ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

И.К. Бакалова

НЕКЕЙНСИАНСКИЕ ЭФФЕКТЫ ФИСКАЛЬНОЙ ПОЛИТИКИ: РОССИЯ, 1995–2011

Препринт WP12/2012/04
Серия WP12
Научные доклады Лаборатории макроэкономического анализа

Москва
2012

Редактор серии WP12
«Научные доклады Лаборатории макроэкономического анализа»
Л.Л. Любимов

Бакалова, И. К. Некейнсианские эффекты фискальной политики: Россия, 1995–2011 : препринт WP12/2012/04 [Текст] / И. К. Бакалова ; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». – М. : Изд. дом «Высшей школы экономики», 2012.

В работе проведено исследование некейнсианских эффектов фискальной политики в России. Оценена реакция потребления домохозяйств на изменения доходов и расходов государственного бюджета. В регрессию включены четыре фиктивные переменные для изучения «особых эпизодов» – периодов, когда присутствуют предпосылки для возникновения некейнсианских эффектов фискальной политики. Полученные результаты подтверждают существование некейнсианских эффектов фискальной политики в России.

JEL Classification: E21, E27, E62, E65.

Keywords: Non-Keynesian effects, consumption, fiscal policy, Russia.

Бакалова Ирина Константиновна – НУЛ макроэкономического анализа, Irina.K.Bakalova@yandex.ru.

Исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2012 г.

Препринты Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» размещаются по адресу: http://www.hse.ru/org/hse/wp

© Бакалова И. К., 2012
© Оформление. Издательский дом Высшей школы экономики, 2012

1. Введение

Данная работа посвящена исследованию нелинейной реакции потребления домохозяйств на проведение фискальной политики. Изучаются причины возникновения нелинейности и условия, при которых реакция частного сектора противоречит предсказаниям стандартной кейнсианской теории.

Данное направление исследования открывает возможности для решения проблемы альтернативного выбора между увеличением деловой активности населения и снижением дефицита бюджета. Стандартная кейнсианская модель предсказывает увеличение совокупного спроса как результат увеличения государственных расходов или снижения налогов, и наоборот. Однако некоторые исторические эпизоды показывают существование обратной зависимости, т.е. снижение ВВП при стимулирующей фискальной политике (Финляндия 1977–1980 и 1990–1992, Ирландия 1982–1984, Швеция 1990–1993, Австралия 1990–1994 и др.) или же увеличение ВВП при сдерживающей политике (Дания 1983–1986, Ирландия 1987–1989, Греция 1990–1994 и др.) Эмпирические исследования также показывают, что существуют определенные условия для возникновения некейнсианских эффектов фискальной политики. Например, в работе Giavazzi, Pagano (1996) – одном из первых исследований некейнсианских эффектов фискальной политики – было выявлено важное условие: структурный фискальный импульс должен быть достаточно сильным и устойчивым[1]. Sutherland (1997) показал, что возникновение некейнсианских эффектов зависит от уровня государственного долга: некейнсианские эффекты будут скорее появляться в случае, когда государственный долг достиг высокого уровня[2].

Насколько это известно автору, на данный момент не проводилось исследований некейнсианских эффектов фискальной политики в России. Однако данный вопрос является актуальным, так как при идентификации каналов некейнсианских эффектов, существующих в России, можно повысить эффективность проводимой фискальной политики. Кроме того, если учитывать существование некейнсианских эффектов при моделировании фискальной политики, можно добиться более достоверных прогнозов и выводов из модели. В разделе 4 данной работы представлено эмпирическое исследование некейнсианских эффектов фискальной политики в России, проведенное по ежеквартальным данным с I квартала 1995 г. по II квартал 2011 г. Методом наименьших квадратов оценивается зависимость потребления домохозяйств от реального ВВП, доходов и расходов государственного бюджета, при этом так называемые «особенные эпизоды» – эпизоды, когда существуют причины для возникновения некейнсианских эффектов, – исследуются при помощи введения фиктивных переменных.

Анализ показывает, что в России при проведении активной стимулирующей политики наблюдались некейнсианские эффекты фискальной политики. Кроме того, интересно отметить, что при высоком и быстрорастущем государственном долге исследование показало увеличение значимости кейнсианского эффекта проводимой политики.

[1] Критерии для определения достаточно сильного и устойчивого фискального импульса рассматриваются в разделе 4.

[2] Критерии для определения высокого уровня государственного долга также рассматриваются в разделе 4.

Данная работа структурирована следующим образом: в разделе 2 описываются механизмы возникновения некейнсианских эффектов фискальной политики, в разделе 3 представлен обзор существующих исследований в области некейнсианских эффектов. Раздел 4 посвящен исследованию некейнсианских эффектов в России, в Заключении подведены итоги проведенного исследования.

2. Механизмы возникновения некейнсианских эффектов

Основным источником возникновения некейнсианских эффектов фискальной политики являются ожидания. Именно благодаря ожиданиям смены режима государственных затрат (высокий или низкий уровень), либо ожиданиям изменения вероятности дефолта по суверенному долгу, ожиданиям стабилизации или дестабилизации экономической ситуации в стране, потребители переоценивают свой перманентный доход. Изменение перманентного дохода воздействует на поведение домохозяйств уже в текущем периоде.

Рассмотрим сильное увеличение государственных расходов, которое воспринимается домохозяйствами как сигнал перехода в режим высоких государственных расходов. Домохозяйства ожидают, что для финансирования нового уровня расходов государство в будущем будет вынуждено либо увеличить размер налогов, либо наращивать государственный долг. Ожидаемый уровень доходов домохозяйств снижается, что приводит к снижению потребления в текущем периоде.

При высоком или быстрорастущем государственном долге проведение фискальной консолидации снижает вероятность объявления суверенного дефолта в будущем, что увеличивает перманентный доход домохозяйств. Таким образом, домохозяйства увеличивают потребление в текущем периоде при проведении фискальной консолидации.

3. Исследования некейнсианских эффектов фискальной политики

Одним из первых исследований некейнсианских эффектов фискальной политики является работа Giavazzi, Jappelli (1996). В работе рассматривается исторический эпизод в Швеции (1990–1993), когда стимулирующая фискальная политика имела обратный эффект снижения ВВП, а также проводится исследование по данным для 19 стран ОЭСР. Одним из важных результатов этой работы является формулирование первого условия возникновения некейнсианских эффектов фискальной политики: фискальный импульс должен быть значительным и устойчивым. Только в этом случае запустится механизм ожиданий, и индивиды будут переоценивать свой перманентный доход. Второе условие существования некейнсианских эффектов сформулировано Sutherland (1997): уровень государственного долга по отношению к ВВП должен быть достаточно высоким (не ниже 70%[3]), для того чтобы задействовать механизм ожиданий.

В работе Giavazzi, Jappelli, Pagano (1999) оценивается зависимость национальных сбережений от изменения налогов и государственных закупок, а также при помощи фик-

[3] Данный пороговый уровень отношения государственного долга к ВВП был определен эмпирическим путем.

тивных переменных рассматриваются эпизоды, отвечающие условиям возникновения некейнсианских эффектов фискальной политики. Для оценки функции используются данные по 18 странам ОЭСР с 1970 по 1996 г. Исследование показало, что возникновение некейнсианских эффектов фискальной политики более вероятно, когда изменение бюджета происходит за счет налогов и трансфертов, а не государственных закупок, а также что некейнсианские эффекты более выражены при сдерживающей фискальной политике, чем при стимулирующей. Giavazzi, Jappelli, Pagano (2000), используя похожую методологию, проводят исследование для двух групп стран – для ОЭСР и развивающихся стран. Выборка по ОЭСР показала результаты, аналогичные Giavazzi, Jappelli, Pagano (1999), а выборка по развивающимся странам показала, что в них появление некейнсианских эффектов более вероятно, чем в развитых. Здесь некейнсианские эффекты возникают равновероятно и при сдерживающей, и при стимулирующей политике, а также в ситуации, когда государственный долг растет быстрым темпом.

B. van Aarle, H. Garretsen (2003) проводят исследование для 14 европейских стран в период перед вхождением в Европейский монетарный союз, когда проводилась фискальная консолидация для соответствия показателей критериям фискальной конвергенции Маастрихтского договора. Согласно предположениям авторов, в данный период было вероятным появление некейнсианских эффектов, так как экономические агенты ожидали стабилизации экономической ситуации после вхождения в Европейский монетарный союз. Авторы оценивают зависимость потребления от ВВП и показателей фискальной политики и приходят к выводу, что некейнсианские эффекты фискальной политики действительно наблюдались. Наиболее существенным являлся эффект от изменения государственных закупок, в то время как эффект от изменения налогов и трансфертов в большинстве случаев не являлся статистически значимым.

