoj rastu reálneho HDP. Slabina

a pri použití sezónne neočistených dát aj sezónne dummy premenné. $A(L)$ je autoregresný polynómový operátor, pričom v analýze boli použité dve oneskorenia¹⁸.

V baseline odhade sme použili sezónne očistené premenné, pričom sme kvôli robustnosti odhadli model aj na sezónne neočistených dátach, kde sme pridali do modelu sezónne dummy premenné. Všetky premenné okrem úrokovej miery vstupujú do modelu v logaritmoch, pričom verejné výdavky a príjmy boli deflované deflátorom HDP. Verejné výdavky zahŕňajú medzispotrebu, kompenzácie zamestnancov, investície a naturálne sociálne dávky. Pri príjmoch uvažujeme s definíciou čistých daní, ktorá zahŕňa priame a nepriame dane, sociálne príspevky a niektoré nedaňové príjmy¹⁹, ktoré sú znížené o úrokové výdavky, niektoré bežné transfery²⁰ a kapitálové transfery. Uvažujeme aj so zúženou definíciou príjmov, ktorá zahŕňa len priame a nepriame dane a sociálne príspevky a nie sú tak znížené o transfery.

Identifikácia fiškálnych šokov

Identifikácia fiškálnych šokov vychádza z Perotti (2005). Na neskreslený odhad multiplikátorov je kľúčovým problémom identifikácia nepozorovaných štruktúrnych šokov do vládnych výdavkov (ε_t^g) a čistých daní (ε_t^{gt}), pričom pozorovaný je len vektor (pravdepodobne) vzájomne korelovaných reziduálov v redukovanej forme $U_t = [u_t^t, u_t^g, u_t^y, u_t^p, u_t^i]'$. Formálne možno reziduály čistých daní a výdavkov vyjadriť nasledovne:

$$u_t^t = \alpha_{ty} u_t^y + \alpha_{tp} u_t^p + \alpha_{ti} u_t^i + \beta_{tg} \varepsilon_t^g + \varepsilon_t^t \quad (2)$$

$$u_t^g = \alpha_{gy} u_t^y + \alpha_{gp} u_t^p + \alpha_{gi} u_t^i + \beta_{gt} \varepsilon_t^t + \varepsilon_t^g \quad (3)$$

Perotti (2005) začína identifikáciu pozorovaním, že implementácia diskrečnej fiškálnej politiky v reakcii na pozorované inovácie v ekonomickej aktivite a cenách trvá dlhšie ako tri mesiace. Z toho vyplýva, že pri kvartálnej frekvencii dát systematický diskrečný komponent u_t^t a u_t^g je nulový a koeficienty α_{kj} v rovniciach (2) a (3) teda vyjadrujú len automatickú reakciu fiškálnej politiky na ekonomické podmienky. Tieto koeficienty sme teda stanovili na základe a priori informácií o fungovaní daňového a výdavkového systému²¹.

existujúcej literatúry odhadu fiškálnych multiplikátorov je nezohľadnenie možnej kointegrácie medzi premennými modelu, identifikácia fiškálnych šokov v rámci VECM modelu by však viedla k väčšej komplexnosti problému a preto sme v našej analýze zotrvali pri štandardnej špecifikácii.

¹⁸ Informačné kritéria vo väčšine prípadov naznačujú vyšší počet oneskorení. To ale vedie pri krátkych časových radách k nízkemu počtu stupňov voľnosti, neistejším odhadom ako aj problémom so stabilitou modelu.

¹⁹ Uvažované nedaňové príjmy napríklad nezahŕňajú príjmové bežné a kapitálové transfery, ktoré sú do veľkej miery tvorené príjmami z rozpočtu EÚ. Podobne sme vylúčili trhovú produkciu, nakoľko táto je súčasťou konečnej spotreby verejnej správy a ktorú možno len ťažko považovať za potenciálny nástroj konsolidácie verejnej financií na príjmovej strane.

²⁰ V rámci čistých daní neuvažujeme napríklad s naturálnymi sociálnymi dávkami, ktoré sme definovali ako súčasť výdavkov.

²¹ Pri kalibrácii koeficientov automatickej reakcie reálnych čistých daní na ekonomickú aktivitu (α_{ty}) a cenový vývoj (α_{tp}) sme primárne vychádzali z elasticít, ktoré využíva Európska komisia na cyklické očisťovanie a ktoré možno nájsť v Mourre a kol. (2014), pričom spomínané koeficienty sme kalibrovali na úrovni 2,31 resp. 2,05. Pri špecifikácii, ktorá zahŕňala len užšie definované príjmy bez odpočtu transferov tieto koeficienty boli stanovené na úrovni 0.79 a 0.1. Koeficient α_{gp} vyjadrujúci reakciu reálnych vládnych výdavkov na inovácie v cenovom vývoji

