

К.Е. Платонов

Научный
руководитель —
С.Э. Пекарский

Кафедра
макрэкономического
анализа

Структурный баланс бюджета и индикаторы фискальной политики

Данная работа посвящена изучению фискального положения и фискальной политики в Российской Федерации в период 2004–2010 гг. с помощью оценивания структурного баланса РФ и расчета фискальных импульсов. Выдвигается гипотеза о том, что выпуск России подвержен влиянию различных шоков: это внешние шоки (в первую очередь изменение цен на нефть и газ), эффект от которых длится более одного квартала, и краткосрочные внутренние шоки. В статье делается вывод, что проводимая в 2004–2010 гг. дискреционная фискальная политика сглаживала краткосрочные внутренние шоки, но не справлялась со среднесрочными внешними шоками.

Введение

В процессе анализа фискальной политики должен различать дискреционные изменения в фискальной сфере, вызванные решениями правительства, и циклические изменения, вызванные сменой стадии делового цикла. На повышательной стадии делового цикла традиционно растет занятость, увеличиваются доходы индивидов и прибыли фирм, что ведет к росту доходов бюджета (через увеличение поступлений от подоходных налогов) и снижению бюджетных расходов (в части выплат по безработице), поэтому в целом при прочих равных баланс бюджета может быть в профиците. На понижательной стадии складывается противоположная ситуация, и баланс может оказаться в дефиците. Таким образом, баланс бюджета подвержен колебаниям делового цикла, а следовательно, не является показателем проводимой правительством фискальной политики.

Баланс бюджета можно разложить на две компоненты: первая из них отражает дискреционные изменения в фискальной политике, вто-

рая представляет собой эффект встроенных стабилизаторов. К встроенным стабилизаторам обычно относят подоходные налоги, налоги на прибыль организаций, а также выплаты по безработице. Они автоматически стимулируют экономику на спаде и ограничивают ее на подъеме, таким образом стабилизируя ее без вмешательства правительства. Поэтому для того, чтобы охарактеризовать дискреционные изменения баланса бюджета, необходимо исключить из фактического баланса эффект встроенных стабилизаторов. Такой баланс бюджета называют структурным, или очищенным от цикличности. Структурный баланс бюджета можно определить как баланс бюджета, который имел бы место при потенциальном объеме выпуска в отсутствие циклических колебаний ВВП.

Структурный баланс позволяет анализировать краткосрочное влияние фискальных импульсов, планировать бюджет на среднесрочную перспективу, проводить последовательную стабилизационную фискальную политику [25]. В период после мирового финансового кризиса 2007–2008 гг. особенно актуальным стал вопрос устойчивости фискальной политики: многие экономики, например США, в силу стимулирования совокупного спроса за счет увеличения государственных расходов могут иметь проблемы с государственным долгом, что очевидным образом отразится в будущем на доступных инструментах государственной политики. В таких условиях структурный баланс может использоваться для того, чтобы оценить «степень неустойчивости» фискальной политики США, т.е. то, насколько большой дефицит бюджета вызван действиями правительства, а также определить, какие изменения необходимо внести в бюджетно-налоговую политику с учетом реакции на это автоматических стабилизаторов. Для России вопрос устойчивости политики не является первостепенным, так как в 2000-е годы правительство в основном поддерживало профицит бюджета.

Цель данной работы состоит в изучении характера фискальной политики в России в 2004–2010 гг. и исследовании ее стабилизационной функции. Эта цель реализуется путем анализа структурных бюджетных показателей. Решаются следующие задачи: оценивание потенциального ВВП, оценивание эластичностей статей бюджетного баланса по разрыву выпуска и расчет непосредственно структурного баланса. Для анализа стабилизационной функции фискальной политики рассчитываются структурные показатели фискального импульса, с помощью регрессионного анализа определяется взаимосвязь между разрывом выпуска и показателем фискального импульса. Кроме того, как аль-

тернатива структурному балансу рассчитывается баланс при постоянных ценах на нефть.