Помимо исследований для выборки стран, существует также литература по исследованиям некейнсианских эффектов в отдельных странах. Burger (2006) проводит исследование для США в период с 1990 по 2000 г. и приходит к выводу, что в рассмотренный период росту американской экономики способствовали механизмы канала ожидания, а также эффект богатства. В работе Pereira, Sagales (2006) представлено исследование некейнсианских эффектов фискальной политики в Португалии. По результатам исследования авторы заключают, что при стимулировании деловой активности экономики для минимизации затрат бюджета необходимо снижать трансферты и государственное потребление. В то время как снижение заработных плат государственных служащих и снижение государственных инвестиций будет иметь меньший некейнсианский эффект, а увеличение налогов вообще не будет иметь некейнсианских эффектов.

4. Эмпирическое исследование (Россия)

Ключевым моментом в исследовании некейнсианских эффектов является выделение «особых эпизодов», отвечающих условиям, при которых наиболее вероятно возникновение некейнсианских эффектов фискальной политики. Определение критериев для «особых эпизодов», использующееся в данной работе, сформулировано в статье Giavazzi, Jappelli, Pagano (1999). Данные критерии являются базовыми в исследованиях некейнси-

анских эффектов фискальной политики и присутствуют в большинстве работ по этой теме.

1. *Фискальный импульс является устойчивым и значительным* (изменение структурного баланса государственного бюджета (как доля от потенциального ВВП) более чем на 1,5 п.п. в год на протяжении не менее двух лет).

2. *Высокое отношение государственного долга к ВВП* (свыше 70%[4] от потенциального ВВП).

3. *Быстрорастущий государственный долг* (государственный долг по отношению к потенциальному ВВП растет более чем на 4% в год в течение более чем двух лет подряд).

Для определения «особых эпизодов», отвечающих данным критериям, необходимо рассчитать структурный фискальный импульс, а также отношение государственного долга к потенциальному ВВП.

4.1. Описание данных

Для проведения исследования использовались поквартальные данные за период с 1995 по 2011 г. Перечень данных и источников представлен в Приложении 1.

Прежде чем переходить к эконометрическому анализу, необходимо оценить характеристики данных. В исследовании использовались следующие ряды: темпы роста потребления домохозяйств в реальном выражении, темпы роста ВВП в реальном выражении, расходы и доходы государственного бюджета как доля ВВП, логарифм расходов и доходов государственного бюджета в реальном выражении, логарифм цен на нефть марки Brent в реальном выражении. Ниже приведены характеристики перечисленных рядов данных.

Во-первых, все данные были протестированы на наличие сезонности и в случае необходимости очищены от её влияния при помощи процедуры Census X12 (разработанной U.S. Census Bureau). В результате на сезонность были скорректированы все ряды, кроме логарифма цен на нефть марки Brent. Во-вторых, были проведены тесты на единичные корни: расширенный тест Дикки – Фулера и тест Квятковского – Филлипса – Шмидта – Шина. Результаты проведения тестов см. в Приложении 2. Тесты показали, что ряды темпов роста потребления домашних хозяйств и темпов роста ВВП являются стационарными. В рядах расходов и доходов государственного бюджета (как доля ВВП), логарифмов расходов и доходов государственного бюджета и логарифмов цен на нефть марки Brent в реальном выражении присутствуют константа и тренд. Данные выводы необходимо учесть при построении эконометрических моделей.

[4] Данное пороговое значение было определено ранее, в работе A. Sutherland (1997). В исследовании F. Giavazzi, T. Jappelli, M. Pagano (1999) были рассмотрены также другие уровни, однако они не дали качественно отличного результата.

4.2. Расчет потенциального ВВП

В данной работе потенциальный ВВП рассчитан как тренд реального ВВП, для построения тренда использовался фильтр Ходрика – Прескотта (Hodrick, Prescott 1980), который строит тренд таким образом, чтобы сумма квадратов отклонений от него была минимальна.

Ряд реального ВВП (в ценах 2008 г.) и рассчитанный ряд потенциального ВВП представлены в Приложении 3.

4.3. Расчет структурного фискального импульса

Структурный фискальный импульс рассчитывается как изменение структурного баланса государственного бюджета (в процентах от потенциального ВВП). Структурный баланс государственного бюджета представляет собой фактический баланс государственного бюджета, очищенный от влияния колебаний экономического цикла.

Структурный баланс государственного бюджета в данном исследовании рассчитывается методом оценки эластичностей доходов и расходов государственного бюджета по разрыву выпуска и по стоимости барреля нефти марки Brent (это модификация метода, используемого в работах Hagemann (1999), Платонов (2012)). В данном исследовании предполагается, что не только доходы, но и расходы государственного бюджета могут зависеть от фазы цикла, а также доходы и расходы государственного бюджета могут зависеть от стоимости нефти на мировом рынке.

4.3.1. Метод оценивания эластичностей доходов и расходов государственного бюджета по разрыву выпуска

Для подсчета эластичностей оценивается зависимость логарифма доходов и расходов государственного бюджета в реальном выражении от своих лаговых значений и от логарифма отношения реального ВВП к потенциальному. Результаты оценки методом наименьших квадратов приведены ниже. Здесь и далее под коэффициентами в скобках указываются их стандартные отклонения. Полный вывод результатов оценки регрессии приведен в Приложении 4 (табл. 4.1. и 4.2.).

$$(1)\ \ln(G_t) = \underset{(0.22)}{6.72} + \underset{(0.003)}{0.03}\ln(G_t)*t + \underset{(0.11)}{0.71}\ln(G_{t-2}) + \underset{(0.84)}{2.07}\ln\left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right) + \varepsilon_t + \underset{(0.1)}{0.26}\varepsilon_{t-1},$$

$$(2)\ \ln(\tau_t) = \underset{(0.07)}{6.84} + \underset{(0.002)}{0.02}\ln(\tau_t)*t + \underset{(1.18)}{4.95}\ln\left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right) + \varepsilon_t.$$

Остатки проверены на наличие автокорреляции с помощью теста множителей Лагранжа и на наличие гетероскедастичности с помощью теста Бройша – Пагана – Годфри и теста Уайта, а также проведен анализ коррелограмм и статистик Льюнга – Бокса. Результаты тестов представлены в Приложении 5. Согласно проведенным тестам, гипотезы об отсутствии автокорреляции и гетероскедастичности в остатках не отвергаются на уровне 5%, поэтому можно переходить к анализу полученных коэффициентов.

Из расчетов видно, что и доходы, и расходы государственного бюджета положительно зависят от разрыва выпуска, причем эластичность расходов составляет 2,07, а эластичность доходов – 4,95. Необходимо отметить, что коэффициент при расходах государственного бюджета положительный и значимый, что свидетельствует о проциклличности государственных расходов в России в рассмотренный период.

Далее, имея данные по эластичности доходов и расходов государственного бюджета по разрыву выпуска, можно рассчитать структурный баланс государственного бюджета. Для расчета структурного баланса используется следующая формула:

$$(3)\ b^* = \frac{\tau * \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^{\varepsilon_{\tau,y}} - G * \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^{\varepsilon_{g,y}}}{Y^*},$$

где $\varepsilon_{\tau,y}$ и $\varepsilon_{g,y}$ – это эластичности, соответственно, доходов и расходов бюджета по разрыву выпуска. Полученный структурный баланс государственного бюджета и фактический баланс государственного бюджета представлены на рис. 1.

