



Univerzita Komenského v Bratislave
Fakulta matematiky, fyziky a informatiky



RNDr. Monika Pécsyová

Autoreferát dizertačnej práce

Analýza vplyvov fiškálnej konsolidácie na ekonomiku SR

na získanie akademického titulu *philosophiae doctor*

v odbore doktorandského štúdia: 9.1.9 Aplikovaná matematika

Bratislava 2013

Dizertačná práca bola vypracovaná v dennej forme doktorandského štúdia na Katedre aplikovanej matematiky a štatistiky Fakulty matematiky, fyziky a informatiky, Univerzity Komenského v Bratislave.

Predkladateľ: RNDr. Monika Pécsyová
Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky
Fakulta matematiky, fyziky a informatiky
Univerzity Komenského
Mlynská dolina
842 48 Bratislava

Školiteľ: RNDr. Viliam Páleník, PhD., h.doc.
Ekonomický ústav SAV
Šancova 56
811 05 Bratislava

Oponenti:

Obhajoba dizertačnej práce sa koná o h
pred komisiou pre obhajobu dizertačnej práce v odbore doktorandského štúdia
vymenovanou predsedom odborovej komisie

v študijnom odbore 9.1.9 Aplikovaná matematika

na Fakulte matematiky, fyziky a informatiky Univerzity Komenského v Bratislave,
Mlynská dolina, 842 48 Bratislava.

Predseda odborovej komisie:
prof. RNDr. Marek Fila, DrSc.
Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky
Fakulta matematiky, fyziky a informatiky
Univerzity Komenského
Mlynská dolina
842 48 Bratislava

1 Úvod

Narastajúca dlhodobá neudržateľnosť verejných dlhov krajín si žiada potrebu návrhov optimálnych konsolidačných balíčkov, ktoré čo najmenej poškodia rast ekonomík. Ďalšiu významnú etapu fiškálnej konsolidácie vo svojej histórii zažíva aj slovenská ekonomika. Na rozdiel od predchádzajúcich významných konsolidačných epizód v našej histórii sa však v súčasnosti nemôže „spolahnúť“ na mäkký vankúš v podobe priaznivej situácie svetovej ekonomiky, integračný šprint či spustenie nových kapacít v automobilovom priemysle, ako tomu bolo v rokoch 2003-2005 a 2011. Predkladaná práca je súborom troch publikovaných článkov. Hlavným cieľom práce a zároveň aj obsahom prvej kapitoly je pomocou viacerých prístupov odhadnúť veľkosť fiškálnych multiplikátorov na Slovensku s cieľom kvantifikovať vplyvy fiškálnych balíčkov v rokoch 2011 a 2013.

Z výsledkov vyplýva, že konsolidácia prostredníctvom výdavkov má oproti príjmovej konsolidácii krátkodobo vyššie náklady v podobe strateného rastu. V strednodobom až dlhodobom horizonte je však menej bolestivá. Pohľad na disagregované výsledky naznačuje, že v krátkodobom horizonte škodí rastu zvýšenie daní a zníženie vládnej spotreby menej ako zníženie investícií vo VS a zvýšenie odvodov. V dlhodobom horizonte sú straty na raste pri výdavkovo-orientovanej konsolidácii menšie. Vplyv konsolidačného balíčka na rast HDP v roku 2011 odhadujeme na úrovni -1,0 p.b. až -1,8 p.b. V roku 2013 odhadujeme, že fiškálna konsolidácia ukrojí z rastu 0,7 p.b. – 1,1 p.b.

Druhá kapitola sa zaoberá problematikou miery úspor domácností. Tá sa totiž v prebiehajúcej kríze vplyvom vyššej neistoty domácností aj firiem zvýšila. Odpoveď na základnú otázku, či spotrebovať „dnes“ alebo „zajtra“ má výrazný vplyv na ekonomický rast, keďže spotreba domácností tvorí vo väčšine krajín viac ako 50% HDP. Na Slovensku i vo väčšine krajín EÚ klesla v roku 2009 produkcia, zamestnanosť aj reálne príjmy. Napriek tomu si domácnosti zo svojho príjmu prekvapujúco odložili viacej úspor ako v predchádzajúcom roku. Vo všeobecnosti sa totiž predpokladá, že domácnosti šetria v „lepších“ časoch, kým v tých „horších“ naopak čerpajú zo svojich úspor, aby sa vyhli prílišnému kolísaniu životnej úrovne. Pokrízový vývoj však naznačuje, že neistota a negatívne očakávania o budúcom príjme prinútili slovenské domácnosti viac šetriť a to spôsobilo ešte väčší prepád ich životnej úrovne. Pokračujúci trend šetrenia zvyšuje negatívne riziká odhadovaného vplyvu fiškálnej konsolidácie na ekonomiku SR.

Výsledky potvrdili, že na mieru úspor vplýva príjem, úroková miera, finančné bohatstvo, inflácia, vládne úspory a dostupnosť úverov, v krátkodobom horizonte aj miera nezamestnanosti. Analýza rodinných účtov potvrdila, že miera úspor je vyššia v prípade, ak je na čele domácnosti žena alebo ak je aspoň jeden člen domácnosti zamestnaný na dobu určitú. Vyššia ekonomická úroveň Bratislavského kraja poskytuje väčšiu mieru istoty v porovnaní s inými regiónmi. To znižuje mieru úspor v Bratislavskom kraji, na strane druhej vysoká nezamestnanosť vo východných regiónoch pôsobí na zvyšovanie úspor. K nižšej miere úspor prispievajú domácnosti, ktoré sú v podnájme alebo je aspoň

jeden člen rodiny nezamestnaný. Výsledky oboch prístupov potvrdili, že obyvatelia nad 65 rokov na Slovensku, pod ktorú spadajú aj dôchodcovia, majú vyšší sklon k úsporám, čo je v kontraste s tvrdením teórie životného cyklu. Na druhej strane však vyššia miera úspor starších vekových kategórií naznačuje motív zanechania dedičstva pre potomkov alebo zabezpečenia si sociálnej starostlivosti na dôchodku.

Zistili sme, že v roku 2009 bola miera úspor nad svojou odhadnutou rovnovážnou úrovňou. To znamená, že domácnosti šetřili viac, ako to naznačovali ekonomické fundamenty. Dôvodom bola neistota a negatívne očakávania o budúcom príjme. To potvrdilo vyhodnotenie modelov, keď najlepšie popisoval mieru úspor model, ktorý modeloval mieru úspor v krátkodobom horizonte pomocou miery nezamestnanosti. Opatrnosť vidno v podstate v každom pokrízovom roku, keď si domácnosti odložili viac zo svojho príjmu ako v roku 2009¹.

Negatívny vplyv šetriacich opatrení môže byť čiastočne tlmený menovou politikou. Tá je však v súčasnosti do značnej miery limitovaná, keďže úrokové miery sú takmer na nule. Navyše, vstupom Slovenska do spoločnej menovej únie stratilo Slovensko možnosť kompenzovať prepady zvyšovaním konkurencieschopnosti prostredníctvom depreciačie svojej meny. Otázkami o rovnovážnom výmennom kurze, jeho vývoji a nastavení v čase vstupu Slovenska do eurozóny sa zaoberá tretia kapitola práce.

Na základe výsledkov odhadnutých modelov (BEER a menový model) sa potvrdili naše očakávania o elasticitách jednotlivých fundamentov - o najväčšom vplyve diferenciálu produktivity práce, nesignifikantnosti úrokových diferenciálov a o opačnom ako predpokladom vplyve salda bežného účtu (na základe rovnakých výsledkov z použitej literatúry pre tranzitívne ekonomiky). Prekvapením bola len nízka elasticita diferenciálu ponuky peňazí, čo si vysvetľujeme problémami s konštrukciou daného časového radu.

Výsledky tiež naznačili, že v čase stanovenia centrálnej parity bol výmenný kurz stanovený na úrovni svojej rovnovážnej úrovni. Napriek tomu sa ponúka otázka, či v čase vypuknutia krízy nebol vzhľadom na výraznú depreciačiu mien našich susedov výmenný kurz nadhodnotený. Myslíme si však, že konkurencieschopnosť našej krajiny nebola ohrozená, keďže pôsobili ostatné faktory ako spomalenie miezd a nárast produktivity. To tlačilo nadol jednotkové náklady práce a čiastočne zvrátilo nadmernú apreciáciu kurzu pred krízou. Pokračujúci pozitívny vývoj makroekonomických determinantov rovnovážneho kurzu po prognózovanom zotavovaní sa domácej ekonomiky a zahraničného dopytu z dopadov ekonomickej krízy umožňuje určitú reálnu apreciáciu bez ohrozenia konkurencieschopnosti a rovnováhy slovenskej ekonomiky aj v budúcnosti.

¹ Výnimku tvorí len rok 2011, kde z úspor ukrojil konsolidačný balíček. Avšak vzhľadom nízku úroveň disponibilného príjmu (oproti predchádzajúcemu roku došlo k jeho poklesu) zostala miera úspor na stále na relatívne vysokej úrovni.