1. Особенности российской экономики

Российская экономика уникальна: она сочетает в себе ряд следующих особенностей. Во-первых, Россия является экспортно ориентированной страной, так что внутренняя конъюнктура зависит от ситуации на мировых рынках нефти и газа. Поэтому при анализе внутренней конъюнктуры (динамики выпуска) необходимо учитывать, вызваны ли эти изменения шоками на мировом рынке нефти или являются следствием внутренних изменений. Во-вторых, Россия — страна с переходной экономикой, которая уже более 20 лет находится в трансформационном кризисе¹. Многие российские институты функционируют не так, как аналогичные институты развитых стран. Это накладывает ограничения на использование методов анализа экономики. Рассмотрим два выдвинутых тезиса более подробно.

Балассон [13] рассуждает о том, что страны, ориентированные на экспорт сырья, сильно подвержены колебаниям цен на экспортируемое сырье, возможно, даже в большей степени, чем колебаниям делового цикла. Поскольку основной поток доходов бюджета таких стран составляют доходы от продажи сырья, баланс бюджета сильно зависит от ситуации на внешнем рынке. Значит, для анализа стабилизационной функции фискальной политики необходимо исключить нефтяные доходы из доходной части баланса и, таким образом, иметь дело с «нефтяным» балансом бюджета. Однако подобная процедура не всегда возможна в связи с недостаточной детализацией доходных статей бюджета. Поэтому баланс, который имел бы место при постоянных ценах на нефть, может служить инструментом, позволяющим выявить дискреционные изменения в бюджетном балансе для экспортно ориентированной экономики.

Гурвич и др. [6] заключают, что в странах, экспортирующих углеводородное сырье, наблюдаются «квазибизнес-циклы» — колебания выпуска и других макроэкономических показателей, вызванные колебаниями цен на нефть и газ. Это ведет к появлению трудностей при

¹ Понятие трансформационного спада будет раскрыто ниже. В данной работе под термином «кризис» понимается не только понижательная стадия, но и «дно», и повышательная стадия.

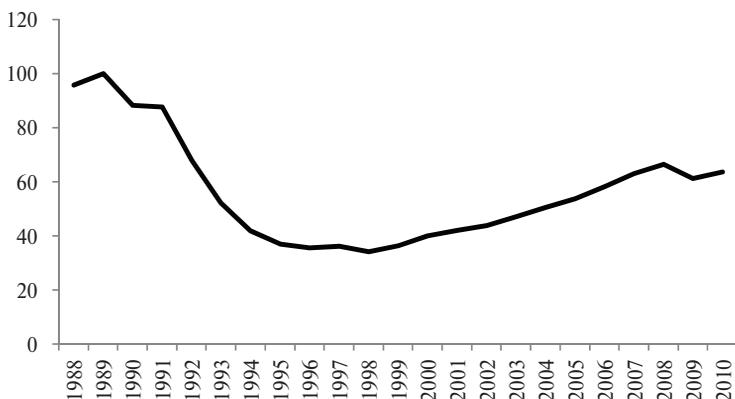


Рис. 1. Динамика ВВП в России в 1987–2010 гг. (индекс ВВП, 1989 = 100)

Источник: [11, с. 237]; Росстат.

анализе таких экономик. Авторы выделяют ряд каналов, которые непосредственно или косвенно влияют на доходы и расходы бюджета и, следовательно, на другие макроэкономические показатели, причем как в номинальном, так и в реальном выражении. Указанные каналы можно использовать для построения моделей, которые позволили бы разложить общее изменение показателей, например выпуска, на изменение, вызванное колебаниями мировых цен на углеводороды, и изменение, вызванное внутренними шоками.