Znalosť týchto koeficientov umožňuje definovanie cyklicky očistených fiškálnych šokov ako:

$$u_t^{t,CO} = u_t^t - (\alpha_{ty} u_t^y + \alpha_{tp} u_t^p + \alpha_{ti} u_t^i) = \beta_{tg} \varepsilon_t^g + \varepsilon_t^t \quad (4)$$

$$u_t^{g,CO} = u_t^g - (\alpha_{gy} u_t^y + \alpha_{gp} u_t^p + \alpha_{gi} u_t^i) = \beta_{gt} \varepsilon_t^t + \varepsilon_t^g \quad (5)$$

Pre identifikáciu štrukturálnych šokov ε_t^t a ε_t^g treba spraviť predpoklad relatívneho poradia cyklicky očistených fiškálnych šokov. Pri našej analýze sme predpokladali, že rozhodnutia o daňovej politike predchádzajú rozhodnutiam o vládnych výdavkoch, čo implikuje koeficient β_{tg} rovný nule a odhad koeficientu β_{gt} v rámci SVAR modelu alebo separátne pomocou OLS. Apriori je ťažko nájsť zdôvodnenie pre jednu alebo druhú ortogonalizáciu, ale podobne ako v Perotti (2005) sa naše výsledky javia robustné na zmenu tohto predpokladu.

V ďalšom kroku možno použiť odhadnuté štrukturálne šoky ε_t^t a ε_t^g (alebo cyklicky očistené reziduály $u_t^{t,CO}$ a $u_t^{g,CO}$) ako inštrumenty v ďalších rovniciach, keďže sú ortogonálne k ostatným štrukturálnym šokom. Pokiaľ primárny záujem je odhad efektov fiškálnej politiky na radení ďalších premenných nezáleží. Možno teda napríklad postupovať odhadom rovnice pre ekonomickú aktivitu pomocou metódy inštrumentálnych premenných

$$u_t^y = \alpha_{yt} u_t^t + \alpha_{yg} u_t^g + \varepsilon_t^y, \quad (6)$$

pričom výsledkom je odhad štrukturálneho šoku do ekonomickej aktivity ε_t^y . Podobne možno odhadnúť rovnicu pre ceny s použitím ε_t^t , ε_t^g a ε_t^y ako inštrumentov:

$$u_t^p = \alpha_{pt} u_t^t + \alpha_{pg} u_t^g + \varepsilon_t^p \quad (7)$$

S použitím odhadnutých štrukturálnych šokov pre predchádzajúce štyri premenné ako inštrumentov možno v poslednom kroku odhadnúť koeficienty v rovnici pre úrokovú mieru

$$u_t^i = \alpha_{iy} u_t^y + \alpha_{ip} u_t^p + \beta_{it} \varepsilon_t^t + \beta_{ig} \varepsilon_t^g + \varepsilon_t^i. \quad (3)$$

Výsledky

Graf 1 a tabuľka 3 zachytáva odhadnutú reakciu HDP na príjmové a výdavkové šoky vo výške 1 % HDP, pričom dáta boli sezónne očistené a pri príjmoch uvažuje s čistými daňami. Z výsledkov je zrejmé, že okamžitý multiplikátor verejných výdavkov (štvrtrok dopadu šoku) dosahuje hodnoty takmer 0,2 a táto reakcia je štatisticky významná. Následne reálne HDP zotrúva na tejto úrovni až do tretieho štvrtroku. Nasleduje postupné utlmovanie reakcie, ktorá zanikne približne 3 roky po prvotnom šoku. Model indikuje výrazne nižší dopad čistých daní, keď negatívny efekt dosahuje len 0,1 p. b. s oneskorením jedného štvrtroku a nasleduje postupné vymieranie reakcie trvajúce približne 2 roky.

bol stanovený na úrovni -0,5 vzhľadom na predpoklad polovičného prenosu cenového vývoju do nominálnych vládnych výdavkov v danom štvrtroku, pričom ale hodnota tohto koeficienty mala malý vplyv na naše výsledky. Ďalej sme nepredpokladali reakciu príjmov a výdavkov na úrokovú mieru ani verejných výdavkov na ekonomickú aktivitu, čo implikuje koeficienty α_{ti} , α_{gi} a α_{gy} rovné nule.

