

Фискалната политика и нејзиното влијание врз
економијата во Македонија

Неџати Куртиши

Скопје, 2013 година

Апстракт

Во трудот е направен поглед на фискалните движења во Македонија, со осврт на буџетските приходи и расходи, буџетското салдо и јавниот долг. Понатаму, трудот врши емпириска анализа на фискалната позиција на земјата заснован на концептот на циклично прилагодено примарно салдо. Со примена на GMM-оценувачот добиваме резултати кои укажуваат дека основната фискална политика во Македонија во анализираниот период има контрацикличен карактер и се движи во иста насока со автоматските стабилизатори. Значајно место во трудот зазема испитувањето на влијанието на фискалните инструменти врз макроекономските движења во Македонија. Процената на ефектите е направена со примена на (S)VAR-методот. Пресметаните фискални мултипликатори сугерираат дека зголемување на примарните расходи има позитивен првичен импакт врз економската активност, додека на среден рок ефектите стануваат негативни. Од друга страна, експанзивна фискална политика водена преку даночните приходи има позитивно влијание врз економската активност на среден рок, додека на краток рок нема ефекти.

Клучни термини: фискални инструменти, фискална позиција, циклично прилагодено примарно салдо, SVAR-пристап, фискални мултипликатори

JEL класификација: C32, E62, H60

Содржина

Вовед	5
ГЛАВА 1	7
Теоретски основи	7
1.1. Стабилизациска функција на фискалната политика	7
1.2. Влијание на фискалната политика врз економската активност	9
Рамка 1. Реакција на БДП во IS-LM-VP-моделот	9
ГЛАВА 2	11
Преглед на емпириската литература	11
2.1. Однесување на фискалната политика	11
2.2. Ефекти на фискалната политика врз макроекономските движења	12
ГЛАВА 3	15
Анализа на фискалните движења во Македонија	15
3.1. Буџетско салдо	16
3.2. Буџетски расходи	18
3.3. Буџетски приходи	19
3.4. Јавен долг	22
3.5.1. Структура на јавниот долг	24
ГЛАВА 4	27
Фискалната позиција во Македонија	27
4.1. Дефинирање на променливите	27
4.1.1. Пресметка на економскиот циклус	30
4.2. Податоци и нивна анализа	31
4.3. Модел и метод на процена	33
4.4. Резултати и дискусија	35
ГЛАВА 5	38
Ефектите на фискалната политика врз економијата во Македонија	38
5.1. Променливи и податоци	38
5.2. Методологија	41
5.2.1. VAR-пристан	41

5.2.2. <i>SVAR-пристап и идентификација на VAR-моделите</i>	42
5.3. Спецификација на моделите	45
5.3.1. <i>Модел за оцена на ефектите врз макроекономските движења</i>	45
5.3.2. <i>Модел за оцена на ефектите врз државниот долг</i>	47
5.4. Резултати и дискусија	49
5.4.1. <i>Ефектите врз макроекономските движења</i>	49
Рамка 2. Фискални мултипликатори.....	52
5.4.2. <i>Ефектите врз државниот долг</i>	56
Заклучок и препораки за идно истражување.....	57
Библиографија.....	59
ПРИЛОГ	64
Слика 1	Графички приказ на движењето и дистрибуцијата на податоците на макроекономските променливи
Слика 2	Инверзни корени на авторегресивен карактеристичен полином
Слика 3	Функција импулс-реакција
Табела 1	Ефектите на фискалните шокови врз БДП и инфлацијата во избрани трудови (VAR-пристап)
Табела 2	Приказ на трансформацијата на променливите и тестирање на нивната стационарност
Табела 3	Критериуми за избор на редот на заостанување на (S)VAR-моделите
Табела 4	Матрица на VAR Granger causality статистики, модел 1
Табела 5	Резултати од SVAR-процената, модел 2
Табела 6	Декомпозиција на варијансата, модел 1

Вовед

Растот на економската активност е резултат на комбинирано дејствување на фактори кои влијаат врз расходите за лична потрошувачка и јавна потрошувачка, инвестициската побарувачка, извозот и увозот. Имајќи го ова предвид, нарушување на довербата на инвеститорите и домаќинствата, како што беше случај со неодамнешниот колапс на глобалниот финансиски систем, ја прави јавната потрошувачка, односно фискалната политика една од главните компоненти за ублажување на последиците врз економската активност.

Ова појава повторно ја разбуди дебатата во однос на ефективноста на фискалната политика. Имено, ефектите на фискалната политика се комплексни и се условени не само од нејзината адекватност туку и од трансмисионите канали, усогласеноста со монетарната политика, карактеристиките на соодветната економија и други економски и некономски фактори.

Фискалната политика во основа подразбира мерки на владата за раководење на буџетските трошења и оданочувањето. Во литературата се издвојуваат три основни функции кои ги врши фискалната политика: алокативна, дистрибутивна и стабилизациона функција. Предмет на интерес на овој труд е стабилизационата функција на фискалната политика, која подразбира поддршка кон постигнување на основните макроекономски цели поставени од креаторите на економските политики, во смисла на обезбедување економски раст, зголемување на вработеноста, стабилност на општото ниво на цени, одржливост на платниот биланс и слично.

Samuelson (1998) разликува краткорочна и долгорочна фискална политика. Првото се однесува на улогата на фискалната политика во ублажување на јазот во економијата, додека долгорочноста на фискалната политика е поврзана со економскиот раст.

Трудот е организиран во пет поглавја. Во првата глава е даден теоретски осврт за фискалната политика и нејзиното влијание врз економската активност, додека во втората глава е направена синтеза на дел од емпириските истражувања. Третата глава нуди поглед на трендовите и структурата на буџетските приходи и

расходи и јавниот долг во Македонија. Во четвртата глава е испитана реакцијата на фискалната политика на цикличните движења на економската активност во Македонија, додека во петтата глава се анализира влијанието на фискалните инструменти врз макроекономските движења и државниот долг. На крај го заокружуваме трудот преку истакнување на главните резултати со препораки за идно истражување.

1.1. Стабилизациска функција на фискалната политика

Економијата на една земја при движењето кон нејзината трендна патека на растеж поминува низ периодични економски циклуси, односно периоди на брз економски раст и пад на невработеноста проследени со периоди на бавен или негативен економски раст и зголемување на невработеноста. Функцијата на фискалната политика во ублажување на економските циклуси се постигнува преку:

- 1) дискрециските фискални мерки, кои можат да бидат од ендеген и егзоген карактер;

Ваквите мерки претставуваат намерно и смислено обликување на инструментите на фискалната политика, односно нивна промена зависно од цикличната позиција на економијата. Во рамки на буџетските приходи, ова подразбира менување на висината на даночните стапки, даночната основа или други елементи на оданочување на постојните даноци, воведување нови даноци или укинување на некој од постојните даноци. Од друга страна, дискрециските мерки во рамки на буџетските расходи се однесуваат на промени во нивниот обем и структура, како на капиталните така и на тековните расходи.

- 2) автоматската реакција на фискалните променливи на промени на економската активност;

Цикличните движења на аутпутот резултираат со автоматски промени на буџетските приходи и расходи при постојните даночни решенија и поставени правила на трошење на буџетски средства. Според ова, на пример, во услови на рецесија, пониското ниво на доход на домаќинствата и намалената добивка на фирмите резултира со понизок даночен товар на приватниот сектор и помало намалување на расположливиот доход и, соодветно, поблаг пад на потрошувачката и инвестициите, т.е. аутпутот. Притоа, стабилизациската улога е поефективна во услови на прогресивни стапки на оданочување на доходот и добивката, имајќи предвид дека доаѓа до натпропорционално намалување на даночниот товар во услови на забавување на економската активност (види Baunsgaard и Symansky,

2009). На страната на расходите, постојат т.н. социјални програми кои автоматски реагираат на економскиот циклус, како што се надоместоците за невработеност и разни други социјални трансфери, кои се дизајнирани на тој начин што во услови на рецесија доаѓа до нивно зголемување, делувајќи кон ублажување на последиците од намалената агрегатна побарувачка.

Во литературата се укажува на ограничување на фискалната политика единствено на автоматските стабилизатори како одговор на цикличните движења во економијата. Ова се јавува како последица на слабостите на активната фискална политика, поврзани главно со временското заостанување кое опфаќа различни сегменти во зависност од економските и политичките карактеристики на земјата¹. Вообичаено, временското заостанување го опфаќа распознавањето на цикличната позиција на земјата, односно на потребата за промени во фискалната политика, донесувањето одлука за мерките кои ќе се преземат и времето потребно за нивно усвојување, па сè до времето кога ќе се почувствуваат ефектите од преземените мерки. Освен тоа, фискалните мерки преземени за ублажување на економските флукуации вообичаено не се повлекуваат автоматски, создавајќи услови за проциклично однесување на фискалната политика. Така, намалените даночни стапки во услови на рецесија имаат тенденција да не се менуваат кога економијата преминува во фаза на експанзија, резултирајќи со постојан (циклично прилагоден) буџетски дефицит.

Притоа, треба да се укаже дека автоматските стабилизатори често имаат недоволно влијание во ублажување на флукуациите во економската активност, што ја наметнува потребата и од фискални мерки. Како резултат на ова, во теоријата се укажува и на можноста за комбинирано дејствување на инструментариумот на фискалната политика. Ваквата опција подразбира воведување на фискално правило и негово институционализирање, како механизам за зајакнување на стабилизационските ефекти на автоматските стабилизатори.

¹ Пошироко види во Mankiw (2009) во однос на дебатата за водење на активна или пасивна економска политика и во однос на тоа дали економската политика треба да се води според правило или дискреција.

1.2. Влијание на фискалната политика врз економската активност

Економската теорија нуди различни наоди во однос на прашањето за влијанието на фискалната политика врз економската активност. Одговорите се разликуваат не само во однос на големината на ефектите туку и во однос на насоката на ефектите во одредени случаи (види Nebous, 2010).

Во „светот“ на кејнзијанците, каде цените се ригидни и каде потрошувачката зависи единствено од тековниот доход, ефектите на фискалната политика врз економската активност можат да бидат повеќекратни. Сепак, влијанието може да зависи од степенот на отвореност на економијата и режимот на девизниот курс (види рамка 1). Кејнзијанскиот пристап претпоставува кратковидост и ограничена ликвидност за поголем дел од населението. Ваквите поединци имаат висока склоност кон потрошувачка, така што привремено намалување на даноците или зголемување на јавната потрошувачка има позитивно и непосредно влијание врз агрегатната побарувачка.

Рамка 1. Реакција на БДП во IS-LM-BP-моделот

Согласно IS-LM моделот за отворена економија развиен од Mundell и Fleming, улогата и тежината на фискалната политика во зголемувањето на економската активност зависат од степенот на мобилност на капиталните текови при даден режим на девизен курс.

Така, во услови на фиксен девизен курс, експанзивната фискална политика иницирана од растот на јавната потрошувачка, има најголемо влијание врз БДП при совршена мобилност на капиталот, а влијанието врз БДП се губи како што се движиме кон состојба на пониско ниво на мобилност на капиталните текови.

При режим на флексибилен девизен курс се појавува обратна ситуација. Експанзивната фискална политика има најголемо влијание врз БДП во ситуација на немобилност на капиталот, а влијанието врз БДП се губи како што се движиме кон состојба на повисоко ниво на мобилност на капиталните текови.

Од друга страна, во класичните модели, каде кривата на агрегатна понуда е вертикална и цените се флексибилни, фискалната политика е немоќна да влијае врз економската активност, така што државата преку даноците и потрошувачката може

само да ги пренасочува ресурсите од приватниот кон јавниот сектор. Неокласичната парадигма претпоставува далекувидост на поединците и зависност на потрошувачката на домаќинствата од богатството а не од тековниот доход. Така, теоријата на перманентен доход развиена од Milton Friedman, предвидува дека зголемување на јавната потрошувачка резултира со „истиснување“ на приватната потрошувачка, со што се губи влијанието врз економската активност.

Недостигот на одреден консензус во теоретската дебата во однос на влијанието на фискалната политика врз економската активност се чини дека е резултат и на недостигот на убедливи емпириски докази, за кои ќе стане збор во наредната глава.

2.1. Однесување на фискалната политика

Од емпириска гледна точка постојат различни наоди и резултати помеѓу земјите во однос на карактерот на фискалната политика. Генерално, емпириските студии покажуваат дека фискалната политика е контрациклична или неутрална во најголемиот дел од развиените земји, додека проциклична во земјите во развој. Според Lane (2003) ваквите разлики во однесувањето на фискалната политика произлегуваат од способноста на земјите за спроведување на процедури за фискална контрола. Ваквото тврдење авторот го заснова на позитивната корелација на односниот фактор со нивото на развој на економијата мерено преку БДП per capita, во студија за ОЕЦД-земјите.

Емпириски докази за процикличноста на фискалната политика во земјите во развој можат да се најдат и во други трудови, како Gavin и Perotti (1997), Talvi и Vegh (2005) и други, при што најчесто како фактор за таквата реакција на фискалната политика се наведува слабата контрола на буџетските расходи, што резултира со трошење на наплатените приходи во добрите времиња.

Afonso et al (2008) во нивната студија испитуваат три компоненти на фискалната политика за група од 132 развиени земји и земји во развој, покривајќи го периодот 1980 – 2007 година. Нивните резултати укажуваат дека за поголемиот дел од земјите во примерокот фискалната политика покажува поголема постојаност отколку респонзивност на економските услови. Ваквото сознание имплицира дека во најголемиот дел од земјите фискалната политика е неутрална. Имено, авторите наоѓаат дека постојаноста, и на буџетските расходи и на буџетските приходи, е негативно корелирана со дискрецијата компонента на фискалната политика, сугерирајќи дека во земјите со висока дискреција постои ниско ниво на постојаност на фискалната политика, односно постои trade-off помеѓу овие две компоненти.

Во однос на дискрецијата компонента на фискалната политика, голем број на трудови докажуваат дека дискрецијата поврзана со буџетските расходи е силна и

негативно корелирана со квалитетот на институциите, како и со политичките и буџетските ограничувања (Afonso et al, 2008).

Debrun и Karoog (2010) го испитуваат функционирањето на автоматските стабилизатори во анализа заснована на примерок од 49 развиени земји и земји во развој и серија на податоци за период од 40 години. Нивните резултати обезбедуваат силна поддршка на ставот дека фискалната стабилизација дејствува главно преку автоматските стабилизатори. Сепак, авторите истакнуваат дека потпирањето единствено на автоматските стабилизатори како средство за фискална стабилизација има ограничувања и потенцијални недостатоци. Така, автоматските стабилизатори можат да бидат недоволни во случај на остра криза или кога влијанието на другите инструменти на економската политика е ограничено.

2.2. Ефекти на фискалната политика врз макроекономските движења

Најголема примена во емпириската литература во однос на испитувањето на макроекономските ефекти на фискалната политика имаат VAR-моделите. Главните разлики помеѓу емпириските студии произлегуваат од алтернативните пристапи на идентификување на фискалните шокови, кои може да се поделат во четири групи (види Perotti, 2004 и De Castro и De Cos, 2006):

1. Користење на вештачки променливи заради опфаќање на специфични фискални епизоди и состојби поврзани со политички одлуки или избори. Ваков пристап се забележува кај Burnside et al (1999), Edelberg et al (1999), Ramey и Shapiro (1998).
2. Воведување на рестрикции на знакот во функциите импулс-реакција, применет кај Canova и Rappa (2003), Mountford и Uhlig (2005) и други.
3. Пристап заснован на Choleski-подредувањето, застапен кај Fatas и Mihov (2001), Favero (2002) и други.
4. Искористување на заостанувањата при носење одлука за фискалната политика и информации за еластичноста на фискалните променливи во однос на економската активност. Овој пристап се среќава кај Blanchard и Perotti (1999), De Castro и De Cos (2006), Perotti (2004).

Емпириските студии не обезбедуваат една заедничка слика во однос на знакот и големината на влијанието на инструментите на фискалната политика врз аутпутот. Во табела 1 од прилогот е даден преглед на насоката на ефектите на шокови на фискалната политика врз БДП и инфлацијата во избрани студии кои користат VAR-техника.

De Castro и De Cos (2006) ги испитуваат ефектите на фискалната политика врз клучните макроекономски променливи во Шпанија користејќи квартални податоци за периодот 1980 – 2004 година. Нивните резултати укажуваат дека зголемување на буџетските расходи резултира со повисока економска активност на краток рок, додека на подолг рок ефектите исчезнуваат и стануваат негативни. Зголемување на буџетските расходи доведува до повисока стапка на инфлација и до зголемување на каматните стапки. Во однос на нето-даночните приходи, авторите наоѓаат ниска позитивна реакција на аутпутот на краток рок, додека на среден рок ефектите се негативни. Поголемите приходи поттикнуваат зголемување и на расходите, така што авторите укажуваат дека обидите за постигнување фискална консолидација преку зголемување на даночниот товар можно е да не дадат резултати. Шок на нето-даночните приходи резултира со негативна краткорочна реакција на инфлацијата, додека ефектите врз каматните стапки се позитивни и трајни.

Mountford и Uhlig (2005) испитуваат основни (изненадувачки) шокови на буџетските приходи и расходи и шокови со заостанување (антиципирани), користејќи квартални податоци за САД за периодот 1955 – 2000 година. Клучните резултати сугерираат дека најдобра фискална политика за стимулирање на економската активност е намалување на даноците финансирано преку задолжување. Сепак, авторите укажуваат дека водењето ваква политика резултира со повисок долг и негативни последици врз економијата на долг рок. Зголемување на буџетските расходи финансирано преку задолжување има влијание врз економската активност во првата година по шокот и со послаб интензитет. Имено, зголемување на буџетските расходи (финансирано или преку задолжување или преку повисоки даноци) резултира со „истиснување“ на инвестициите, но без поттикнување раст на каматните стапки.

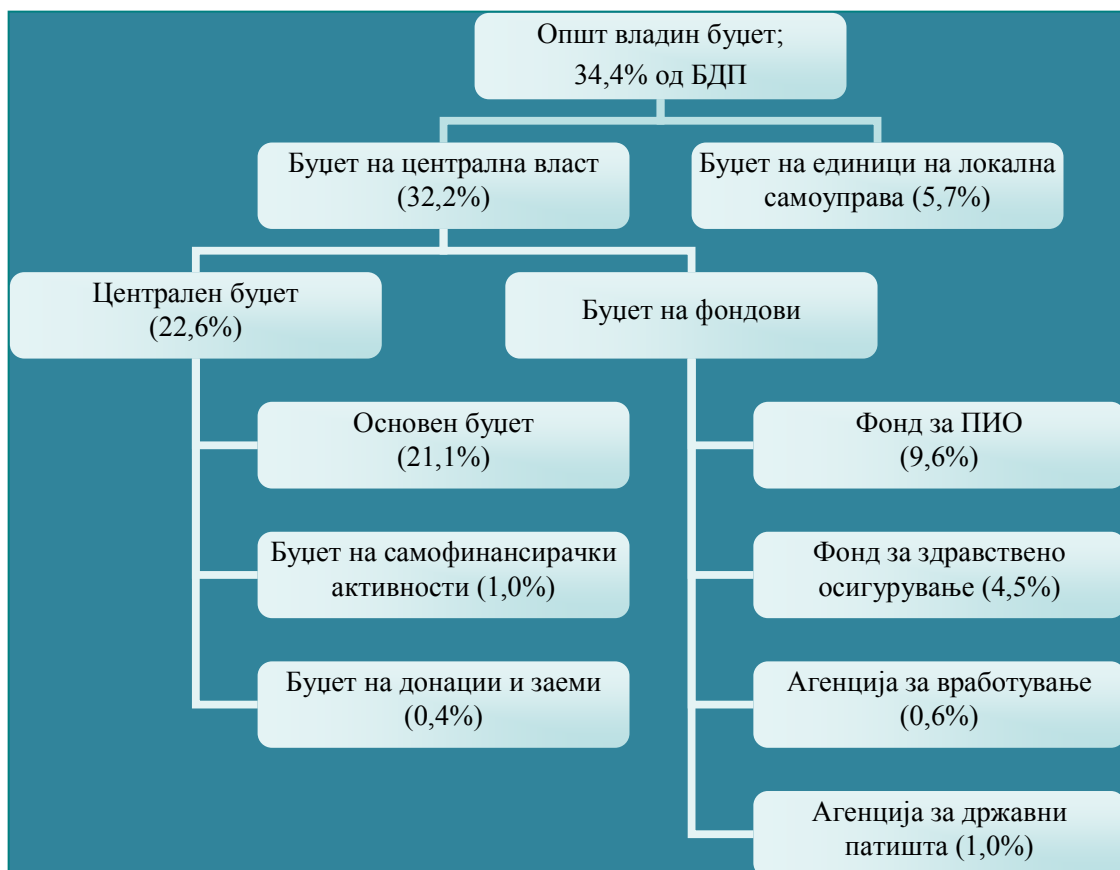
Afonso и Sousa (2008) ги испитуваат макроекономските ефекти на фискалната политика користејќи квартални податоци за САД, Обединето Кралство, Германија и Италија преку Bayesian SVAR-пристапот. Генерално, резултатите на авторите укажуваат дека зголемување на буџетските расходи: 1) има мало влијание врз БДП; 2) нема значително влијание врз приватната потрошувачка; 3) делува негативно врз приватните инвестиции, поддржувајќи ја идејата за ефектот на „истиснување“; 4) нема значително влијание врз инфлацијата; 5) има мало позитивно влијание врз стапката на раст на монетарните агрегати; 6) води кон депрецијација на реалниот ефективен девизен курс; 7) има позитивни и трајни ефекти врз продуктивноста.