Россия, как и многие страны постсоветского пространства, с начала 1990-х годов находится в трансформационном спаде, который выражается в значительном и продолжительном снижении валового продукта (рис. 1). Институциональные факторы такого спада описаны в работах [23] и [11]. Среди экономистов нет единой позиции относительно причин трансформационного спада. Существуют мнения, что он был вызван коллапсом Союза, приведшим к разрыву производственных цепочек (например, [12; 16]). Вместе с тем можно обоснованно полагать, что спад стал следствием рыночных реформ начала 1990-х годов и последующей трансформации экономических институтов (например, [9]).

Вышеприведенные особенности российской экономики обуславливают трудности оценивания потенциального ВВП для России, что необходимо для расчета структурного баланса. Сглаживание фактического выпуска некорректно: применение сглаживания дало бы в

1990-е годы снижение потенциального выпуска, аналогичное снижению фактического выпуска, однако это не объясняется изменением производственных возможностей². Другой подход — оценивание производственной функции. Установлено, что агрегированный выпуск России в целом может быть описан производственной функцией [2], но использование данного метода весьма затруднено. Во-первых, существуют проблемы со статистикой по основным фондам, которая не отражает реальную ситуацию [4]. Во-вторых, численность занятых слабо чувствительна к изменению спроса в экономике в силу, например, «социальной ответственности» предприятий перед населением, и поэтому не объясняет вариацию выпуска [7; 11]. Потенциальный ВВП можно было бы считать постоянной величиной, например, равной ВВП 1989 г. (так как уже в 1990 г. отмечается снижение выпуска), однако такой подход не является конструктивным: разрыв выпуска размером в 20–60% трудно интерпретировать. На сегодняшний день не разработано адекватных инструментов для анализа экономик во время трансформационного спада.

2. Структурный баланс бюджета

Существует большое количество алгоритмов расчета структурного баланса. Все они определяют подходы к представлению фактического баланса (B) как суммы двух величин: структурного баланса (B^S), который не чувствителен к стадии делового цикла и потому отражает изменения в дискреционной фискальной политике, и циклического баланса (B^C) — той части баланса, которая чувствительна к деловым колебаниям.

$$B = B^S + B^C. \quad (1)$$

Любая процедура состоит из двух независимых этапов: а) расчет потенциального выпуска и разрыва ВВП; б) расчет чувствительности баланса бюджета к разрыву выпуска и расчет непосредственно структурного баланса. В исследованиях часто используется методология МВФ [21].

² В начале 1990-х не наблюдалось значительного снижения факторов производства; имевшее же место уменьшение численности занятых и используемого капитала не может объяснить столь глубокого падения выпуска.

Один из подходов к расчету потенциального ВВП — это выделение нелинейного тренда согласно некоторому критерию (выделение колебаний заданной частоты, минимизация дисперсии сглаженного ряда и др.). Наиболее часто используется фильтр Ходрика — Прескотта [22] (далее — НР-фильтр). Достоинствами этого фильтра считаются простота применения и легкая интерпретация результатов с визуальной точки зрения. В то же время НР-фильтр не имеет экономического обоснования, что ставит под сомнение легитимность использования и интерпретации полученных результатов. Кроме того, оценка потенциального ВВП на конце ряда оказывается чувствительной к добавлению новых данных. К тому же рекомендуемые Ходриком и Прескоттом значения параметра сглаживания для данных различной частоты определены только для циклов деловой активности развитых стран, поэтому некорректно использовать их для анализа трансформационного спада. Наконец, Кули и Нейсон [19] показали, что НР-фильтр склонен генерировать «кажущиеся» циклические колебания для стационарных в разностях рядов (например, для рядов, следующих процессу случайного блуждания).

Построение и оценивание производственной функции позволяет получить экономически обоснованные оценки потенциального ВВП, которые базировались бы не на текущем уровне безработицы и уровне использовании капитала, а на их потенциальных, или естественных, значениях (например, NAIRU, NAICU соответственно). Другое применение данного подхода — трактовка остатков модели как циклической компоненты выпуска, т.е. оцененный ВВП рассматривается как потенциальный ВВП.