2 Ciele

V dizertačnej práci sa zaoberáme a riešením niekoľkých otázok a problémov, ktoré sú spojené s analýzou vplyvov fiškálnej konsolidácie na ekonomiku. Hlavné ciele práce môžeme zhrnúť do nasledujúcich bodov:

- odhad veľkosti príjmových a výdavkových fiškálnych multiplikátorov v SR pomocou viacerých prístupov (štrukturálny vektorový autoregresný model, „error correction“ model, štrukturálny model SR)
- kvantifikácia konsolidačných balíčkov opatrení „ex post“ v roku 2011 a „ex ante“ v roku 2013
- identifikácia makroekonomických a mikroekonomických determinantov miery úspor v SR
- overenie hypotézy vyššej než rovnovážnej úrovne miery úspor slovenských domácností v krízovom roku 2009
- odhad rovnovážnej úrovne výmenného kurzu v SR v čase stanovenia centrálnej parity

3 Výsledky

3.1 Vplyv fiškálnej konsolidácie na rast HDP

Ústrednou časťou práce je odhad vplyvov fiškálnej politiky na rast HDP na Slovensku s následnou kvantifikáciou balíčkov fiškálnych opatrení v rokoch 2011 („ex-post“) a 2013 („ex-ante“). Predpoklady aj odhady vychádzajú z článku *Pécsyová M. (2014): Odhad vplyvu fiškálnej konsolidácie na rast HDP v SR* publikovanom v časopise *Politická ekonomie* a jeho skrátenej verzii s rovnakým názvom publikovanom v časopise *Biatec* (4/2013). Samotné výsledky slúžili ako podklad pre Ministerstvo financií pri konštrukcii konsolidačného balíčka na rok 2013. Súčasne boli prezentované na výskumnom seminári Inštitútu finančnej politiky MF SR a budú zverejnené ako ekonomická analýza Inštitútu.

Veľkosti fiškálnych multiplikátorov boli odhadnuté pomocou niekoľkých nástrojov. Pod pojmom *fiškálny multiplikátor* v práci rozumieme podiel percentuálnej zmeny produkcie a deficitu VS vyvolaného zmenou výdavkov, príjmov alebo kombinácie. *Kumulatívny fiškálny multiplikátor* bude predstavovať podiel kumulatívnych zmien produkcie a deficitu za určité obdobie².

3.1.1 SVAR analýza

V práci sme odhadli štrukturálny vektorový autoregresný model (SVAR), ktorý je v súčasnosti popri veľmi populárnych DSGE modeloch najrozšírenejším prístupom pre štúdium vplyvov fiškálnych šokov na ekonomiku. Pri odhade SVAR modelu sme sa inšpirovali prístupom, ktorý vo svojich

² *Spilimbergo (2009)*

prácach prvýkrát použili *Blanchard a Perotti (2002)*, resp. *Perotti (2004)*. V prvom kroku bol odhadnutý kvartálny 5-zložkový VAR s nasledovnými premennými: *reálne³ verejné výdavky*, *reálne čisté dane*, *reálny HDP*, *deflátor HDP* a *úroková miera⁴* (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. 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 náklady⁵. Rozdielom oboch položiek tak dostávame primárne saldo VS. V druhom kroku sme na základe Perottioho predpokladov modifikovaných na slovenské dáta identifikovali 35 krátkodobých reštrikcií v maticiach štrukturálnych šokov.

Na základe „impulse-response“ funkcií z odhadnutého modelu vieme vypočítať okamžité, 1-ročné, 2-ročné,...atď. kumulatívne multiplikátory v prípade konsolidačných šokov do vládnych výdavkov a čistých daní. 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. Po dvoch rokoch od šoku dochádza ku pozitívnej reakcii HDP.

Nekeynesovská reakcia na výdavkový šok po niekoľkých kvartáloch nie je v literatúre ojedinelá (napr. *Burriel – 2010* v prípade krajín EA alebo *Fernandez – 2009* na príklade Španielska). Takéto nekeynesovské 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 na Slovensku 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 mierne nadhodnocovať pozitívny vplyv konsolidačných opatrení na rast po dvoch rokoch.

Reakcia na *pozitívny šok do čistých daní* je podľa očakávaní negatívna a významná na celom horizonte 10-tich rokov. Krátkodobo je však negatívny vplyv na HDP menší ako v prípade výdavkového šoku. Kumulatívny multiplikátor po 1 roku dosahuje 0,15.

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.

³ Výdavky aj príjmy boli deflované deflátorom HDP.

⁴ Ako úrokovú mieru sme použili výnos 1-ročného štátneho dlhopisu, nakoľko dlhšie splatnosti boli emitované neskôr.

⁵ V prípade chýbajúcich kvartálnych údajov sme v niektorých prípadoch pristúpili k interpolácii z ročných údajov.

Tabuľka 1: Odhady fiškálnych multiplikátorov z metódy SVAR

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

Zdroj: vlastné výpočty

V ďalšom kroku sme základný 5-zložkový SVAR model modifikovali tak, že výdavkový, resp. príjmový agregát bol postupne nahradený *hlavnými príjmovými, resp. výdavkovými zložkami*. Cieľom je odpovedať na otázku, či reakcia HDP významne závisí od toho, ktorý komponent fiškálnych príjmov a výdavkov sa podieľa na konsolidácii. Výsledky sú zhrnuté v *tabuľke 2*.

Na výdavkovej strane dosahuje spotreba vo VS väčší okamžitý multiplikátor (0,27) ako investície. Počas roka sa však negatívny vplyv postupne znižuje, takže ročný kumulatívny multiplikátor predstavuje 0,29. Zmiernenie negatívneho vplyvu môže byť aj dôsledkom postupného čerpania domácností z úspor pri poklese mzdového balíčka vo VS. Prekvapivá výrazne negatívna reakcia po jednom roku (až o 0,45%) nastáva po poklese investícií vo VS. V prípade slovenských dát táto položka neobsahuje veľké infraštruktúrne projekty, ktoré podľa definície národných účtov spadajú pod investície nefinančných spoločností. Investície vo VS tak predstavujú len 10% celkových investícií. Na druhej strane však zahŕňajú napríklad položky ako výpočtová technika či softvérové vybavenie.

Tak ako v prípade celkových výdavkov, aj v prípade zníženia spotreby a investícií vo VS dochádza po dvoch rokoch ku nekeynesovskej reakcii. V prípade spotreby môže byť jedným z vysvetlení znižovanie tlakov na rast reálnych miezd v celej ekonomike ako následok nižších miezd vo VS. To predstavuje 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 môžu viesť k vyšším ziskom a sklonu k ďalším investíciám. Na druhej strane, v prípade investícií neexistuje jednoznačné uspokojivé vysvetlenie, takže pozitívny vplyv môže byť opäť konštrukcia použitého modelu, ktorá nezahŕňa historické faktory ako priaznivý vývoj externého prostredia, príchod automobiliek a reformy.

Zvýšenie daní a odvodov má podľa očakávania negatívny permanentný vplyv na HDP. Najväčší krátkodobý aj dlhodobý pokles HDP spôsobuje zvýšenie odvodov (s ročným kumulatívnym multiplikátorom 0,8). Ročný kumulatívny multiplikátor daní bol odhadnutý na úrovni 0,30. Jedno z vysvetlení tohto rozdielu je štruktúra daňového mixu na Slovensku, ktorý je v porovnaní s ostatnými krajinami výraznejšie posunutý smerom ku nepriamym daniam, ktoré by mali menej poškodzovať rast ako priame dane. Ďalším vysvetlením by mohlo byť to, že vyššie dane aj odvody znižujú disponibilný príjem, domácnosti však zvýšenie odvodov vnímajú menej negatívne ako zvyšovanie daní. Tie pre ne totiž predstavujú budúce príjmy⁶. V tomto prípade tak domácnosti nemusia v takej veľkej miere

⁶ Komentár IFP 2011/15.

upraviť svoju spotrebu na úkor úspor. Navyše, balík odvodov je z troch štvrtín náklad zamestnávateľov, ich zvýšenie tak pre nich predstavuje výrazný nárast nákladov.

Odhadnuté multiplikátory sú zhrnuté v nasledovnej tabuľke. Z odhadov vyplýva, že v krátkodobom horizonte škodí rastu zvýšenie daní a zníženie vládnej spotreby menej ako zníženie investícií vo VS a zvýšenie odvodov. V dlhodobom horizonte sú straty na raste pri výdavkovo-orientovanej konsolidácii menšie.

Tabuľka 2: Odhady fiškálnych multiplikátorov z metódy SVAR

Multiplikátory	okamžitý	1-ročný kumulatívny	2-ročný kumulatívny	3-ročný kumulatívny	dlhodobý
Vládna spotreba	0,27	0,29	0,26	0,08	negatívny
Vládne investície	0,00	0,46	0,66	0,13	negatívny
Dane	0,00	0,29	0,75	1,02	pozitívny
Odvody	0,00	0,79	2,23	3,80	pozitívny

Zdroj: vlastné výpočty

3.1.2 ECM analýza

Ako alternatívny prístup na odhad výdavkového a príjmového fiškálneho multiplikátora sme použili „error-correction“ metodológiu (ECM). Premenné v regresiach vychádzali z VAR prístupu popísaného v predchádzajúcej časti, s tým rozdielom, že sme samostatne odhadli rovnice s použitím iba výdavkov (ako % z HDP) a iba príjmov (ako % z HDP). Navyše, sme kontrolovali vplyv externého prostredia s použitím premennej zahraničný dopyt (vážený priemer importov krajín EA a V3 – ozn. *FD*). Odhadovaný funkčný vzťah môžeme zapísať nasledovne⁷:

$$y_t = F\left(\frac{D_t}{Y_t}, f d_t, p_t\right),^8$$

kde D_t predstavuje reálne výdavky alebo dane, Y_t predstavuje HDP a $f d_t$ a p_t logaritmus zahraničného dopytu a cenovej hladiny. Veľkosti fiškálnych multiplikátorov boli odhadnuté pomocou dvojkrokovej Engle-Granger metódy.