Pzetzki et al (2010) користат SVAR-пристап и панел од 44 земји заради испитување на влијанието на јавната потрошувачка врз економската активност, т.е. утврдување на вредноста на мултипликаторот имајќи предвид одредени економски аспекти на земјите во примерокот. Во однос на развиеноста на земјите, нивните резултати укажуваат дека ефектите на јавната потрошувачка се поизразени во развиените земји отколку во земјите во развој. Трговската отвореност, исто така, е клучна детерминанта на вредноста на мултипликаторот, така што економиите кои се релативно затворени имаат позитивен мултипликатор на долг рок, за разлика од поотворените економии за кои е проценета негативна вредност. Во однос на долгот резултатите укажуваат дека за земјите со државен долг повисок од 60% од БДП импакт-мултипликаторот е статистички незначаен, додека на долг рок мултипликаторот станува негативен.

Анализа на фискалните движења во Македонија

Фискалните операции на ниво на целата земја се опфатени со општиот владин буџет, кој е составен од буџетот на централна власт и буџетот на единиците на локалната самоуправа. На дијаграмот 3.1. општиот владин буџет е дезагрегиран на пониски нивоа, при што во заграда е прикажано учеството на расходите во БДП во 2011 година².

Дијаграм 3.1. Шематски приказ на дефиницијата „општ владин буџет“



Извор на податоци: Сопствени пресметки од Завршната сметка на Буџетот на РМ за 2011 год.

Во трудот се користени податоци за буџетот на централна власт, а динамиката на агрегатните фискални индикатори ја разгледуваме на релативна основа, односно во процент од БДП.

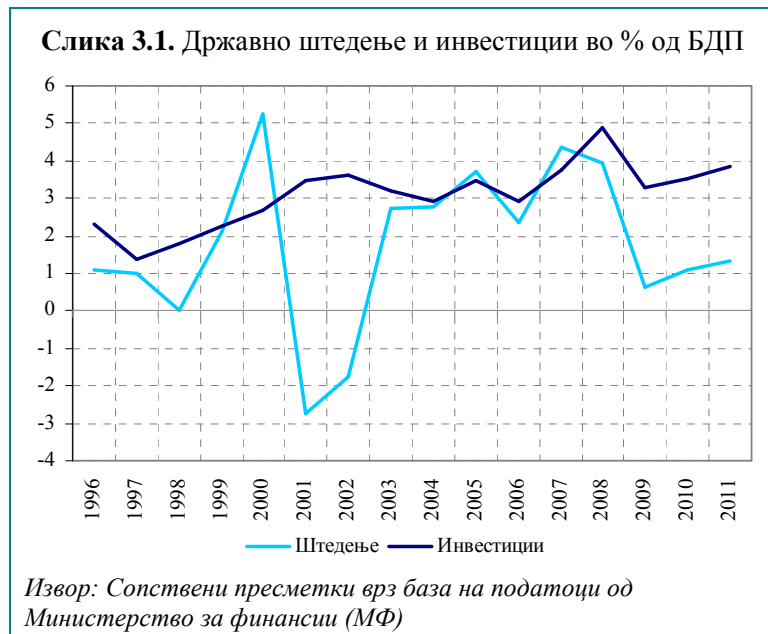
² Јавните расходи во секое ниво и за секој вид буџет се прикажани на бруто-основа, односно не е извршено пречистување на меѓусебните трансфери.

3.1. Буџетско салдо

Фискалната политика претставува интегрален и многу значаен дел на економската политика при остварувањето на целите на економската политика и одржувањето на макроекономската стабилност во земјата. Во периодот на транзиција економијата на Македонија се соочуваше со предизвици од економска и некономска природа, од домашен и екстерен карактер. Сепак, земјата успеа да воспостави макроекономска стабилност, а нејзиното одржување секогаш претставуваше еден од приоритетите на економската политика, во која фискалната политика има одиграно важна улога.

Во првите години од транзицијата, покрај падот на економската активност и високата стапка на инфлација, економијата на Македонија се соочуваше и со високо ниво на буџетски дефицит. Поради ваквите тенденции, во 1994 година беше усвоена Програмата за стабилизација, која значеше консолидирање на јавните финансии преку имплементирање на различни фискални мерки. Ова резултирало со значително намалување на буџетските расходи и, соодветно, на буџетскиот дефицит кој во 1994 година изнесуваше 2,7% од БДП.

На слика 3.1. е прикажан трендот на штедење и инвестиции на државата во процент од БДП и, соодветно, јазот помеѓу нив, кој претставува буџетски суфицит ако е позитивен. Од сликата може да се види дека во 1999 година буџетот е балансиран, што се должи на зголеменото државно



штедење во услови на раст на расположливиот доход. Во 2000 година поволниот економски амбиент резултирало со натамошно зголемување на расположливиот

доход и при намалена јавна потрошувачка нивото на државно штедење изнесуваше високи 5,3% од БДП. Така, во услови на поумерено забрзување на нивото на јавни инвестиции, беше регистриран буџетски суфицит од 2,6% од БДП. Во наредните две години, падот на расположливиот доход на државата и зголемената јавна потрошувачка во исто време, резултираше со негативна стапка на штедење. Така, во услови на релативно високо ниво на инвестиции од 3,5% од БДП, буџетскиот дефицит изнесуваше 6,3% и 5,6% од БДП во 2001 и 2002 година, соодветно.

Подобреното економско окружување во наредните години резултираше со раст и на расположливиот доход на државата. Од друга страна, нивото на јавна потрошувачка имаше надолен тренд, имплицирајќи враќање на нивото на државно штедење во позитивната зона кое растеше постепено до 2005 година. Во 2003 и 2004 година јавните инвестиции регистрираа одредено намалување, израмнувајќи се со нивото на државно штедење во 2004 година, со што буџетот беше балансиран.

Во 2006 година беше забележан буџетски дефицит од 0,5% од БДП во услови на поголемо намалување на штедењето од јавните инвестиции. Во 2007 година буџетското салдо се врати во позитивната зона (0,6% од БДП), како последица на високиот раст на штедењето, во услови на значителен раст на расположливиот доход и намалување на нивото на јавна потрошувачка. Во 2008 година високото ниво на јавни инвестиции го надмина штедењето, резултирајќи со дефицит од 0,9% од БДП. Во 2009 година, во услови на пад на вкупниот доход на државата и стагнација на јавната потрошувачка, државното штедење се намали на 0,6% од БДП, така што реализацијата на капиталните расходи во износ од 3,3% од БДП имплицираше буџетски дефицит од 2,7% од БДП.

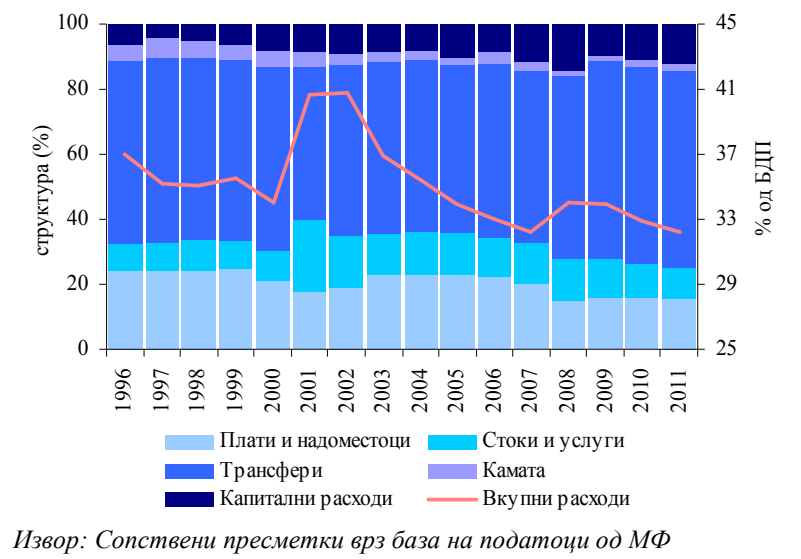
Во наредните две години нивото на расположлив доход на државата продолжи да се намалува и во 2011 година изнесуваше 9,4% од БДП. Сепак, во услови на поинтензивен пад на јавната потрошувачка дојде до одредено зголемување на штедењето, што беше проследено и со раст на јавните инвестиции, резултирајќи со негативен јаз од 2,4% од БДП во 2010 и 2,5% од БДП во 2011 година, соодветно.

3.2. Буџетски расходи

Просечното ниво на буџетски расходи во периодот 1991 – 1994 година изнесуваше приближно 50% од БДП. Во наредниот период буџетските расходи забележаа одредено релативно намалување и во 2000 година изнесуваа 34% од БДП. На слика 3.2. е прикажан трендот и структурата на буџетските расходи од 1996 до 2011 година.

Во 2001 година, безбедносната криза во земјата услови нагло зголемување на буџетските расходи, кое ниво беше задржано и наредната година, во износ од приближно 41% од БДП. Релативно високото ниво на буџетски расходи во

Слика 3.2. Буџетски расходи, вкупни (десна скала) и структура



овој период е последица на зголемените расходи за стоки и услуги, посебно во 2001 година, кога нивното учество во вкупните буџетски расходи изнесуваше околу 22%. По 2002 година, нивото на буџетски расходи почна да се намалува и во 2007 година достигна 32,2% од БДП. Во овој потпериод расходите за стоки и услуги се намалија и претставуваа 12,8% од вкупните расходи.

Во 2008 година нивото на буџетски расходи се зголеми на 34,1%. Капиталните расходи забележаа висок раст од 46% во однос на 2007 година, достигнувајќи рекордно ниво во износ од приближно 5% од БДП, односно учество од 14,3% во вкупните буџетски расходи³. Во 2008 година трансферите, исто така, забележаа висок раст, како последица на две појави: зголемувањето на пензиите и преминот на поголемиот дел од општините во втората фаза од фискалната

³ Од аспект на кварталната динамика на реализацијата на капиталните расходи, треба да се потенцира дека 55% од вкупните капитални расходи во 2008 година се реализирани во последниот квартал.

децентрализација што значеше зголемување на трансферите на централниот буџет кон локалната власт во вид на дотации⁴.

Падот на економската активност во 2009 година и потребата за активна фискална политика имплицираше буџетските расходи да останат на речиси исто ниво. Во однос на структурата, се забележува дополнително зголемување на трансферите, и тоа по основ на пензии, паричен надоместок за невработени и социјална помош, како и трансферите кон локална власт согласно напредокот на фискалната децентрализација. Расходите за плати и надоместоци, исто така, забележаа зголемување, како резултат на зголемените плати во јавниот сектор⁵. Мерките на Владата за намалување на непродуктивните трошоци резултираа со намалување на расходите за стоки и услуги.

Во 2010 и 2011 година се забележува тренд на намалување на нивото на буџетски расходи. Притоа, позитивно поместување се забележува во однос на структурата. Капиталните расходи забележаа раст од 14,2% во 2010 и 15,5% во 2011 година, со што учеството во вкупните расходи се зголеми на речиси 12% во 2011 година.

3.3. Буџетски приходи

Буџетските приходи, слично на расходите, беа највисоки во првите години од осамостојувањето. Така, просечното ниво на буџетски приходи во периодот 1991 – 1994 година изнесуваше 42% од БДП. Во наредните години, вкупните буџетски приходи, и покрај постепено апсолутно зголемување, изразени во процент од БДП регистрираа надолен тренд, достигнувајќи 33,3% во 1998 година.

Во 1999 година дојде до значително зголемување на вкупните приходи, динамика која продолжи и во 2000 година, кога нивото на буџетски приходи достигна 36,6% од БДП. Забрзувањето на економскиот раст во овој период и воведувањето на данокот на додадена вредност (ДДВ) во април 2000 година, како

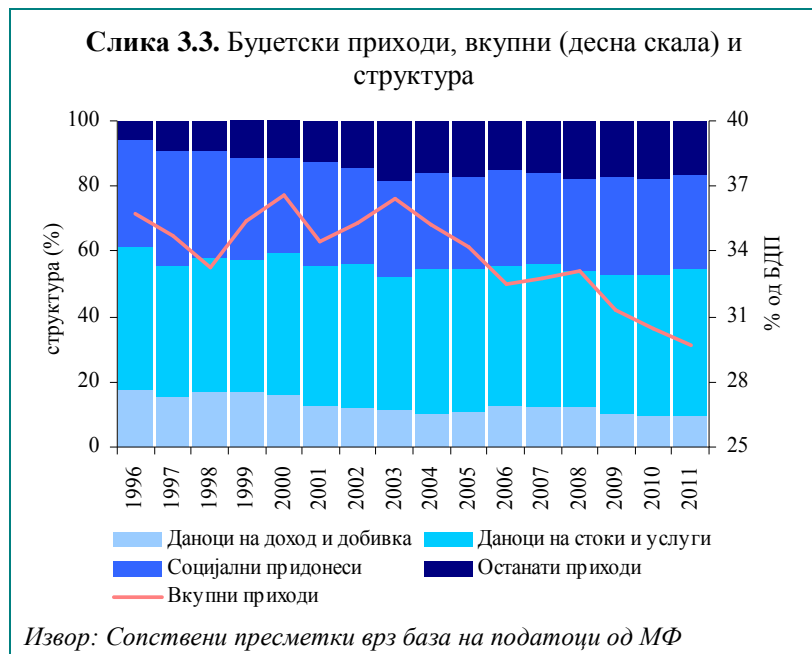
⁴ Ваквата појава доведе до привидно намалување на расходите во ставката плати и надоместоци во буџетот на централната власт.

⁵ Во септември 2008 година платите во јавниот сектор беа зголемени за 10%, по вторпат, откако една година порано беа зголемени за ист процент.

замена за данокот на промет кој важеше дотогаш, се идентификуваат како основни фактори на ваквиот тренд.

Во 2001 година, приходите по основ на персонален данок на доход (ПДД) забележаа значителен пад. Ваквата појава беше резултат на падот на економската активност, но и на законските промени поврзани со ПДД⁶. Пад на приходите истата година беше забележан и кај индиректните даноци (даноци на стоки и услуги). Сепак, позначителен пад на приходите беше спречен со воведувањето на данокот на финансиски трансакции, кој остана во примена и наредната година.⁷ Во 2002 и 2003 година нивото на вкупни приходи беше зголемено, по што следеше тренд на намалување на фискалниот товар, достигнувајќи 32,5% од БДП во 2006 година.

Во 2007 година високиот раст на приватната потрошувачка резултираше со значителен раст на приходите по основ на ДДВ. Поврзано со директните даноци, беа направени промени во однос на даночните стапки, поточно се премина



од дотогашното прогресивно оданочување на доходот кон пропорционално оданочување, со истовремено намалување на законската стапка на 12%. Исто така, намалена беше законската стапка на данокот на добивка, односно беше изедначена со истата за ПДД⁸. Реформираната политика на оданочување не создаде негативни

⁶ Промените се однесуваат на утврдувањето на даночната основа и даночните стапки.

⁷ По основ на овој данок беа наплатени приходи во износ од 1,3% и 2,6% од БДП во 2001 и 2002 година, соодветно.

⁸ Пред 2007 година данокот на доход се пресметуваше по прогресивни стапки од 15%, 18% и 24%. Законската стапка на данокот на добивка пред 2007 година изнесуваше 15%.

фискални ефекти. Наплатата на приходите по основ на директни даноци беше зголемена за околу 13%. Генерално, растот на буџетските приходи го рефлектираше поволниот макроекономски амбиент, отсликан преку високиот економски раст воден од домашната побарувачка, позитивните движења на пазарот на трудот и слично.

Во 2008 година растот на буџетските приходи продолжи со исто темпо, изнесувајќи 33,1% од БДП. Даночните стапки на ПДД и на данокот на добивка беа дополнително намалени на 10%. Во однос на фискалните ефекти, беше забележан пад на приходите кај ПДД од 2,2% и покрај високиот раст на платите. Позитивните перформанси на пазарот на труд, сепак, позитивно се одразија врз наплатата на социјалните придонеси, кои пораснаа за 14,3% споредено со претходната година. Наплатата на данокот на добивка беше зголемена за околу 45%, како резултат на зголемената профитабилност на фирмите⁹. Позитивните фискални резултати во однос на данокот на добивка поттикнаа преземање дополнителни чекори во насока на намалување на даночниот товар на фирмите. Така, почнувајќи од 2009 година почна со примена даночното решение според кое само добивката распределена за дивиденда подлежи на оданочување. Ова, како и падот на економската активност доведоа до значително намалување од 48,3% на приходите по основ на данок на добивка истата година. Во однос на давачките кои го товарат личниот доход беше регистриран раст на наплатата, што се објаснува со реформата Бруто-плата¹⁰. Нивото на вкупни буџетски приходи во 2009 година изнесуваше 31,3% од БДП.

Во 2010 година, дополнителното намалување на стапките на придонеси за социјално осигурување на 27% веќе резултираше со благ пад на наплатата. Приходите по основ на данок на добивка забележаа дополнителен пад од 16,8%, а наплатата беше намалена и кај приходите од увозни давачки. Позитивни остварувања беа забележани кај приходите од домашни даноци на стоки и услуги

⁹ Според пресметките од националните сметки, растот на профитабилноста во 2007 година изнесуваше околу 25%.

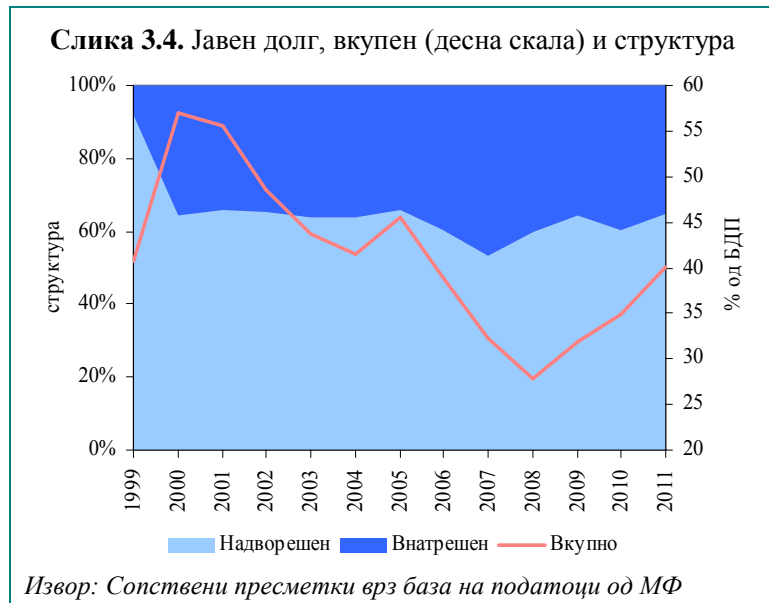
¹⁰ Иако една од основните компоненти на реформата беше намалување на стапките на придонесите за социјално осигурување на 28,4% од 32% претходно, сепак, фискалните ефекти од проширувањето на даночната основа преку вклучувањето во истата на надоместоците за превоз и исхрана, како и интегрирањето на наплатата на придонесите за социјално осигурување и ПДД во Управата за јавни приходи, што дејствуваше кон зголемување на ефикасноста на наплатата, преовладуваа.

(ДДВ и акцизи) и ПДД. Свкупно, буџетските приходи во 2010 година беа зголемени за 2,8% и изнесуваа 30,4% од БДП. Во 2011 година беше забележан раст од 3,8% на вкупните приходи, но нивното учество во БДП се намали на 29,7%.