Третий подход — это структурная векторная авторегрессия, предложенная Бланшаром и Куа. Данный подход инкорпорирует следующие идеи. 1. Не очевидна причинно-следственная связь между ВВП и численностью занятых и капиталом: поскольку наблюдаемы только равновесные значения, указанную взаимосвязь можно трактовать как производственную функцию либо как функцию спроса экономики на труд и капитал. Это влияет на спецификацию оцениваемых моделей. 2. В экономике существует как минимум два типа шоков: шоки совокупного спроса, которые влияют на ВВП только в краткосрочном периоде, и шоки совокупного предложения, или технологические персистентные шоки. Тогда краткосрочное отклонение фактического ВВП от потенциального ВВП объясняется действием шоков совокупного спроса, в то время как шоки совокупного предложения ведут к

изменению потенциального выпуска. Поэтому для того чтобы получить ряд потенциального ВВП, необходимо вычестить действие шоков совокупного спроса из динамики фактического выпуска. Специфицированная таким образом структурная векторная авторегрессия позволяет разложить наблюдаемые «шоки» (остатки модели) на шоки совокупного спроса и технологические шоки. Однако в рамках данного метода может возникнуть проблема множественности решений: задача сводится к решению системы четырех нелинейных уравнений с четырьмя неизвестными, которая имеет более одного решения. Обычно посторонние решения можно определить логически (посторонние решения, в отличие от «истинного», дают неадекватную динамику потенциального ВВП).

Орфанидес и ван Норден [26] показали, что перечисленные выше методы не дают робастную оценку разрыва ВВП в режиме реального времени. При добавлении данных имевшиеся оценки разрыва ВВП незначимо меняются внутри ряда, но сильно меняются ближе к его концу (эффект «влияния хвостом»). Это не позволяет получить достоверные оценки текущего структурного баланса бюджета, а соответственно делает невозможным использование на практике структурного баланса для планирования и прогнозирования фискальной политики в краткосрочной перспективе. Необходимо отметить, что эта проблема стоит не так остро, если имеются достаточно длинные временные ряды, но очень актуальна для России: существующий ряд ВВП, длина которого достигает примерно 20 лет, не позволяет выделить однозначную тенденцию динамики выпуска, поэтому каждая новая точка является определяющей.

Реннисон [27] подтвердил, что оценка разрыва ВВП очень чувствительна к методу расчета потенциального ВВП. Он пришел к выводу, что наиболее робастным методом является комбинация структурной векторной авторегрессии Бланшара — Куа и многомерного НР-фильтра, что требует знать параметры сглаживания, которых для многомерного случая не существует.

Методология расчета структурного баланса подробно изложена в работе Эгеманна [21]. Разумно предположить, что чувствительности различных статей доходов и расходов бюджета к колебаниям выпуска различны, поэтому структурные доходы бюджета (R_i^s , i — индекс по статьям доходов) и расходы бюджета (G_j^s , j — индекс по статьям расходов бюджета) соответственно связаны с фактическими доходами по этой же статье (R_i) и расходами бюджета (G_j) по следующему правилу:

$$\frac{R_i^S}{R_i} = \left(\frac{Y}{Y^*} \right)^{E_i^R}, \quad (2)$$

$$\frac{G_j^S}{G_j} = \left(\frac{Y}{Y^*} \right)^{E_j^G}, \quad (3)$$

где E_i^R и E_j^G обозначают эластичности статей доходов и расходов бюджета по разрыву выпуска. Значения эластичностей получают как оценки коэффициентов наклона следующих регрессионных уравнений³:

$$\ln(R_{it}) = \alpha_i^R + \beta_i^R \ln\left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right) + v_t, \quad (4)$$

$$\ln(G_{jt}) = \alpha_j^G + \beta_j^G \ln\left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right) + w_t. \quad (5)$$

Запал [29] предлагает метод декомпозиции роста, который является более простым методом расчета фискального импульса. Анализ Запала основывается на его определении нейтральной фискальной политики: отношение доходов бюджета к выпуску должно быть постоянным, а расходы бюджета должны расти с темпом прироста потенциального ВВП. На основе этого определения он выводит формулу для показателя фискального импульса. На данных Польши оба метода дают сопоставимые результаты.