Odhady multiplikátorov potvrdzujú veľkosť menšiu ako 1. Výsledky ECM analýzy indikujú kvalitatívne podobný záver ako SVAR analýza v krátkodobom horizonte. Odhad výdavkového multiplikátora je v oboch prípadoch vyšší ako odhad príjmového. V prípade výdavkového multiplikátora dostávame odhad na úrovni 0,57, krátkodobý príjmový multiplikátor je odhadnutý na úrovni 0,19.

Odhad dlhodobého výdavkového multiplikátora je prekvapivo vysoký – na úrovni 0,93. Pozitívne znamienko v dlhodobom horizonte predstavuje kvalitatívne odlišný výsledok ako v prípade SVAR analýzy. To môže byť spôsobené kontrolovaním vývoja externého prostredia, keďže rovnica bez použitia zahraničného dopytu indikuje záporné znamienko v prípade dlhodobého výdavkového multiplikátora. V prípade príjmovej rovnice, zmena podielu čistých daní na HDP o 1 p.b. predstavuje

⁷ Použitá modelová špecifikácia je inšpirovaná Rzonca A., Cizkowicz P.(2005).

⁸ Keďže úroková miera nebola signifikantná, z finálnej špecifikácie rovníc sme ju vynechali.

zmenu HDP o -0,25%. Tu teda v krátkodobom aj dlhodobom horizonte dostávame aj kvantitatívne veľmi podobné výsledky ako prípade SVAR analýzy.

Tabuľka 3: Odhady fiškálnych multiplikátorov z metódy ECM

Multiplikátory	krátkodobý	dlhodobý
Výdavkový	0,57	0,93
Príjmový	0,19	0,25

Zdroj: vlastné výpočty

3.1.3 Štrukturálny model SR

Pre potrebu kvantifikácie vplyvu fiškálnej konsolidácie na makroekonomické prostredie v rokoch 2011 a 2013 sme vychádzali zo strednodobého makroekonomického modelu SR⁹. Ide o model otvorenej ekonomiky strednej veľkosti. Model pozostáva z troch navzájom prepojených blokov (ponukový, cenový a dopytový) a pracuje s viac ako 30 endogénnymi premennými, viac ako 40 exogénnymi premennými a odhaduje viac ako 20 behaviorálnych rovníc a 20 identít. Model je „backward-looking“, takže očakávania zakomponováva zjednodušene, pomocou predchádzajúcich hodnôt modelovaných premenných. Zahraničné prostredie je považované za exogénne a keďže model opisuje domácu ekonomiku, ide o tzv. „one-country“ model.

Model je založený na „error-correction“ vzťahoch, kde *dlhodobé vzťahy* vychádzajú z ekonomickej teórie, kde uplatňujeme nevyhnutné reštrikcie na zabezpečenie požadovaných vlastností modelu (konvergencia a homogenita). Krátkodobé vzťahy sú odhadnuté s cieľom dosiahnuť čo najlepší fit.

BOX 1: Popis rovníc a premenných v štrukturálnom makroekonomickom modeli

Ponukový blok

$Y_{POT} = TFP \cdot K^\beta \cdot LPOT^{1-\beta}$...Cobb-Douglasova produkčná funkcia určuje objem potenciálnej produkcie Y_{POT} ako zásoby kapitálu K , potenciálnej zamestnanosti L_{POT} a celkovej produktivity výrobných faktorov TFP , ktorá je exogénna.

$K = (1 - \delta) \cdot K(-1) + I$...zásoba kapitálu (parameter δ predstavuje mieru depreciaácie kapitálu), I predstavujú investície

$I = F(I(-1), Y, r, I^*(r, \delta, \lambda, Y / K))$...investície – v dlhodobom horizonte určené podmienkou prvého rádu (r predstavuje úrokovú mieru, a λ rizikovú prémie)

$L_{POT} = LF \cdot (1 - U_{NAIRU})$...potenciálna zamestnanosť determinovaná pracovnou silou LF a $NAIRU$

$L = F(L_{POT}, Y / TFP, W / TFP, L^*(Y / (TFP \cdot K^\beta)))$...zamestnanosť L v dlhodobom horizonte ako inverzná produkčná funkcia

$Y_{GAP} = Y / Y_{POT}$...produkčná medzera

$U_{GAP} = (L_{POT} - L) / LF$...nerovnováha na trhu práce

Dopytový blok

$Y = C + G + I + X - M$...produkcia Y určená súčtom výdavkových zložiek (C -spotreba domácností, G -spotreba vlád, $X-M$ - čistý export)

$C = C(C(-1), HDD, HDD(-1), r, UR, C^*(HDD, A))$...spotreba domácností - v dlhodobom horizonte určená disponibilným dôchodkom HDD a naakumulovaným bohatstvom A , UR predstavuje mieru nezamestnanosti

$HDD = HDD(W, L, ostatné zložky HDD)$...disponibilný dôchodok domácností je funkcia mzdy W , zamestnanosti L

⁹ Model vychádza zo spoločnej práce Pécsyovej, Šrámkovej a Reľovského (2011). Model slúži primárne na strednodobé prognózy MF SR a v menšej miere aj na konštrukciu citlivostných scenárov. Model je do značnej miery inšpirovaný prognostickým modelom NBS (viac v Reľovský, Široká 2009).

a ostatných zložiek

$A = K + D + NFA$...bohatstvo domácností určené súčtom zásoby kapitálu, vládneho dlhu D a čistých zahraničných aktív NFA

$D = D(-1) + G - \varepsilon$. Y ...akumulovaný vládny dlh, parameter ε určuje podiel príjmov na HDP

$NFA = NFA(-1) + X - M$...naakumulované čisté zahraničné aktíva

$X = X(FD, FD(-1), RER_X, TFP_DIF, X^*(FD, RER_X, TFP_DIF))$...export určený zahraničným dopytom FD , reálnym výmenným kurzom RER_X a diferenciálom produktivity výrobných faktorov SR a zahraničia TFP_DIF

$M = M(DD+X, RER_M, M^*(DD+X, RER_M))$...import určený domácim dopytom DD a exportom a reálnym výmenným kurzom RER_M

Cenový blok

$W = W(L_PROD, U_GAP, W(-1), UGAP, W^*(L_PROD))$...mzda určená v dlhodobom horizonte produktivitou práce L_PROD

$PY = PY(PY(-1), PM, Y_GAP, BS, PY^*(ULC))$...deflátor HDP PY dlhodobý určený jednotkovými nákladmi práce ULC , BS predstavuje proxy pre Balassa-Samuelsonov efekt (podiel produktivity práce SR a zahraničia), PM predstavujú importné ceny

$PC = PC(CPI)$...deflátor spotreby PC určený spotrebiteľskou infláciou CPI

$CPI = CPI(P_EX_EN, P_EN)$...spotrebiteľská inflácia je vážený priemer cien energií (exogén) P_EN a zvyšnej inflácie P_EX_EN

$P_EX_EN = P_EX_EN(P_EX_EN(-1), P^*, NEER, PY, Y_GAP(-1), P_EN, P_EX_EN^*(PY))$...inflácia bez energií dlhodobý určená deflátorom HDP, P^* predstavuje zahraničné ceny, $NEER$ nominálny výmenný kurz

$PG = PG(PI, PC, PG^*(PC, PI))$...deflátor vlády určený deflátorom spotreby domácností a investícií PI

$PI = PI(PI, PY, PI^*(PY, PM))$...deflátor investícií určený deflátorom HDP a importu

$PX = PX(PY, P^*, NEER, PX^*(PY, P^*, NEER))$...deflátor exportu PX dlhodobý určený deflátorom HDP a zahraničnou cenovou hladinou

$PM = PM(P^*, NEER, OIL, EUR/USD, PM^*(PY, P^*, NEER, OIL, EUR/USD))$...deflátor importu určený domácou a zahraničnou cenovou hladinou, cenami ropy v eurách $OIL, EUR/USD$

3.1.4 Vyčíslenie vplyvov konsolidačných balíčkov 2011 a 2013

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 (2009)*. Tí identifikujú *obdobie fiškálnej konsolidácie* na základe kritéria cyklicky upraveného primárneho salda verejnej správy, ktoré by sa v danom období malo zlepšiť minimálne o 1,5 % HDP¹⁰. 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 sme sa v práci nevenovali 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

¹⁰ IMF WEO diskutuje nevýhody metodológie navrhutej v článku *Alesina a Ardagna (2009)*.

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*¹¹. 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 skesať deficit VS z takmer 8% HDP tesne pod 5% HDP¹². Štruktúra konsolidačného balíčka predstavovala 60:40 v prospech výdavkových opatrení. *Na základe odhadov výdavkového a príjmového multiplikátorov dostávame výsledný odhad konsolidačného balíčka na úrovni -0,99 p.b. zo SVAR prístupu a -1,4 p.b. z ECM prístupu. Implikovaný multiplikátor tak dosahuje 0,29 a 0,41. V prípade odhadu zo štrukturálneho modelu SR dostávame o niečo vyšší odhad negatívneho vplyvu na rast HDP v intervale -1,6 p.b. až -2,0 p.b. Výsledky sme porovnali s odhadmi na základe multiplikátorov z OECD štúdie*¹³. *Negatívny vplyv na ekonomiku bol kvantifikovaný na úrovni -0,98 p.b.*

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% HDP¹⁴.