3.4. Јавен долг

Податоци за јавниот долг се достапни од 1999 година, кога е регистриран износ од 40,7% од БДП, при што долгот од надворешни извори имаше доминантно учество од приближно 92%. Наредната година јавниот долг беше зголемен на ниво од 57% од БДП, како резултат на емисијата на т.н. структурни обврзници.

Во наредниот период нивото на јавен долг постепено се намалуваше, достигнувајќи 41,5% од БДП во 2004 година, кога за првпат беа издадени државни записи (3-месечни и 6-месечни) како инструмент за финансирање на буџетскиот дефицит и



можност за развивање на финансискиот пазар во земјата. Во 2005 година беа воведени 12-месечни државни записи, а кон крајот на годината беше издадена државна обврзница со рок на достасување од 2 години¹¹. Во 2005 година беше издадена и првата еврообврзница на меѓународниот пазар на капитал, што резултираше со зголемување на јавниот долг, кој на крајот на годината претставуваше 45,5% од БДП.

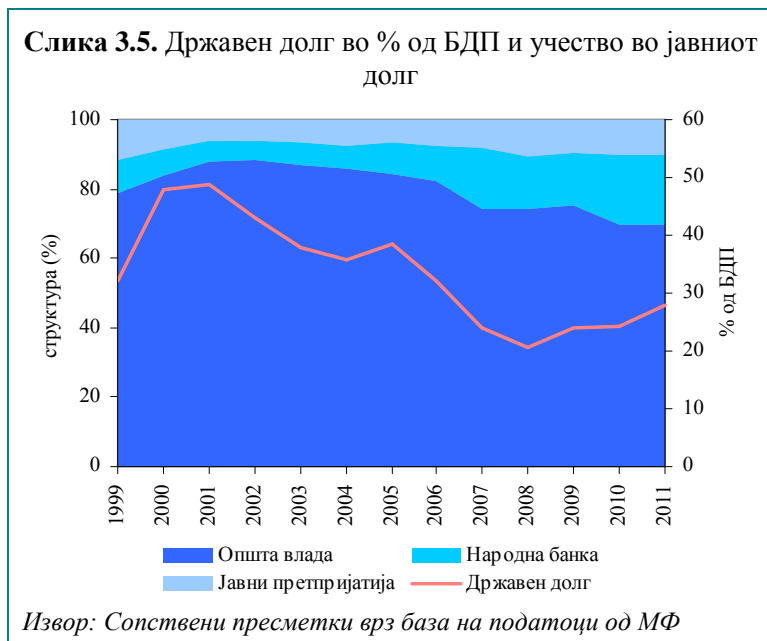
Отплатата на долгот кон Лондонскиот клуб на кредитори во 2006 година предизвика намалување на надворешниот долг и најмногу придонесе за

¹¹ Со оглед на прудентната фискална политика, износот на издадени трезорски записи беше релативно мал и изнесуваше околу 9% од домашниот јавен долг во 2005 година.

намалувањето на јавниот долг во 2006 годината на 38,8% од БДП. Во однос на внатрешниот долг, во 2006 година беа воведени државни записи за монетарни цели и за првпат беше издадена тригодишна државна обврзница.

Во 2007 година нивото на јавен долг дополнително се намали, и изнесуваше 32,3% од БДП, како резултат на намалувањето на надворешниот јавен долг. Со оглед на поволната позиција на депозитите на државата, предвремено беа отплатени долгот кон Парискиот клуб на кредитори и долгот кон Меѓународниот монетарен фонд (ММФ).

Во 2008 година јавниот долг го достигна најниското ниво, кога изнесуваше 27,8% од БДП, додека долгот на општа влада¹² (државен долг во натамошниот текст) изнесуваше само 20,6%. Намалувањето на јавниот долг беше детерминиран главно од падот на домашниот



долг, односно престанокот на емитирање на државни записи за монетарни цели, намалувањето на долгот на НБРМ по основ на благајнички записи и редовното достасување на структурните обврзници.

Во 2009 година, зголемените потреби за финансирање на буџетските операции резултираа со зголемување на државниот и соодветно на јавниот долг, кој изнесуваше 31,8% од БДП. Растот на јавниот долг е последица на зголемувањето на надворешниот долг, најмногу како резултат на издавањето на втората еврообврзница на меѓународниот пазар на капитал. Во однос на внатрешниот долг, за првпат беа воведени 1-месечни државни записи. Исто така, воведени беа

¹² Долгот на општа влада во Македонија е еднаков на долгот на централна влада, имајќи предвид дека долгот на општините е незначителен.

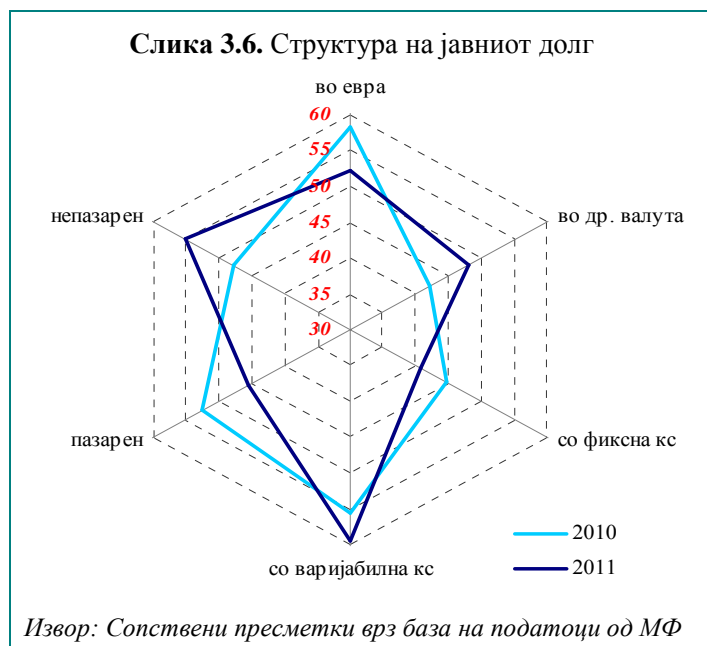
државни хартии од вредност со девизна клаузула, што беше поттикнато, меѓу другото, и од потребата за намалување на трошоците по основ на камата¹³.

Фискалната позиција во 2010 година резултираше со одредено зголемување на јавниот долг кој на крајот на годината изнесуваше 34,8% од БДП. Во 2011 година јавниот долг достигна 40% од БДП, при што задолжувањето главно потекнува од надворешни извори.¹⁴ На примарниот пазар на државни хартии од вредност за првпат беа издадени петгодишни државни обврзници.

3.5.1. Структура на јавниот долг

На слика 3.6. е прикажана структурата на јавниот долг по различни основи во 2010 и 2011 година. Како што може да се види од сликата, во однос на валутната

структура доминира долгот деноминиран во евра, додека долгот во домашна валута учествува со 23,6% во вкупното портфолио на крајот на 2011 година. Во однос на каматната структура, долгот со варијабилна каматна стапка има поголемо учество, во износ од 59% од вкупниот јавен долг во 2011 година, што претставува зголемување на учеството споредено со



2010 година. Промена во структурата на јавниот долг може да се види и во соодносот пазарен и непазарен долг, така што во 2011 година учеството на долгот окарактеризиран како непазарен е поголемо. Од слика 3.4. може да се види дека

¹³ Каматната стапка која беше постигната на аукцијата на 3-месечните државни записи со девизна клаузула во јуни истата година изнесуваше 5,25%, наспроти каматната стапка од 9,35% на истите записи без девизна клаузула.

¹⁴ Во март беа повлечени 220 милиони евра од отворената кредитна линија за претпазливост на МФ, а кон крајот на годината дополнителен заем во вредност од 130 милиони евра беше обезбеден од странски комерцијални банки гарантиран од Светска банка.

учеството на долгот од надворешни извори бележи зголемување во 2011 година и изнесува околу 65% од вкупниот јавен долг.

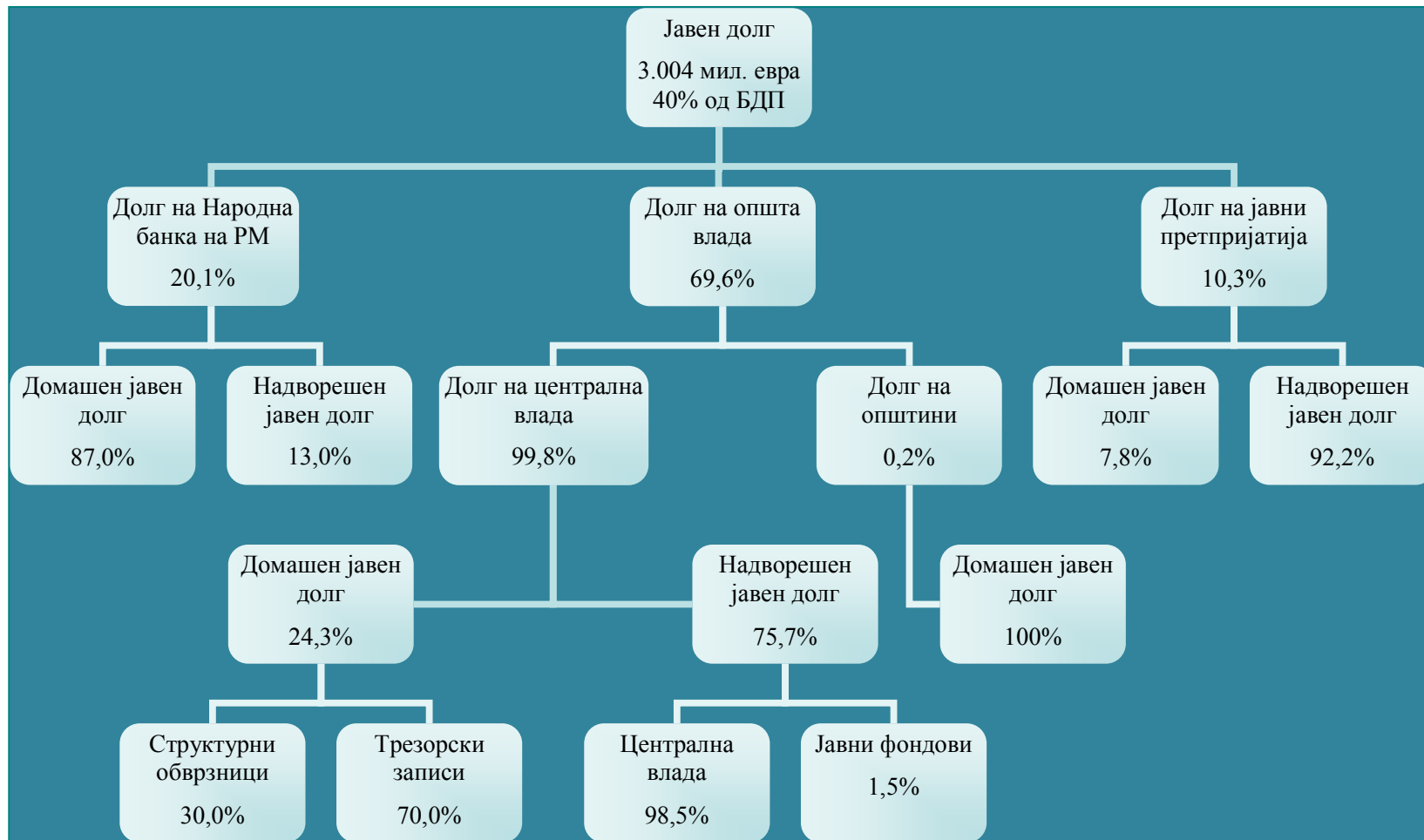
На дијаграмот 3.2. шематски е прикажан опфатот на јавниот долг. Податоците на дијаграмот прикажуваат учество на односната во надредената компонента на јавен долг. Имајќи го тоа предвид, користејќи ги податоците од дијаграмот секоја од компонентите на јавен долг (d_i) може да се изрази како процент од БДП според следнава формула:

$$d_i = \prod_{i=1}^n w_i \cdot d_i$$

каде што d_i е јавниот долг во процент од БДП, w_i е структурното учество на i -та компонента на јавниот долг и n е степенот на подреденост.

Во емпириската анализа се фокусираме на државниот долг, компонента која ги одразува фискалните движења во земјата. Во структурата на јавниот долг, учеството на државниот долг во 2011 година изнесува околу 70%.

Дијаграм 3.2. Шематски приказ на структурата на јавниот долг со податоци за 2011 година



Извор на податоци: Сопствени пресметки врз база на податоци од МФ

4.1. Дефинирање на променливите

Со цел исклучување на ефектите од флукуациите на економската активност врз фискалните индикатори и оценка на основната фискална позиција на земјата, вкупното буџетско салдо го делиме на циклично буџетско салдо и циклично прилагодено буџетско салдо.

$$OB = CPB + CAPB - INT \quad (4.1)$$

при што $PB = CPB + CAPB \quad (4.2)$

каде што OB - вкупно буџетско салдо,

CPB - циклично примарно салдо,

$CAPB$ - циклично прилагодено примарно салдо,

PB - примарно буџетско салдо,

INT - каматни расходи, сите изразени во апсолутна вредност.

Како што може да се види од (4.2), примарното буџетско салдо е составено од делот кој автоматски реагира на циклусот и делот кој е резултат на дискреционските фискални мерки на државата. Каматните расходи ги издвојуваме, односно се исклучени од вкупните расходи, со образложение дека тие ги одразуваат минатите фискални политики, рефлектирани преку нивото на јавен долг, но и финансиските услови за позајмување кои преовладувале во тој период (Fedelino et al, 2009).

Циклично прилагоденото примарно салдо го добиваме преку прилагодување на вкупните буџетски приходи (R) и на примарните буџетски расходи (G) за ефектот на отстапување на потенцијалниот од фактичкиот БДП, со тоа што прилагодувањето го вршиме на агрегатно ниво преку одредување коефициенти на еластичност за R и G .

$$CAPB = R_{CA} - G_{CA} \quad (4.3)$$

$$R_{CA} = R \cdot \left(\frac{Y^P}{Y} \right)^{\eta_R} \quad \text{и} \quad G_{CA} = G \cdot \left(\frac{Y^P}{Y} \right)^{\eta_G} \quad (4.4)$$

каде што Y - фактички БДП,

Y^P - потенцијален БДП,

η_R - еластичност на R во однос на економскиот циклус,

η_G - еластичност на G во однос на економскиот циклус.

Економскиот циклус (gap) е пресметан на следниот начин

$$gap = \frac{Y - Y^P}{Y^P} \quad (4.5)$$

За пресметка на Y^P користени се две техники кои се објаснети во точка 4.1.1.

Равенката (4.3) може да ја напишеме како што следи

$$CAPB = R \cdot \left(\frac{Y^P}{Y}\right)^{\eta_R} - G \cdot \left(\frac{Y^P}{Y}\right)^{\eta_G} \quad (4.6)$$

Во продолжение, членовите од равенката (4.6) ги искажуваме во однос на Y , кои потоа ги множиме со соодносот помеѓу Y и Y^P , со што добиваме

$$\frac{CAPB}{Y} \cdot \frac{Y}{Y^P} = \frac{R \cdot \left(\frac{Y^P}{Y}\right)^{\eta_R}}{Y} \cdot \frac{Y}{Y^P} - \frac{G \cdot \left(\frac{Y^P}{Y}\right)^{\eta_G}}{Y} \cdot \frac{Y}{Y^P} \quad (4.7)$$

По средување на равенката добиваме

$$capb = r \cdot \left(\frac{Y^P}{Y}\right)^{\eta_R - 1} - g \cdot \left(\frac{Y^P}{Y}\right)^{\eta_G - 1} \quad (4.8)$$

каде што $capb$ - циклично прилагодено примарно салдо во однос на Y^P ,

r - буџетски приходи во однос на Y ,

g - примарни расходи во однос на Y .

Според одредени емпириски истражувања претпоставките за агрегатна еластичност на буџетските приходи од 1 и на буџетските расходи од 0 се добра апроксимација на пондерираниот просек на дезагрегирани пресметани коефициенти на еластичност (Bornhorst et al, 2011). Имено, одредувањето на еластичноста на R на 1, а на G на 0, укажува дека R се совршено корелирани со циклусот, додека G не се засегнати од циклусот. Ова значи дека промените во циклично прилагоденото примарно салдо произлегуваат, пред сè, од приходната страна на буџетот. Цикличната компонента на примарните расходи, всушност, е

придвижена од надоместоците за невработеност, кои за разлика од напредните економии, во Македонија имаат незначително учество во вкупните расходи.

Според тоа, равенката (4.8) може да ја напишеме како

$$capb = r - g \cdot \left(\frac{Y^P}{Y} \right)^{-1} \quad (4.9)$$

Ако се знае дека $r = pb + g$, тогаш (4.9) може да ја напишеме како

$$\begin{aligned} capb &= pb - g \cdot \left(\frac{Y^P}{Y} \right)^{-1} + g \\ capb &= pb - g \cdot \frac{Y}{Y^P} + g \\ capb &= pb - g \cdot \left(\frac{Y}{Y^P} - 1 \right) \\ capb &= pb - g \cdot gap \end{aligned} \quad (4.10)$$

Од равенката (4.10) може да забележиме дека $g \cdot gap$ всушност го претставува цикличното примарно салдо ($capb$). Разликата на $capb$ во две последователни години ја дава големината на автоматските стабилизатори (as) во процент од Y , додека разликата на $capb$ во две последователни години го прикажува фискалниот импулс (fi) во процент од Y^P .

Позитивна вредност на fi укажува на консолидација, т.е. рестрикција на фискалната политика, која спроведена во услови на негативен БДП јаз сугерира на проциклична фискална политика. Негативна вредност на fi и негово проширување укажува на експанзивна фискална политика, која во услови на негативен БДП јаз сугерира на контрациклична фискална политика. Фискалниот импулс често се користи како мерка на трошокот, поточно големината на дискрециската фискална политика.

4.1.1. Пресметка на економскиот циклус

Како што може да се види од равенката (4.10), пресметката на економскиот циклус е од суштинско значање во процената на циклично прилагоденото салдо и утврдувањето на карактерот на фискалната политика во Македонија во анализираниот период.

Економскиот циклус, според (4.5), е претставен како разлика помеѓу фактичкиот и потенцијалниот аутпут. Оттука произлегува дека пресметката на потенцијалниот аутпут е иницијален и доста важен чекор во утврдувањето на



карактерот на фискалната политика. Така, користени се две техники кои спаѓат во групата на статистички методи¹⁵. Едниот пристап е Hodrick – Prescott (HP) филтерот¹⁶, кој се заснова на минимизирање на квадратните отстапувања на фактичкото од трендното производство и е предмет на рестрикција на промената во трендната стапка на раст.

$$\min \sum_{t=0}^T (y_t - y_t^p)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^p - y_t^p) - (y_t^p - y_{t-1}^p)]^2 \quad (4.11)$$

¹⁵ Покрај чисто статистичките методи (a-theoretical), во литературата и емпириските истражувања се среќаваат и други групи на методи за утврдување на трендот и циклусот на производството. Во групата на квазитеоретските (quasi-theoretical) методи најпознат е методот на функција на производството. Другата група на методи се всушност мултиваријациски филтери, кои се засноваат на користење на целосен модел на економијата со цел процена на ненабљудувани компоненти, како што се Kalman-филтер, SVAR-методот (Blanchard & Quah), итн.

¹⁶ Еден од најкористените методи во емпириската литература за процена на трендот и циклусот на БДП и на други макроекономски агрегати.

каде што y - природен логаритам на Y ,

y^P - природен логаритам на Y^P ,

λ - Lagrange мултипликаторот, кој го одредува степенот на израмнување на трендот.

Во однос на λ , во емпириската литература се чини дека постои широк консенсуз за употреба на вредноста 1600 кога се користат квартални податоци за БДП, така што во нашата анализа ја применуваме истата вредност.

Вториот пристап наречен Christiano – Fitzgerald (CF) филтер спаѓа во групата на т.н. „band – pass“ филтери, кои ја издвојуваат цикличната компонента од трендот преку специфицирање на опсегот на времетраење на циклусот. Поврзано со CF-филтерот, во EViews ја имаме избрано опцијата „асиметричен цел примерок“, како најопшт филтер кој ги користи сите опсервации во примерокот и каде на пондерите за „leads & lags“ им е дозволено да се разликуваат. Понатаму, во однос на претпоставката за стационарност е избрана опцијата I(1), сугерирајќи дека серијата е стационарен процес од прв ред, додека во однос на методот за отстранување на трендот е избрано „отстранување на насоката“, користејќи го прилагодувањето предложено од Christiano и Fitzgerald (2003). На слика 4.1. е прикажан економскиот циклус според двата методи на пресметка.