Бланшар [15] отмечает, что даже самые общие предпосылки, лежащие в основе расчета структурного баланса, не аксиоматичны. Например, предполагается, что выпуск совершает колебания около своего потенциального уровня — тренда. В действительности ВВП часто не является тренд-стационарным процессом. Кроме того, структурный баланс характеризует фискальную политику не в полной мере, так как при его расчете не учитываются многие прочие макроэкономические показатели.

³ Предполагается, что бюджетные эластичности постоянны, т.е. не зависят ни от времени, ни от стадии делового цикла. Однако, например, Бранднер и др. [18] показали, что в течение делового цикла волатильность эластичностей достаточно велика, поэтому необходимо моделирование структурного баланса, основанного на непостоянных во времени эластичностях. Но такие модели требуют соответствующего объема данных: необходимо большее количество более длинных рядов.

Наконец, существует так называемая проблема одновременности. Как пишут Мурхисон и Роббинс [24], при анализе структурного баланса неявно делается предпосылка о том, что фискальная политика не влияет на объемы используемых в производстве ресурсов. В действительности это не так. Наличие проблемы одновременности⁴ ведет к смещению оценок структурного баланса к нулю, т.е. структурный профицит (структурный дефицит) оказывается занижен. Как альтернативу авторы предлагают использовать обобщенный метод моментов, который устраняет этот эффект.

3. Описание исследования и выводы

Из исследований по фискальной политике России следует отметить работы Спиллиберго [28], Васильевой и др. [5], а также уже упомянутую статью Гурвича и др. [6]. С помощью стандартных методов анализа устойчивости фискальной политики и ее стабилизационной функции Спиллиберго, Васильева и др. показывают, что фискальная политика в России не является стабилизационной, но устойчива (т.е. не ведет к необходимости значительного увеличения государственного долга). Гурвич и др. утверждают, что фискальная политика не способна сгладить влияние на российскую экономику колебаний цен на нефть.

В исследовании [5] используется ряд упрощающих предпосылок, которые не проходят эмпирическую проверку (подробнее см. ниже). Кроме того, анализируемый короткий временной интервал (использовались годовые данные за 2003–2007 гг. и прогнозы на 2008 г.) ставят под сомнение робастность количественных результатов и справедливость выводов. В работе [28] анализируется период конца 1990-х — начала 2000-х годов. Авторы статьи [6] строят свой анализ на изучении корреляций между ценой нефти и различными бюджетными показателями, не рассчитывая структурный баланс.

Настоящее исследование направлено на изучение фискальной политики в России. В отличие от упомянутых работ, в нем представлен полноценный эконометрический анализ без «нереалистичных» предпосылок; расчеты потенциального выпуска проводятся различными методами для сопоставления полученных результатов и выявления робастности. Особое внимание уделяется изучению характера фискаль-

⁴ Имеется в виду одновременность влияния фискальной политики на экономику и экономики на фискальную политику — влияние двустороннее.

ной политики в период мирового финансового кризиса и по его прошествии, который не затрагивается в других работах.

Исследование организовано следующим образом. С помощью трех методов оценивается потенциальный ВВП. Затем в рамках каждого метода рассчитываются структурный баланс и фискальные импульсы, которые затем сопоставляются с динамикой разрывов выпуска. На каждом шаге сравниваются результаты различных методов, чтобы установить, дают ли они качественно разные выводы, и если да, то чем это объясняется.

Для оценки потенциального ВВП использовался ряд фактического ВВП в текущих и постоянных ценах за 1995–2010 гг. Использовались данные квартальной отчетности Федерального казначейства по бюджетной системе РФ за период IV квартал 2003 г. — IV квартал 2010 г. Все переменные были скорректированы на сезонность с помощью метода индексов сезонности. Все стоимостные показатели были рассчитаны в реальном выражении в ценах I квартала 2010 г. (в качестве дефлятора выступал дефлятор ВВП, публикуемый Росстатом).