Vláda prijala v roku 2013 balíček opatrení na úrovni 3,6%¹⁵ HDP v štruktúre 70:30 v prospech príjmových opatrení. *Na základe našich odhadov predpokladáme negatívny vplyv na ekonomiku SR v intervale -0,68 p.b. až -1,10 p.b.*

¹¹ 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.

¹² Na základe novembrovej notifikácie 2012 pre EDP.

¹³ Odhadmi multiplikátorov do štruktúry pre Slovensko sa venuje štúdia *OECD (2009)*. 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 rok 2011 a 2013.

¹⁴ Na základe prognóz z februára 2013.

¹⁵ Stav ku 1.2.2013

Tabuľka 4: Kvantifikovaný vplyv fiškálnych balíčkov na rast HDP v rokoch 2011 a 2013

	SVAR		ECM		Štruktúrálny model		OECD štúdia	
	Vplyv na HDP	Implikovaný fiškálny multiplikátor	Vplyv na HDP	Implikovaný fiškálny multiplikátor	Vplyv na HDP	Implikovaný fiškálny multiplikátor	Vplyv na HDP	Implikovaný fiškálny multiplikátor
2011	-0.99	0.29	-1.4	0.41	-1.83	0.54	-0.98	0.29
2013	-0.68	0.26	-1.01	0.39	-1.1	0.42	-0.74	0.28

Implikovaný fiškálny multiplikátor je počítaný z opatrení s priamym vplyvom na HDP.

Zdroj: vlastné výpočty

3.2 Miera úspor

Prebiehajúca kríza zvýšila neistotu, čo sa prenieslo do vyššej miery úspor domácností aj firiem. Od roku 2009 si domácnosti odkladajú čoraz viac zo svojho disponibilného príjmu aj napriek klesajúcim reálnym mzdám a zamestnanosti¹⁶. Opatrné správanie domácností tak môže celkový negatívny vplyv konsolidácie ešte prehĺbiť, keďže vyššia miera úspor zvyšuje veľkosť fiškálneho multiplikátora. Podrobnejšie sa touto témou zaoberá druhá kapitola práce.

Cieľom druhej kapitoly bolo vysvetliť vývoj miery úspor na Slovensku pomocou rozličných fundamentov na základe ekonomickej teórie a empirickej literatúry. Miera úspor je odhadovaná na makroekonomickej úrovni prostredníctvom modelov s členom korigujúcim chybu („error correction“ modely), kde porovnáme úroveň skutočnej a rovnovážnej miery úspor v roku 2009. Špecifiká miery úspor slovenských domácností odhadneme aj na mikroekonomickej úrovni pomocou rodinných účtov z roku 2008 na základe lineárnej regresie. Predpoklady aj odhady vychádzajú z článku publikovanom v časopise *Biatec* (Pécsyová, Vaňko, Machlica 2013). Teoretická a empirická časť bola prezentovaná na výskumnom seminári Inštitútu finančnej politiky MF SR a je zverejnená ako ekonomická analýza Inštitútu (Pécsyová, Vaňko, Machlica 2010). Samotné výsledky slúžili ako predpoklady pri tvorbe národných prognóz pre Slovensko.

3.2.1 Makroekonomické modelovanie miery úspor

Vývoj miery úspor na Slovensku sme sa snažili vysvetliť pomocou nasledovných indikátorov: *bežný príjem (y)*, *úroková miera (u_m)*, *finančné bohatstvo (f_w)*, *úverové reštrikcie (l_c)*, *vládne úspory (gov)*, *demografia (dep)*, *inflácia (INFL)* a *faktor dôvery (INFL, U_R, SENT, OBAVY)*. Miera úspor bola odhadnutá pomocou dvojkrokovej Engle-Granger metódy.

Tabuľka 5 Výsledky z ECM odhadov

	model 1	model 2	model 3
dlhodobý vzťah			
y	0,11 (2,1)	0,05 (2,1)	
u_m	0,15 (2,9)	0,43 (5,3)	0,28 (4,7)
f_w	-0,12 (-5,5)		
l_c			-0,28 (-2,1)

¹⁶ Výnimku tvorí len rok 2011, kde z úspor ukrojil konsolidačný balíček. Avšak vzhľadom nízku úroveň disponibilného príjmu (oproti predchádzajúcemu roku došlo k jeho poklesu) zostala miera úspor na stále na relatívne vysokej úrovni.

infl		0,48 (4,8)	0,35 (4,7)
gov	-0,24 (-4,5)	-0,24 (-3,9)	
R ²	0,78	0,71	0,68
krátkodobý vzťah			
λ_t	-0,35 (-2,8)	-0,47 (-4,31)	-0,33 (-2,86)
$\Delta(y)$	0,22 (2,72)	0,32 (1,50)	
$\Delta(u_m(-1))$			0,33 (2,81)
$\Delta(f_w)$	-0,04 (-2,45)		
$\Delta(l_c)$			-0,53 (-2,55)
$\Delta(\text{infl}(-1))$			0,33 (2,1)
$\Delta(u_r)$		0,32 (2,62)	
R ²	0,42	0,44	0,41

Pozn. V zátvorkách sú uvedené t-štatistiky. Zdroj: vlastné výpočty

Výsledkom sú tri modely miery úspor. *Tabuľka 5* zobrazuje odhad dlhodobých elasticít a t-štatistiky. Vo všetkých odhadoch dlhodobého vzťahu sa potvrdil *pomerne silný, pozitívny vplyv reálnej úrokovej miery* na mieru úspor (elasticita medzi 15%-43%). *Vplyv hrubého disponibilného dôchodku* na mieru úspor v dlhodobom horizonte je podľa očakávaní malý, na úrovni 5%-11%. Pokiaľ totiž domácnosti pokladajú zmenu príjmu za trvalú, prispôsobia tomu aj svoju spotrebu. Krátkodobá zmena príjmu predstavuje už ale väčšiu zmenu miery úspor. Premennú, ktorá zachytáva *bohatstvo domácností* sme aproximovali agregátom M1, ktorý tvorí približne jednu tretinu celkového bohatstva domácností. Menový agregát M2 totiž v modeloch nevychádzal signifikantne. Jej vplyv na mieru úspor sa odhaduje na úrovni -11%¹⁷. Elasticita úverových reštrikcií je odhadnutá na úrovni -12%.

Neistota bola v modeloch zastúpená mierou nezamestnanosti, inflácie, sentimentom domácností a ich obavami zo straty zamestnania. Potvrdil sa len vplyv miery inflácie, ktorý bol odhadnutý na úrovni 35%-48%. Nezamestnanosť bola signifikantná len v krátkodobom horizonte. Na základe výsledkov z modelov by zhoršujúca sa fiškálna pozícia vlády čiastočne mala nabádať domácnosti k zvýšeniu ich miery úspor. Tento vplyv je odhadnutý na úrovni -0,24%, čo naznačuje *platnosť neúplnej Ricardianskej hypotézy*.

Prekvapivý výsledok bol v prípade overovania *hypotézy modelu životného cyklu*. Vyšší podiel ľudí nad 65 rokov, resp. pod 15 rokov a nad 65 rokov na produktívnom obyvateľstve má podľa odhadov opačný vplyv na mieru úspor ako hovorí teória. Výsledok bolo možné predpokladať už z grafickej analýzy, ktorá naznačuje silnú pozitívnu koreláciu medzi indexom závislosti a mierou úspor. To nakoniec potvrdili aj odhady. V prípade podielu ľudí nad 65 rokov sa dokonca potvrdila veľmi vysoká pozitívna elasticita s mierou úspor. Naznačuje to teda, že slovenskí dôchodcovia zvyšujú agregátnu mieru úspor. Jedným z hlavných dôvodov môže byť v tomto prípade motív zanechania dedičstva alebo

¹⁷ Zmenu metodiky vo vykazovaní v roku 2006 sme zachytili pomocou dummy premennej.

zabezpečenia si sociálnej starostlivosti na dôchodku. Výsledok nie je v rozpore s empirickou literatúrou, ktorá uvádza rozdielne výsledky v prípade použitia rôznych prístupov a metód¹⁸.

Na základe porovnania skutočnej miery úspor s jej *rovnovážnou úrovňou* sme zistili, že v roku 2009 bola miera úspor nad svojou odhadnutou rovnovážnou úrovňou. To znamená, že domácnosti šetrili viac, ako to naznačovali ekonomické fundamenty. Dôvodom bola neistota a negatívne očakávania o budúcom príjme. To potvrdilo vyhodnotenie modelov, keď najlepšie popisoval mieru úspor model, ktorý modeloval mieru úspor v krátkodobom horizonte pomocou miery nezamestnanosti¹⁹.

3.2.2 Mikroekonomické modelovanie miery úspor

Vývoj miery úspor na Slovensku na mikroekonomickej úrovni z rodinných účtov sme sa snažili vysvetliť pomocou nasledovných indikátorov: *výška príjmu domácnosti*, ozn. *log (príjmy)*, *počet osôb v domácnostiach (osoby)*, *veku prednostu domácnosti (age_)*, *pohlavie prednostu domácnosti (female)*, *vzdelanie*, *práca na dobu určitú*, *práca vo verejnej správe a podnikanie*, *nezamestnaný člen domácnosti (unempl)*, *kraj* a *domácnosť žijúca v podnájme (renting)*.