4.2. Податоци и нивна анализа

Променливите во спецификацијата на моделот се изразени во реални вредности. Номиналните вредности на вкупни буџетски приходи и примарни буџетски расходи се претворени во (реални) вредности по цени од 2005 година користејќи ја стапката на инфлација како фактор за валоризација. Во изборот на базата условени сме од податоците за БДП по константни цени објавени од ДЗС, каде како база се користи 2005 година, и тоа за периодот 2004 – 2011 година. Вредностите за БДП за периодот пред 2004 година се пресметани користејќи ги реалните стапки на раст објавени од ДЗС за тој период. Имајќи предвид дека користиме квартални податоци за серии кои покажуваат сезонска траекторија, реалните вредности на сериите се десеzonирани со користење на методот Tramo/Seats (види Gomez и Maravall, 2000).

Во табела 4.1, согласно погоре образложеното, прикажани се пресметаните фискални индикатори и економскиот циклус засновани на НР-филтерот, по години за периодот 1997 – 2011 година.

Табела 4.1. Производен јаз и аналитички фискални показатели за периодот 1997 – 2011 година

година	<i>gap</i>	<i>cpb</i>	<i>pb</i>	<i>capb</i>	<i>as</i>	<i>fi</i>
1997	-1,2	-0,3	1,7	2,0	-	-
1998	-0,4	-0,1	1,0	1,2	0,2	-0,9
1999	1,9	0,6	1,5	0,9	0,8	-0,3
2000	4,6	1,4	4,1	2,8	0,7	1,9
2001	-1,5	-0,5	-4,1	-3,5	-1,9	-6,3
2002	-2,3	-0,9	-3,9	-3,1	-0,3	0,5
2003	-2,3	-0,8	0,6	1,4	0,1	4,4
2004	-1,2	-0,4	0,6	1,0	0,4	-0,3
2005	-0,6	-0,2	1,1	1,4	0,2	0,3
2006	-0,1	0,0	0,5	0,5	0,2	-0,9
2007	1,9	0,6	1,9	1,3	0,6	0,8
2008	3,0	1,0	0,0	-0,9	0,4	-2,2
2009	-0,6	-0,2	-2,3	-2,1	-1,2	-1,2
2010	-1,1	-0,4	-2,0	-1,6	-0,2	0,5
2011	-0,3	-0,1	-2,0	-2,0	0,3	-0,3

Забелешка: Променливите се изразени во % и се објаснети погоре во текстот.
Извор: Собствени пресметки

Од табелата се забележува дека во поголемиот дел од анализираниот период производниот јаз е негативен, односно фактичкиот БДП е понизок од потенцијалниот. Во вакви услови цикличното примарно салдо е негативно имплицирајќи повисоко циклично прилагодено примарно салдо од фактичкото, имајќи предвид дека циклично прилагоденото примарно салдо е мерка за примарното буџетско салдо кое би се остварило во услови на функционирање на економијата на нивото на потенцијалниот БДП. Така, во услови на затворање на производниот јаз, т.е. изедначување на фактичкиот со потенцијалниот аутпут, како што е случајот во 2006 година, цикличното примарно салдо е нула и циклично прилагодениот примарен суфицит е изедначен со фактичкиот примарен суфицит во

износ од 0,5% од БДП. Во 2007 и 2008 година се забележува позитивен произведен јаз, што имплицира позитивно циклично примарно салдо. Според тоа, прилагодувањето на примарното салдо за ефектот на позитивниот произведен јаз резултира со понизок циклично прилагоден примарен суфицит во 2007 година, односно дефицит во 2008 година. Пресметаниот дефицит во 2008 година укажува на проциклично однесување на фискалната политика, наспроти првичната оценка за ациклично однесување врз база на индикаторот за примарно буџетско салдо.

Од податоците не може да се даде еден единствен одговор за карактерот на фискалното однесување во анализираниот период, така што со цел извлекување заклучок за истото применуваме соодветен економетриски метод.

4.3. Модел и метод на процена

Со цел утврдување на цикличните карактеристики на фискалната политика во Македонија го применуваме следниот модел:

$$capb_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot gap_t + \alpha_2 \cdot D_{-01} + \alpha_3 \cdot D_{-q4\ 0708} + \varepsilon_t$$

каде што

α_0 - константа;

α_1 - параметар кој треба да се оцени и според кој треба да се утврди карактерот на основната фискална политика;

α_2, α_3 - параметри според кои треба да се утврди влијанието на набљудуваните шокови;

D_{-01} - вештачка променлива кој го опфаќа периодот К1 2001 - К4 2002 година, со цел контролирање на ефектот од зголемени расходи како последица на конфликтот во 2001 година;

$D_{-q4\ 0708}$ - вештачка променлива со цел контролирање на ефектот од значителен скок на расходите во последниот квартал од 2007 и 2008 година;

ε - резидуал.

За процена на параметрите е применет генерализираниот метод на моменти (Generalized Method of Moments, GMM), со квартални податоци кои го опфаќат периодот од 1997 до 2011 година. При изборот на методот се водевме од

прашањето на ендегеност, имајќи предвид дека хипотезата за ефикасна фискална политика подразбира каузалност и на фискалните индикатори врз економскиот циклус. Така, ако се примени методот на обични најмали квадрати, ваквата поврзаност на променливите предизвикува надолна пристрасност на параметарот α_1 . Дополнително, парсимоноста на моделот кој го применуваме може да предизвика пристрасност заради отпуштање на променлива од моделот. Според тоа, за да се намали можноста за пристрасна оцена на параметарот α_1 применуваме техника која користи инструментални променливи. Методот на двостепени најмали квадрати (Two - Stage Least Square, TSLS), слично како GMM-оценувачот, користи инструментални променливи заради решавање на прашањето на ендегеност, но GMM е поефикасен од TSLS кога е присутен проблемот на хетероскедастичност на резидуалите од непознат облик. Со оглед на потенцијалната можност на појавување на овој проблем, пристапуваме кон примена на GMM. Покрај тоа, GMM преку Hansen- и C-тестот ни овозможува да донесеме заклучок за валидноста на применетите инструменти во моделот.

Важен аспект на специфицирање на GMM-оценувачот е изборот на пондерациска матрица. По однос на тоа ја избираме опцијата „White“ хетероскедастично конзистентни резидуали. Понатаму, избираме „iterate to convergence“, опција која итеративно врши преоценување на пондерациската матрица и параметрите на моделот се додека не се постигне конвергенција.

Поврзано со изборот на инструментите за ендегената променлива, користиме задоцнети вредности на променливите *capb* и *gap*, со тоа што моделот го оценуваме со користење на различни заостанувања на избраните променливи заради проверка на сензитивноста на резултатите. Како инструменти на егзогените променливи (*c*, *D_01*, *D_q4 0708*), во листата на инструменти се внесени самите променливи. Сензитивноста на резултатите, дополнително ја проверуваме и со користените два методи на пресметка на економскиот циклус.

4.4. Резултати и дискусија

Резултатите се прикажани во табела 4.2. и укажуваат дека сите параметри се статистички значајни на ниво на значајност од 5%.

Како што претходно нагласивме, фискалната позиција (дискрецискиот карактер) е опфатена со коефициентот α_1 , кој има позитивни вредности кои се движат во релативно тесен распон (0,344 – 0,429) со користење на различни методи на пресметка на економскиот циклус и различни заостанати вредности на променливите кои се користени како инструменти за ендегената променлива. Ваквата конзистентност на резултатите сугерира дека фискалната политика во анализираниот период има контрацикличен карактер. Позитивната вредност¹⁷ на коефициентот укажува дека во Македонија „во просек“ се води фискална политика која дејствува во насока на намалување на економскиот циклус. Всушност, ваквата позиција на фискалната политика го засилува ефектот на автоматските стабилизатори кои по правило имаат контрациклично однесување.

Параметрите α_2 и α_3 имаат негативна вредност, укажувајќи на негативното влијание на конфликтот во 2001 година и скокот на расходи во последниот квартал од 2007 и 2008 година врз позицијата на фискалната политика.

Во однос на валидноста на инструментите, нултата хипотеза на Hansen-тестот (J-statistic) дека користените инструменти се валидни не може да се отфрли на ниво на значајност од 10%, со користење на различни методи на пресметка на економскиот циклус и различни заостанати вредности на променливите кои се користени како инструменти за ендегената променлива, сугерирајќи дека користените инструменти се соодветни.

Покрај тоа, преку С-тестот ја испитуваме егзогеноста на заостанатите вредности на секоја променлива посебно. Нултата хипотеза дека избраната подгрупа на инструменти е валидна не може да се отфрли на ниво на значајност од 10% при користење на заостанати вредности на променливата $capb / gap$ со

¹⁷ Негативна вредност на параметарот α_1 кој е статистички значаен упатува на проциклично однесување на фискалната политика, поточно преземање на такви дискрециски мерки кои дејстуваат во насока на засилување на економскиот циклус, односно проширување на производниот јаз, додека вредност на параметарот α_1 кој е статистички незначаен упатува на ациклично однесување на фискалната политика.

различни методи на пресметка на економскиот циклус и различни заостанати вредности на односките променливи¹⁸.

Табела 4.2. Резултати од изведените регресии

Објаснувачки променливи	Објаснета променлива			
	<i>capb</i> _ HP	<i>capb</i> _ CF	<i>capb</i> _ HP	<i>capb</i> _ CF
<i>константа</i>	0,701** (0,281)	0,711** (0,285)	0,772** (0,289)	0,712** (0,294)
<i>gap</i> _ HP	0,344** (0,157)	-	0,363** (0,181)	-
<i>gap</i> _ CF	-	0,429*** (0,145)	-	0,399*** (0,149)
<i>D</i> _ 01	-3,177*** (1,150)	-3,482*** (1,166)	-3,626*** (1,215)	-4,458*** (1,143)
<i>D</i> _ q4 0708	-8,418*** (1,297)	-8,022*** (1,374)	-8,532*** (1,287)	-7,977*** (1,393)
Прилагоден R ²	0,408	0,452	0,403	0,441
Заостанувања (инструменти)	од 1 до 3	од 1 до 3	од 2 до 4	од 2 до 4
Тестови поврзани со инструменталните променливи (p-вредности)				
C-test (заостанати вредности од променливата <i>capb</i>)	0,360	0,325	0,327	0,211
C-test (заостанати вредности од променливата <i>gap</i>)	0,687	0,371	0,256	0,090
J-statistic	0,505	0,398	0,458	0,202
Moment Selection Criteria (Schwarz-критериум)	-15,903	-15,064	-15,464	-12,863
*, ** и *** означуваат ниво на значајност од 10%, 5% и 1%, соодветно. Во заграда е прикажана стандардната грешка на оценетиот параметар. Извор: Собствени пресметки				

Schwarz-критериумот презентира во табела 4.2. е информациски критериум кој помага во изборот на најдобар сет на инструментни при споредбата на различни сетови на инструментни. Имајќи предвид дека во изборот треба да се водиме од најниската вредност, регресиите во кој променливите *capb* и *gap* се пресметани со примена на HP-филтерот имаат предност.

¹⁸ Освен во случајот на тестирање на заостанатите вредности на променливата *gap* од 2 до 4 и процена на економскиот циклус преку CF-филтерот, кога нултата хипотеза не може да се отфрли на ниво на значајност од 5%.

Во однос на резидуалите, нивната стационарност е испитана со примена на Augmented Dickey-Fuller тестот. Резултатите укажуваат дека резидуалите на сите регресии се стационарни. Дополнително, корелограмот на резидуалите сугерира дека не е испуштена каква било динамика во регресиите, односно истите се коректно специфицирани.

Ефектите на фискалната политика врз економијата во Македонија

Во оваа глава ги испитуваме ефектите на фискалната политика врз макроекономските движења и државниот долг.

Од макроекономски аспект во моделот се опфатени повеќе сектори, со тоа што изборот на променливите се заснова на теоретските основи, емпириските студии и спецификите на македонската економија и статистика. Последново подразбира соочување со недоволно долгите временски серии на макроекономските индикатори и евентуалните структурни прекини во сериите.

Ефектите на фискалните инструменти врз реалниот сектор ги испитуваме преку влијанието на истите врз БДП. Анализата на ваквиот сооднос ни овозможува да извршиме процена на фискалните мултипликатори. Потенцијалните ефекти на „истиснување“ на приватниот сектор од државата ги испитуваме преку влијанието на фискалните инструменти врз вкупните кредити на депозитните банки кај недржавниот сектор. Ефектите врз стапката на инфлација, исто така, се предмет на анализа. Влијанието на фискалните инструменти врз надворешниот сектор го испитуваме преку нето-увозот, додека потенцијалните интеракции на фискалната со монетарната политика ги испитуваме со вклучување во моделот на каматната стапка на благајничките записи, оценувајќи ја на тој начин усогласеноста на монетарната со фискалната политика. Пазарот на труд во моделот го вклучуваме преку променливата просечна нето-плата.

Краткорочните и среднорочните ефекти на фискалната политика се оценети со примена на (S)VAR-пристапот.

5.1. Променливи и податоци

Во оваа точка даваме подетален осврт на фискалните и макроекономските индикатори вклучени во емпириската анализа. Поради природата на променливите и серијата на податоци, се одлучивме за два модела преку кои: 1) ќе вршиме анализа на ефектите на фискалните инструменти врз макроекономските движења и 2) ќе ги испитуваме ефектите врз државниот долг.

Во првиот модел се вклучени вкупно 8 променливи. Како инструменти на фискалната политика се користени приходите од даноци и социјални придонеси од една страна (во натамошниот текст даночни приходи - T) и примарните буџетски расходи од друга страна (G). Групата на макроекономски индикатори го сочинуваат БДП (Y), кредитите на депозитните банки кај недржавниот сектор (CD), инфлацијата (P), просечната нето-плата во земјата¹⁹ (W), нето-увозот (NM) и каматната стапка на благајнички записи на НБРМ (IR).

Номиналните вредности се претворени во (реални) вредности по цени од 2005 година користејќи ја стапката на инфлација како фактор за валоризација. Во табела 2 од прилогот (колона 2), може да се види кои од набљудуваните променливи се прилагодени за движењето на цените. Стапката на инфлација е претворена во индекс со база од 2005 година. Нето-увозот претставува разлика помеѓу увозот и извозот на стоки и услуги, и кварталните опсервации се изразени во однос на годишниот БДП по тековни цени.

Податоците се квартални, од 1997 година до 2011 година, така што располагаме со вкупно 60 опсервации. Имајќи предвид дека користиме квартални податоци, сериите кои покажуваат сезонско движење се десезонирани со користење на методот Tramo/Seats. Од табела 2 во прилогот може да се види кои променливи се десезонирани (колона 3) и подлежат на натамошна трансформација (колона 4 и 6), и какви се интеграциските карактеристики на истите (колона 5 и 7).

Во однос на стационарноста на променливите, резултатите укажуваат дека променливите NM и IR се стационарни во ниво, додека останатите променливи (T, G, Y, P, W, CD) се стационарни откако ќе се пресмета прва диференција на нивните логаритмирани вредности. На слика 1 од прилогот графички е прикажано движењето и дистрибуцијата на податоците на набљудуваните променливи во анализираниот период во нивната првична форма (NM, IR), т.е. трансформирана форма (T, G, Y, P, W, CD), онака како што се внесени во VAR-системот.

¹⁹ Во однос на променливата нето-плата, треба да се потенцира дека со воведување на концептот Бруто-плата на почетокот од 2009 година настанува структурен прекин во серијата. Ова го решаваме така што месечниот раст на нето-платата во јануари го коригираме, т.е. применуваме просечна стапка на месечен раст на нето-платата остварена во јануари изминатите години и серијата понатаму ја продолжуваме применувајќи ги објавените месечни стапки на раст од февруари наваму.

Вреди да се истакне дека вредностите од 0,001 и 0,01 во апцисата одговараат на 0,1% и 1%, соодветно. Притоа, движењето на променливите T, G, Y, P, W, CD укажува на сезонско прилагоден квартален раст, т.е. промена во однос на претходен квартал.

Во вториот модел, исто така, користени се квартални податоци, и тоа за номиналната вредност на буџетските приходи (r), примарните буџетски расходи (g) и државниот долг. Променливите се изразени во процент од годишниот износ на БДП. Начинот на постапување со променливите и одлуката за нивната стационарност се прикажани во табела 2 од прилогот, додека движењето и дистрибуцијата на податоците на променливите може да се види на слика 1 од прилогот. Серијата на податоци го покрива периодот од 2004 година²⁰ до 2011 година, што подразбира вкупно 32 опсервации.

При утврдување на формата на променливите во моделот 2 се водиме од т.н. закон на движење (law of motion) на долгот во однос на БДП (види повеќе во Croce и Juan-Ramon, 2003)

$$d_t = \beta_t d_{t-1} + pd \quad (5.1)$$

каде pd претставува примарен буџетски дефицит во процент од БДП. Параметарот β_t е дисконтен фактор дефиниран како сооднос помеѓу реалната каматна стапка и реалниот раст на БДП. Заради поедноставување претпоставуваме дека вредноста на β_t е еден. Понатаму, од (5.1) следи

$$\begin{aligned} d_t &= d_{t-1} + g - r \\ \Delta d_t &= g - r \end{aligned} \quad (5.2)$$

Оттука, државниот долг во системот го вклучуваме како прва диференција и го означуваме со d .

²⁰ Треба да се потенцира дека податоците за државен долг на квартално ниво се достапни од 2005 година наваму. За да ги добиеме кварталните податоци за 2004 година, годишниот податок за 2004 година го прилагодуваме со вкупното буџетско салдо во односните квартали. Притоа, податокот за државен долг во 2004 година всушност е показател за долгот во четвртиот квартал истата година.

5.2. Методологија

5.2.1. VAR-пристап

За да се разбере функционирањето на макроекономијата, макроекономистите често наоѓаат за корисно кога ја замислуваат економијата како динамичен стохастички систем кој реагира на сегашните и претходни случајни шокови. Од оваа гледна точка, VAR-методите се добро прилагодени како емпирска алатка (Mountford и Uhlig, 2005). VAR-методите обезбедуваат на систематски начин да бидат опфатени многубројните динамики на повеќекратни временски серии од макроекономската област (Stock и Watson, 2001).

Нобеловецот Sims во 80-те укажа дека во традиционалните макроекономски модели, одлуката дали една променлива треба да се смета како егзогена во однос на системот било направена прилично произволно. Оттука, идентификацијата често била постигната без цврсти економски или економетриски аргументи. Тргувајќи од ова сознание, Sims преку VAR-методот сугерира сите променливи кои е одлучено да се внесат во системот да се третираат како ендогени.

Литературата за VAR-методологијата е постојано развивана. Во емпириската литература се издвојуваат три форми на VAR-пристапот, и тоа: редуцирана форма на VAR, рекурзивен и структурен VAR (види Stock и Watson, 2001).

1. Во редуцирана форма секоја (ендогена) променлива во системот на VAR е линеарна функција на нејзините минати вредности, минатите вредности на останатите променливи вклучени во системот и стандардната грешка.

Редуцираната форма на VAR е математички претставена како што следи:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_s x_{t-s} + B y_t + e_t \quad (5.3)$$

каде што x_t - вектор на ендогени променливи,

y_t - вектор на егзогени променливи,

A_1, \dots, A_s, B - матрици на коефициенти,

e_t - вектор на стандардни грешки (резидуали).

Стандардните грешки во системот не се корелирани со нивните претходни вредности и регресорите, но можно е да бидат корелирани помеѓу себе во системот.

2. Рекурзивната форма на VAR значи вклучување во системот и на регресори кои имаат едновремени односи со ендогените променливи. Притоа, ваквите регресори се определени од редоследот на променливите внесени во системот. На овој начин, стандардната грешка на секоја регресија во системот е некорелирана со стандардната грешка во претходната регресија. Сепак, резултатите на системот се зависни од редоследот на променливите вклучени во VAR, така што различен редослед подразбира различни регресии, резидуали и различна вредност на параметрите. Имено, алгоритмот на процена на параметрите е еквивалентен на процена на редуцираната форма на VAR и потоа пресметка на Choleski факторизација на коваријансната матрица на редуцираната форма на VAR (подетално за ова види Lutkepohl, 1993).