Для расчета потенциального ВВП (рис. 2) были выбраны методы: а) выделение квадратичного тренда; б) метод производственной функции; в) НР-фильтр (с параметром сглаживания 1600). Структурная векторная авторегрессия Бланшара — Куа (включенные переменные — первые разности фактического ВВП и базисного индекса реальных инвестиций) не использовалась, так как этот метод не позволил выделить шоки совокупного спроса, значительно отличающиеся от нуля.

На основе полученных рядов разрыва ВВП (рис. 3) рассчитаны оценки структурного баланса, которые затем сопоставлены с балансом, рассчитанным для постоянных цен на нефть (рис. 4–7).

Для российской экономики характерна слабая взаимосвязь численности занятых и объема ВВП. Этот результат подтверждается при попытке оценить производственную функцию: численность занятых и ее лаги оказываются незначимыми даже на уровне значимости 10%⁵.

⁵ Наблюдается следующий эффект. При оценивании зависимости выпуска от численности занятых и ее лагов на данных за 2004–2010 гг. (период, по которому имеются данные по бюджетной сфере), зависимость оказывается значимой (P -значения линейных коэффициентов достаточно низки, значение R^2 высоко). Однако при оценивании этой же регрессии на данных за 1995–2010 гг. гипотеза о наличии взаимосвязи между выпуском и численностью занятых отвергается, значение R^2 близко к нулю. Этот эффект подтверждает идею о том, что вариация выпуска не объясняется динамикой численности

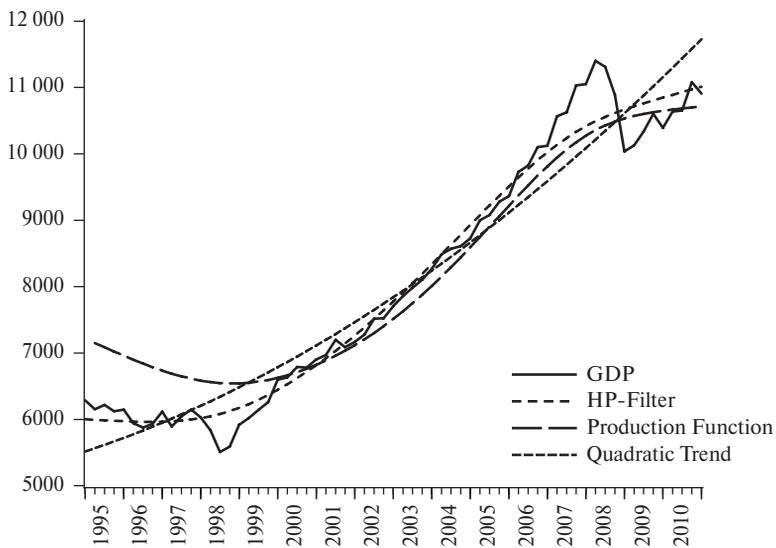


Рис. 2. Динамика фактического реального ВВП и оцененных потенциальных реальных ВВП в 1995–2010 гг., млрд руб.