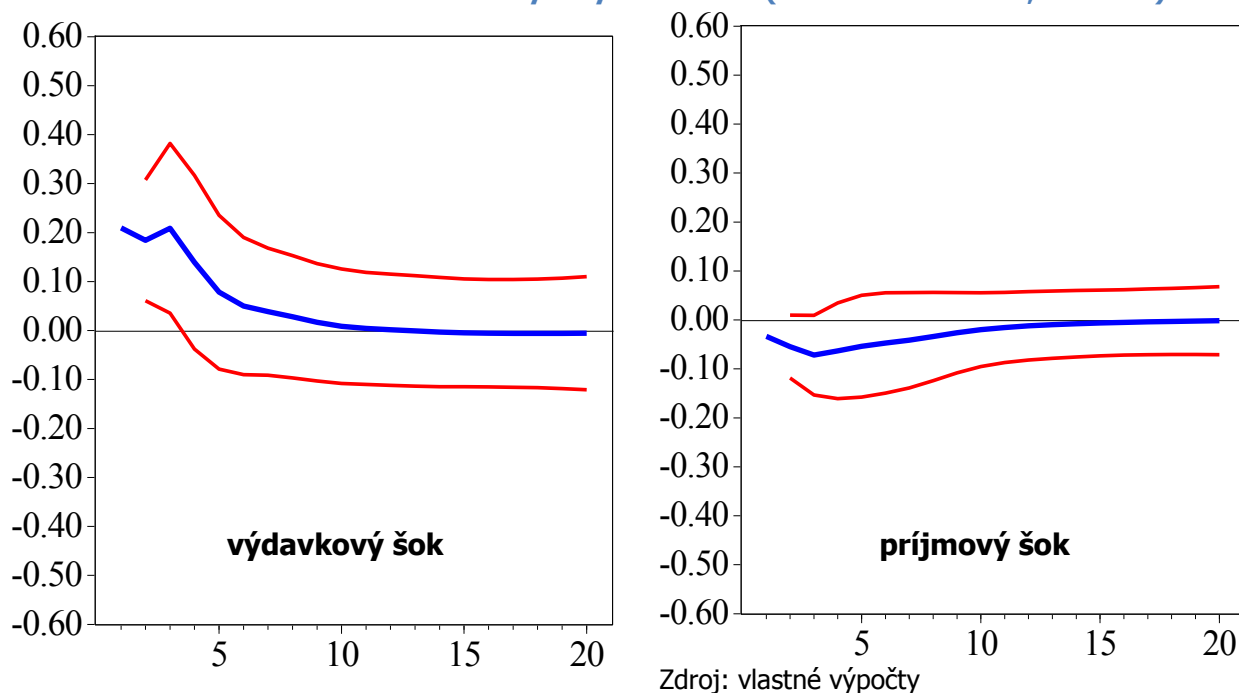
Porovnanie s inými štúdiami je problematické, nakoľko presná definícia multiplikátorov sa líši. Metodologicky najbližšia analýza v Čolláková a kol. (2014) odhadla kumulatívny efekt v prvom roku v prípade výdavkov na úrovni 0,39 a čistých daní -0,15. **V našom prípade tento efekt dosahuje vyššiu hodnotu pri verejných výdavkoch na úrovni 0,74 p. b., pričom dopad čistých daní na úrovni -0,22 p. b. je porovnateľný.** Dôležitý rozdiel oproti tejto štúdie je aj výsledok, podľa ktorého konsolidácia v oboch prípadoch vedie k trvalým ekonomickým dopadom (limitná kumulatívna reakcia na negatívny výdavkový/pozitívny príjmový šok je negatívna), čo neplatilo pre výdavkový šok v spomínanej štúdii. Kumulovaná impulzná reakcia z SVAR modelu podľa nášho názoru nie úplne vystihuje definíciu fiškálneho multiplikátora a vhodnejšie je túto hodnotu za dané obdobie vydeliť kumulovanou zmenou premennej zodpovedajúcej fiškálnemu šoku²². **Takto definovaný výdavkový multiplikátor dosahuje v prvom roku hodnotu 0,82 a multiplikátor čistých daní -0,13.** Bez ohľadu na definíciu, naša analýza oproti väčšine ostatných štúdií v slovenských podmienkach implikuje mierne vyšší výdavkový multiplikátor a porovnateľný alebo nižší multiplikátor čistých daní.

Pre väčšiu robustnosť sme definovali príjmy v užšom zmysle (priame a nepriame dane ako aj sociálne príspevky). Takto definované príjmy majú oproti predošlej špecifikácii výrazne negatívnejší vplyv na HDP, keď multiplikátor v prvom roku dosahuje hodnotu až -0,73 p. b. K navýšeniu reakcie pri tejto špecifikácii dochádza aj pri výdavkoch, kde krátkodobý multiplikátor dosiahne hodnoty 1,1 p. b. Pre väčšiu robustnosť sme odhadli model na sezónne neočistených dátach, pričom sme do modelu pridali sezónne dummy premenné. Použitie tejto špecifikácie vedie k ešte vyšším odhadom výdavkového multiplikátora, ktorý tak dosahuje hodnoty až 1,3 p. b. v prvom roku. Táto špecifikácia môže však viesť k nedostatočnému vysvetleniu sezónnych efektov, ktoré môžu byť následne mylne interpretované ako fiškálne šoky.