3. Структурниот VAR ја користи економската теорија за да најде решение на едновремените врски помеѓу променливите (види Bernanke, 1986; Blanchard и Watson, 1986; Sims, 1986). Оваа форма на VAR бара идентификациски претпоставки што ќе овозможат врските да бидат причински толкувани. Ваквите претпоставки може да се однесуваат на целиот VAR, со што се оформуваат сите причински врски во моделот, или на една равенка со што се идентификува само одредена причинско последична врска (Stock и Watson, 2001).

5.2.2. SVAR-пристап и идентификација на VAR-моделите

Појдовна точка за анализа на SVAR-пристапот е процена на редуцирана форма на VAR во кој се вклучени оптимален број на заостанувања. Редуцираната форма на VAR со корелирани резидуали треба да се идентификува и трансформира во структурна форма со некорелирани резидуали чии шокови имаат економско толкување.

Да претпоставиме дека моделот содржи n променливи. За да точно се идентификува системот потребни се најмалку n^2 независни ограничувања на параметрите. Помеѓу структурните резидуали не треба да постои корелација, што подразбира дека коваријансната матрица на истите треба да биде дијагонална. Со нормализирање на стандардните девијации на 1, коваријансната матрица на структурните резидуали се претвора во единечна матрица и се добиваат $n(n + 1)/2$

ограничувања. Преостанатите $n(n-1)/2$ ограничувања може да се наметнат или на едновремените односи на променливите или на долгорочните особини на системот. Sims (1980) ги смести овие ограничувања на едновремените односи на променливите, претпоставувајќи дека матрицата е долно триаголна²¹. Ограничувањата врз едновремените ефекти во структурното МА (подвижен просек) претставување се нарекуваат краткорочни ограничувања.

Lack и Lenz (2000) наведуваат и други начини на идентификација на еден VAR-модел. Една можност е да се наметнат нетриаголни ограничувања на матрицата на едновремени ефекти. Друга можност е да се постават (не)триаголни ограничувања на матрицата на едновремено структурно AR (авторегресивно) претставување. Со други зборови, било кој сет на ограничувања е изводлив се додека матрицата на едновремените интеракции на структурното МА или AR претставување има полн ранг.

Покрај ограничувањата на краткорочните особини на системот, ограничувања можат да се наметнат и на долгорочните особини на системот, имајќи предвид дека економската теорија ни дава некои сознанија за долгорочните ефекти на структурните шокови врз одредени променливи²². Долгорочните ограничувања можат да бидат од (не)триаголна форма, сè додека матрицата на ограничување има полн ранг. Ваков пристап првпат имаат користено Shapiro и Watson (1988) и Blanchard и Quah (1989). Друга алтернатива е наметнување и на краткорочни и на долгорочни ограничувања.

Во продолжение ќе дадеме технички осврт на ограничувањата за целите на идентификација. Да претпоставиме дека е оценет VAR-модел без ограничување во МА-форма

$$x_t = C(L)e_t \quad (5.4)$$

каде x - вектор на макроекономски променливи кои се коваријансно стационарни,

$C(L)$ - полиномна матрица, така што $C(L) = C_0 + C_1L + C_2L^2 + \dots + C_sL^s$

L - оператор на заостанување, така што $L^i x_t = x_{t-i}$

²¹ Сите вредности над основната дијагонала на матрицата се нула.

²² Типичен пример е ограничување на долгорочните ефекти врз реалните променливи на шокови на номинални променливи.

e - вектор на редуцирана форма на резидуали, со коваријансна матрица

$$E(e_t e_t^T) = \Sigma.$$

Имајќи предвид дека добиените резидуали можат да бидат корелирани, а коваријансната матрица Σ да не биде дијагонална, не може да добиеме структурни шокови од редуцираната форма на VAR.

Да претпоставиме дека структурната форма на VAR може да ја напишеме на следниов начин

$$x_t = B(L)u_t \quad (5.5)$$

односно го поврзуваме векторот x со векторот u_t , при што u_t е вектор на нормализирани структурни резидуали кои не се корелирани сериски или едновремено, така што коваријансната матрица на u_t е единечна, односно $E(u_t u_t^T) = I$.

Структурните резидуали може да се добијат преку оценка на редуцираната форма на VAR под (5.4) и потоа трансформирање на редуцираната форма на резидуали. Така, од (5.4) и (5.5) следи дека векторот e_t може да биде претставен како линеарна комбинација на структурните резидуали, т.е.

$$e_t = Au_t \quad (5.6)$$

при што со квадрирање на двете страни и вадење на очекувања се добива $AA^T = \Sigma$.

Со комбинирање на (5.4) и (5.6) добиваме

$$x_t = C(L)Au_t = A(L)u_t \quad (5.7)$$

односно

$$C(L)A = B(L) \quad (5.8)$$

Оттука, наметнување рестрикции на матрицата A е доволно за целосна идентификација на системот на VAR.

Во практика, како што беше спомнато, идентификацијата се постигнува со воведување на краткорочни и/или долгорочни ограничувања. Со краткорочните ограничувања се наметнува тековната реакција на променливите врз структурните шокови да биде нула, додека со долгорочните ограничувања обично се наметнува на долг рок да не постои влијание на даден шок врз одредена променлива. Ваквите

ограничувања можат да се постигнат преку поставување на соодветните елементи на соодветната матрица $A(L)$ на нула.

Предноста на SVAR-пристапот е тоа што нема потреба да се изгради посебен структурен модел кој ја опишува во целина економијата и механизмите на дизајнирање и каналите на трансмисија на фискалната политика. SVAR-пристапот е погоден за оценување на ефектите од шокови на фискалната политика, имајќи предвид дека ја изолира реакцијата на секоја променлива на структурните шокови и ги покажува преносните ефекти на истите врз макроекономските движења во текот на времето. Слично како стандардниот VAR-модел, SVAR-моделот испорачува две погодни алатки во форма на функција импулс-реакција и декомпозиција на варијансата.

Сепак, треба да се имаат во вид и недостатоците на SVAR-пристапот. Имено, SVAR-моделите се засноват главно на податоците, а економската теорија е вклучена во анализата само во случај ако идентификациските ограничувања се базирани на економската теорија. Недостигот на теоретски и бихевиористички релации може да доведе до резултати кои изгледат спротивни на интуицијата, а може да бидат сензитивни и на начинот на кои моделите се идентификувани. SVAR-моделите не може во принцип да се користат во присуство на структурни прекини и големи институционални промени во економијата, а добро познати се и методолошките прашања на SVAR-моделите во однос на утврдување на интервалите на доверба на функцијата импулс-реакција.

5.3. Спецификација на моделите

5.3.1. Модел за оцена на ефектите врз макроекономските движења

Функцијата на фискалната политика, претставена преку двата инструменти, е прикажана во продолжение:

$$G_t = f_G(\Omega_t) + u_t^G \quad (5.9)$$

$$T_t = f_T(\Omega_t) + u_t^T \quad (5.10)$$

каде што f_G и f_T се линеарни функции кои ги поврзуваат фискалните инструменти G_t и T_t со сетот на информации претставен со Ω_t . Иновациите на примарни

расходи и на даночни приходи се претставени преку u_t^G и u_t^T , соодветно, кои се ортогонални на елементите во Ω_t .

Во однос на идентификациската шема го следиме примерот на Afonso и Sousa (2008), односно воведуваме рекурзивна идентификациска шема, со тоа што набљудуваните променливи x ги делиме во три групи. Така, првата група на променливи (x_{1t}) ги вклучува оние кои во функцијата на фискалната политика се појавуваат и со едновремени вредности, така што немаат истовремена респонзивност на иновациите на фискалната политика. Втората група на променливи (x_{2t}) се оние кои се појавуваат во функцијата на фискалната политика само со вредности со заостанување, а кои имаат истовремена респонзивност на иновациите на фискалната политика. Во третата група на променливи (z_t) се вклучени инструментите на фискалната политика. Притоа, кога го испитуваме влијанието на T_t врз макроекономските движења, тогаш G_t е вклучен во првиот сет на променливи, а кога ги испитуваме ефектите на G_t , тогаш T_t е вклучен во првиот сет на променливи. Оттука, векторот на променливи вклучени во VAR-системот може да се напише на следниот начин $x_t = [x_{1t}, x_{2t}, z_t]$.

Во првата група ги вклучуваме следните n_1 променливи $[Y_t, P_t, W_t, NM_t]$, додека во втората група ги вклучуваме следните n_2 променливи $[CD_t, IR_t]$. Во последната група се вклучени m променливи, т.е. инструментите на фискалната политика. Така, матрицата со краткорочните идентификациски ограничувања го добива следниот облик:

$$A = \begin{bmatrix} \underbrace{\beta_{11}}_{n_1 \times n_1} & \underbrace{0}_{n_1 \times m} & \underbrace{0}_{n_1 \times n_2} \\ \underbrace{\beta_{21}}_{m \times n_1} & \underbrace{\beta_{22}}_{m \times m} & \underbrace{0}_{m \times n_2} \\ \underbrace{\beta_{31}}_{n_2 \times n_1} & \underbrace{\beta_{32}}_{n_2 \times m} & \underbrace{\beta_{33}}_{n_2 \times n_2} \end{bmatrix} \quad (5.11)$$

Преку ваквиот пристап, според Afonso и Sousa (2008), се обезбедува правилна идентификација на иновациите на фискалните инструменти, меѓутоа не и на другите иновации во системот.

Примената на рекурзивната идентификациска шема имплицира дека матрицата A всушност претставува Choleski-декомпозиција на матрицата Σ . Имено, користењето на Choleski-декомпозицијата укажува дека шок на одредена променлива има едновременно влијание единствено врз променливите кои ја следат во однапред утврден редослед на истите во VAR-системот. Инверзноста на Choleski-факторот на матрицата Σ се користи заради добивање на ортогонални импулси во функцијата импулс-реакција.

На почеток вршиме оценка на редуцираната форма на VAR, така што прв чекор е изборот на заостанувања на набљудуваните променливи во системот на VAR. Имајќи предвид дека примерокот на податоци е релативно мал за VAR-систем во кој се вклучени осум променливи, за тестот за избор на редот на заостанување на моделот избираме четири заостанувања. Резултатите се прикажани во табела 3 од прилогот. Од вкупно пет критериуми, два (FPE и AIC) сугерираат примена на четири заостанувања во моделот, додека останатите укажуваат примена на нула, еден, односно две заостанувања. Според тоа, вршиме процена на VAR(4) и проверка на стабилноста на моделот. На слика 2 од прилогот, модел 1, може да се види дека сите корени на карактеристичниот полином се во внатрешноста на кругот на единечен корен, со што VAR(4)-моделот е стабилен.

5.3.2. Модел за оценка на ефектите врз државниот долг

Структурните коефициенти и следствено функцијата импулс-реакција ги добиваме со примена на следнава спецификација

$$Ae_t = Bu_t \quad (5.12)$$

каде што B е дијагонална матрица чии дијагонални елементи претставуваат варијанси на структурните иновации u .

Во матрицата A воведуваме краткорочни идентификациски ограничувања кои имплицираат дека не постои едновремена респонзивност на фискалните променливи на шок на една од истите, додека респонзивноста на државниот долг на фискалните променливи е едновремена.

Според тоа, векторот на ендогени променливи k и матрицата A ги пишуваме на следниот начин

$$k = \begin{bmatrix} g \\ r \\ d \end{bmatrix}, A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & 1 \end{bmatrix} \quad (5.13)$$

Согласно (5.13) иновациите на моделот може да ги напишеме на следниот начин:

$$\begin{aligned} e_1 &= \delta_1 u_1 \\ e_2 &= \delta_2 u_2 \\ \gamma_{31} e_1 + \gamma_{32} e_2 + e_3 &= \delta_3 u_3 \end{aligned}$$

Пред да воведеме идентификациски ограничувања и извршиме процена на SVAR-моделот најпрво вршиме процена на редуцираната форма на VAR применувајќи оптимален број на заостанувања. Во табела 3 од прилогот, модел 2, се прикажани резултатите од критериумите за избор на редот на заостанување. Свкупните резултати, т.е. четири критериуми, сугерираат примена на три заостанувања во моделот. Според тоа, вршиме процена на VAR(3) и проверка на стабилноста на моделот. На слика 2 од прилогот, модел 2, може да се види дека сите корени на карактеристичниот полином се во внатрешноста на кругот на единечен корен, со што VAR(3)-моделот е стабилен.

Имајќи предвид дека во матрицата A во (5.13) оставивме само два параметри слободни $(\gamma_{31}, \gamma_{32})$, структурниот VAR е надидентификуван. Поврзано со ова, во табела 5 од прилогот е прикажан LR-тестот за надидентификација, според кој не може да се отфрли нултата хипотеза дека рестрикциите се валидни. Во истата табела се прикажани и структурните коефициенти и матриците со проценетите параметри. Проценетите матрици ни овозможуваат да ја примениме структурната декомпозиција²³ за добивање на функцијата импулс-реакција, чии резултати се прикажани на слика 3 од прилогот, модел 2.

²³ Прикажувањето на структурната декомпозиција е намерно изоставена.

5.4. Резултати и дискусија

5.4.1. Ефектите врз макроекономските движења

Динамиката на VAR-моделот е доста сложена, така што наместо регресионите коефициенти, кои не се предмет на посебен интерес, во табела 4 од прилогот ги даваме резултатите (p -вредностите) од Granger-causality тестот изведен од оценетиот VAR(4)-модел во редуцирана форма.

Преку Granger-causality тестот испитуваме дали вредностите со заостанување на една променлива помагаат во предвидување на друга променлива. На ниво на значајност од 5%, инфлацијата и кредитите помагаат во предвидувањето на БДП, додека БДП помага во предвидувањето на нето-увозот. Инфлацијата помага во предвидување и на каматната стапка на благаяјничките записи. За предвидување на каматната стапка на благаяјничките записи од помош се и променливите просечна нето-плата, нето-увоз и примарни расходи. Променливата даночни приходи помага во предвидување на променливата просечна нето-плата, додека нето-увозот и променливата примарни расходи помагаат во предвидување на променливата даночни приходи. За предвидување на примарните расходи од помош е променливата кредити.

Сознанија за ефектите на фискалната политика добиваме преку функцијата импулс-реакција, со испитување на респонзивноста на анализираните променливи на фискалните шокови²⁴. Шоковите претставуваат еднократен пораст од една стандардна девијација на променливите примарни расходи и даночни приходи. Ефектите на фискалната политика ги испитуваме за период од 10 квартали. На слика 3 од прилогот, модел 1, се прикажани ефектите врз набљудуваните променливи на а) шок на примарните расходи и б) шок на даночните приходи. Со испрекинати линии се прикажани интервалите од \pm две стандардни грешки.

Шок на примарните расходи резултира со првичен позитивен импакт врз растот на БДП, по што ефектите преминуваат во негативната зона сè до крајот на втората година од периодот на предвидување. Притоа, треба да се истакне дека ефектите врз економската активност можат да зависат и од тоа кои категории на

²⁴ Примената на Cholesky-факторизација ни овозможува да добиеме структурни шокови од редуцираната форма на VAR.

расходи се зголемени²⁵. Заради просторот, во трудот не се испитани ефектите од шокови на различните категории на расходи или приходи. За илустрација види De Castro и De Cos (2006).

Потенцијалните ефекти на „истиснување“ на приватниот сектор од државата ги испитуваме преку влијанието на фискалните инструменти врз кредитниот раст, имајќи предвид дека податоците за бруто-инвестиции и/или приватна потрошувачка на квартално ниво се достапни единствено од 2004 година. Резултатите сугерираат на одредено „истиснување“ на приватниот сектор ако се анализира влијанието на примарните расходи, чие забрзување на растот доведува до негативна промена на кредитниот раст во текот на речиси целиот период на предвидување. Ваквата реакција на кредитниот раст во голема мера придонесува кон ублажување на ефектите (или негативни ефекти) од шокот на примарните расходи врз БДП.

Друг канал кој може да влијае кон неутрализирање на ефектите врз БДП е увозот, т.е. нето-увозот²⁶, кој го користиме како показател за испитување на ефектите врз надворешниот сектор. Резултатите укажуваат дека шок на примарните расходи влијае кон проширување на нето-увозот и влошување на размената со странство во првата година од периодот на предвидување, по што следи благо подобрување до крајот на втората година.

Шок на примарните расходи главно предизвикува позитивна промена на каматната стапка на благајничките записи, односно затегнување на монетарната политика. Во услови на монетарна стратегија на одржување стабилен (фиксен) девизен курс, притисоците на девизниот пазар поради влошената размена со странство, но и инфлациските притисоци, можат да бидат причина за таквата реакција на монетарната власт.

Шок на примарните расходи резултира со интензивирање на стапката на инфлација се до петтиот квартал од периодот на предвидување, по кој стапката на

²⁵ Имајќи предвид дека соодносот помеѓу тековните примарни и капиталните расходи е 3 спрема 1, зголемување на вкупните расходи за 100 единици подразбира дека тековните расходи се зголемени за 75 единици, додека капиталните расходи за 25 единици.

²⁶ Исто како домашната побарувачка, така и податоците за вредноста на извозот и увозот на стоки и услуги по константни цени на квартално ниво се достапни единствено од 2004 година. Според тоа, користени се номиналните вредности од Платниот биланс искажани во процент од БДП.

инфлација почнува да забавува, што може да се должи на однесувањето на монетарната власт која реагира со зголемување на основната каматна стапка.

Шок на примарните расходи влијае кон забавување на растот на платите на краток рок. Имајќи предвид дека платите, кои претставуваат значителен дел од расположливиот доход во економијата, имаат влијание врз личната потрошувачка, респонзивноста на платите може да се додаде на објаснувањето за реакцијата на БДП на шок на примарните расходи.

За разлика од примарните расходи, шок на даночните приходи подразбира рестриктивна фискална политика. Имајќи предвид дека во моделот не е воведено ограничување кое би дало асиметрични резултати, функцијата импулс-реакција може да се гледа и во обратна конотација. Сепак, заради конзистентност, резултатите ќе ги толкуваме онака како што се прикажани на слика 3 од панелот, модел 1. Така, шок на даночните приходи резултира со првичен позитивен импакт врз растот на БДП, по што ефектите преминуваат во негативната зона до крајот на периодот на предвидување, и најзабележителни се втората година по шокот.

Шок на даночните приходи, со одредено заостанување, предизвикува повисока стапка на инфлација, динамика која трае една година (заклучно со шестиот квартал), по што доаѓа до одредено стабилизирање на стапката на инфлација, имајќи предвид дека се работи за еднократно зголемување на даноците. Платите, по првичната позитивна реакција, бележат надолно прилагодување на шок на даночните приходи, кое трае помеѓу третиот и шестиот квартал од периодот на предвидување.

Шок на даночните приходи резултира со олабавување на монетарната политика на краток рок, односно негативна промена на каматната стапка на благајничките записи во текот на првата година од периодот на предвидување, по што промената на основната каматна стапка се движи околу нулата, односно на среден рок се задржува на приближно истото ниво.

Шок на даночните приходи главно има тенденција на намалување на интензитетот на кредитирање. Во однос на размената со странство, даночните приходи имаат незначителни ефекти.

Рамка 2. Фискални мултипликатори

Во теоријата и емпириската анализа се сретнуваат неколку начини на дефинирање и пресметка на фискалните мултипликатори. Според Ilzetzki et al (2010), фискален мултипликатор претставува промена на реалниот БДП (Y_t) или друг индикатор за економската активност предизвикан од промена на одредена фискална променлива (F_t) за една единица. Како што веќе беше спомнато, како фискални променливи ги користиме примарните расходи и даночните приходи.

Имајќи предвид дека реакцијата на БДП на шок на фискалните променливи се разликува низ набљудуваниот период, може да издвоиме три вида на мултипликатори²⁷:

1. Импакт мултипликатор (im), кој ја мери реакцијата на БДП во времето кога настанува шокот на фискалните променливи,

$$im = \frac{\Delta Y_t(i)}{\Delta F_t(i)} \quad (5.14)$$

2. Врв мултипликатор (vm), кој ја покажува највисоката вредност на мултипликаторот во периодот на предвидување,

$$vm = \max_n \frac{\Delta Y_t(i+n)}{\Delta F_t(i)} \quad (5.15)$$

3. Кумулативен мултипликатор (km), кој ја мери кумулативната реакција на БДП на промени на фискалните променливи во текот на набљудуваниот период кои потекнуваат од првичниот шок.

$$km = \frac{\sum_{j=0}^n \Delta Y_t(i+j)}{\sum_{j=0}^n \Delta F_t(i+j)} \quad (5.16)$$

Вредностите на членовите во (5.14) и (5.16), соодветно, ги пресметуваме од добиените резултати на функцијата акумулирана импулс-реакција на начин опишан во продолжение.