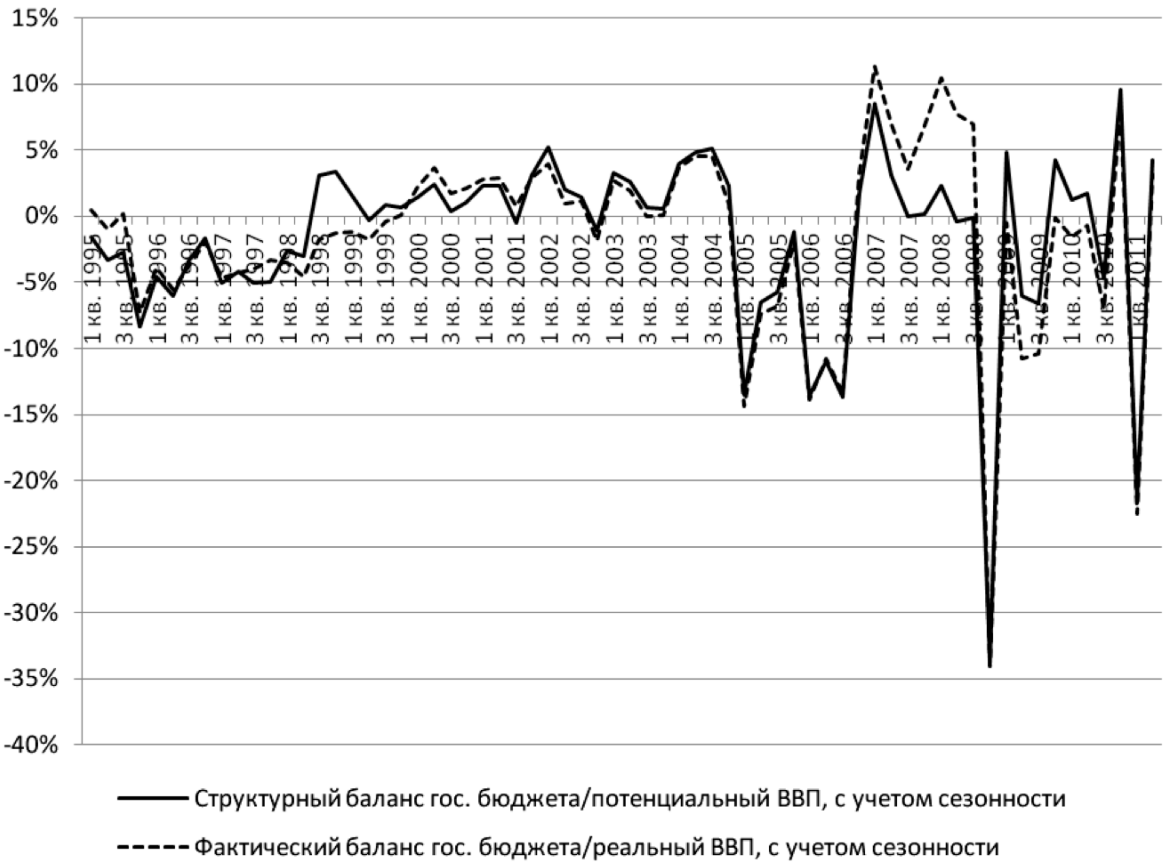


Рис. 1. Динамика отношения к потенциальному ВВП фактического баланса государственного бюджета и структурного баланса государственного бюджета, рассчитанного методом оценивания эластичностей доходов и расходов бюджета по разрыву выпуска

Как видно из рис. 1, структурный баланс государственного бюджета, рассчитанный методом оценки эластичностей доходов и расходов бюджета по разрыву выпуска, во многом повторяет динамику фактического баланса государственного бюджета. Для того чтобы выявить, является ли разница между фактическим балансом и структурным балансом государственного бюджета статистически значимой, необходимо оценить следующую регрессию:

$$(4)\ B_t = \alpha + \beta B_t^S + \varepsilon_t,$$

где B_t – фактический баланс, B_t^S – структурный баланс государственного бюджета. Данный метод выявления статистической разницы между фактическим и структурным балансом государственного бюджета представлен в работе Платонова (2012).

Результат оценки методом МНК приведен ниже, для устранения автокорреляции остатков в регрессию добавлены лаговые значения фактического баланса государственного бюджета. Полный вывод результатов оценки уравнения см. в Приложении 4 (табл. 4.9.)

$$(5)\ B_t = \underset{(0.006)}{-0.001} + \underset{(0.01)}{1.001} B_t^s + \underset{(0.11)}{1.28} B_{t-1} - \underset{(0.11)}{0.51} B_{t-2} + \varepsilon_t.$$

Как видно из полученного уравнения регрессии, свободный член оказался незначим, а коэффициент при структурном балансе бюджета близок к единице. При проведении теста Уальда на равенство коэффициента при структурном балансе единице нулевая гипотеза (H_0: $\beta = 1$) не отвергается (P-value = 0.91). На основании этого можно заключить, что полученный структурный баланс бюджета неотличим значимо от фактического, т.е. используемый метод не позволяет получить интересующий нас структурный фискальный импульс.

4.3.2. Метод исключения влияния изменений стоимости нефти на баланс государственного бюджета

Для того чтобы оценить, насколько сильна зависимость доходов и расходов государственного бюджета от цены на нефть марки Brent на мировом рынке, необходимо оценить регрессии, аналогичные (1) и (2). Ниже приведены результаты оценки МНК, полный вывод результатов оценки см. в Приложении 6 (табл. 6.1. и 6.2.)

$$(6)\ \ln(G_t) = \underset{0.9}{5.79} + \underset{(0.006)}{0.02} \ln(G_t) * t + \underset{(0.11)}{0.73} \ln(G_{t-2}) + \underset{(0.122)}{0.129} \ln(oil_price) + \varepsilon_t + \underset{(0.13)}{0.28} \varepsilon_{t-1},$$

$$(7)\ \ln(\tau_t) = \underset{(1.04)}{4.67} + \underset{(0.003)}{0.02} \ln(\tau_t) * t + \underset{(0.15)}{0.32} \ln(oil_price) + \varepsilon_t.$$

Остатки данных регрессий были проверены на наличие автокорреляции и гетероскедастичности, аналогично регрессиям (1) и (2). Как видно из результатов оценки, в уравнении (6) коэффициент при логарифме цены на нефть является статистически незначимым (t-st. = 1.05, Prob. t = 0,29), следовательно, нельзя утверждать, что государственные расходы зависят от стоимости нефти. Данный вывод вполне логичен: изменение стоимо-

сти нефти влияет на размер поступлений в государственный бюджет, государственные расходы при этом не изменяются.

В уравнении (7) коэффициент при логарифме цены на нефть значим на 5%-м уровне значимости (t-st. = 2.07, Prob. t = 0,04) и положителен, что показывает положительную зависимость доходов бюджета от стоимости нефти.

Для получения структурного баланса государственного бюджета необходимо пересчитать доходы государственного бюджета, очистив их от колебаний, связанных с изменениями стоимости нефти, для этого использовалась формула, аналогичная (3):

$$(8)\ b^* = \frac{\tau^* \left(\frac{1}{oil\ price}\right)^{0,32} - G}{Y^*},$$

где 0,32 – это эластичность доходов бюджета по стоимости нефти.

Уровень полученного структурного баланса государственного бюджета не является информативным, так как рассчитан с помощью искусственно введенной величины $\left(\frac{1}{oil\ price}\right)^{0,32}$, поэтому рассмотрим фискальный импульс, т.е. изменение баланса государственного бюджета. На рис. 2 представлен структурный и фактический фискальный импульс.

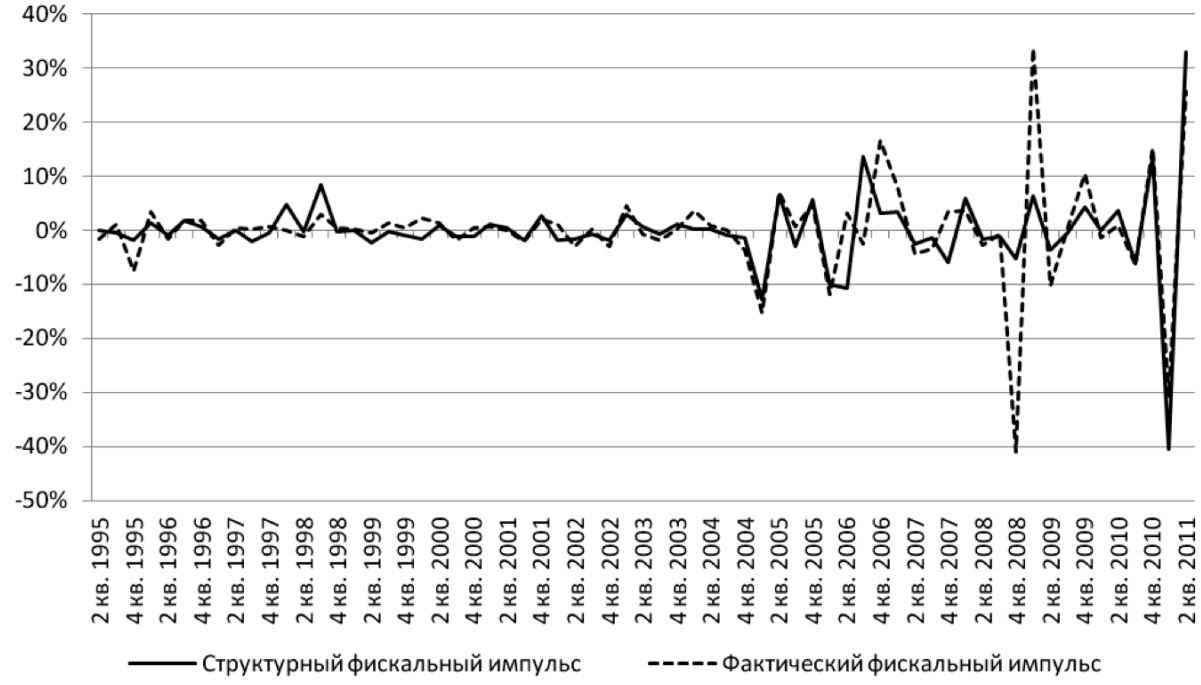


Рис. 2. Динамика фактического фискального импульса и структурного фискального импульса, рассчитанного методом исключения влияния изменений стоимости нефти на баланс государственного бюджета

Несмотря на то что структурный фискальный импульс по-прежнему повторяет динамику фактического, в данном случае различия между этими рядами визуально более заметны. Для того чтобы оценить, являются ли различия между структурным и фактическим фискальным импульсом статистически значимыми, необходимо оценить регрессию, аналогичную (4):

$$(9)\quad F_t = \alpha + \beta F_t^S + \varepsilon_t,$$

где F и F^s – это, соответственно, фактический и структурный фискальный импульс.