Celkovo treba pristupovať k výsledkom s obozretnosťou. Relatívne krátke časové rady pokrývajú obdobie od prvého štvrťroku 1999 do posledného štvrťroku 2015. Dané časové obdobie mimo iného dáta zachytávajú štrukturálne zmeny slovenskej ekonomiky súvisiacej s príchodom automobiliek, následky svetovej finančnej krízy ako aj zmenu menového režimu, čo znižuje dôveryhodnosť odhadov. Výsledky navyše nie sú veľmi robustné na počet oneskorení v modeli. Vyšší počet oneskorení ako použitých dvoch vedie (ktorý by naznačovali informačné kritéria) pri krátkej časovej rade k nepresnejším odhadom ako aj k väčším problémom so stabilitou modelu. Náznaky nestability modelu sa prejavujú najmä pri niektorých odhadoch štandardných chýb impulzných reakčných funkcií pri Monte Carlo simuláciách, čo poukazuje na fakt, že pri niektorých replikáciách je model nestabilný.

²² Blanchard a Perotti (2002) a Perotti (2005) definujú multiplikátor ako najvyššia reakcia outputu preškálovaná okamžitým fiškálnym šokom.

Graf 1: Reakcia reálneho HDP na fiškálne šoky vo výške 1 % HDP (sezónne očistené dáta, čisté dane)



Tabuľka 2: Reakcia reálneho HDP na fiškálny šok vo výške 1 % HDP

štvrt'rok	1	2	3	4	8	12	1. rok kumulatív	1. rok multiplikátor
čisté dane, sezónne očistené dáta								
výdavky	0,21	0,18	0,21	0,14	0,03	0,00	0,74	0,82
príjmy	-0,03	-0,05	-0,07	-0,06	-0,03	-0,01	-0,22	-0,13
čisté dane, sezónne neočistené dáta								
výdavky	0,39	0,69	0,63	0,49	0,12	-0,01	2,20	1,26
príjmy	-0,18	-0,13	-0,12	-0,09	-0,03	0,00	-0,53	-0,29
dane, sezónne neočistené dáta								
výdavky	0,46	0,75	0,67	0,42	0,11	-0,02	2,30	1,31
príjmy	-0,03	-0,08	-0,42	-0,16	-0,05	-0,04	-0,69	-0,50
dane, sezónne očistené dáta								
výdavky	0,24	0,26	0,28	0,25	0,08	0,02	1,03	1,08
príjmy	-0,02	-0,23	-0,26	-0,25	-0,18	-0,06	-0,76	-0,73

Zdroj: vlastné výpočty

2.3 „Bucket approach“

Indikatívny odhad fiškálnych multiplikátorov je možný aj cez spomínaný bucket approach (klastrová metóda), ktorý so sebou popri svojej jednoduchosti nesie aj rad nevýhod. Táto metóda poskytuje iba orientačný pohľad na hranice, v ktorých sa fiškálny multiplikátor môže pohybovať v danom období, pričom jednak nediferencuje príjmový a výdavkový multiplikátor a neposkytuje ani pohľad na dlhodobý horizont, ale len na jednoročný multiplikátor. Je to však veľmi jednoduchá a intuitívna metóda, ktorá navyše v sebe zahŕňa vplyv hospodárskeho cyklu a nezávislej monetárnej politiky na výšku multiplikátorov.

Pri hodnotení fiškálneho multiplikátora pre Slovenskú ekonomiku na horizonte 1999 – 2018 (úsek 2016 – 2018 podľa prognózy NBS) sme sa rozhodli toto obdobie rozdeliť na tri pozorované intervaly kvôli homogenosti údajov na týchto intervaloch. Prvý interval je do roku 2002 a je charakteristický nízkou úrovňou multiplikátora. Predkrízové obdobie medzi rokmi 2003 – 2008 je poznačené pozitívnym vývojom hospodárskeho cyklu a posledné je pokrízové obdobie 2009 – 2018.

Obdobie pred rokom 2002

Tento interval sme vybrali kvôli viacerým podobnostiam. Úroveň automatických stabilizátorov meraná pomerom celkových verejných výdavkov k HDP dosahuje relatívne vysoké úrovne (v našej metodike nad 40%, pozri graf č. 2), a spolu s plávajúcim menovým kurzom dokážu z časti tlmiť vplyvy fiškálnych šokov. Tieto faktory spolu s nezávislou menovou politikou pôsobia negatívne na výšku fiškálneho multiplikátora a na základe bodového hodnotenia sme slovenskú ekonomiku v tejto metodike zaradili medzi krajiny s nízkym multiplikátorom (tabuľka 4). Opačne pôsobí vplyv hospodárskeho cyklu – záporná produkčná medzera (graf č. 3), ktorá na tomto intervale posúva výšku multiplikátora smerom nahor. Výsledný multiplikátor nám v tomto období pomocou metodiky bucket approach vyšiel v rozsahu **0,14 – 0,43**.