²⁷ Повеќе за фискалните мултипликатори види во Spilimbergo et al, 2009.

Ако се има предвид дека

$$\Delta \log X_t(i) = \log X_t(i) - \log X_t(i-1), \text{ т.е.}$$

$$\Delta \log X_t(i+n) = \log X_t(i+n) - \log X_t(i+n-1)$$

каде што i претставува иницијален импулс/реакција, n го претставува периодот на реакција на набљудуваните X_t променливи (Y_t, G_t, T_t), т.е. од 1 до 7, тогаш

$$\log X_t(i+n) = \log X_t(i+n-1) + \Delta \log X_t(i+n)$$

$$X_t(i+n) = \exp[\log X_t(i+n)]$$

$$\Delta X_t(i+n) = X_t(i+n) - X_t(i+n-1)$$

Имајќи предвид дека рекурзивната идентификациска шема применета во моделот имплицира дека економската активност нема истовремена респонзивност на фискалните шокови, вредноста на мултипликаторот во вториот квартал од периодот на предвидување може да се толкува како im , и кој за примарните расходи изнесува 0,5, а за даночните приходи изнесува 0,2.

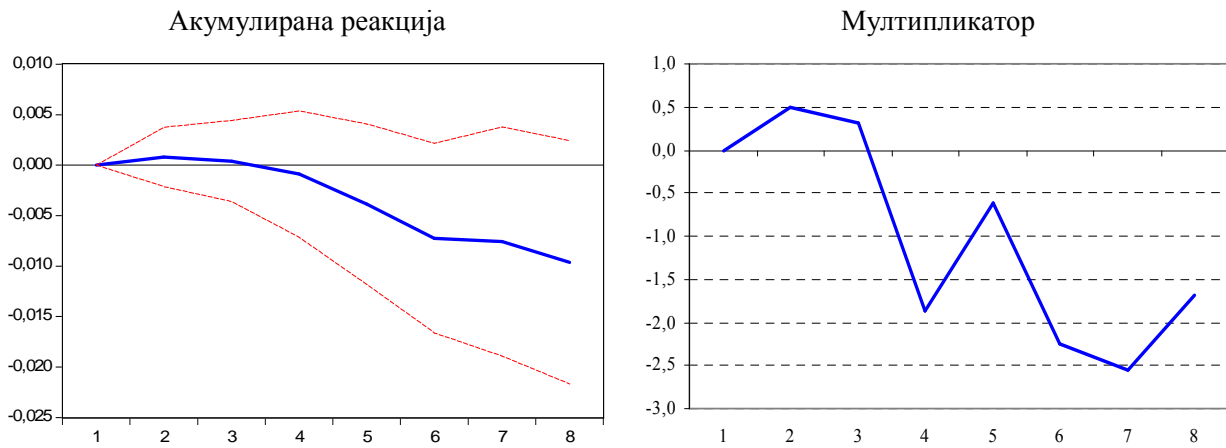
По третиот квартал, акумулираната реакција на БДП на шок на фискалните инструменти преминува во негативната зона и следствено мултипликаторите стануваат негативни. Така, на крајот на втората година, вредноста на km за примарните расходи изнесува -1,7, а за даночните приходи изнесува -2,2.

Ваквите резултати сугерираат дека зголемување на примарните расходи има позитивен првичен импакт врз економската активност, со тоа што влијанието е делумно неутрализирано од други фактори, додека на среден рок ефектите стануваат негативни. Од друга страна, експанзивна фискална политика водена преку даночните приходи има позитивно влијание врз економската активност на среден рок, додека на краток рок нема ефекти.

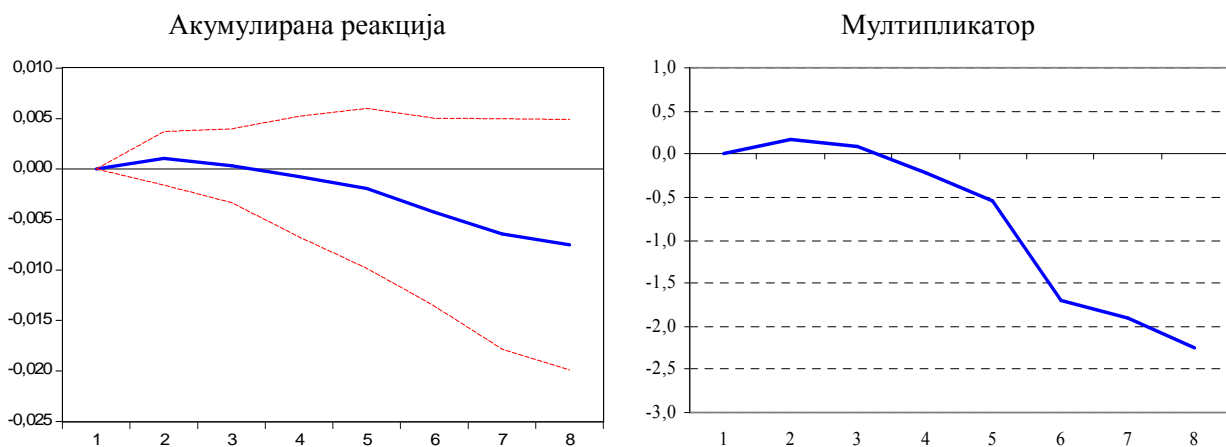
Со други зборови, на подолг рок домашната понуда има позитивна реакција на побарувачката поттикната од намалените даночни приходи. За разлика од ова, зголемување на примарните расходи и соодветно на побарувачката не е придружено со зголемување на домашната понуда, што имплицира поголем увоз, позначително затегнување на монетарната политика, зголемување на државниот долг (види точка 5.4.2) и доаѓање до израз на ефектите на „истиснување“.

Слика 5.1. Акумулирана реакција на БДП на фискални иновации и изведени фискални мултипликатори

а) Примарни расходи



б) Даночни приходи



Според ММФ мултипликаторот на буџетски расходи изнесува од 1,5 до 1 за големи економии, од 1 до 0,5 за средни економии и 0,5 или помалку за мали и отворени економии. Притоа, пониски мултипликатори се поверојатни за трансферите (и приходите), додека за капиталните расходи може да се очекуваат поголеми мултипликатори. Негативните мултипликатори може да се поврзат, меѓудруго, и со можноста фискалниот стимул да ја наруши фискалната одржливост на земјата (Spilimbergo et al, 2009).

Во продолжение испитуваме колку изнесува делот (процентот) на варијансата на грешката при предвидување на променливите во VAR-системот како резултат на фискалните шокови. Во табела 6 од прилогот се прикажани резултатите на декомпозицијата на варијансата на грешката на предвидување на сопствен шок на променливите и фискален шок за одредени точки од хоризонтот на предвидување, со цел да се види релативната важност на ефектите на иновациите на фискалните променливи врз останатите променливи во системот и обратно.

Како што може да се види од табелата, најголемиот дел од варијансата на грешката на предвидување на анализираните променливи е објаснет од шокот на самите променливи, и тоа за целиот период на предвидување, со тоа што се забележува опаѓање на учеството кај сите променливи во подоцнежните квартали. Соодветен дел од варијансата на грешката на предвидување на анализираните променливи може да им се припише на фискалните шокови во системот, при што учеството на примарните расходи и даночните приходи е различно. Така, 14,2% од варијансата на грешката на предвидување на БДП во шестиот квартал им се припишува на шокови на фискалните променливи. Во однос на инфлацијата, истите објаснуваат околу 13% од варијансата на грешката на предвидување во истиот квартал. Во однос на променливата плати, шок на даночните приходи објаснува 13,5% од варијансата на грешката на предвидување во десетиот квартал, додека шок на примарните расходи објаснува 4,3%. Што се однесува до променливата нето-увоз, само 3% од варијансата на грешката во шестиот квартал им се припишува на фискалните шокови. Шок на примарните расходи објаснува околу 10% од варијансата на грешката на предвидување на променливата кредити од третиот квартал натаму, додека шок на даночните приходи објаснува помеѓу 6% и 7%. Исто така, поголем дел од варијансата на грешката на предвидување на каматната стапка на благајничките записи му се припишува на шокот на примарните расходи.

Во однос на фискалните променливи, во табела 6 од прилогот може да се види дека шок на БДП објаснува околу 15% од варијансата на грешката на предвидување на даночните приходи во првиот квартал, што укажува на високата зависност на даночните приходи на економската активност. Променливата плати во наредните

квартали објаснува релативно голем дел од варијансата на грешката на предвидување на даночните приходи. Фактот дека истата е основа за пресметка на придонесите и данокот на доход е објаснување на ваквата зависност. Од друга страна, 29% од варијансата на грешката на предвидување на примарните расходи во првиот квартал им се припишува на шокот на стапката на инфлација и шокот на плати. Ваквата поврзаност произлегува од сознанието дека поголем дел од тековните буџетски трансфери, односно пензиите, социјалната помош и надоместокот за невработени се усогласуваат со движењето на инфлацијата и/или платите.

5.4.2. Ефектите врз државниот долг

Од слика 3 во прилогот, модел 2, може да се види реакцијата на државниот долг на структурен фискален шок од една стандардна девијација. Така, шок на примарните расходи резултира со зголемување на државниот долг во текот на наредната година, при што најголем импакт има во првиот квартал, односно во моментот на зголемување на расходите. По завршување на првата година од периодот на предвидување, ефектите врз државниот долг постепено исчезнуваат. Буџетските приходи, по иницијалното незначително зголемување на учеството во БДП како резултат на шокот на примарните расходи, во наредните квартали бележат негативни промени до крајот на набљудуваниот период. Примарните расходи, по првичниот шок, остануваат во позитивната зона на промена се до четвртиот квартал кога се забележува негативна промена.

Шок на буџетските приходи резултира со волатилно однесување на државниот долг кој на среден рок останува на приближно истото ниво. Буџетските приходи, по иницијалното зголемување на учеството во БДП како резултат на шокот, остануваат во позитивната зона на промена и во наредните квартали од периодот на предвидување. Ваквата реакција е во прилог на тезата дека мерките за зголемување на буџетските приходи остануваат во примена подолг период и во услови кога причините кои довеле до преземање на такви мерки не се актуелни. Однесувањето на примарните расходи на шок на буџетските приходи е променливо во првите четири квартали, а по четвртиот квартал ефектите исчезнуваат.

Заклучок и препораки за идно истражување

Фискалната политика претставува интегрален и многу значаен дел на економската политика. Буџетскиот дефицит во Македонија, како основен индикатор на фискалните остварувања, после првите години од осамостојувањето беше одржан на релативно ниско ниво и во просек во периодот по 1995 година изнесуваше 1,3% од БДП.

Во трудот беа адресирани две основни прашања поврзани со фискалната политика во Македонија. Прво, ја испитувавме реакцијата на основната фискална политика на цикличните движења на економијата и второ, ги анализиравме ефектите на фискалните инструменти врз економската активност и другите макроекономски агрегати.

Оцената за карактерот на фискалната политика е заснована на концептот на циклично прилагодено примарно салдо. Со примена на GMM-оценувачот и квартални податоци за периодот 1997 – 2011 година, добиваме резултати кои укажуваат дека фискалната политика во Македонија во овој период има контрацикличен карактер и се движи во иста насока, т.е. го засилува ефектот на автоматските стабилизатори. Добиените резултати не се сензитивни на користените методи на пресметка на економскиот циклус и различните заостанати вредности на променливите кои се користени како инструменти за ендегената променлива.

Во однос на ова прашање трудот може да се прошири на неколку начини. Прво, примена на дезагрегиран пристап за циклично прилагодување на буџетското салдо, кој се заснова на циклично прилагодување на индивидуалните категории на буџетски приходи и расходи. Второ, пресметка на потенцијалниот аутпут со примена на методи кои спаѓаат во групата на квазитеоретски или методи засновани на мултиваријациони филтери, што може да служи за дополнителна проверка на стабилноста на добиените резултати. Трето, прилагодување на примарното буџетско салдо и за јазот на домашната апсорпција, т.е. за ефектите кои произлегуваат од композицијата на БДП.

Во однос на прашањето дали и колку фискалната политика влијае врз економијата во Македонија одговор дадовме со примена на (S)VAR-пристапот.

Пресметаните фискални мултипликатори сугерираат дека зголемување на примарните расходи има позитивен првичен импакт врз економската активност, но на среден рок ефектите стануваат негативни. Од друга страна, намалување на даночните приходи има позитивно влијание врз економската активност на среден рок, додека на краток рок нема ефекти. Резултатите добиени од функцијата импулс-реакција сугерираат на одредено „истиснување“ на приватниот сектор од државата ако се анализира влијанието на примарните расходи. Од друга страна, експанзивна фискална политика водена преку намалување на даночните приходи укажува на интензивирање на кредитниот раст, т.е. „crowding-in“ ефекти. Позитивен шок на примарните расходи и даночните приходи генерално имплицира повисока стапка на инфлација, при што ефектите на даночните приходи се поизразени. Експанзивна фискална политика, водена преку примарните расходи и/или даночните приходи, имплицира одредено затегнување на монетарната политика, ако се набљудува реакцијата на каматната стапка на благајничките записи. Платите, по првичната позитивна реакција, бележат надолно прилагодување на шок на даночните приходи. Ефектите на даночните приходи врз нето-увозот се незначителни, додека зголемување на примарните расходи влијае кон влошување на размената со странство во првата година од периодот на предвидување. Резултатите од анализата на ефектите врз државниот долг укажуваат дека примарните расходи имаат поизразено влијание врз долгот, при што ефектите се нагласени во првата година по шокот.

Во однос на ова прашање трудот може да се прошири со испитување на поединечните ефекти на одредени категории на примарни расходи и даночни приходи врз економската активност и другите клучни макроекономски агрегати, имајќи предвид дека различни категории може да имаат различни импликации врз економијата. Друг аспект на фискалната анализа кој може да биде предмет на истражување е и фискалната одржливост во земјата (за детали види Escolano, 2010).

Библиографија

- Abel, A. B., Bernanke, B. S. and Croushore, D. (2008), *Macroeconomics*, Pearson Education, Inc.
- Afonso, A. and Furceri, D. (2008), “Government Size, Composition, Volatility and Economic Growth”, ECB Working Paper No. 849.
- Afonso, A., Agnello, L. and Furceri, D. (2008) “Fiscal policy responsiveness, persistence and discretion”, ECB Working Paper Series No. 954.
- Afonso, A. and Sousa, R. M. (2008), “The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy”, Working Paper No. 56, School of Economics and Management, Lisbon.
- Атанасовски, Живко (2004), *Јавни Финанси*, Економски факултет, Скопје.
- Baunsgaard, T. and Symansky, S. A. (2009), “Automatic Fiscal Stabilizers: How Can They Be Enhanced Without Increasing the Size of Government?” IMF Staff Position Note, No. 09/23, Washington, DC: International Monetary Fund.
- Baum, C., Schaffer, M. and Stillman, S. (2003), “Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing”, *The Stata Journal*, Vol. 1, No. 3, pp. 1-31.
- Bernanke, B. S. (1986), “Alternative Explanations of the Money-Income Correlation.” Carnegie - Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 25, pp. 49–99.
- Blanchard, O. J. and Watson, M. W. (1986), “Are Business Cycles All Alike?” in *The American Business Cycle: Continuity and Change*, Gordon, R.J. ed., Chicago: University of Chicago Press, pp. 123–56.
- Blanchard, O. and Quah, D. (1989), “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Shocks”, *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, pp. 655-73.
- Blanchard, O. J. and Perotti, R. (1999), “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output.” NBER Working Paper No. 2769.
- Bornhorst, F., Dobrescu, G., Fedelino, A., Gottschalk, J. and Nakata, T. (2011), “When and How to Adjust Beyond the Business Cycle? A Guide to Structural Fiscal Balances”, IMF Technical Notes and Manuals No. 11/02, Washington, DC: International Monetary Fund.

- Brooks, C. (2008), *Introductory Econometrics for Finance*, 2nd edition, Cambridge University Press, New York.
- Burda, M. and Wyplosz, C. (2009), *Macroeconomics*, 4th edition, Oxford University Press.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. and Fisher, J. D. M. (1999), “Assessing the Effects of Fiscal Shocks”, mimeo, Northwestern University.
- Canova, F. and Pappa, E. (2003), “Price Dispersions in Monetary Unions: The Role of Fiscal Shocks”, CEPR Discussion Paper Series, No. 3746.
- Christiano, L. J. and Fitzgerald, T. J. (2003), “The Band Pass Filter”, *International Economic Review*, Vol. 44, No. 2, pp. 435-65.
- Croce, E. and Juan-Ramon, V. H. (2003), “Assessing Fiscal Sustainability: A Cross-Country Comparison,” IMF Working Paper No. 03/145, Washington, DC: International Monetary Fund.
- Debrun, X. and Kapoor, R. (2010), “Fiscal Policy and Macroeconomic Stability: Automatic Stabilizers Work, Always and Everywhere”, IMF Working Paper No. 10/111, Washington, DC: International Monetary Fund.
- De Castro, F. and De Cos, P. H. (2006), “The economic effects of exogenous fiscal shocks in Spain: an SVAR approach”, ECB Working Paper No. 647.
- De Cos, P. H. (1999), “Some considerations regarding the calculation of cyclically adjusted budget balances”, in *Indicators of structural budget balances*, Banca D’Italia, Research Department, Public Finance Workshop.
- Edelberg, W., Eichenbaum, M. and Fisher, J. (1999), “Understanding the effects of a shock to government purchases”, *Review of Economics Dynamics*, Vol. 2, pp. 166–206.
- Enders, W. (2010), *Applied Econometric Time Series*, 3rd edition, John Wiley & Sons, New Jersey.
- Escolano, J. (2010), “A Practical Guide to Public Debt Dynamics, Fiscal Sustainability, and Cyclical Adjustment of Budgetary Aggregates,” IMF Technical Note and Manuals No. 10/02, Washington, DC: International Monetary Fund.
- Fatas, A. and Mihov, I. (2001), “The effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence”, CEPR Discussion Paper No. 2760.

- Favero, C. (2002), “How do European monetary and fiscal authorities behave?”, CEPR Discussion Paper Series, No. 3426.
- Fedelino, A., Horton, M. and Ivanova, A. (2009), “Computing Cyclically Adjusted Balances and Automatic Stabilizers”, IMF Technical Note and Manuals No. 09/05, Washington, DC: International Monetary Fund.
- Gavin, M. and Perotti, R. (1997), “Fiscal policy in Latin America”, NBER Macroeconomics Annual, No. 12, pp. 11-71.
- Gomez, V. and Maravall, A. (2000), “Seasonal adjustment and signal extraction in economic time series” in Peña, D., Tiao, G. C. and Tsay, R. S. eds., *A Course in Time Series Analysis*.
- Gottschalk, J. (2001), “An Introduction into the SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR models”, Kiel Working Paper No. 1072, Kiel Institute of World Economics, Germany.
- Gujarati, D. N. (2003), *Basic Econometrics*, 4th edition, McGraw Hill, New York.
- Hemming, R., Kell, M. and Mahfouz, S. (2002), “The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity - A Review of the Literature”, IMF Working Paper No. 02/208, Washington, DC: International Monetary Fund.
- Henry, J., de Cos, P. H. and Momigliano, S. (2004), “The Short-Term Impact of Government Budgets on Prices: Evidence from Macroeconometric Models”, Banco de Espana, Working Paper No. 0418.
- Hebous, Sh. (2010), “The Effects of Discretionary Fiscal Policy on Macroeconomic Aggregates: A Reappraisal”, Goethe University Frankfurt, Germany.
- Ilzetzki, E., Mendoza, E. G. and Vegh, C. A. (2010), “How Big (Small?) are Fiscal Multipliers?”, NBER Working Paper No. 16479.
- Rahman, J. (2010), “Absorption Boom and Fiscal Stance: What Lies Ahead in Eastern Europe?”, IMF Working Paper No. 10/97, Washington, DC: International Monetary Fund.
- Ostry, J. D., Ghosh, A. R., Kim, J. I. and Qureshi M. S. (2010), “Fiscal Space”, IMF Staff Position Note No. 10/11, Washington, DC: International Monetary Fund.
- Kilian, L. (2011), “Structural Vector Autoregressions”, University of Michigan, Working Paper.