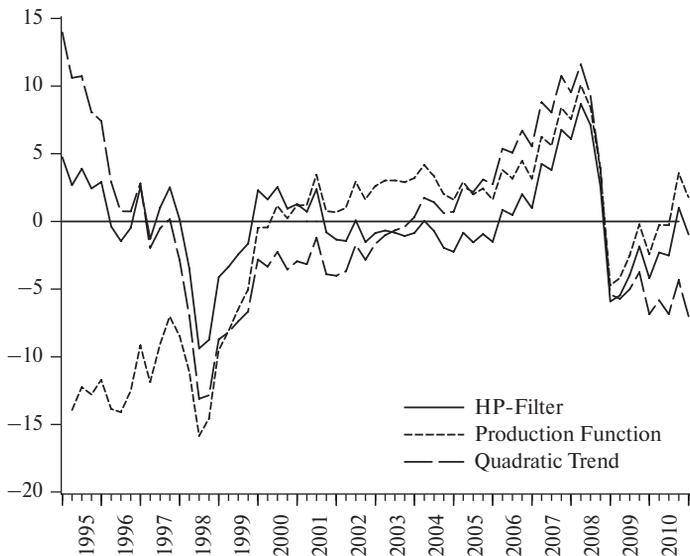
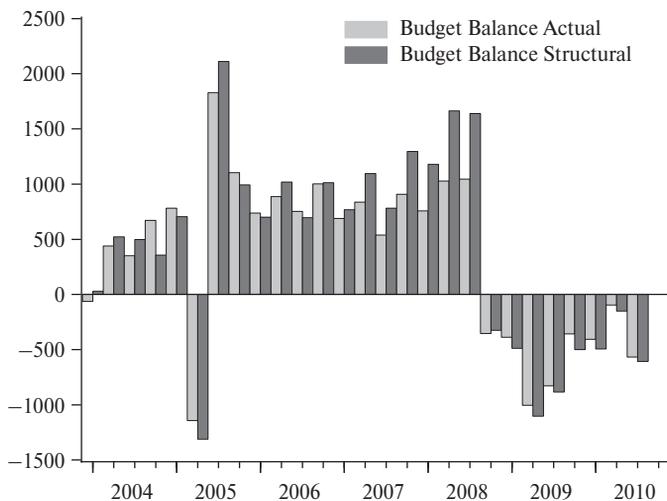


Рис. 3. Динамика оцененных разрывов выпуска 1995–2010 гг., % потенциального ВВП



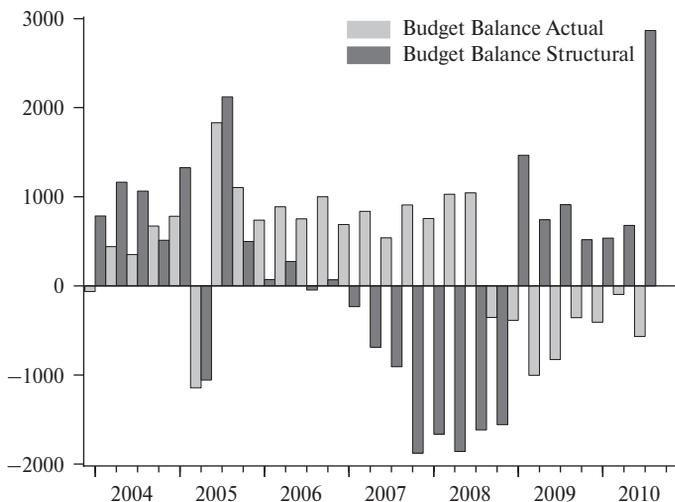


Рис. 6. Фактический баланс бюджета и структурный баланс, полученный с помощью квадратичного тренда, млн руб.

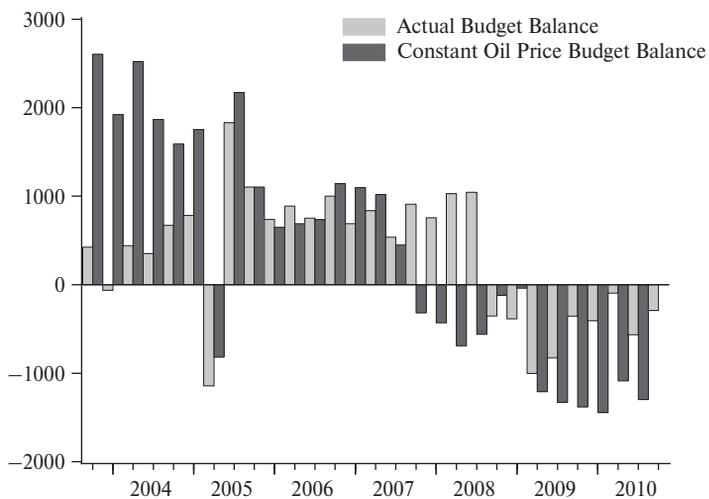


Рис. 7. Фактический баланс бюджета и баланс бюджета в постоянных ценах на нефть, млн руб. (за уровень цен нефти 1 принята средняя цена нефти за период III кв. 2004 г. — IV кв. 2010 г.)