Результаты оценки МНК приведены ниже. Полный вывод результатов оценки уравнения см. в Приложении 6 (табл. 6.3).

$$(10)\quad F_t = \underset{(0.004)}{0.001} + \underset{(0.12)}{0.87} F_t^s - \underset{(0.12)}{0.65} F_{t-1} - \underset{(0.12)}{0.23} F_{t-2} + \varepsilon_t.$$

Остатки данной регрессии проверены на наличие гетероскедастичности и автокорреляции с помощью тестов, описанных выше. В остатках не присутствует ни гетероскедастичность, ни автокорреляция. Коэффициент при структурном фискальном импульсе статистически значим (t-st. = 7,18, Prob.t = 0,00) и отличен от единицы, а свободный член регрессии незначим (t-st.= 0,35, Prob.t = 0,72). Структурный фискальный импульс, посчитанный данным способом, не смещен относительно фактического и отличен от него. Исходя из этого можно заключить, что влияние изменений стоимости нефти марки Brent на баланс государственного бюджета значимо, т.е. стоит исключать это влияние при анализе фискальной политики. Для выделения особенных эпизодов будет использован структурный баланс, посчитанный данным способом.

4.4. Выделение «особенных эпизодов»

4.4.1. Устойчивость фискального импульса

Для выделения «особенных эпизодов», отвечающих критерию значительного и устойчивого фискального импульса, необходимо рассматривать величину фискального импульса за год, т.е. накопленный фискальный импульс за четыре квартала. Расчет накопленного импульса и выделение периодов, отвечающих данному критерию, см. в Приложении 7, а в табл. 2 перечислены выделенные периоды.

Для стимулирующей и сдерживающей политики целесообразно ввести различные дамми-переменные, так как во время их проведения действуют различные механизмы возникновения некейнсианских эффектов.

На рис. 3 представлена динамика структурного фискального импульса и отмечены выделенные «особенные эпизоды»: овалом отмечены периоды стимулирующей политики, звездой – периоды сдерживающей политики.

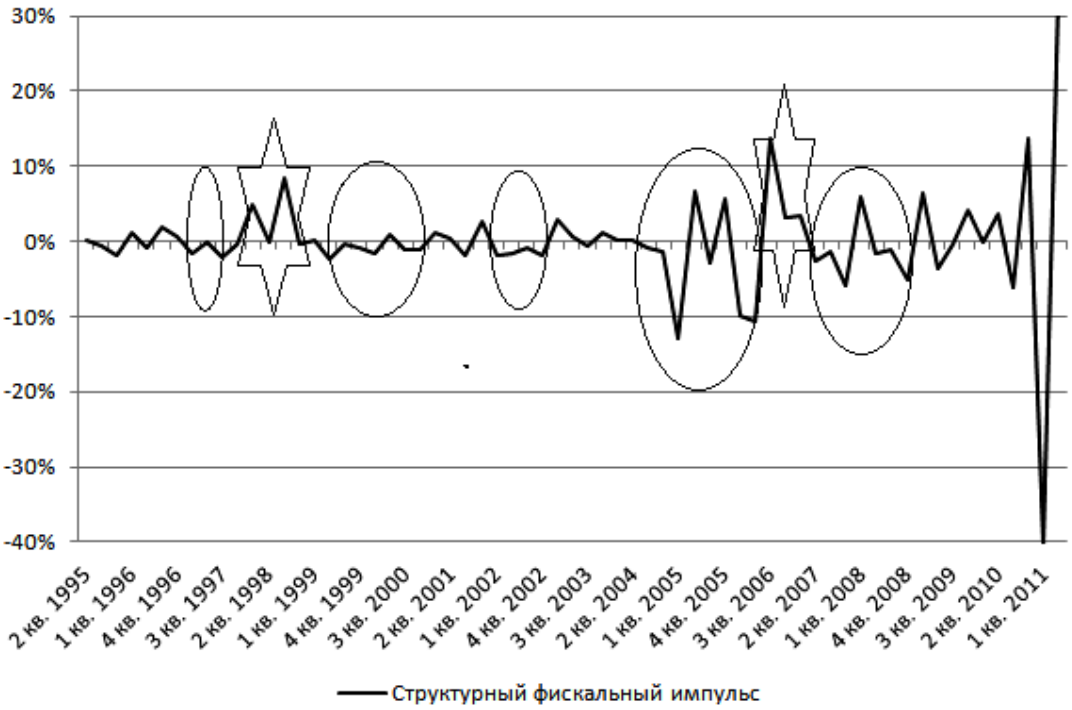


Рис. 3. Динамика структурного фискального импульса и выделенные «особые эпизоды», связанные с устойчивым и значительным фискальным импульсом

4.4.2. Высокое отношение государственного долга к потенциальному ВВП

Для выделения периодов, отвечающих критерию данного «особенного эпизода» (отношение государственного долга к потенциальному ВВП должно превышать 70%), необходимо рассмотреть данные по государственному долгу РФ. На рис. 4 представлена динамика отношения государственного долга к потенциальному ВВП.

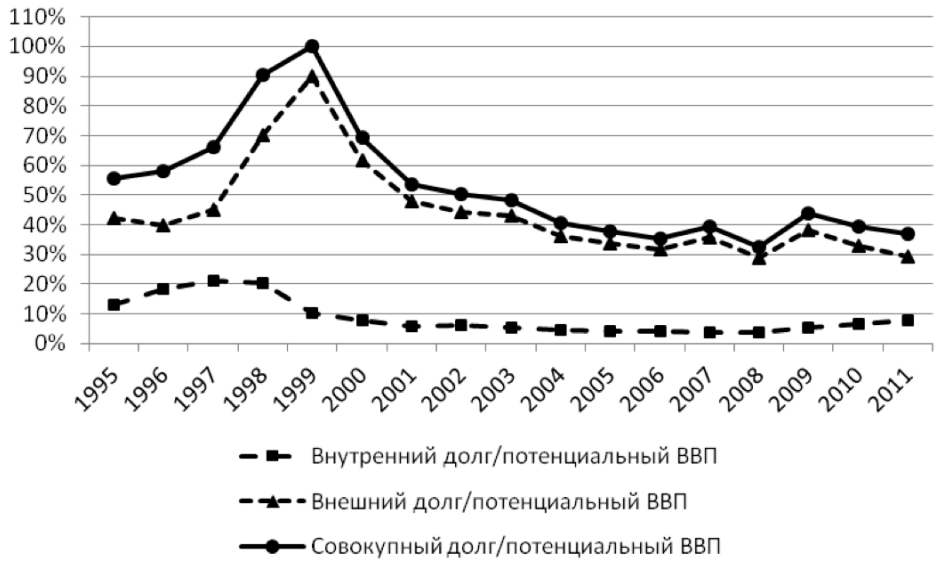


Рис. 4. Динамика отношения внутреннего, внешнего и совокупного государственного долга к потенциальному ВВП

В соответствии с данными, уровень совокупного государственного долга превышал 70% потенциального ВВП в 1998, 1999 и 2000 гг., именно этот период времени будет рассмотрен как «особенный эпизод» (см. табл. 2).

4.4.3. Быстрорастущий государственный долг

Чтобы определить периоды, на протяжении которых темп роста государственного долга по отношению к потенциальному ВВП превышал 4% в год на протяжении более чем двух лет подряд, необходимо рассмотреть темпы роста государственного долга, они представлены в табл. 1.

Таблица 1. Темпы роста государственного долга по отношению к потенциальному ВВП

Год	**Темп роста государственного долга по отношению к потенциальному ВВП, %**
1996	2,42
1997	8,20
1998	24,21
1999	9,73
2000	–30,82
2001	–15,54
2002	–3,26
2003	–2,07
2004	–7,66
2005	–2,94
2006	–2,22
2007	4,04
2008	–6,98
2009	11,05
2010	–4,26
2011	–2,35

Данному критерию отвечает период с 1997 по 1999 г., который будет рассмотрен как «особый эпизод», в табл. 2 перечислены все выделенные «особые эпизоды» и фиктивные переменные, с помощью которых эти эпизоды будут рассмотрены в регрессии.

Таблица 2. «Особенные эпизоды» и фиктивные переменные, включаемые в регрессию

Фиктивная переменная	**Период**	**Описание**
D1	I кв. 1997 – IV кв. 1997 II кв. 1999 – IV кв. 2000 I кв. 2002 – IV кв. 2002 III кв. 2004 – II кв. 2006	Сильная стимулирующая фискальная политика

Фиктивная переменная	Период	Описание
	II кв. 2007 – IV кв. 2008	
D2	Iкв. 1998 – III кв. 1998 III кв. 2006 – I кв. 2007	Сильная сдерживающая фискальная политика
D3	I кв. 1998 – IV кв. 2000	Высокое отношение гос. долга к потенциальному ВВП
D4	I кв. 1997 – IV кв. 1999	Быстрорастущий гос. долг по отношению к потенциальному ВВП

Далее необходимо переходить непосредственно к оценке функции потребления.