- Lack, C. and Lenz, C. (2000), “A Program for the Identification of Structural VAR Models”, Economic Science Center, University of Basel.
- Lane, P. (2003), “The cyclical behaviour of fiscal policy: evidence from the OECD”, *Journal of Public Economics*, Vol. 87, No. 12, pp. 2261-75.
- Lutkepohl, H. (1993), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, 2nd edition. Berlin: Springer-Verlag.
- Mankiw, N. G. (2009), *Macroeconomics*, 7th edition, Worth Publishers, New York.
- Mountford, A. and Uhlig, H. (2005), “What are the effects of fiscal policy shocks?”, SFB 649 Economic Risk, Discussion Paper No. 039, Berlin.
- Perotti, R. (2004), “Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries”, University of Bocconi, Working Paper.
- Ramey, V. and Shapiro, M. (1998), “Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending”, NBER Working Paper No. 6283.
- Ravnik, R. and Zilic, I. (2010), “The use of SVAR analysis in determining the effects of fiscal shocks in Croatia”, *Financial Theory and Practice*, Vol. 35, No. 1, pp. 25-58.
- Rosen, H. S. and Gayer, T. (2008), *Public Finance*, 8th edition, McGraw-Hill Companies, New York.
- Samuelson, P. A. and Nordhaus, W. D. (1998), *Economics*, 16th edition, McGraw-Hill Companies, Inc.
- Shapiro, M. D. and Watson, M. W. (1988), “Sources of Business Cycle Fluctuations”, in Fischer, S. (ed.), *NBER Macroeconomics Annual 1988*, The MIT Press, Cambridge (Mass.) and London.
- Sims, C. A. (1980), “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, Vol. 48, pp. 1-48.
- Sims, C. A. (1986), “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?” *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 10, No. 1, pp. 2–16.
- Spilimbergo, A., Symansky, S. and Schindler, M. (2009), “Fiscal Multipliers”, IMF Staff Position Note No. 09/11, Washington, DC: International Monetary Fund.
- Stiglitz, J. E. (2000), *Economics of the Public Sector*, 3rd edition, WW Norton & Co, New York.

- Stock, J. H. and Watson, M. W. (2001), “Vector Autoregressions”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, pp. 101-15.
- Talvi, E. and Vegh, C. (2005), “Tax base variability and procyclical fiscal policy”, *Journal of Economic Development*, Vol. 78, No. 1, pp. 156-90.
- Van Aarle, B., Garretsen, H. and Gobbin, N. (2003), “Monetary and Fiscal Policy Transmission in the Euro-area: Evidence from a Structural VAR Analysis”, 4th Eurostat and DG ECFIN colloquium on modern tools for business cycle analysis, Luxemburg: Office for official publication of the European Communities.
- Verbeek, M. (2004), *A Guide to Modern Econometrics*, 2nd edition, John Wiley & Sons, New York.
- Vogelvang, B. (2005), *Econometrics – Theory and Application with EViews*, Pearson Education Limited.
- Wooldridge, J. M. (2001), “Applications of Generalized Method of Moments Estimation” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4, pp. 87–100.

ПРИЛОГ

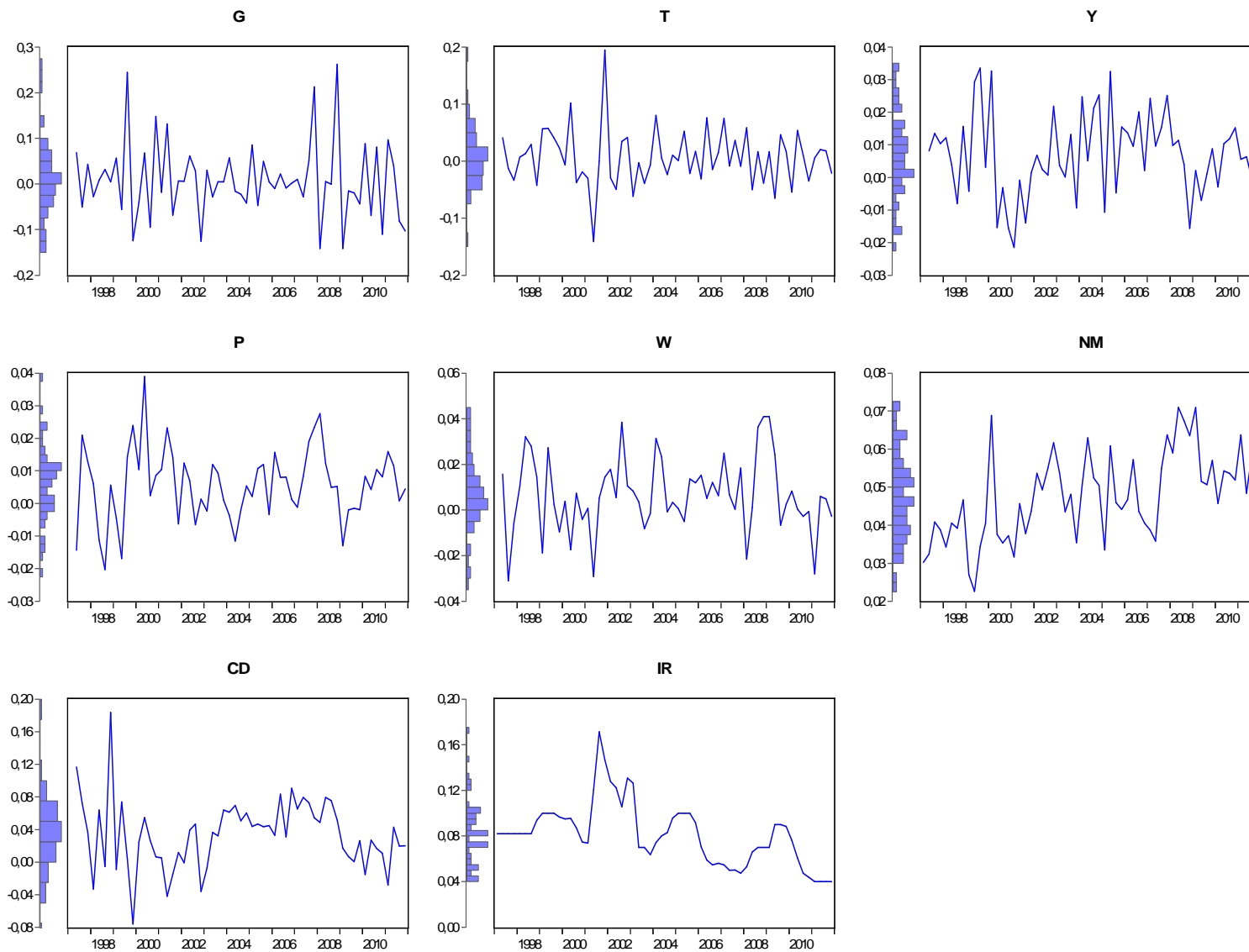
Табела 1. Ефектите на фискалните шокови врз БДП и инфлацијата во избрани трудови (VAR-пристап)

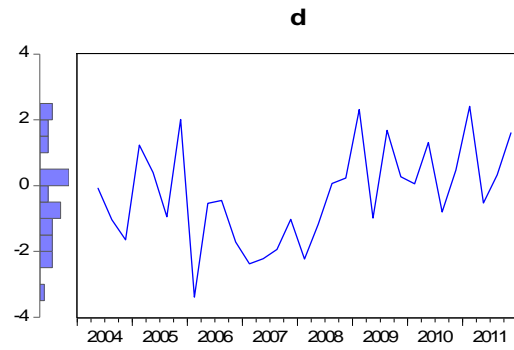
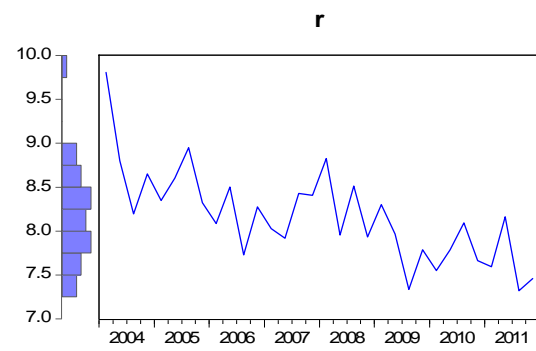
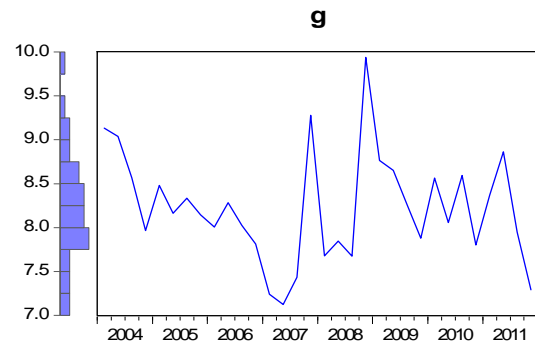
студија	примерок	БДП, квартал				Инфлација, квартал			
		1	4	12	20	1	4	12	20
Шок на буџетски расходи		САД							
Blanchard and Perotti (2002)	1947-1997	+	+	+	+	:	:	:	:
Mountford and Uhlig (2002)	1955-2000	+	+	-	-	-	-*	-*	-
Neri (2001)	1965-1996	+	+	-	-	+	+	+	+
Perotti (2004)	1961-2000	+	+	+	+	+	-	-*	-*
	1980-2000	+	+	-	-*	+	-	+	+
		Германија							
Marcellino (2002)	1981-2001	+	+	:	:	-	-	:	:
Perotti (2004)	1961-2000	+	+	-	+	+	+	+	+
	1980-2000	+	-*	-	-	+	+	+	+
Шок на буџетски приходи		САД							
Blanchard and Perotti (2002)	1947-1997	-*	-*	-*	-	:	:	:	:
Mountford and Uhlig (2002)	1955-2000	-*	-*	-*	-	+	+	-	-
Neri (2001)	1965-1996	-*	-*	-*	-*	-*	-*	-*	-*
Perotti (2004)	1961-2000	-*	-*	-*	-*	+	-	-*	-*
	1980-2000	-*	-	-*	-	-	-*	-*	-
		Германија							
Marcellino (2002)	1981-2001	-	-	:	:	+	+	:	:
Perotti (2004)	1961-2000	-*	-*	-*	-	-	+	+	-
	1980-2000	+	-*	-	-*	-*	-	-*	-
* нулата е надвор од областа \pm една стандардна девијација. Извор: Henry et al (2004).									

Табела 2. Приказ на трансформацијата на променливите и тестирање на нивната стационарност

променливи	прилагодени за цените	сезонско прилагодени	логаритмирани	единечен корен	диференцирани	единечен корен
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Модел 1						
<i>G</i>	✓	✓	✓	✗	✓	✗
<i>T</i>	✓	✓	✓	✗	✓	✗
<i>Y</i>	✓	✓	✓	✓	✓	✗
<i>P</i>	-	✓	✓	✓	✓	✗
<i>W</i>	✓	✓	✓	✓	✓	✗
<i>NM</i>	✗	✗	✗	✗	-	-
<i>CD</i>	✓	✗	✓	✓	✓	✗
<i>IR</i>	✗	✗	✗	✗	-	-
Модел 2						
<i>g</i>	✗	✓	✗	✗	-	-
<i>r</i>	✗	✓	✗	✗	-	-
<i>d</i>	✗	✓	✗	✓	✓	✗*
<p>Забелешка: За формална проверка на стационароста на променливите користени се три тестови, и тоа (i) Augmented Dickey – Fuller тестот, (ii) Dickey – Fuller GLS тестот и (iii) Phillips – Perron тестот. Притоа, во равенката на тестовите по однос на колона (5) се вклучени тренд и отсечок, додека по однос на колона (7) е вклучен само отсечок. Статистичката значајност е испитана на ниво од 5%.</p> <p>* Тестовите се изведени со вклучување во равенката за проверка на стационароста и тренд освен отсечокот, со што е донесен заклучок дека серијата е стационарна.</p> <p>Извор: Сопствени пресметки</p>						

Слика 1. Графички приказ на движењето и дистрибуцијата на податоците на макроекономските променливи

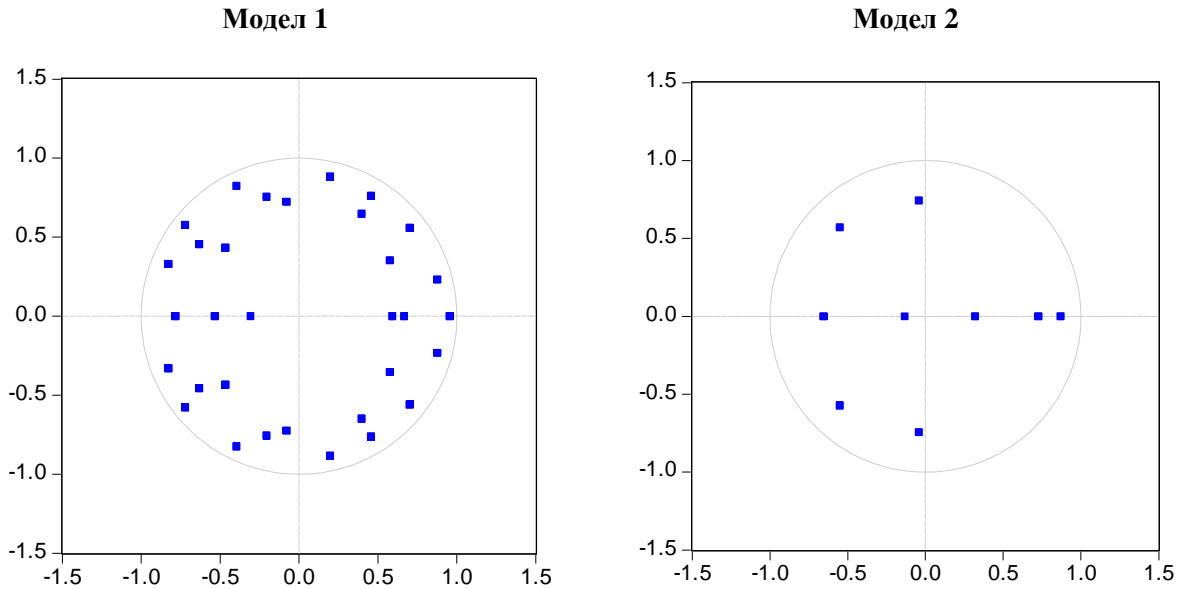




Табела 3. Критериуми за избор на редот на заостанување на (S)VAR-моделите

Модел 1						
Ендогени променливи: Y P W NM T G CD IR						
Егзогена променлива: с						
Примерок: 1997К1 2011К4						
Вклучени променливи: 55						
Заостанувања	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1041.925	NA	6.49e-27	-37.59729	-37.30531*	-37.48438
1	1143.374	169.6951	1.70e-27	-38.95904	-36.33126	-37.94285*
2	1210.261	92.42692*	1.77e-27	-39.06405	-34.10046	-37.14459
3	1278.180	74.09277	2.30e-27	-39.20654	-31.90715	-36.38380
4	1376.863	78.94651	1.63e-27*	-40.46774*	-30.83254	-36.74173
Модел 2						
Ендогени променливи: g r d						
Егзогена променлива: с						
Примерок: 2004К1 2011К4						
Вклучени променливи: 27						
Заостанувања	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-86.05355	NA	0.147052	6.596559	6.740541*	6.639373
1	-77.65458	14.30936	0.154747	6.641080	7.217007	6.812333
2	-66.86297	15.98757	0.139606	6.508368	7.516241	6.808062
3	-47.79588	24.01041*	0.071355*	5.762658*	7.202477	6.190792*
4	-42.95385	5.021364	0.112771	6.070656	7.942420	6.627229
* укажува на редот на заостанување избран од критериумот						
LR: sequential modified LR test statistic (ниво на значајност од 5%)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Слика 2. Инверзни корени на авторегресивен карактеристичен полином



Табела 4. Матрица на VAR Granger-causality статистики, модел 1

регресор	зависна променлива							
	<i>Y</i>	<i>P</i>	<i>W</i>	<i>NM</i>	<i>T</i>	<i>G</i>	<i>CD</i>	<i>IR</i>
<i>Y</i>	-	0,5642	0,7071	0,0010	0,1373	0,7456	0,4438	0,0614
<i>P</i>	0,0177	-	0,6925	0,2068	0,2715	0,7507	0,7962	0,0209
<i>W</i>	0,8199	0,2420	-	0,6740	0,0529	0,7154	0,4092	0,0242
<i>NM</i>	0,6285	0,3256	0,7332	-	0,0493	0,3510	0,2003	0,0449
<i>T</i>	0,2555	0,2821	0,0265	0,9497	-	0,8663	0,2330	0,1428
<i>G</i>	0,2195	0,8181	0,2043	0,8577	0,0468	-	0,7028	0,0036
<i>CD</i>	0,0008	0,8137	0,1504	0,8328	0,0784	0,0478	-	0,1457
<i>IR</i>	0,1147	0,3975	0,2473	0,9184	0,2477	0,9696	0,7287	-

Забелешка: Во табелата се прикажани *p* вредностите. Нултата хипотеза на тестот е регресорот не ја предизвикува зависната променлива.
Извор: Собствени пресметки

Табела 5. Резултати од SVAR-процената, модел 2

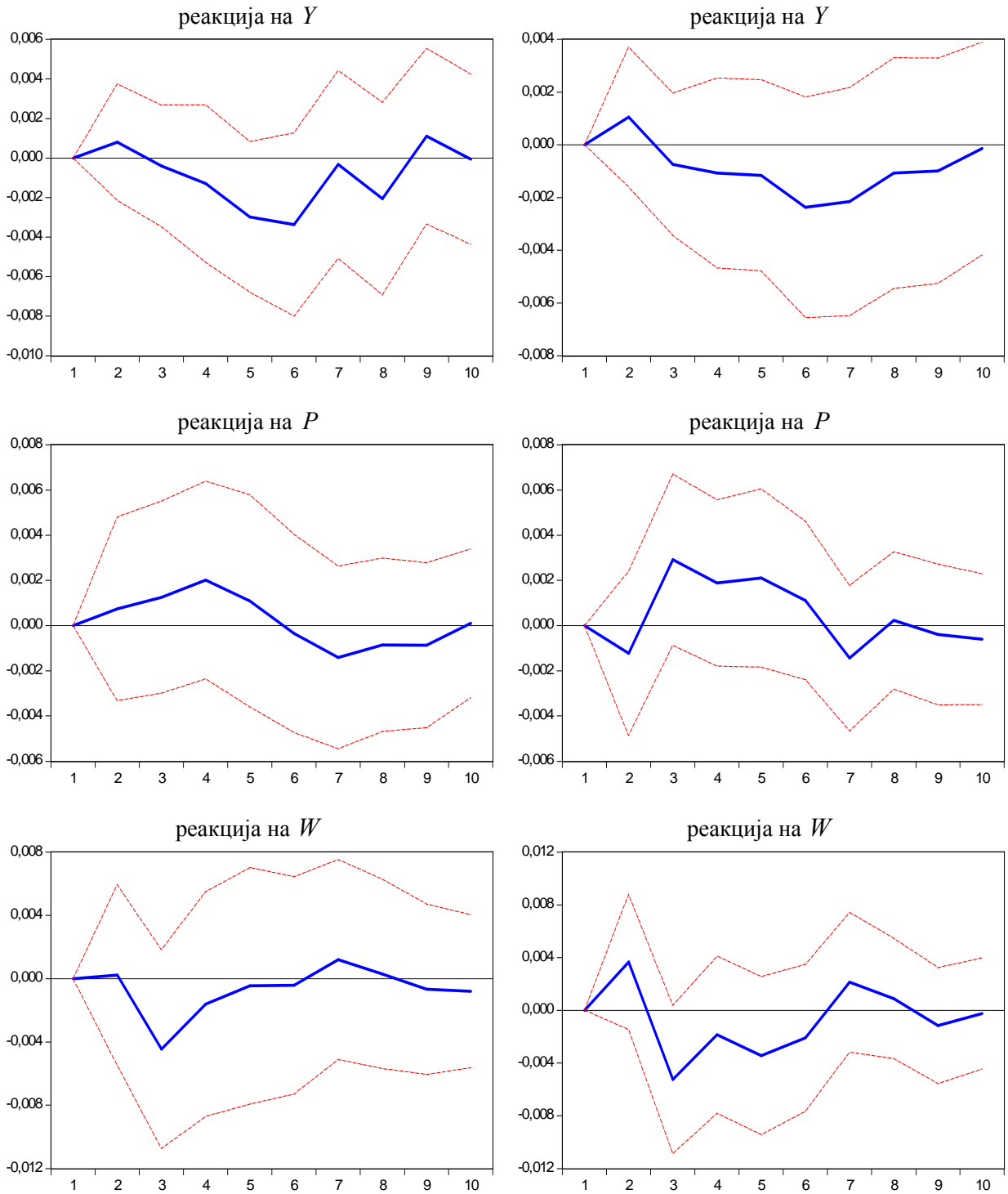
<p>Sample (adjusted): 2005Q1 2011Q4 Included observations: 28 after adjustments Estimation method: method of scoring (analytic derivatives) Convergence achieved after 16 iterations Structural VAR is over-identified (1 degrees of freedom)</p>																						
<p>Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$ Restriction Type: short-run text form @e1 = c(1)*@u1 @e2 = c(2)*@u2 @e3 = c(3)*@u3 - c(4)*@e1 - c(5)*@e2 where @e1 represents g residuals @e2 represents r residuals @e3 represents d residuals</p>																						
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.																		
C(4)	-1.937832	0.331041	-5.853747	0.0000																		
C(5)	-0.690541	0.594997	-1.160578	0.2458																		
C(1)	0.556874	0.074415	7.483315	0.0000																		
C(2)	0.309830	0.041403	7.483315	0.0000																		
C(3)	0.975480	0.130354	7.483315	0.0000																		
Log likelihood	-69.29562																					
LR test for over-identification:																						
Chi-square(1)	1.666563	Probability	0.1967																			
<p>Estimated A matrix:</p> <table border="0"> <tr> <td>1.000000</td> <td>0.000000</td> <td>0.000000</td> </tr> <tr> <td>0.000000</td> <td>1.000000</td> <td>0.000000</td> </tr> <tr> <td>-1.937832</td> <td>-0.690541</td> <td>1.000000</td> </tr> </table> <p>Estimated B matrix:</p> <table border="0"> <tr> <td>0.556874</td> <td>0.000000</td> <td>0.000000</td> </tr> <tr> <td>0.000000</td> <td>0.309830</td> <td>0.000000</td> </tr> <tr> <td>0.000000</td> <td>0.000000</td> <td>0.975480</td> </tr> </table>					1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-1.937832	-0.690541	1.000000	0.556874	0.000000	0.000000	0.000000	0.309830	0.000000	0.000000	0.000000	0.975480
1.000000	0.000000	0.000000																				
0.000000	1.000000	0.000000																				
-1.937832	-0.690541	1.000000																				
0.556874	0.000000	0.000000																				
0.000000	0.309830	0.000000																				
0.000000	0.000000	0.975480																				