Obdobie medzi 2003 – 2008

Môžeme si všimnúť, že úroveň verejných výdavkov od roku 2003 výrazne klesla a týchto šesť predkrízových rokov sa drží pod referenčnou hodnotou 40% HDP. Vieme, že nízka úroveň automatických stabilizátorov nám nedokáže tak výrazne kompenzovať vplyv fiškálnych šokov a preto sa od roku 2003 dostalo Slovensko do kategórie krajín so stredným fiškálnym multiplikátorom²³. Taktiež na grafe 3 môžeme vidieť predkrízové zlepšovanie ekonomického cyklu, čo spôsobuje (najmä v rokoch 2007 a 2008) výrazné zníženie multiplikátora, ktorý má tendenciu byť v recesii vyšší a na vrchole ekonomického cyklu zase nižší. Na pozorovanom intervale preto bude výsledný vplyv cyklu na multiplikátor minimálny a jeho odhadnutý rozsah bude **0,46 – 0,69**.

Keď sa pozrieme na celé tzv. predkrízové obdobie, t.j. od roku 1999 do roku 2008, dostaneme strednú hodnotu multiplikátora na úrovni 0,46 (v rozmedzí 0,33 – 0,59). Benčík

²³ Toto preradenie však môže byť diskutabilné. Úroveň automatických stabilizátorov nemôže byť meraná iba cez úroveň verejných výdavkov, pri určovaní výšky automatických stabilizátorov v ekonomike je podstatný pohľad aj na príjmovú stránku a v neposlednom rade na štruktúru príjmov a výdavkov. Navyše, veľkosť verejných výdavkov môže byť ovplyvnená radou ďalších faktorov, ako napr. sektorové reklasifikácie a pod. Bucket approach je však výlučne **indikatívna metóda** určovania približnej úrovne fiškálnych multiplikátorov, a preto sme sa pre potreby našej práce rozhodli držať sa definície autorov.

(2009) odhadol multiplikátor na podobnom predkrízovom časovom úseku na úrovni 0,4 pomocou štruktúrneho VAR modelu.

Obdobie po roku 2009

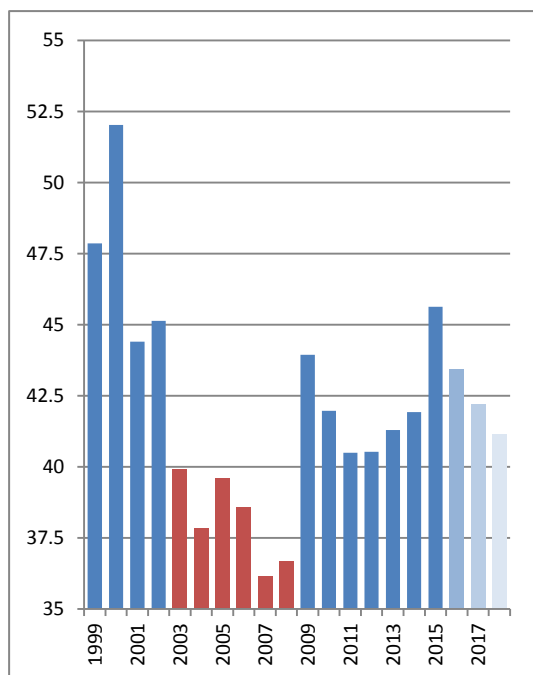
Po vstupe do Eurozóny sa síce úroveň verejných výdavkov dostáva opäť nad referenčnú hodnotu, no slovenská ekonomika prichádza o vlastnú menu a tým aj o možnosť zmierňovať fiškálne šoky pomocou plávajúceho menového kurzu. Úroveň multiplikátora to bude tlačiť smerom nahor. Navyše po vypuknutí finančnej krízy sa dostáva produkčná medzera do výrazne záporných hodnôt a spolu s absenciou vlastnej meny zažíva Slovensko historicky najvyššiu hodnotu multiplikátora v roku 2009. Odvtedy má vývoj úrovne multiplikátora klesajúci trend, s čím je konzistentný aj vývoj na prognózovanom období 2016 – 2018. Po roku 2009 sa pohybuje rozsah fiškálneho multiplikátora v slovenskej ekonomike na základe metodiky bucket approach na úrovni **0,65 – 0,98**. **Pre interné potreby NBS bol pri prognóze fiškálneho impulzu použitý kalibrovaný multiplikátor odhadnutý práve pomocou metódy bucket approach na rok 2017 vo výške 0,68**. Jedná sa o strednú hodnotu spoločného multiplikátora pre príjmové aj výdavkové šoky.