4.5. Оценка функции потребления

В данном исследовании оценивается следующая функция:

$$(11)\ c_t = a_0 + a_1 y_t + (\alpha_1 \Delta g_t + \alpha_2 \Delta \tau_t) + d_t(\beta_1 \Delta g_t + \beta_2 \Delta \tau_t),$$

где c_t – темп роста потребления домохозяйств в реальном выражении, y_t – темп роста ВВП в реальном выражении, g_t – расходы государственного бюджета как доля ВВП, τ_t – доходы государственного бюджета как доля ВВП, d_t – фиктивные переменные, отвечающие за наличие различных условий, при которых, предположительно, должны возникать некейнсианские эффекты.

Для того чтобы выявить воздействие факторов, вводимых в анализ посредством «особых эпизодов», необходимо оценить функцию (11) пять раз:

1) без дамми, для того чтобы выявить зависимость потребления от факторов в обычной ситуации;

2) с включением D1, для того чтобы посмотреть, как изменится влияние факторов при условии проведения стимулирующей фискальной политики, проследить наличие обратного некейнсианского эффекта и его величину;

3) с включением D2, для того чтобы выявить наличие или отсутствие механизмов некейнсианских эффектов в ситуации сдерживающей фискальной политики;

4) с включением D3, для того чтобы проследить, изменяется ли зависимость потребления от факторов в условиях высокого отношения государственного долга к потенциальному ВВП;

5) с включением D4, для того чтобы выделить воздействие быстрорастущего государственного долга на ожидания и поведение потребителей.

Результаты оценки функции методом наименьших квадратов представлены в табл. 3, полный вывод результатов см. в Приложении 8.

Таблица 3. Результаты оценки методом наименьших квадратов функции потребления

Переменная	Без дамми	D1	D2	D3	D4
Свободный член	–0,002	–0,005	0,0001	0,000	–0,002
Темп роста реального ВВП	1,38***	1,51***	1,34***	1,34***	1,29***
Изменение расходов государственного бюджета	0,04	0,02	0,02	0,02	0,02
Изменение доходов государственного бюджета	–0,02	–0,05	–0,03	–0,02	–0,03
D* Изменение расходов государственного бюджета	–	–0,11*	0,25	1,12***	0,88**
D* Изменение доходов государственного бюджета	–	0,13**	–0,14	–1,18***	–0,84*
R^2	0,52	0,55	0,54	0,61	0,57
Adjusted R^2	0,50	0,51	0,50	0,57	0,53
Статистика Дарбина – Уотсона	1,84	1,96	1,79	1,79	1,82
F-статистика	22,23	14,50	14,11	17,98	15,11
Prob.F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Q-stat. (Ljung-Box)	0,22	0,0002	0,50	0,46	0,31
Rrob. Q	0,64	0,988	0,475	0,497	0,579

Примечание: * – значим на 10%-м уровне значимости, ** – значим на 5%-м уровне значимости, *** – значим на 1%-м уровне значимости.

4.6. Анализ полученных результатов

Итак, рассмотрим коэффициенты регрессии, оцененной без учета особенных эпизодов, т.е. без включения фиктивных переменных. Коэффициент при темпе роста ВВП значим на уровне 1% и положителен. Коэффициенты при фискальных переменных показывают кейнсианскую зависимость потребления от фискальных переменных, однако являются статистически незначимыми, поэтому не дают возможности делать какие-либо выводы.

Далее рассмотрим коэффициенты, полученные при оценке регрессии с включением фиктивной переменной d1, обозначающей значительный и длительный отрицательный фискальный импульс. В данной регрессии коэффициенты при фискальных переменных с дамми оказались значимыми и имеют знаки, противоречащие кейнсианской теории. Для подсчета совокупного эффекта на потребление домохозяйств необходимо сложить коэффициенты при фискальных переменных с дамми и без дамми:

Для государственных расходов:

0,02 – 0,11= –0,09.

Для государственных доходов:

–0,05 + 0,13 = 0,08.

Суммарный эффект от проводимой стимулирующей политики имеет обратное действие на потребление: при увеличении государственных расходов потребление снижается, при снижении доходов государственного бюджета потребление также снижается. Это

можно объяснить, с одной стороны, тем, что при значительном увеличении государственных расходов домохозяйства ожидают увеличения в будущем налоговой нагрузки, что снижает перманентный располагаемый доход домохозяйств уже в настоящий момент. Это побуждает домохозяйства к снижению потребления. С другой стороны, значительное снижение налогов может вызвать опасения того, что государство не сможет финансировать прежний уровень государственных расходов в будущем. Это приведет либо к увеличению налогов, либо к снижению государственных расходов, либо к накоплению государственного долга (что увеличивает вероятность дефолта) – так или иначе, перманентный располагаемый доход домохозяйств снижается, что приводит к снижению потребления в текущем периоде.

Перейдем к рассмотрению коэффициентов регрессии, оцененной с включением фиктивной переменной d2, обозначающей наличие значительного и длительного положительного фискального импульса. В данном случае значимым оказался только коэффициент при темпе роста ВВП. Некейнсианские эффекты при проведении активной сдерживающей политики не наблюдаются.

Следующая регрессия оценена с включением фиктивной переменной d3, отвечающей за периоды высокого отношения государственного долга к потенциальному ВВП. Оценка данной регрессии показала довольно интересные результаты: коэффициенты при фискальных переменных без дамми отражают кейнсианский эффект, но являются незначимыми, а фискальные переменные с дамми являются статистически значимыми на уровне 1% и также отражают кейнсианский эффект. При оценке регрессии с включением фиктивной переменной d4, обозначающей периоды быстрорастущего государственного долга, получается аналогичная ситуация. Данный результат показывает, что при высоком и быстрорастущем государственном долге проведение фискальной консолидации приводит к снижению потребления домохозяйств, причем этот эффект более выражен, чем в другие периоды времени. То есть домохозяйства обеспокоены возможным дефолтом по государственным облигациям и снижают потребление, при этом проведение фискальной консолидации не воздействует благоприятным образом на их ожидания. Дефолт, объявленный Правительством РФ в августе 1998 г., свидетельствует о том, что данные опасения не являлись напрасными.

5. Заключение

В данной работе проведено исследование некейнсианских эффектов фискальной политики в России с 1995 по 2011 г. Оценена зависимость темпа роста конечного потребления домашних хозяйств в реальном выражении от темпа роста реального ВВП, изменения расходов и доходов государственного бюджета как доли ВВП. При помощи введения в регрессию фиктивных переменных рассмотрены четыре особенных периода: периоды значительного положительного и значительного отрицательного фискального импульса, период высокого отношения государственного долга к потенциальному ВВП, а также период быстрорастущего государственного долга по отношению к потенциальному ВВП.

Во-первых, исследование показало, что при значительном и длительном отрицательном фискальном импульсе имеют место некейнсианские эффекты фискальной политики как со стороны доходов, так и со стороны расходов государственного бюджета. Во-вторых, было обнаружено, что при значительном и длительном положительном фискальном импульсе некейнсианских эффектов не наблюдается. В-третьих, было выявлено, что при высоком и быстрорастущем уровне государственного долга по отношению к потенциальному ВВП фискальная политика имела более значимый кейнсианский эффект, нежели в остальные периоды времени.

Литература

1. Платонов К.Е. (2012) Структурный баланс бюджета и индикаторы фискальной политики: препринт WP12/2012/03. М.: Изд. дом НИУ ВШЭ, 2012.
2. Van Aarle B., Garretsen H. (2003) Keynesian, non-Keynesian or no effects of fiscal policy changes? The EMU case // Journal of Macroeconomics. No. 25 P. 213–240.
3. Afonso A. (2001) Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy in the EU-15. Technical University of Lisbon, School of Economics and Management (ISEG), Working Papers 2001/07.
4. Benk S., Jakab Z.M. (2012) Non-Keynesian effects of fiscal consolidation: an analysis with an estimated DSGE model for the Hungarian economy: OECD Working Paper No. 945.
5. Burger A. (2006) Reasons for the U.S. growth period in the nineties: non-keynesian effects, asset wealth and productivity / Vienna University of Economics & B.A., Working Paper No. 95.
6. Erbil N. (2011) Is Fiscal Policy Procyclical in Developing Oil-Producing Countries?: IMF Working Paper WP No. 11/171.
7. Giavazzi F., Jappelli T., Pagano M. (1999) Searching for Non-Keynesian effects of fiscal policy: CSEF Working Paper No. 16.
8. Giavazzi F., Jappelli T., Pagano M. (2000) Searching for non-linear effects of fiscal policy: Evidence from industrial and developing countries // European Economic Review. Vol. 44. Issue 7. June 2000. P. 1259–1289.
9. Giavazzi F., Jappelli T., Pagano M., Benedetti M. (2005) Searching For Non-Monotonic Effects of Fiscal Policy: New Evidence: NBER Working Paper No. 11593.
10. Giavazzi F., Pagano M. (1996) Non-Keynesian effects of fiscal policy changes: international evidence and the Swedish experience // Swedish Economic Policy Review. Vol. 3. No. 1. Spring 1996. P. 67–103.