Výsledky potvrdili pozitívny a štatisticky významný vzťah medzi *príjmom domácnosti* a ich mierou úspor. Regresia potvrdila štatistickú významnosť *počtu osôb* ako indikátora, ktorý vyplýva na mieru úspor negatívne. Podľa teórie životného cyklu má miera úspor pri vyšších *vekových kategóriách* klesať. Dummy premenné pre vekovú skupinu prednostu domácnosti nepotvrdili štatisticky významnú odlišnosť medzi rôznymi vekovými skupinami s výnimkou skupiny prednostov starších ako 62 rokov. Táto skupina do ktorej spadajú dôchodcovia preukázala štatisticky významne vyššiu mieru úspor. To znamená, že dôchodcovia v protiklade s teóriou životného cyklu majú vyšší sklon šetriť, čo je v súlade s výsledkami z makroekonomického prístupu modelovania miery úspor.

Z výsledkov ďalej vyplýva, že ak je na čele domácnosti *žena* tak domácnosť má vyšší sklon k úsporám. Ďalším dôležitým motívom šetrenia je *motív opatrnosti*, keď domácnosti šetria kvôli neistote ohľadom budúceho vývoja. Do regresie sme preto zahrnuli ďalšie premenné ako *vzdelanie*, *práca na dobu určitú*, *práca vo verejnej správe a podnikanie*, ktorých cieľom bolo zachytiť opatrnosť motív šetrenia. Domácnosti s osobami *s vysokoškolským vzdelaním (higheduc)*, prípadne *so zamestnancami vo verejnom sektore (verej)* by mohli pociťovať vyššiu istotu zamestnania a príjmu, čo by mohlo viesť k nižšej miere úspor. Regresia potvrdila, že ak aspoň jeden člen domácnosti pracuje vo verejnej správe tak miera úspor tejto domácnosti je nižšia. Vzťah medzi mierou úspor a vzdelaním sa, ale ukázal ako nesignifikantný²⁰. Na strane druhej, vyššia neistota domácností *s príjmom z podnikateľskej činnosti (business)* a s *osobami zamestnanými na dobu určitú (urcd)* by mohla viesť k vyššej miere úspor. Analýza potvrdila, že ak sú v rodine osoby pracujúce na dobu určitú, tak tieto domácnosti viac sporia. Príjem rodiny z podnikateľskej činnosti nemá vplyv na mieru úspor.

¹⁸ Loayza, N. et al. (2000).

¹⁹ Na základe štatistiky MAPE a korelácie skutočnej a odhadnutej miery úspor.

²⁰ Za určitú aproximáciu vzdelania môže byť tiež považovaný aj príjem, ktorý v regresii vyšiel signifikantný

Teoretický vplyv *nezamestnanosti* na mieru úspor nie je jednoznačný. Na makroekonomickej úrovni vyššia miera nezamestnanosti a tým aj neistota by mala byť spojená s vyššou mierou úspor. Na mikroekonomickej úrovni môže byť situácia odlišná, opatrnostný motív šetrenia bude pravdepodobne málo významný. V prípade ak jeden z členov domácnosti stratí prácu, domácnosť zvyčajne siahne na úspory. Zároveň je nepravdepodobné, že by domácnosť znížila spotrebu na úroveň spotreby obvyklú pre domácnosti s nízkym príjmom najmä ak je strata príjmu považovaná za dočasnú. Analýza ukázala, že domácnosti, kde aspoň jeden dospelý člen je nezamestnaný, majú skutočne nižšiu mieru úspor, pričom tento výsledok je štatisticky významný. Tieto závery sú v súlade s hypotézami permanentného príjmu.

Podľa rodinných účtov len niečo vyše 10% zo všetkých domácností žije v podnájme. Napriek tomu, že osobné vlastníctvo bytu znižuje neistotu a tým môže negatívne vplyvať na mieru úspor, opatrnostný motív bude aj v tomto prípade prevážený inými faktormi. Vzhľadom na veľkosť nájomného je minimálna úroveň spotreby domácností platiacich nájom vyššia než minimálna spotreba domácnosti vlastniacich byt. Závery analýzy potvrdili, že *domácnosti platiace nájom dosahujú nižšiu mieru úspor*.

Ďalším záverom analýzy je nízka miera úspor v *Bratislavskom kraji* a vysoká miera úspor v *Košickom a Prešovskom kraji*. Predpokladáme, že vyššia ekonomická úroveň Bratislavského kraja poskytuje väčšiu mieru istoty v porovnaní s inými regiónmi. To znižuje mieru úspor v Bratislavskom kraji, na strane druhej vysoká nezamestnanosť vo východných regiónoch posilňuje opatrnostný motív a pôsobí na zvyšovanie úspor.

Tabuľka 6 Výsledky regresnej analýzy

Premenná	koeficient	štandardná chyba	p-value
<i>log(príjmy)</i>	0.286	0.013	0.000
<i>Female</i>	0.048	0.012	0.000
<i>Higeduc</i>	-0.002	0.016	0.918
<i>Osoby</i>	-0.026	0.005	0.000
<i>age_26-35</i>	0.042	0.038	0.272
<i>age_36-45</i>	-0.022	0.038	0.559
<i>age_46-62</i>	-0.041	0.037	0.262
<i>age_63+</i>	0.069	0.037	0.064
<i>Unempl</i>	-0.036	0.020	0.073
<i>Business</i>	0.016	0.014	0.254
<i>kraj_Trnava</i>	0.056	0.019	0.002
<i>kraj_Trenčín</i>	0.041	0.019	0.026
<i>kraj_Nitra</i>	0.021	0.019	0.264
<i>kraj_Žilina</i>	0.006	0.019	0.744
<i>kraj_Bánska Bystrica</i>	0.048	0.019	0.011
<i>kraj_Prešov</i>	0.115	0.019	0.000
<i>kraj_Košice</i>	0.069	0.019	0.000
<i>Renting</i>	-0.031	0.015	0.041

<i>Verej</i>	-0.022	0.011	0.051
<i>Urcd</i>	0.031	0.017	0.073
<i>Konštanta</i>	-2.680	0.134	0.000
R^2	0.140		

Zdroj: vlastné výpočty

3.3 Odhad rovnovážneho kurzu v SR

Negatívny vplyv šetriacich opatrení môže byť čiastočne tlmený menovou politikou. Tá je však v súčasnosti do značnej miery limitovaná, keďže úrokové miery sú takmer na nule. Navyše, vstupom Slovenska do spoločnej menovej únie stratilo Slovensko možnosť kompenzovať prepady zvyšovaním konkurencieschopnosti prostredníctvom depreciaácie svojej meny. Otázkami o rovnovážnom výmennom kurze, jeho vývoji a nastavení v čase vstupu Slovenska do eurozóny sa zaoberá tretia kapitola práce. Je založená na analýze vypracovanej v máji 2008 s cieľom získať odhad vývoja rovnovážneho kurzu a odhad rovnovážnej úrovne kurzu v čase vstupu SR do eurozóny. Opiera sa o dva, v literatúre často využívané prístupy: metódu *BEER* (Behavioural Effective Exchange Rate) a *menový model*. Kapitola vychádza z obhájenej rigorózneho práce autorky a zo spoločnej práce *Pécsyová, Machlica (2008)* publikovanej ako ekonomická analýza Ministerstva financií SR. Výsledky kapitoly slúžili ako podklad pre Ministerstvo financií pre negociáciu a rozhodovanie v procese stanovenia konverzného kurzu a úprav centrálnej parity a slúžili ako predpoklady pri tvorbe národných prognóz pre Slovensko.

V súvislosti so záväzkom vlády Slovenskej republiky prijať jednotnú európsku menu k referenčnému termínu 1.1.2009 bola v roku 2008 otázka stanovenia vhodného konverzného kurzu jednou z najdiskutovanejších tém medzi odbornou aj laickou verejnosťou na Slovensku. Nesprávne stanovenie konverzného kurzu môže priniesť viaceré riziká pre ekonomiku danej krajiny. Nadhodnotený kurz by zdražoval naše výrobky v zahraničí a teda znižoval ich cenovú konkurencieschopnosť. To by vzhľadom na vysokú otvorenosť slovenskej ekonomiky znamenalo riziko pre celkovú produkciu, ekonomický rast, zamestnanosť a v konečnom dôsledku životnú úroveň. Podhodnotený kurz by naopak znamenal, že výrobky slovenských výrobcov by boli pre zahraničie lacnejšie a cenovo viac konkurencieschopné. Tovary a technológie dovážané zo zahraničia by však pre nás boli drahšie, a tak by podhodnotený kurz mohol jednorázovo zvýšiť domácu infláciu. Preto bolo dôležité získať čo najlepší odhad tzv. rovnovážneho kurzu, ktorý by "neškodil" ekonomike a jej rastu a ktorý bol základným indikátorom pri stanovovaní konverzného kurzu.

Na základe výsledkov odhadnutých modelov bol v čase výmenný kurz v čase stanovenia centrálnej parity stanovený na úrovni svojej rovnovážnej úrovni. Napriek tomu sa však ponúka otázka, či v čase vypuknutia krízy nebol vzhľadom na výraznú depreciaáciu mien našich susedov výmenný kurz nadhodnotený (*Fidrmuc et al., 2013*). To nie je v rozpore s tvrdením *MMF (2012)*, že konkurencieschopnosť našej krajiny nebola ohrozená, keďže pôsobili ostatné faktory ako spomalenie

miezd a nárast produktivity. To tlačilo nadol jednotkové náklady práce a čiastočne zvrátilo nadmernú apreciáciu kurzu pred krízy. Pokračujúci pozitívny vývoj makroekonomických determinantov rovnovážneho kurzu po prognózovanom zotavovaní sa domácej ekonomiky a zahraničného dopytu z dopadov ekonomickej krízy umožňuje určitú reálnu apreciáciu bez ohrozenia konkurencieschopnosti a rovnováhy slovenskej ekonomiky aj v budúcnosti.