Tabuľka 3: Fiškálny multiplikátor na Slovensku podľa bucket approach

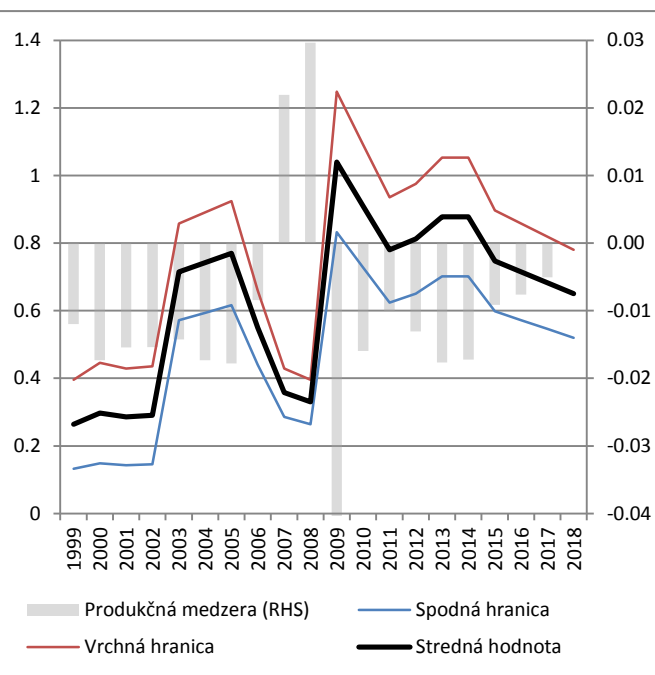
Kritérium	do 2002	2003 - 2008	od 2009	2017
Uzatvorenosť ekonomiky	0	0	0	0
Rigidita trhu práce	1	1	1	1
Nízke automatické stabilizátory	0	1	0	0
Fixný režim výmenného kurzu	0	0	1	1
Bezpečný verejný dlh	1	1	1	1
Efektivita verejnej správy	0	0	0	0
Spolu	2	3	3	3
Pôvodná horná hranica	0,3	0,6	0,6	0,6
Pôvodná spodná hranica	0,1	0,4	0,4	0,4
Efekt hospodárskeho cyklu	0,30	0,05	0,25	0,05
Efekt menovej politiky	0,10	0,10	0,30	0,30
Upravená horná hranica	0,43	0,69	0,98	0,82
Upravená spodná hranica	0,14	0,46	0,65	0,55
Výsledný multiplikátor - stredná hodnota	0,29	0,58	0,81	0,68

Zdroj: vlastné prepočty

Graf 2: Celkové výdavky (% HDP)



Graf 3: Fiškálny multiplikátor



2.4 Odhad na základe BME's

NBS pre spoločné potreby ESCB vypracováva raz ročne odhad vplyvu makroekonomických a fiškálnych šokov na vybrané makroekonomické indikátory na základe makroekonometrického štruktúrneho modelu NBS (tzv. basic model elasticities, BMEs). Popri iných šokoch, súčasťou tohto odhadu je aj vplyv rôznych fiškálnych šokov na makroekonomické ako aj fiškálne veličiny. Na základe aktuálnej metodológie bolo týmto spôsobom kvantifikovaných 6 fiškálnych šokov; dva na príjmovej strane cez priame a nepriame dane, a štyri na výdavkovej strane cez vládne investície, vládnu spotrebu cez jej reálnu zložku, vládnu spotrebu cez deflátor a sociálne transfery. Každý z týchto šokov treba chápať ako vysoko perzistentný expanzívny šok na začiatku obdobia vo výške 1 % HDP. V tabuľke 4 je zaznamenaný ich dopad na reálne HDP na horizonte jedného, dvoch a troch rokov.

Najväčší dopad v prvom roku má podľa týchto modelových elasticít šok do reálnej vládnej spotreby a verejných investícií (0,84 resp. 0,73), naopak dopady šokov do nepriamych daní a sociálnych transferov dosahujú nižšie hodnoty (0,2 resp. 0,32). Elasticita šoku do priamych daní na HDP dosahuje v prvom roku hodnotu 0,39 s postupným nárastom v čase, pričom v treťom roku dosahuje hodnotu až 0,67.

Tabuľka 4: Dopady fiškálnych šokov na reálne HDP

Dopad	Rok 1	Rok 2	Rok 3
Priame dane	0,39	0,60	0,67
Nepriame dane	0,20	0,33	0,40
Vládne investície	0,73	0,75	0,75
Vládna spotreba (reálny komponent)	0,84	0,83	0,80
Vládna spotreba (deflátor)	0,35	0,45	0,39
Sociálne transfery	0,32	0,47	0,46

3 Záver

Fiškálne multiplikátory, ktoré vyjadrujú krátkodobý efekt diskrečnej fiškálnej politiky na výstup ekonomiky, zohrávajú kľúčovú úlohu pri prognózovaní makroekonomických veličín v čase výrazných diskrečných zmien fiškálnej politiky, čo následne môže výrazne ovplyvniť aj samotné konsolidačné úsilie, keď podcenenie veľkosti fiškálnych multiplikátorov môže viesť k podceneniu skutočného konsolidačného úsilia nevyhnutného na dosiahnutie zvolených fiškálnych cieľov.