11. Girouard N., André C. (2005) Measuring Cyclically-adjusted Budget Balances for OECD Countries: OECD Working Paper No. 434.
12. Hodrick R., Prescott E. (1980) Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation. Carnegie-Mellon University, Discussion paper No. 451.
13. Pereira A., Sagales O. (2006) On the effect of fiscal policies in Portugal / College of William and Mary, Department of economics, Working Paper No. 35.
14. Perotti R. (1999) Fiscal policy in good times and bad // Quarterly Journal of Economics. No. 114. P. 1399–1436.
15. Rzońca A., Ciżkowicz P. (2005) Non-Keynesian Effects of Fiscal Contraction in New Member States: ECB Working Paper Series No. 519 / September 2005.
16. Schalck C. (2007) Effects of Fiscal Policies in Four European Countries: A Non-linear Structural VAR Approach // Bank of France Economics Bulletin. Vol. 5. No. 22. P. 1–7.
17. Sutherland A. (1997) Fiscal Crises and Aggregate Demand: Can High Public Debt Reverse the Effects of Fiscal Policy? // Journal of Public Economics. Vol. 65(2). P. 147–162.
18. Talvi E.,Vegh C.A. (2000) Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy: NBER Working Paper No. 7499.

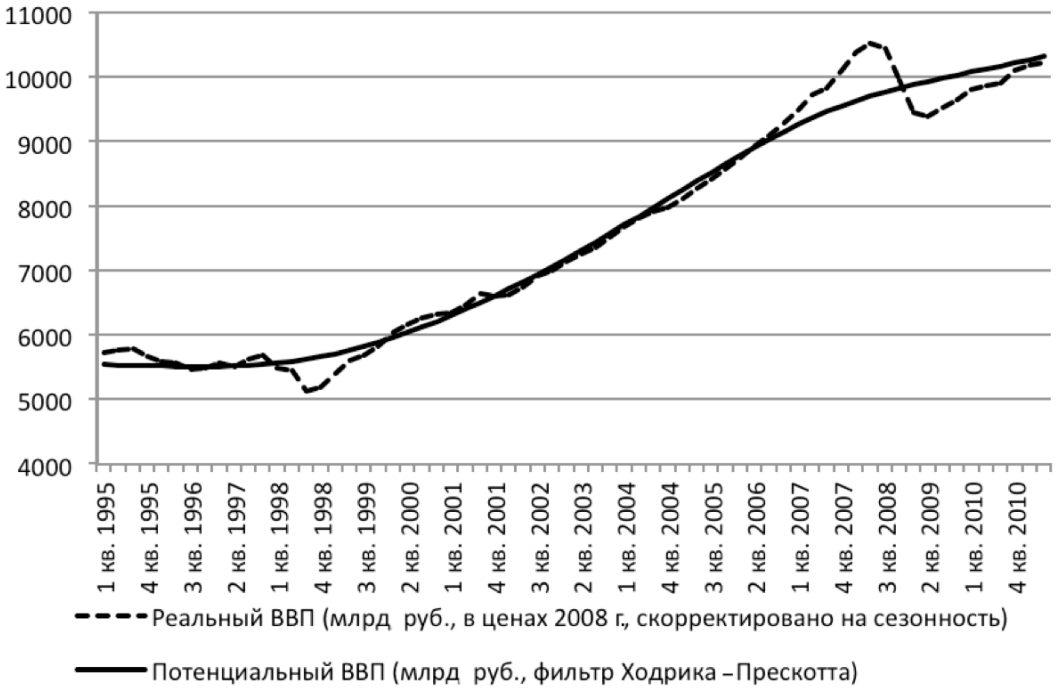
Приложение 1. Источники данных

Данные	Источник
ВВП (в текущих ценах и в ценах 2008 г.)	Официальный сайт Росстата (www.gks.ru)
Расходы на конечное потребление домашних хозяйств (в текущих ценах)	Официальный сайт Росстата (www.gks.ru)
Расходы и доходы консолидированного бюджета РФ (в текущих ценах)	Агентство экономической информации Прайм (www.prime-tass.ru/macro)
ИПЦ	Официальный сайт Росстата (www.gks.ru)
Официальный курс ЦБ доллара США к рублю	Официальный сайт ЦБ РФ (www.cbr.ru)
Стоимость барреля нефти марки Brent	Сайт компании «Финам» (www.finam.ru)
Объем внутреннего государственного долга РФ	Официальный сайт Министерства финансов РФ (www.minfin.ru)
Объем внешнего государственного долга РФ	Официальный сайт ЦБ РФ (www.cbr.ru)

Приложение 2. Результаты проведения тестов на стационарность временных рядов

Ряд данных	**ADF (H_0: единичный корень)**			**KPSS (H_0: стационарность)**	
	Без констан-ты и тренда (P-value)	**С константой (P-value)**	**С константой и трендом (P-value)**	**С константой (P-value)**	**С константой и трендом (P-value)**
Темп роста потребления д/х в реал. выражении	0.0000	0.0000	0.0000	>5%	>10%
Темп роста ВВП в реал. выражении	0.0005	0.0005	0.0028	>5%	>5%
Расходы гос. бюджета (доля ВВП)	0.6914	0.1230	0.0088	>1%	>5%
Доходы гос. бюджета (доля ВВП)	0.6735	0.0080	0.0000	>1%	>10%
Логарифм расходов гос. бюджета в реал. выражении	0.9455	0.4188	0.0193	<1%	>5%
Логарифм доходов гос. бюджета в реал. выражении	0.7902	0.3641	0.0000	<1%	>10%
Логарифм цен на нефть марки Brent в реал. выражении	0.8372	0.6221	0.01509	<1%	>10%

Приложение 3. Динамика реального ВВП, скорректированного на сезонность, и потенциального ВВП, рассчитанного с помощью фильтра Ходрика – Прескотта



Приложение 4. Метод оценивания эластичностей доходов и расходов бюджета по разрыву выпуска

Таблица 4.1. Оценка регрессии для расходов государственного бюджета

Dependent Variable: LN_G_SA
Method: Least Squares
Date: 08/26/12 Time: 22:12
Sample (adjusted): 1995Q4 2011Q2
Included observations: 63 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations
MA Backcast: 1995Q3

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.729791	0.224165	30.02156	0.0000
@TREND	0.025118	0.005272	4.764563	0.0000
LN_GDP_K_POT	2.073332	0.944356	2.195499	0.0321
AR(2)	0.711559	0.117674	6.046851	0.0000
MA(1)	0.263373	0.131954	1.995940	0.0506

R-squared	0.887333	Mean dependent var	7.574459
Adjusted R-squared	0.879563	S.D. dependent var	0.474446
S.E. of regression	0.164652	Akaike info criterion	–0.693926
Sum squared resid	1.572398	Schwarz criterion	–0.523836
Log likelihood	26.85866	Hannan-Quinn criter.	–0.627029
F-statistic	114.1977	Durbin-Watson stat	1.971440

Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.84	–.84
Inverted MA Roots	–.26	

Таблица 4.2. Оценка регрессии для доходов государственного бюджета

Dependent Variable: LN_T_SA
Method: Least Squares
Date: 08/26/12 Time: 21:38
Sample: 1995Q2 2011Q2
Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.842332	0.074593	91.72845	0.0000
@TREND	0.020838	0.002011	10.36399	0.0000
LN_GDP_K_POT	4.945366	1.183710	4.177852	0.0001

R-squared	0.666259	Mean dependent var	7.498900
Adjusted R-squared	0.655494	S.D. dependent var	0.518105
S.E. of regression	0.304100	Akaike info criterion	0.502133
Sum squared resid	5.733552	Schwarz criterion	0.602489
Log likelihood	–13.31931	Hannan-Quinn criter.	0.541730
F-statistic	61.88653	Durbin-Watson stat	2.224418
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблица 4.3. Тестирование регрессии расходов государственного бюджета на корреляцию в остатках

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.019423	Prob. F(2,56)	0.9808
Obs*R-squared	0.043087	Prob. Chi-Square(2)	0.9787

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 08/26/12 Time: 21:53
Sample: 1995Q4 2011Q2
Included observations: 63
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003861	0.237307	0.016271	0.9871
@TREND	–7.85E-05	0.005489	–0.014304	0.9886
LN_GDP_K_POT	0.009856	0.962074	0.010245	0.9919
AR(2)	0.006933	0.170650	0.040627	0.9677
MA(1)	–0.340236	1.731508	–0.196497	0.8449
RESID(–1)	0.342196	1.736363	0.197076	0.8445
RESID(–2)	–0.090314	0.505956	–0.178502	0.8590