3.3.1 Behaviorálny rovnovážny výmenný kurz

Tento prístup sa zameriava na použitie techník zohľadňujúcich vplyv vývoja reálnych ekonomických fundamentov na vývoj reálneho a sprostredkovane teda aj nominálneho výmenného kurzu. My sme pracovali s nasledovnými fundamentmi: *diferenciál produktivity práce* vyjadrený ako diferenciál produktivity (*pro*) a alternatívne ako diferenciál obchodovateľných a neobchodovateľných cien (*int*), *saldo bežného účtu platobnej bilancie (CUM_CA)* a *priamych zahraničných investícií (CUM_FDI)*, *reálny úrokový diferenciál (id)*, *fiškálna pozícia (gov)*, *obchodné podmienky (tot)*, *otvorenosť krajiny (open)* a *rizikovú prirážku (rating)*. Odhady rovnovážnej úrovne kurzu boli determinované pomocou *Johansenovej metodológie* a *dvojkrokovej Engle-Granger metódy*.

Johansenov test kointegrácie potvrdil vo všetkých prípadoch prítomnosť jedného kointegračného vektora. *Tabuľka 7* zobrazuje odhadnuté elasticity z BEER modelov (v prvom riadku) a *t*-štatistiky (v druhom riadku) pre jednotlivé fundamenty odhadnuté Engle-Grangerovou metódou (OLS) a Johansenovou kointegračnou metódou (VAR).

Potvrdili sa naše očakávania o najvýznamnejšom *vplyve diferenciálu produktivity* v zmysle najväčšej elasticity. Signifikantná však bola len aproximácia premennej cez produkciu na zamestnanca *pro*. S použitím premennej *int* je totiž spojených niekoľko problémov. Nárast nepriamych daní (daň z pridanej hodnoty, spotrebné dane, majetkové dane) sa odrazí v raste indexu cien spotrebiteľov, rast tejto premennej teda nezachytáva len rast produktivity. Nesignifikantne sa tiež javil reálny úrokový diferenciál a premenná akumulovaného salda bežného účtu na HDP, resp. výsledné odhady jej elasticity na reálny kurz mali opačné znamienko ako sme predpokladali. V tranzitívnej ekonomike akou je Slovensko kurz silnel so zväčšovaním salda bežného účtu, v dôsledku silnejúcej ekonomiky z prichádzajúcich investícií. Podobný výsledok o opačnej závislosti zaznamenali vo svojej práci *Égert (2004)* v prípade krajín strednej a východnej Európy a *Alberola (2007)* v prípade Českej republiky. Čo sa týka premennej *fiškálna pozícia fiskal*, jej vplyv na reálny kurz je negatívny. Zrejme u nás nárast vládnych výdavkov nie je spojený až s takým výrazným nárastom cien neobchodovateľných tovarov, čo by malo za následok apreciáciu meny. Skôr môžeme tvrdiť, že nárast vládnych výdavkov vedie k výraznejšiemu poklesu čistých zahraničných aktív, čo sa prejaví v znehodnotení meny.

Tabuľka 7 Výsledky odhadov z BEER modelov

	pro_sa	fdi_cum	tot_sa	open_sa	rating	fiskal_sa	koef.prisp.	R ²
OLS1	0.767411 14.49175	0.000352 3.595259	0.558793 4.082456					0.970693
VAR1	0.813383 13.0491	0.000318 3.06152	0.527406 3.5317				-0.856679 -6.57103	0.602195
OLS2	0.73985 11.98184	0.000381 3.320501						0.958482
VAR2	0.770027 9.04914	0.000374 2.85819					-0.781038 -5.6617	0.583519
OLS4	0.940816 31.61904		0.474118 3.498179					0.966821
VAR4	0.967364 24.8871		0.505234 2.91971				-0.703318 -5.65495	0.443755
OLS5	0.798597 13.74311		0.548327 4.224998		0.044166 2.789711			0.97145
VAR5	0.661661 7.19242		0.725294 5.22376		0.075172 3.10587		-0.925383 -5.5874	0.551784
OLS7				0.537843 8.237775	0.087012 5.007004	-0.386689 -4.633551		0.946764
VAR7				0.489625 6.70634	0.056194 2.35874	-0.724565 6.34842	-0.460723 -5.72534	0.501641

Zdroj: vlastné výpočty

Výsledky naznačujú podhodnotenie výmenného kurzu voči odhadom rovnovážneho kurzu počnúc rokom 2000 až po prijatie centrálnej parity. Výsledný interval (horná hranica bola počítaná ako priemer roka 2008 a dolná ako priemer roka 2009) predikovaných hodnôt rovnovážneho reálneho výmenného kurzu zo všetkých odhadnutých modelov bol (31,6; 30,6). V tabuľke 8 uvádzame maximum, minimum, medov a priemer predikcií len z modelov odhadovaných Johansenovou kointegračnou metódou, ktorú považujeme za štatisticky korektniejšiu ako Engle-Grangerovu metódu.

Tabuľka 8 Odhady rovnovážneho kurzu v rokoch 2008-2009*

	minimum	maximum	medián	priemerná hodnota
2008	30,1	32,2	31,8	31,5
1.1.2009	29,4	31,9	31,3	31,1
2009	28,8	31,4	30,7	30,5

*Dané odhady sú vypočítané pomocou Johansenovej kointegračnej metódy, ktorá je štatisticky korektniejšia ako Engle-Grangerova metóda

Zdroj: vlastné výpočty

3.3.2 Menový model výmenného kurzu

Alternatívnym prístupom k modelovaniu kurzu je menový model. Na základe neho je vývoj nominálneho výmenného kurzu určený pomerom medzi ponukou peňazí (md), úrovňou produkcie (yd), úrokovou mierou (yd_n) doma a v zahraničí a vplyvom Balassa-Samuelsonovho efektu (pro).

Tabuľka 9 zobrazuje odhadnuté elasticity a t-štatistiky z menového modelu odhadnutého Engle-Grangerovou metódou a Johansenovou kointegračnou metódou²¹. Podľa očakávaní sa nominálny

²¹ Test kointegrácie potvrdil prítomnosť jedného kointegračného vektora.

úrokový diferenciál nejavil sigifikantný, avšak prekvapila nás nízka elasticita pri diferenciáli ponuky peňazí (-0,19), čo si vysvetľujeme problémami s konštrukciou daného časového radu (metodické zmeny). Podobne ako pri prístupe BEER aproximácia produktivity *int* vychádzala nesigifikantne, resp. skresľovala odhady ostatných premenných. Prognózy kurzu (horná hranica bola počítaná ako priemer roka 2008 a dolná ako priemer roka 2009) sa nachádzajú v intervale (31,1; 29,5)²².

Tabuľka 10 Výsledky odhadov z menového modelu

	yd_sa	md	pro_sa	koef.prisp.	R ²
OLS	0.390002	-0.19226	0.410227		0.921984
	2.001704	-3.421457	2.224422		
VAR	0.401865	-0.18508	0.500633	-0.736704	0.66036
	1.93042	-2.92985	2.33879	-7.49309	

Zdroj: vlastné výpočty

4 Zhrnutie

V predloženom autoreferáte je v stručnosti prezentovaný projekt a výsledky dizertačnej práce. Práca je súborom troch publikovaných článkov. Prvá kapitola práce sa venuje odhadu fiškálnych multiplikátorov na Slovensku. Nami použité prístupy spolu s výslednými disagregovanými odhadmi doteraz na slovenských dátach neboli použité. Ďalším prínosom práce je kvantifikácia vplyvu konsolidačných epizód na Slovensku („ex-post“ v roku 2011 a „ex-ante“ v roku 2013) na rast HDP na základe odhadnutých modelov. Kapitola vychádza z publikovaných článkov v časopisoch *Politická ekonomie* a *Biatec*. Samotné výsledky slúžili ako podklad pre Ministerstvo financií pri konštrukcii konsolidačného balíčka na rok 2013. Súčasne boli prezentované na výskumnom seminári Inštitútu finančnej politiky MF SR a budú zverejnené ako ekonomická analýza Inštitútu.

Druhá kapitola práce sa venuje problematike miery úspor na Slovensku. Jedinečným prínosom je teoretické a empirické skúmanie samotnej problematiky miery úspor pre Slovensko, keďže podobné publikované práce analyzujú spotrebiteľské správanie sa domácností len z hľadiska ich výdavkov. Kapitola vychádza z článku publikovanom v časopise *Biatec*. Teoretická a empirická časť bola prezentovaná na výskumnom seminári Inštitútu finančnej politiky MF SR a je zverejnená ako ekonomická analýza Inštitútu. Samotné výsledky slúžili ako predpoklady pri tvorbe národných prognóz pre Slovensko.

Otázkami o rovnovážnom výmennom kurze, jeho vývoji a nastavení v čase vstupu Slovenska do eurozóny sa zaoberá tretia kapitola práce. Vychádza z obhájenej rigorózne práce autorky. Výsledky kapitoly slúžili ako podklad pre Ministerstvo financií pre negóciáciu a rozhodovanie v procese

²² Ide opäť o hodnoty z modelu odhadnutého Johansenovou kointegračnou metódou.

stanovenia konverzného kurzu a úprav centrálnej parity. Sú publikované ako ekonomická analýza Inštitútu finančnej politiky a slúžili ako predpoklady pri tvorbe národných prognóz pre Slovensko.