Nie je preto prekvapivé, že veľká časť ekonomickej literatúry sa venuje práve tejto problematike. Literatúra však neprichádza k jednoznačným záverom. Rôzna metodológia, rôzne modely a rôzna vzorka krajín a časových období vedie k často odlišným záverom o veľkosti multiplikátorov rôznych fiškálnych inštrumentov. Literatúra sa však zhoduje v názore, že veľkosť multiplikátorov je do veľkej miery ovplyvnená štrukturálnymi charakteristikami danej ekonomiky, menovým režimom, pozíciou hospodárskeho cyklu ako aj zdravím verejných financií a finančného sektora.

Pokúsili sme sa zodpovedať otázku o veľkosti fiškálnych multiplikátorov v rámci SVAR analýzy, ktorá naznačila relatívne vysoký multiplikátor výdavkov v prvom roku blízky 1 a zároveň pomerne nízky multiplikátor príjmov, ktorý vo väčšine prípadov dosahuje hodnoty nižšie ako 0,5. Zároveň sme upozornili na problémy tejto metódy v slovenských podmienkach, ktoré sú charakteristické krátkymi časovými radami, ktoré navyše zachytávajú obdobie štrukturálnych zmien, následkov svetovej finančnej krízy a zmeny menového režimu.

Pomocou jednoduchého „bucket“ prístupu, sme si položili otázku, akých hodnôt môžu fiškálne multiplikátory dosahovať vzhľadom na štrukturálne charakteristiky slovenskej ekonomiky. Otvorenosť slovenskej ekonomiky, nízka úroveň výdavkov a verejného dlhu by naznačovali nízke multiplikátory. Zároveň rigidita trhu práce a spoločná mena a absencia vlastnej menovej politiky by naznačovali vyššie úrovne multiplikátorov. Pri použití odhadov pre krajiny s danými štrukturálnymi charakteristikami prichádzame k záveru, že fiškálny multiplikátor je aktuálne približne na úrovni 0,7. Zároveň očakávaná zlepšujúca sa cyklická pozícia slovenskej ekonomiky v budúcnosti môže viesť k postupnému znižovaniu tejto hodnoty.

Milan Vaňko, Martin Nevický (analytici@nbs.sk)

4 Literatúra

- Afonso, A., Baxa, J. a Slavík, M. (2011), Fiscal developments and financial stress: a threshold VAR analysis, Working Papers Department of Economics 2011/11, ISEG - School of Economics and Management, Department of Economics, University of Lisbon.
<https://ideas.repec.org/p/ise/isegwp/wp112011.html>
- Alesina, A. a Ardagna, S. (2010), 'Large changes in fiscal policy: Taxes versus spending', *Tax Policy and the Economy* **24**(1), 35–68. <http://dx.doi.org/10.1086/649828>
- Alesina, A. a Perotti, R. (1996), Fiscal adjustments in oecd countries: Composition and macroeconomic effects, Working Paper 5730, National Bureau of Economic Research.
<http://www.nber.org/papers/w5730>
- Auerbach, A. J. a Gorodnichenko, Y. (2012), 'Measuring the output responses to fiscal policy', *American Economic Journal: Economic Policy* **4**(2), 1–27.
<http://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/pol.4.2.1>
- Batini, N., Eyraud, L., Forni, L. a Weber, A. (2014), Fiscal multipliers : Size, determinants, and use in macroeconomic projections, IMF.
- Batini, N., Eyraud, L. a Weber, A. (2014), A Simple Method to Compute Fiscal Multipliers, IMF Working Papers 14/93, International Monetary Fund.
<https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/14-93.html>
- Benčík, M. (2009), Analýza vplyvu fiškálnej politiky na hospodársky cyklus - aplikácia štruktúrneho VAR modelu, Výskumná štúdia NBS.
- Blanchard, O. J. a Leigh, D. (2013), Growth Forecast Errors and Fiscal Multipliers, NBER Working Papers 18779, National Bureau of Economic Research, Inc.
<https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/18779.html>
- Blanchard, O. a Perotti, R. (2002), 'An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output', *The Quarterly Journal of Economics* **117**(4), 1329–1368. <http://www.jstor.org/stable/4132480>
- Callegari, G., Melina, G. a Batini, N. (2012), Successful Austerity in the United States, Europe and Japan, IMF Working Papers 12/190, International Monetary Fund.
<https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/12-190.html>
- Christiano, L., Eichenbaum, M. a Rebelo, S. (2011), 'When Is the Government Spending Multiplier Large?', *Journal of Political Economy* **119**(1), 78 – 121.
<https://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/doi10.1086-659312.html>
- Coenen, G., Erceg, C. J., Freedman, C., Furceri, D., Kumhof, M., Lalonde, R., Laxton, D., Lindé, J., Mourougane, A., Muir, D. a kol. (2012), 'Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models', *American Economic Journal: Macroeconomics* **4**(1), 22–68.
<https://ideas.repec.org/a/aea/aejmac/v4y2012i1p22-68.html>