R-squared	0.000684	Mean dependent var	–0.000482
Adjusted R-squared	–0.106386	S.D. dependent var	0.159251
S.E. of regression	0.167508	Akaike info criterion	–0.631127
Sum squared resid	1.571308	Schwarz criterion	–0.393001
Log likelihood	26.88051	Hannan-Quinn criter.	–0.537471
F-statistic	0.006388	Durbin-Watson stat	1.969570
Prob(F-statistic)	0.999999		

Таблица 4.4. Тестирование регрессии доходов государственного бюджета на корреляцию в остатках

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.742469	Prob. F(2,60)	0.4803
Obs*R-squared	1.569831	Prob. Chi-Square(2)	0.4562

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 08/26/12 Time: 21:53
Sample: 1995Q2 2011Q2
Included observations: 65
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	–0.000761	0.074910	–0.010159	0.9919
@TREND	3.20E–05	0.002019	0.015861	0.9874
LN_GDP_K_POT	–0.044694	1.247922	–0.035815	0.9715
RESID(–1)	–0.101684	0.131515	–0.773170	0.4425
RESID(–2)	0.107436	0.133083	0.807287	0.4227

R-squared	0.024151	Mean dependent var	–1.56E-15
Adjusted R-squared	–0.040905	S.D. dependent var	0.299310
S.E. of regression	0.305371	Akaike info criterion	0.539223
Sum squared resid	5.595079	Schwarz criterion	0.706484
Log likelihood	–12.52476	Hannan-Quinn criter.	0.605218
F-statistic	0.371235	Durbin-Watson stat	1.998460
Prob(F-statistic)	0.828224		

Таблица 4.5. Тестирование регрессии расходов государственного бюджета на гетероскедастичность

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.753106	Prob. F(2,60)	0.0718
Obs*R-squared	5.295550	Prob. Chi-Square(2)	0.0708
Scaled explained SS	11.45458	Prob. Chi-Square(2)	0.0033

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 08/26/12 Time: 22:03
Sample: 1995Q4 2011Q2
Included observations: 63

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	–0.005849	0.014801	–0.395209	0.6941
@TREND	0.000910	0.000391	2.326911	0.0234
LN_GDP_K_POT	–0.103612	0.226921	–0.456600	0.6496

R-squared	0.084056	Mean dependent var	0.024554
Adjusted R-squared	0.053525	S.D. dependent var	0.057916
S.E. of regression	0.056345	Akaike info criterion	–2.868211
Sum squared resid	0.190483	Schwarz criterion	–2.766157
Log likelihood	93.34865	Hannan-Quinn criter.	–2.828073
F-statistic	2.753106	Durbin-Watson stat	1.718069
Prob(F-statistic)	0.071790		

Таблица 4.6. Тестирование регрессии доходов государственного бюджета на гетероскедастичность

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.920636	Prob. F(2,62)	0.4036
Obs*R-squared	1.874691	Prob. Chi-Square(2)	0.3917
Scaled explained SS	32.51621	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 08/26/12 Time: 21:59
Sample: 1995Q2 2011Q2
Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	–0.060084	0.134810	–0.445691	0.6574
@TREND	0.004694	0.003634	1.291787	0.2012
LN_GDP_K_POT	0.924140	2.139279	0.431986	0.6672

R-squared	0.028841	Mean dependent var	0.088208
Adjusted R-squared	–0.002486	S.D. dependent var	0.548907

S.E. of regression	0.549589	Akaike info criterion	1.685763
Sum squared resid	18.72698	Schwarz criterion	1.786119
Log likelihood	–51.78730	Hannan-Quinn criter.	1.725360
F-statistic	0.920636	Durbin-Watson stat	2.041991
Prob(F-statistic)	0.403641		

Таблица 4.7. Тестирование регрессии расходов государственного бюджета на гетероскедастичность

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.586955	Prob. F(35,27)	0.1091
Obs*R-squared	42.39267	Prob. Chi-Square(35)	0.1823
Scaled explained SS	91.69775	Prob. Chi-Square(35)	0.0000

Таблица 4.8. Тестирование регрессии доходов государственного бюджета на гетероскедастичность

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.804939	Prob. F(5,59)	0.5507
Obs*R-squared	4.150836	Prob. Chi-Square(5)	0.5279
Scaled explained SS	71.99557	Prob. Chi-Square(5)	0.0000

Таблица 4.9. Оценка зависимости фактического баланса от структурного баланса государственного бюджета

Dependent Variable: FACT
Method: Least Squares
Date: 08/26/12 Time: 23:00
Sample (adjusted): 1995Q3 2011Q2
Included observations: 64 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	–0.001232	0.006849	–0.179846	0.8579
STR	1.001522	0.013563	73.84455	0.0000
AR(1)	1.286905	0.111411	11.55101	0.0000
AR(2)	–0.515993	0.110871	–4.653988	0.0000

R-squared	0.973052	Mean dependent var	–0.015456
Adjusted R-squared	0.971705	S.D. dependent var	0.074458
S.E. of regression	0.012525	Akaike info criterion	–5.861771
Sum squared resid	0.009412	Schwarz criterion	–5.726841
Log likelihood	191.5767	Hannan-Quinn criter.	–5.808615
F-statistic	722.1804	Durbin-Watson stat	1.979323
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.64+.32i	.64-.32i

Приложение 5. Результаты проведения тестов на автокорреляцию и гетероскедастичность остатков эконометрических моделей (1) и (2)

Зависимая переменная	**LM тест (H_0: отсутствие автокорреляции остатков)**	**Тест Бройша-Пагана-Годфри (H_0: отсутствие гетероскедастичности)**	**Тест Уайта (H_0: отсутствие гетероскедастичности)**	**Тест Льюнга -Бокса (H_0: все автокорреляционные функции равны 0)**
Ln(G)	F=0.02, Prob.F(2,56)=0.98	F=2.75, Prob.F(2,60)=0.07	F=1.59, Prob.F(35,27)=0.11	(с 3 лага) Q-st.=1.6, Prob.Q=0.2
Ln(τ)	F=0.74, Prob.F(2,60)=0.48	F=0.92, Prob.F(2,62)=0.4	F=0.8, Prob.F(5,59)=0.56	(с 1 лага) Q-st.=0.88, Prob.Q=0.35

Приложение 6. Метод исключения влияния изменений стоимости нефти на баланс государственного бюджета

Таблица 6.1. Оценка регрессии для расходов государственного бюджета

Dependent Variable: LN_G_SA
Method: Least Squares
Date: 08/26/12 Time: 23:48
Sample (adjusted): 1995Q4 2011Q2
Included observations: 63 after adjustments
Convergence achieved after 10 iterations
MA Backcast: 1995Q3

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.792558	0.908767	6.374085	0.0000
@TREND	0.023971	0.006219	3.854731	0.0003
LN_OIL	0.129299	0.122992	1.051282	0.2975
AR(2)	0.733528	0.116798	6.280315	0.0000
MA(1)	0.282783	0.131779	2.145891	0.0361

R-squared	0.880330	Mean dependent var	7.574459
Adjusted R-squared	0.872077	S.D. dependent var	0.474446
S.E. of regression	0.169692	Akaike info criterion	–0.633624
Sum squared resid	1.670134	Schwarz criterion	–0.463534
Log likelihood	24.95914	Hannan-Quinn criter.	–0.566726
F-statistic	106.6663	Durbin-Watson stat	1.979217
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.86	-.86
Inverted MA Roots	-.28	

Таблица 6.2. Оценка регрессии для доходов государственного бюджета

Dependent Variable: LN_T_SA
Method: Least Squares
Date: 08/26/12 Time: 23:56
Sample: 1995Q2 2011Q2
Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.669712	1.047131	4.459532	0.0000
@TREND	0.015187	0.003461	4.387427	0.0000
LN_OIL	0.319097	0.153806	2.074670	0.0422

R-squared	0.600068	Mean dependent var	7.498900
Adjusted R-squared	0.587167	S.D. dependent var	0.518105
S.E. of regression	0.332893	Akaike info criterion	0.683062
Sum squared resid	6.870693	Schwarz criterion	0.783419
Log likelihood	–19.19953	Hannan-Quinn criter.	0.722659
F-statistic	46.51325	Durbin-Watson stat	1.775936
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблица 6.3. Оценка регрессии фактического структурного импульса

Dependent Variable: FACT
Method: Least Squares
Date: 08/27/12 Time: 13:15
Sample (adjusted): 1995Q4 2011Q2
Included observations: 63 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001420	0.004000	0.355099	0.7238
STR	0.879946	0.122565	7.179446	0.0000
AR(1)	–0.654104	0.126537	–5.169263	0.0000
AR(2)	–0.237152	0.126932	–1.868338	0.0667