5 Summary

Rising long-term unsustainability of the public debt of EU countries requires the need for proposals of optimal consolidation packages which will minimally damage the growth of economies. Topic of the impact of fiscal policy on GDP growth is now being closely monitored and discussed in Slovakia as well, due to the fact that Slovak economy is experiencing another important phase of fiscal consolidation in its history. Unlike previous episodes of major consolidation, our economy now cannot "rely" on a soft cushion in the form of favorable global economic situation, integration process and launch of new capacities in the automotive industry, as it was in 2003-2005 and 2011. This work is a compilation of three published articles. The main objective of this work is to estimate the size of fiscal multipliers in Slovakia with the several instruments (structural autoregression model, error-correction model and structural model of the Slovak economy) in order to quantify the impact of fiscal packages in 2011 and 2013. This is also the content of the first chapter.

It is important to emphasize that exploring the relationship between fiscal policy and economic activity carries a high degree of uncertainty. Even foreign empirical research does not bring the consensus on broader macroeconomic effects of fiscal policy. All our results are in line with expectations of the multipliers being less than 1. The results show that the expenditure oriented consolidation has higher costs in form of lost growth in the short-term period. However, in the medium to long term it is less painful. Immediate spending multiplier varies in the range from 0.14 to 0.57. Annual cumulative spending multiplier based on SVAR approach achieves 0.39. SVAR analysis identified the long-term value of a negative multiplier. However, unlike ECM analysis it does not control the external environment. The instantaneous values of income multiplier are ranging from 0 to 0.25. Annual cumulative multiplier based on SVAR approach reaches 0.15. ECM and SVAR analysis confirmed positive value of the income multiplier in the long run. Impact of consolidation package on GDP growth in 2011 is estimated at -1.0 pp to -1.8 pp. In 2013, we estimate that the fiscal consolidation cuts the growth of 0.7 – 1.1 percentage points.

The second chapter deals with the household saving rate. The ongoing crisis has increased uncertainty, which is transferred into a higher saving rate of households and firms. The answer to the basic question of whether to consume "today" or "tomorrow" has a significant impact on economic growth whereas household consumption in most countries is more than 50% of GDP. Slovakia as well as the most EU countries recorded fall of production, employment and real income in 2009. Despite this fact, households saved more of their disposable income than in the previous year. In general, it is assumed that households save in the "better" times, while in the "worst" times conversely draw on their savings

in order to avoid excessive fluctuations in their living standards. Post-crisis development continues to suggest that uncertainty and negative expectations about future income forced the Slovak households save more and cause even bigger drop in their standard of living. Continuing trend of saving increases downside risks of estimated impact of fiscal consolidation on the Slovak economy.

Results of error-correction model confirmed that the saving rate is affected by income, interest rate, financial wealth, inflation, government savings and credit availability and in the short term by the unemployment rate as well. Analysis of family accounts confirmed that the saving rate is higher if the head of the household is a woman, or if at least one household member is employed on temporary contract. Higher economic level of Bratislava region provides greater security than other regions. This fact reduces the rate of savings in the region of Bratislava. On the other hand, high unemployment in eastern regions acts to increase savings. Lower savings could be also due to the fact that at least one member of the family is unemployed or household lives in the rented house.

Results of macroeconomic and microeconomic approaches have confirmed that people over 65 years in Slovakia have a higher propensity to save, which is in contrast to what the theory of the life cycle says. On the other hand, it suggests a heritage motive or delaying the funding for social care in old age. We found that the saving rate in 2009 was above its estimated equilibrium level. This means that households save more than the economic fundamentals suggested which indicates their higher uncertainty. This was confirmed by the fact that the model with the unemployment in the short term best describes the saving rate. Precautionary motive can be seen basically in all the post-crisis year, when households set aside more of their income than in 2009.

Negative impact of consolidation measures may be partially offset by monetary policy. However, this is now to a large extent limited, since interest rates are close to zero. In addition, due to the entry into the Monetary Union, Slovakia has lost the opportunity to offset economy declines by increasing their competitiveness through currency depreciation. Third chapter of this work is focused on the issues of equilibrium exchange rate, its development and setting at the time of Slovakia's entry into the euro area.

Results based on estimated models (BEER and monetary model) confirmed our expectations on elasticities of fundamentals - the biggest impact of productivity differential, insignificance of interest rate differentials and the opposite than expected impact of the current account balance (in line with the literature on transition economies). The only surprise comes from the low elasticity of the money supply differential, which could be explained by the problems with the construction of this time series.

The results also indicated that the central parity of exchange rate was set at its equilibrium level. Considering that in the beginning of the crisis regional peers had strongly depreciated their currencies by between 5% (Czech Republic), 10% (Hungary) and 20% (Poland), it is interesting to ask whether Slovakia did not enter the euro area with an exchange rate which turned out to be overvalued in the face of the crisis. However, Slovakia does not suffer from an external imbalance, because

competitiveness has been restored via an endogenous adjustment, which has included wage restraint and productivity-increasing investment. This pushed unit labor costs down, and partially reversed the excessive pre-crisis appreciation of the exchange rate to some extent. The continued positive development of the macroeconomic determinants of the equilibrium exchange rate over the forecasted recovery of the domestic economy and foreign demand from the economic crisis should provide a real appreciation without compromising competitiveness and balance of the Slovak economy in the future.

6 Referencie

- [1] Alesina F.A., Ardagna S. (2010). *Large changes in fiscal Policy: Taxes versus spending*. Tax Policy and the Economy, august 2010, vol. 24, s.35-68, National Bureau of Economic Research, ISBN: 0-226-07674-1.
- [2] Alberola E. (2007). *Equilibrium Exchange Rates in new EU Members: External Imbalances vs. Real Convergence*. Documentos de Trabajo No.0708, Banco de España.
- [3] 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(4), s. 1329-1368, MIT Press, ISSN 0033-5533.
- [4] Burriel P. et. al. (2010). *Fiscal policy shocks in the euro area and the US. An empirical assessment*. Fiscal Studies. Jun 2010, vol. 31(2), s 251-285, 06, doi: 10.1111/j.1475-5890.2010.00114.x, Institute for Fiscal Studies.
- [5] Égert B., Lahréche-Révil A., Lommatzsch K. (2004). *The Stock-Flow Approach to the Real Exchange Rate of CEE Transition Economies*. CEPIL, Working Paper No.2004-15.
- [6] Fernández F.; Hernández de cos P. (2006). *The Economic Effects of Exogenous Fiscal Shocks in Spain: SVAR Approach*. Banco de Espana working paper n.0604. Banco de Espana 2006.
- [7] Fidrmuc J., Klein C., Price R., Wörgötter A. (2013). *Slovakia: A catching up euro area member in and out of the crisis*. OECD woking paper No.1019. Economic department OECD.
- [8] IMF (2010). *Will it Hurt? Macroeconomic Effects of Fiscal Consolidation. World economic outlook*. October 2010. International Monetary Fund. Kapitola 3, s. 95-97, ISBN/ISSN: 978-1-58906-947-3 / 0256-6877.
- [9] IMF (2012). *Slovak Republic: 2012 Article IV Consultation*. Staff Report.
- [10] Loayza N.et al. (2000). *Saving in developing countries*. The World Bank Economic Review. September 2000, vol.14/3, s. 393-414. ISBN 0-8213-4609-1.
- [12] OECD. 2009. *Effectiveness and scope of fiscal stimulus. OECD Economic Outlook*. Marec 2009, Interim report, Kapitola 3, s. 105-150. ISSN 0474-5574.
- [13] Pécsyová M. (2014). *Odhad vplyvu fiškálnej konsolidácie na rast HDP v SR*. Článok schválený na publikovanie v časopise Politická ekonomie, číslo 1/2014.
- [14] Pécsyová M. (2013). *Odhad vplyvu fiškálnej konsolidácie na rast HDP v SR*. BIATEC - Odborný bankový časopis. Ročník 21, Apríl 2013. Národná banka Slovenska. s. 20-27. ISSN 1335 – 0900.
- [15] Pécsyová M., Reľovský B., Šramková L. (2011). *Štrukturálny model MF SR*. Interná analýza Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR.

- [16] Pécsyová (rod. Bruncková), M., Machlica G., Vaňko M. (2010). *Miera úspor na Slovensku*. Ekonomická analýza Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR 20/2010. https://www.finance.gov.sk/Components/CategoryDocuments/s_LoadDocument.aspx?categoryId=7764&documentId=6777
- [17] Pécsyová M., Machlica G., Vaňko M. (2013). *Determinanty miery úspor na Slovensku (so zameraním na krízový rok 2009) – prvá časť*. BIATEC - Odborný bankový časopis. Ročník 21, November 2013. Národná banka Slovenska. s. 10-13. ISSN 1335 – 0900.
- [18] Pécsyová M., Machlica G., Vaňko M. (2013). *Determinanty miery úspor na Slovensku (so zameraním na krízový rok 2009) – druhá časť*. Článok schválený na publikovanie v časopise BIATEC - Odborný bankový časopis. Ročník 21, December 2013. Národná banka Slovenska.
- [19] Pécsyová (rod. Bruncková) M. (2009). *Odhad rovnovážneho výmenného kurzu SR*. Obhájená rigorózna práca na Fakulte matematiky, fyziky a informatiky UK v Bratislave.
- [20] Pécsyová (rod. Bruncková) M., Machlica G. (2008). *Odhad rovnovážneho výmenného kurzu SR*. Ekonomická analýza Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR 14/2010. http://www.profini.sk/wp-content/uploads/File/IFP_analyza_konverzny_kurz.pdf
- [21] 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.
- [22] Reľovský B., Široká J.. (2009). *Štrukturálny model ekonomiky SR*. Výskumná štúdia odboru menovej politiky NBS, Biatic č. 7/2009. s. 8-12. ISSN 1335 – 0900
- [23] Remeta J. (2011). *Daňové zaťaženie práce na Slovensku je stále vysoké*. Komentár Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR 2011/15.
- [24] 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.
- [25] Spilimbergo 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.