- Corsetti, G., Meier, A. a Müller, G. J. (2012), 'What determines government spending multipliers?', *Economic Policy* **27**(72), 521–565.
<http://economicpolicy.oxfordjournals.org/content/27/72/521>
- Cuñasca, A. a Rother, P. (2015), Fiscal multipliers during consolidation: evidence from the European Union, Working Paper Series 1863, European Central Bank.
<https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20151863.html>
- ECB (2012), The role of fiscal multipliers in the current consolidation debate, Monthly Bulletin, December.
- ECB (2014), Fiscal multipliers and the timing of consolidation, Monthly Bulletin, April.
- Erceg, C. J. a Linde, J. (2010), Is there a fiscal free lunch in a liquidity trap?, International Finance Discussion Papers 1003, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
<https://ideas.repec.org/p/fip/fedgif/1003.html>
- Gali, J., Lopez-Salido, J. D. a Valles, J. (2007), 'Understanding the effects of government spending on consumption', *Journal of the European Economic Association* **5**(1), 227–270.
<http://dx.doi.org/10.1162/JEEA.2007.5.1.227>
- Guajardo, J., Leigh, D. a Pescatori, A. (2014), 'Expansionary austerity? international evidence', *Journal of the European Economic Association* **12**(4), 949–968.
<http://dx.doi.org/10.1111/jeea.12083>
- Klíučik, M. a Múčka, Z. (2015), Fiškálne multiplikátory z dvoch perspektív, Rada pre rozpočtovú zodpovednosť.
- Kirchner, M., Cimadomo, J. a Hauptmeier, S. (2010), Transmission of government spending shocks in the euro area: Time variation and driving forces, Working Paper Series 1219, European Central Bank. <https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20101219.html>
- Lucas, R. J. (1976), 'Econometric policy evaluation: A critique', *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* **1**(1), 19–46.
<https://ideas.repec.org/a/eee/crcspp/v1y1976ip19-46.html>
- Mourre, G., Astarita, C. a Princen, S. (2014), Adjusting the budget balance for the business cycle: the EU methodology, European Economy - Economic Papers 2008 - 2015 536, Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission.
<https://ideas.repec.org/p/euf/ecopap/0536.html>
- Nickel, C. a Tudyka, A. (2013), Fiscal stimulus in times of high debt: reconsidering multipliers and twin deficits, Working Paper Series 1513, European Central Bank.
<https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20131513.html>
- Čolláková, V., Machlica, G., Melioris, L., Pécsyová, M. a Šrámková, L. (2014), Ako veľmi bolí konsolidácia, Ekonomická analýza IFP.
- Perotti, R. (2005), 'Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries', *Proceedings*.
<https://ideas.repec.org/a/fip/fedfpr/y2005x9.html>

- Perotti, R. (2011), The "austerity myth": Gain without pain?, NBER Working Papers 17571, National Bureau of Economic Research, Inc.
<http://EconPapers.repec.org/RePEc:nbr:nberwo:17571>
- Ramey, V. A. (2011), 'Identifying Government Spending Shocks: It's all in the Timing', *The Quarterly Journal of Economics* **126**(1), 1–50.
<https://ideas.repec.org/a/oup/qjecon/v126y2011i1p1-50.html>
- Romer, C. D. a Romer, D. H. (2010), 'The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks', *American Economic Review* **100**(3), 763–801.
<https://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v100y2010i3p763-801.html>
- Spilimbergo, A., Schindler, M. a Symansky, S. A. (2009), Fiscal Multipliers, IMF Staff Position Notes 2009/11, International Monetary Fund. <https://ideas.repec.org/p/imf/imfspn/2009-11.html>
- Warmeding, T., Checherita-Westphal, C. a Hernández de Cos, P. (2015), Fiscal multipliers and beyond, Occasional Paper Series 162, European Central Bank.
<https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbops/2015162.html>
- Woodford, M. (2011), 'Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier', *American Economic Journal: Macroeconomics* **3**(1), 1–35.
<https://ideas.repec.org/a/aea/aejmac/v3y2011i1p1-35.html>
- Zeman, J. (2016), Fiscal multipliers in Slovak economy, Výskumná štúdia NBS.
- Zeman, J. a Senaj, M. (2009), DSGE model - Slovakia, Výskumná štúdia NBS.