R-squared	0.644879	Mean dependent var	0.000477
Adjusted R-squared	0.626822	S.D. dependent var	0.097991
S.E. of regression	0.059861	Akaike info criterion	–2.732199
Sum squared resid	0.211417	Schwarz criterion	–2.596126
Log likelihood	90.06425	Hannan-Quinn criter.	–2.678681
F-statistic	35.71352	Durbin-Watson stat	1.968653
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	–.33+.36i	–.33-.36i

Приложение 7. Выделение «особенных эпизодов», отвечающих критерию значительного и длительного фискального импульса

Период	Структурный фискальный импульс (показатель за квартал)*, %	Структурный фискальный импульс (показатель за год)*, %
II кв. 1995	0,02	
III кв. 1995	–0,58	
IV кв. 1995	–1,86	
I кв. 1996	1,24	–1,18
II кв. 1996	–0,91	–2,11
III кв. 1996	1,81	0,28
IV кв. 1996	0,71	2,84
I кв. 1997	–1,61	0,00
II кв. 1997	–0,06	0,85
III кв. 1997	–2,11	–3,07
IV кв. 1997	–0,43	–4,21
I кв. 1998	4,79	2,20
II кв. 1998	–0,18	2,07
III кв. 1998	8,36	12,55
IV кв. 1998	–0,33	12,65
I кв. 1999	0,03	7,88
II кв. 1999	–2,35	5,71
III кв. 1999	–0,27	–2,93
IV кв. 1999	–0,92	–3,52
I кв. 2000	–1,52	–5,07
II кв. 2000	0,94	–1,78
III кв. 2000	–1,14	–2,64
IV кв. 2000	–1,11	–2,83
I кв. 2001	1,05	–0,26
II кв. 2001	0,33	–0,87
III кв. 2001	–1,75	–1,48
IV кв. 2001	2,63	2,26
I кв. 2002	–1,79	–0,59
II кв. 2002	–1,65	–2,57
III кв. 2002	–0,81	–1,63
IV кв. 2002	–1,90	–6,15
I кв. 2003	2,91	–1,45
II кв. 2003	0,57	0,77
III кв. 2003	–0,68	0,90
IV кв. 2003	1,16	3,97
I кв. 2004	0,11	1,17
II кв. 2004	0,23	0,83
III кв. 2004	–0,90	0,60
IV кв. 2004	–1,46	–2,02
I кв. 2005	–12,83	–14,96

Период	Структурный фискальный импульс (показатель за квартал)*, %	Структурный фискальный импульс (показатель за год)*, %
II кв. 2005	6,56	–8,63
III кв. 2005	–2,97	–10,70
IV кв. 2005	5,74	–3,50
I кв. 2006	–10,02	–0,69
II кв. 2006	–10,63	–17,88
III кв. 2006	13,60	–1,31
IV кв. 2006	3,18	–3,87
I кв. 2007	3,39	9,54
II кв. 2007	–2,63	17,55
III кв. 2007	–1,44	2,51
IV кв. 2007	–5,89	–6,56
I кв. 2008	5,95	–4,01
II кв. 2008	–1,52	–2,90
III кв. 2008	–1,23	–2,69
IV кв. 2008	–5,25	–2,05
I кв. 2009	6,33	–1,67
II кв. 2009	–3,62	–3,77
III кв. 2009	–0,49	–3,02
IV кв. 2009	4,23	6,46
I кв. 2010	–0,07	0,06
II кв. 2010	3,60	7,27
III кв. 2010	–6,10	1,66
IVкв. 2010	13,59	11,02
I кв. 2011	–40,55	–29,46
II кв. 2011	32,94	–0,12

*Серым цветом обозначены периоды активной стимулирующей политики, черным цветом обозначены периоды активной сдерживающей политики.

Приложение 8. Оценка функции темпа роста потребления

Таблица 8.1. Оценка регрессии без фиктивных переменных

Dependent Variable: CON_GR_SA
Method: Least Squares
Date: 08/29/12 Time: 19:09
Sample (adjusted): 1995Q3 2011Q2
Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	–0.001737	0.003936	–0.441264	0.6606
GDP_GR_SA	1.383228	0.171423	8.069093	0.0000
G	0.037341	0.032779	1.139163	0.2592
T	–0.023211	0.037336	–0.621693	0.5365

R-squared	0.526482	Mean dependent var	0.016006
Adjusted R-squared	0.502806	S.D. dependent var	0.037015
S.E. of regression	0.026100	Akaike info criterion	–4.393303
Sum squared resid	0.040873	Schwarz criterion	–4.258373
Log likelihood	144.5857	Hannan-Quinn criter.	–4.340147
F-statistic	22.23704	Durbin-Watson stat	1.840467
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблица 8.2. Оценка регрессии с включением D1

Dependent Variable: CON_GR_SA
Method: Least Squares
Date: 08/29/12 Time: 20:02
Sample (adjusted): 1995Q3 2011Q2
Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	–0.005002	0.004218	–1.185746	0.2406
GDP_GR_SA	1.515439	0.181634	8.343381	0.0000
G	0.017132	0.044145	–0.388080	0.6994
T	–0.048426	0.054372	0.890646	0.3768
D1*G	–0.115365	0.071526	1.612917	0.0922
D1*T	0.135480	0.078792	–1.719458	0.0409

R-squared	0.556742	Mean dependent var	0.016006
Adjusted R-squared	0.518530	S.D. dependent var	0.037015
S.E. of regression	0.025684	Akaike info criterion	–4.396840
Sum squared resid	0.038261	Schwarz criterion	–4.194445
Log likelihood	146.6989	Hannan-Quinn criter.	–4.317107
F-statistic	14.56984	Durbin-Watson stat	1.965674
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблица 8.3. Оценка регрессии с включением D2

Dependent Variable: CON_GR_SA
Method: Least Squares
Date: 08/29/12 Time: 20:08
Sample (adjusted): 1995Q3 2011Q2
Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000104	0.004060	0.025680	0.9796
GDP_GR_SA	1.347122	0.172915	7.790666	0.0000
G	0.019412	0.034407	0.564184	0.5748
T	–0.032112	0.039572	–0.811491	0.4204
D2*G	0.253320	0.171398	1.477966	0.1448
D2*T	–0.149023	0.177308	–0.840471	0.4041

R-squared	0.548871	Mean dependent var	0.016006
Adjusted R-squared	0.509980	S.D. dependent var	0.037015
S.E. of regression	0.025911	Akaike info criterion	–4.379239
Sum squared resid	0.038940	Schwarz criterion	–4.176844
Log likelihood	146.1356	Hannan-Quinn criter.	–4.299505
F-statistic	14.11325	Durbin-Watson stat	1.791550
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблица 8.4. Оценка регрессии с включением D3

Dependent Variable: CON_GR_SA
Method: Least Squares
Date: 08/29/12 Time: 20:45
Sample (adjusted): 1995Q3 2011Q2
Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	–6.20E-05	0.003687	–0.016805	0.9866
GDP_GR_SA	1.336067	0.160596	8.319442	0.0000
G	0.023249	0.031605	0.735608	0.4649
T	–0.023185	0.035841	–0.646886	0.5203
D3*G	1.127898	0.326974	3.449505	0.0011
D3*T	–1.189001	0.368499	–3.226604	0.0021

R-squared	0.607890	Mean dependent var	0.016006
Adjusted R-squared	0.574087	S.D. dependent var	0.037015
S.E. of regression	0.024157	Akaike info criterion	–4.519451
Sum squared resid	0.033846	Schwarz criterion	–4.317055
Log likelihood	150.6224	Hannan-Quinn criter.	–4.439717
F-statistic	17.98354	Durbin-Watson stat	1.791105
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблица 8.5. Оценка регрессии с включением D4

Dependent Variable: CON_GR_SA
Method: Least Squares
Date: 08/29/12 Time: 20:48
Sample (adjusted): 1995Q3 2011Q2
Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	–0.000240	0.003889	–0.061780	0.9510
GDP_GR_SA	1.289431	0.171890	7.501500	0.0000
G	0.021433	0.033356	0.642557	0.5230
T	–0.032657	0.038036	–0.858571	0.3941
D4*G	0.886650	0.438694	2.021111	0.0479
D4*T	–0.841682	0.478205	–1.760086	0.0837

R-squared	0.565844	Mean dependent var	0.016006
Adjusted R-squared	0.528417	S.D. dependent var	0.037015
S.E. of regression	0.025419	Akaike info criterion	–4.417589
Sum squared resid	0.037475	Schwarz criterion	–4.215194
Log likelihood	147.3628	Hannan-Quinn criter.	–4.337855
F-statistic	15.11851	Durbin-Watson stat	1.826455
Prob(F-statistic)	0.000000		

Препринт WP12/2012/04
Серия WP12
Научные доклады Лаборатории макроэкономического анализа

Бакалова Ирина Константиновна

Некейнсианские эффекты фискальной политики: Россия, 1995–2011