7 Zoznam publikácií a vystúpení

7.1 Práce súvisiace s témou dizertačnej práce

- [1] Pécsyová M. (2014). *Odhad vplyvu fiškálnej konsolidácie na rast HDP v SR*. Článok schválený na publikovanie v časopise Politická ekonomie, číslo 1/2014.
- [2] Pécsyová M. (2013). *Odhad vplyvu fiškálnej konsolidácie na rast HDP v SR*. BIATEC - Odborný bankový časopis. Ročník 21, Apríl 2013. Národná banka Slovenska. s. 20-27. ISSN 1335 – 0900.
- [3] Pécsyová M., Machlica G., Vaňko M. (2013). *Determinanty miery úspor na Slovensku (so zameraním na krízový rok 2009) – prvá časť*. BIATEC - Odborný bankový časopis. Ročník 21, November 2013. Národná banka Slovenska. s. 10-13. ISSN 1335 – 0900.

[4] Pécsyová M., Machlica G., Vaňko M. (2013). *Determinanty miery úspor na Slovensku (so zameraním na krízový rok 2009) – druhá časť*. Článok schválený na publikovanie v časopise BIATEC - Odborný bankový časopis. Ročník 21, December 2013. Národná banka Slovenska.

[5] Pécsyová (rod. Bruncková), M., Machlica G., Vaňko M. (2010): *Miera úspor na Slovensku*. Ekonomická analýza Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR 20/2010.
https://www.finance.gov.sk/Components/CategoryDocuments/s_LoadDocument.aspx?categoryId=7764&documentId=6777

Citácie: Dováľová G. (2011). *Strieborná ekonomika v domácej a svetovej literatúre*. EÚ SAV working paper. 2011. Edícia WORKING PAPERS ISSN 1337 - 5598.

Pauhofová I.a kolektív. (2012). *Paradigmy zmien v 21. Storočí, hľadanie kontúr v mozaike*, Bratislava 2012, ISBN 978-80-7144-194-6.

Prof. Ing. Šíkula M., DrSc. (2012). *Prezentácia EÚSAV, Medzinárodná konferencia pri príležitosti Európskeho roka a aktívneho starnutia a solidarity medzi generáciami 2012*.

Lesay I., Bujňáková T. (2011). *Finančná a ekonomická kríza a protikrízová politika na Slovensku*. Determinanty ekonomického rastu a konkurencieschopnosti: Výzvy a príležitosti. Bratislava: Ekonomický ústav SAV. ISBN: 978-80-7144-187-8.

Kužmová I., Kubričanová M. (2013). *Makroekonomické vzťahy v platobnej bilancii SR v rokoch 2009 – 2012*. 2013.Finančné trhy. Február 2013. Národohospodárska fakulta Ekonomická univerzita v Bratislave. ISSN 1336-5711.

Bača M. 2011. *Faktory dlhu domácností na Slovensku a jeho udržateľnosť*. Obhájená diplomová práca FMFI UK 2011.

[6] Pécsyová (rod. Bruncková) M. (2009). *Odhad rovnovážneho výmenného kurzu SR*. Obhájená rigorózná práca na Fakulte matematiky, fyziky a informatiky UK v Bratislave.

[7] Pécsyová (rod. Bruncková) M., Machlica G. (2008). *Odhad rovnovážneho výmenného kurzu SR*. Ekonomická analýza Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR 14/2010.
http://www.profini.sk/wp-content/uploads/File/IFP_analyza_konverzny_kurz.pdf

Citácia: Frohlichová M. 2012. *Teorie rovnovážneho menového kurzu v kontextu mechanizmu ERM II*. Brno 2012. Obhájená diplomová práca, Masarykova univerzita Ekonomicko-správní fakulta, Brno.

Zvaríková Z. 2009. *Vstup Slovenska do EMU - pripravenosť, riziká*. Praha 2009. Obhájená diplomová práca, Vysoká škola ekonomická, fakulta medzinárodných vzťahov, Praha.

Demčík V. 2011. *Kolektívne investovanie v Slovenskej republike a možnosti jeho rozvoja*. Obhájená diplomová práca, Masarykova univerzita Ekonomicko-správní fakulta 2011.

7.2 Ostatné práce

[8] Machlica G., Pécsyová M. (2012). *Stále nie pre recesiu, riziká prognózy sa javia byť viac vybilancované*. Komentár Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR 2012/03. Komentár

dostupný na stránke:

http://www.finance.gov.sk/Components/CategoryDocuments/s_LoadDocument.aspx?categoryId=8163&documentId=7066

[9] Pécsyová M. (2012). *RÝCHLY ODHAD - Nová makroekonomická prognóza pre 2012: Rast môže byť rýchlejšia vďaka vývozu a investíciám*. Komentár Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR 2012/07. Komentár dostupný na stránke:

http://www.finance.gov.sk/Components/CategoryDocuments/s_LoadDocument.aspx?categoryId=8186&documentId=7184

[10] Pécsyová M. (2012). *NEW FLASH ESTIMATE – Updated macroeconomic forecast for 2012: Growth may accelerate due to exports and private investments*. Komentár Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR 2012/03. Komentár dostupný na stránke:

http://www.finance.gov.sk/en/Components/CategoryDocuments/s_LoadDocument.aspx?categoryId=610&documentId=402

[11] Pécsyová M. (2011). „*Vygooglime*“ *si budúcnosť*. Komentár Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR 2011/29. Komentár dostupný na stránke:

http://www.finance.gov.sk/Components/CategoryDocuments/s_LoadDocument.aspx?categoryId=8080&documentId=6874

Citácia: Saxa B. (2013). *Disentangling the Demand and Supply Sides of Aggregate Loan Development Using Google Search Data*. ČNB working paper. Česká národná banka, článok by mal byť uverejnený v priebehu roku 2013.

[12] Pécsyová (rod. Bruncková) M., Machlica G. (2011). *Životná úroveň zrejme stúpne napriek poklesu realnej mzdy*. Komentár Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR 2011/16. Komentár dostupný na stránke:

http://www.finance.gov.sk/Components/CategoryDocuments/s_LoadDocument.aspx?categoryId=7935&documentId=6282

[13] Pécsyová (rod. Bruncková) M., Machlica G., Tóth J. (2011). *RÝCHLY ODHAD - Nová makroekonomická prognóza. Rast HDP sa zníži o 1% a to vytvorí tlak na verejné financie 240m eur v budúcom roku pre udržanie cieľného deficitu*. Komentár Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR 2011/20. Komentár dostupný na stránke:

http://www.finance.gov.sk/Components/CategoryDocuments/s_LoadDocument.aspx?categoryId=7979&documentId=6481

[14] Pécsyová (rod. Bruncková) M., Luchava J. (2010). *Aktuálna makroekonomická prognóza MF SR prináša zlepšenie vývoja ekonomiky v roku 2010*. Komentár Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR 2010/03. Komentár dostupný na stránke:

http://www.finance.gov.sk/Components/CategoryDocuments/s_LoadDocument.aspx?categoryId=7501&documentId=4080

[15] Pécsyová (rod. Bruncková) M., Machlica G. (2010). *Aktuálna makroekonomická prognóza MF SR prináša mierne zlepšenie vývoja ekonomiky v rokoch 2010 a 2011*. Komentár Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR 2010/05. Komentár dostupný na stránke:

http://www.finance.gov.sk/Components/CategoryDocuments/s_LoadDocument.aspx?categoryId=7598&documentId=4218

[16] Pécsyová (rod. Bruncková) M., Machlica G. (2010). *Kríza donútila slovenské domácnosti prekvapujúco viac šetriť*. Komentár Inštitútu finančnej politiky ministerstva financií SR 2010/16. Komentár dostupný na stránke:

http://www.finance.gov.sk/Components/CategoryDocuments/s_LoadDocument.aspx?categoryId=7766&documentId=5270

7.3 Vystúpenia na seminároch

[1] Ako veľmi bolí konsolidácia. 2013. Výskumný seminár Inštitútu finančnej politiky MF SR. Bratislava.

[2] Ako veľmi bolí konsolidácia. 2012. Výskumný seminár Inštitútu finančnej politiky MF SR. Tatranská Lomnica.

[3] Konferencia Pohľady na ekonomiku Slovenska 2012, Slovenská štatistická a demografická spoločnosť. Expertný pohľad. ISBN 978-80-88946-58-8. Zborník dostupný na stránke <http://www.ssd.sk/publikacie/pes/pes2012.pdf>,

[4] Štrukturálny model MF SR. 2011. Výskumný seminár Inštitútu finančnej politiky MF SR. Bratislava.

[5] Miera úspor na Slovensku. 2010. Výskumný seminár Inštitútu finančnej politiky MF SR. Trenčianske Teplice.

[6] Metódy prognózovania HDP na Slovensku. 2009. Výskumný seminár Inštitútu finančnej politiky MF SR. Trenčianske Teplice.

[7] Home production. 2009. Piaty seminár o ekonomii trhu práce, Inštitút zamestnanosti. <http://www.iz.sk/sk/projekty/seminar-ekonomia-prace/januar-piaty-seminar>