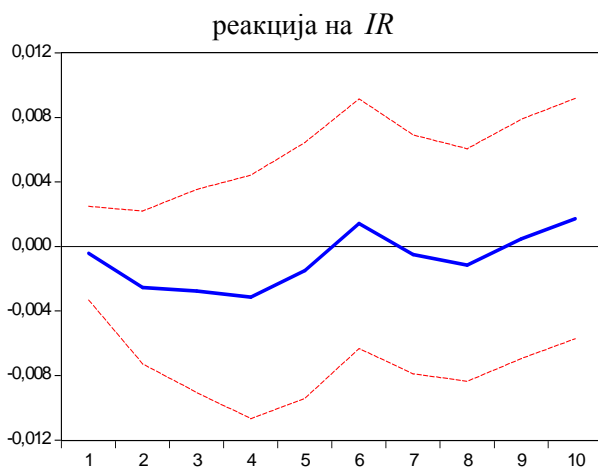
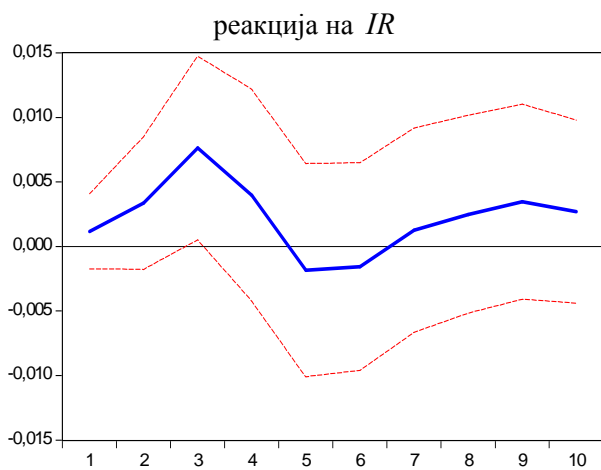
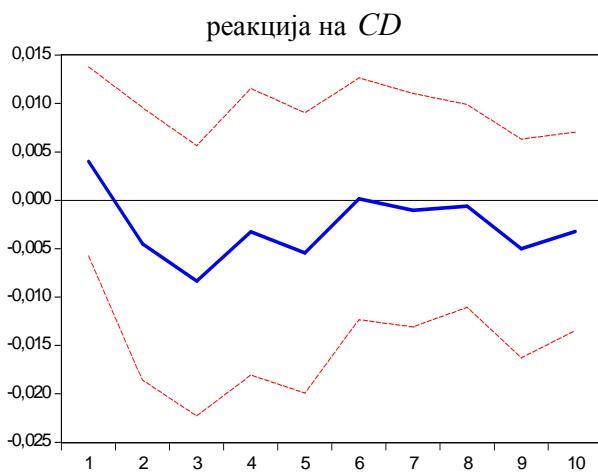
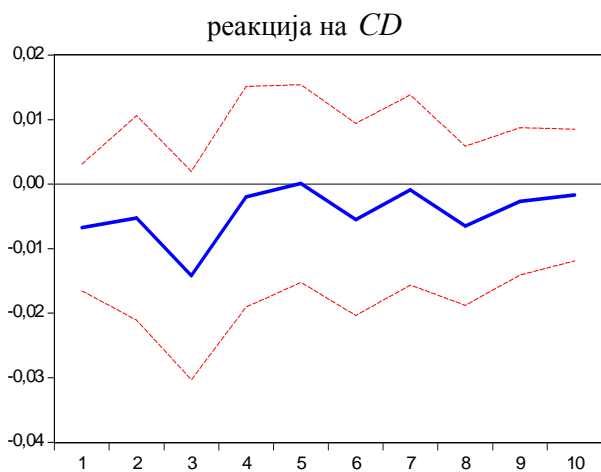
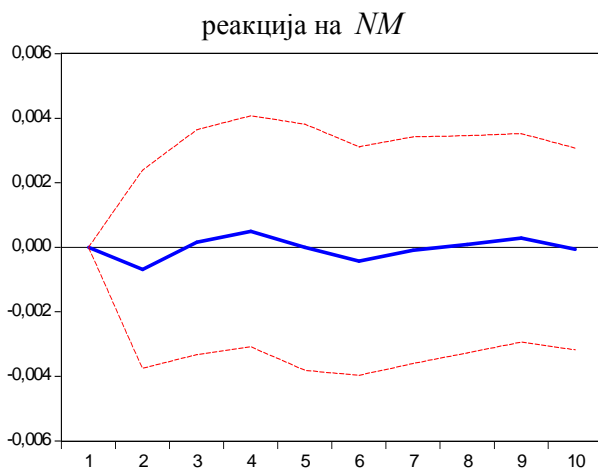
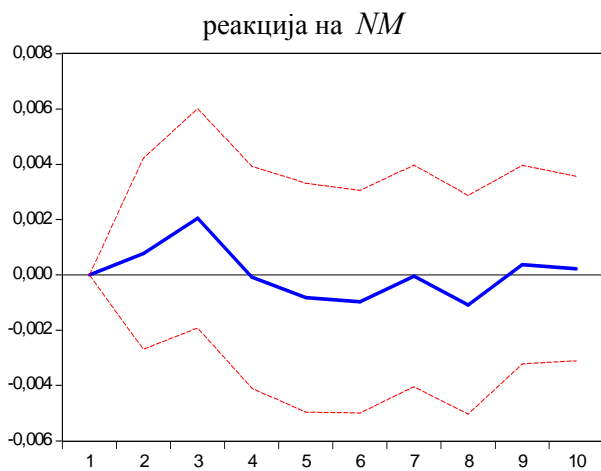
Слика 3. Функција импулс-реакција

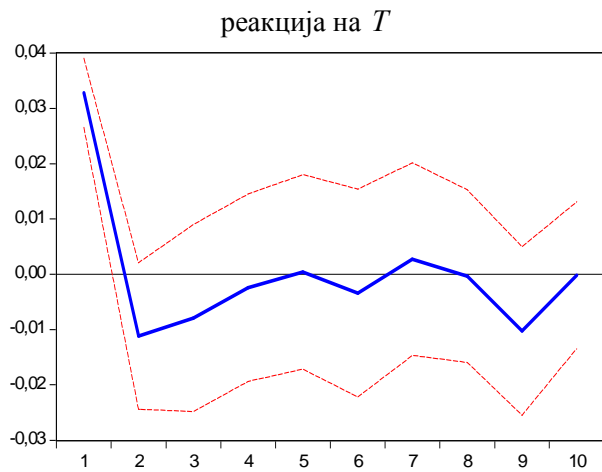
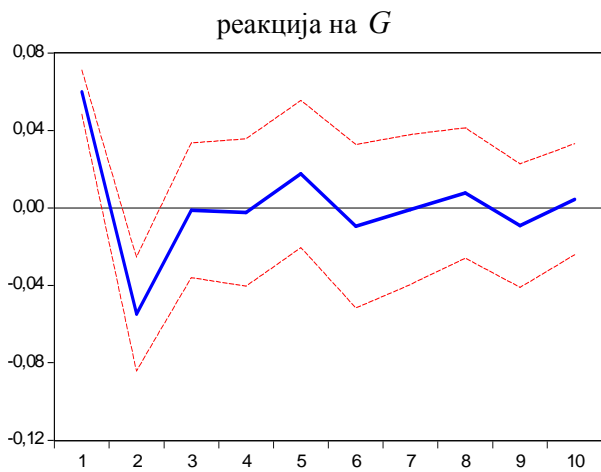
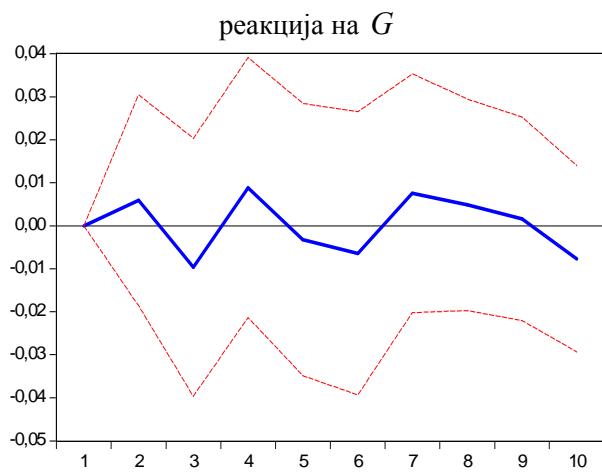
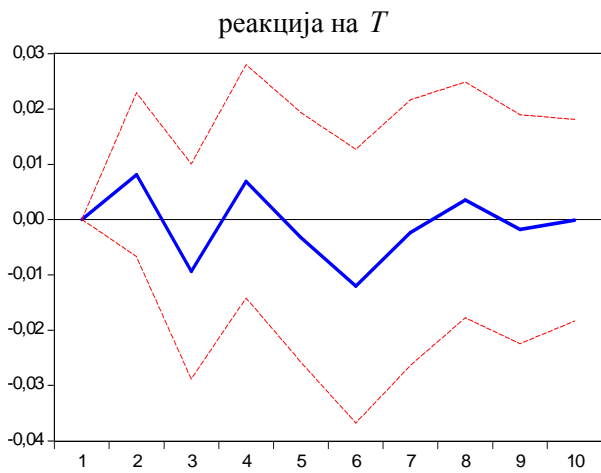
Модел 1

а) шок на примарни расходи (G)

б) шок на даночни приходи (T)



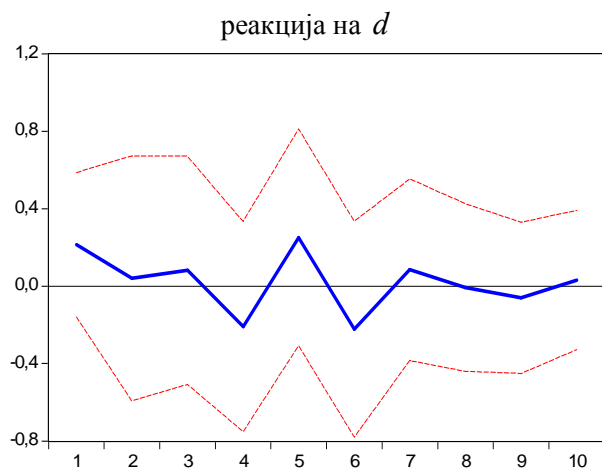
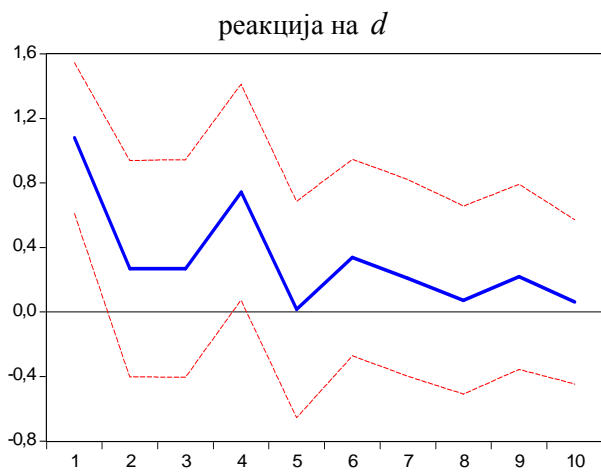




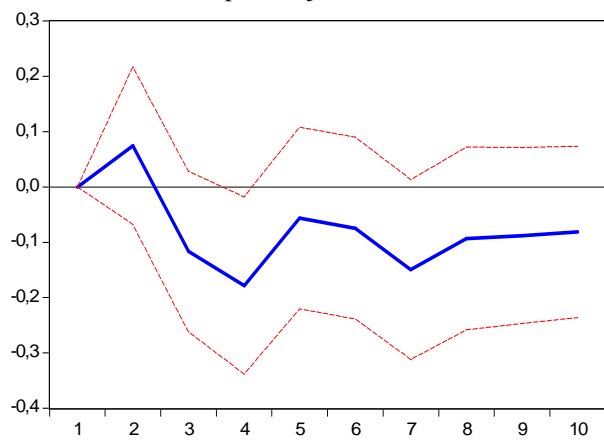
Модел 2

в) шок на примарни расходи (g)

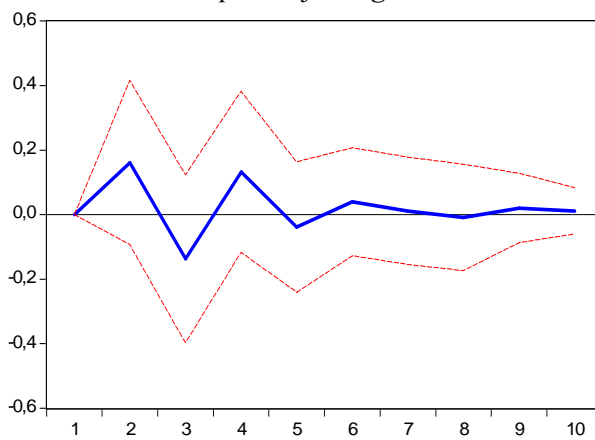
г) шок на буџетски приходи (r)



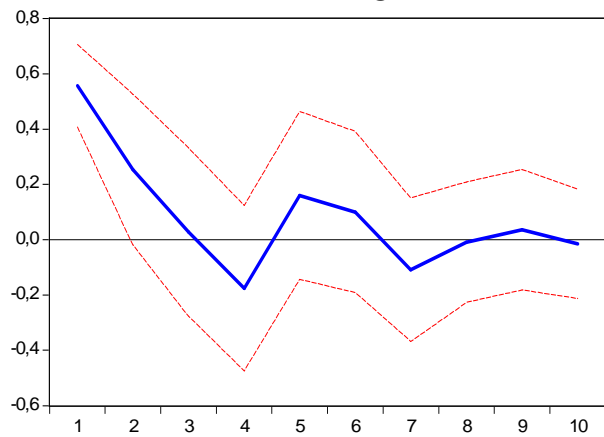
реакција на r



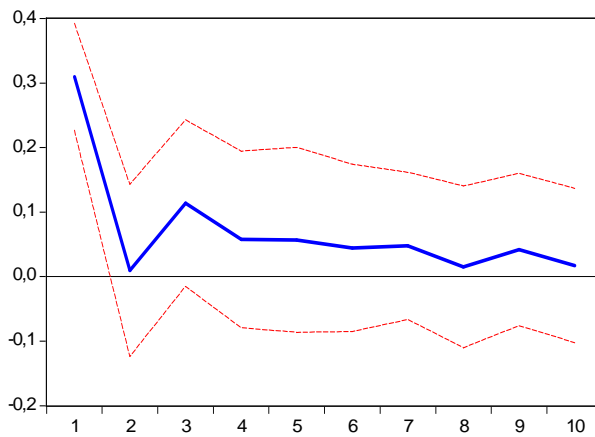
реакција на g



реакција на g



реакција на r



Табела 6. Декомпозиција на варијансата, модел 1

<i>Y</i>				
квартал	ст. грешка	<i>Y</i>	<i>G</i>	<i>T</i>
1	0,0074	100	0,0	0,0
3	0,0117	69,5	0,6	1,5
6	0,0163	39,3	8,5	5,7
10	0,0189	37,4	8,0	6,4

<i>P</i>				
квартал	ст. грешка	<i>P</i>	<i>G</i>	<i>T</i>
1	0,0106	96,9	0,0	0,0
3	0,0133	73,1	1,2	6,4
6	0,0153	56,7	3,2	9,7
10	0,0165	53,8	4,0	9,6

<i>W</i>				
квартал	ст. грешка	<i>W</i>	<i>G</i>	<i>T</i>
1	0,0148	66,8	0,0	0,0
3	0,0205	40,9	4,7	12,0
6	0,0233	32,5	4,2	13,2
10	0,0244	30,1	4,3	13,5

<i>NM</i>				
квартал	ст. грешка	<i>NM</i>	<i>G</i>	<i>T</i>
1	0,0091	91,7	0,0	0,0
3	0,0127	61,7	3,0	0,3
6	0,0159	40,1	2,5	0,5
10	0,0166	37,4	2,8	0,5

<i>CD</i>				
квартал	ст. грешка	<i>CD</i>	<i>G</i>	<i>T</i>
1	0,0416	75,2	2,6	0,5
3	0,0517	58,9	10,3	5,7
6	0,0553	52,3	10,1	6,4
10	0,0595	49,1	10,2	6,9

<i>IR</i>				
квартал	ст. грешка	<i>IR</i>	<i>G</i>	<i>T</i>
1	0,0112	89,1	1,1	0,1
3	0,0244	44,5	11,9	1,1
6	0,0320	40,0	9,0	1,7
10	0,0367	40,0	8,8	1,8

<i>G</i>									
квартал	ст. грешка	<i>G</i>	<i>T</i>	<i>Y</i>	<i>P</i>	<i>W</i>	<i>NM</i>	<i>CD</i>	<i>IR</i>
1	0,0728	67,6	1,7	1,1	18,3	10,7	0,5	0,0	0,0
3	0,1008	64,8	1,9	1,6	17,0	11,1	3,0	0,4	0,1
6	0,1207	48,0	2,3	8,5	12,9	9,3	4,5	12,8	1,6
10	0,1271	44,3	3,0	8,1	13,3	9,2	5,9	14,1	2,2

<i>T</i>									
квартал	ст. грешка	<i>T</i>	<i>G</i>	<i>Y</i>	<i>P</i>	<i>W</i>	<i>NM</i>	<i>CD</i>	<i>IR</i>
1	0,0388	71,7	1,8	14,8	8,0	3,1	0,6	0,0	0,0
3	0,0562	40,1	5,8	8,4	4,7	30,6	7,2	0,8	2,4
6	0,0713	25,2	7,9	6,7	13,8	22,2	10,6	7,5	6,1
10	0,0756	24,4	7,5	6,8	14,3	20,7	10,9	9,5	6,0