Финальный вариант производственной функции приведен ниже⁶ (оценено по квартальным данным за 1995–2010 гг.).

$$Y_t = 3892,8 + 26,5 K_t + 19,1 K_{t-1}, \quad R^2 = 0,931. \quad (6)$$

t -stat (14,57) (15,25) (10,44)

Потенциальный уровень капитала получен путем подставления в зависимость (6) ряда базисного индекса реальных инвестиций, сглаженного НР-фильтром.

Ряды разрывов выпуска, оцененные с помощью НР-фильтра и выделения квадратичного тренда, демонстрируют качественно схожую динамику: согласно этим оценкам экономика была «перегрета» в 1995 г., затем в 1998 г. имела место рецессия, глубина спада во время которой составляла от 9 до 14% относительно потенциального ВВП. В течение 2000–2006 гг. экономика находилась около своего потенциального уровня. Накануне мирового финансового кризиса экономика характеризуется как «перегретая» (разрыв выпуска положителен и составляет 7–10%); глубина кризиса оценивается в 5–7% потенциального ВВП. Вместе с тем, согласно оценкам производственной функции до 2000 г. экономика находилась ниже потенциального выпуска. Начиная с 1995 г. разрыв ВВП сокращается в абсолютном выражении с уровня –14 до 0% (в 2000 г.), при этом необходимо отметить кризис 1998 г., во время которого разрыв выпуска составил примерно –15%. Далее динамика разрыва выпуска, оцененная производственной функцией, качественно и количественно схожа с разрывами, оцененными НР-фильтром и квадратичным трендом.

«Перегрев» экономики во второй половине 1990-х годов, который показали оценки НР-фильтра и квадратичного тренда, является статистическим «миражом» и был установлен из-за «эффекта края». Этот результат противоречит тому, что экономика в 1990–2000-е годы находилась на «дне» трансформационного спада, поэтому оценки разрыва, полученные производственной функцией, являются более правдоподобными.

заняты, при этом получение значимых коэффициентов на коротком интервале можно обосновать наличием у обоих рядов устоявшегося возрастающего тренда.

⁶ K_t обозначает прокси для капитала — базисный (т.е. не цепной) индекс реальных инвестиций. В отличие от цепного индекса, базисный индекс отражает накопление капитала, а не его прирост. В модели исправлена имевшая место автокорреляция в остатках. Анализ показал, что остатки являются стационарными: тестовая статистика Дики — Фуллера равна –2,42, соответствующее P -значение — 0,016.

Выводы о динамике разрыва выпуска, не противоречащие трансформационному спаду, таковы. В 1998 г. экономика России испытала кризис, глубина которого оценивается от 7 до 15% потенциального ВВП. В первой половине 2000-х годов экономика находилась около потенциального ВВП. Мировой финансовый кризис привел к падению выпуска на 5% относительно потенциального ВВП.

В расчетах структурного баланса используются реальные бюджетные показатели, уровень цен — дефлятор ВВП. Оцениваются эластичности статей доходов бюджета по разрыву выпуска без промежуточного оценивания эластичностей статей бюджета по прокси налогооблагаемых баз и эластичности налогооблагаемых баз по разрыву выпуска, как это было сделано в [5], так как эластичности прокси баз по разрыву выпуска на уровне значимости 5% можно считать равными нулю. Значимые коэффициенты эластичности налоговых поступлений по оценкам разрыва выпуска приведены в табл. 1 (приложение).

Идея о том, что выпуск России подвержен нефтяным шокам, подтверждается. Если обозначить Oil_t цену нефти марки Urals, USD, ER_t — курс доллара к рублю, руб./USD, то наличие долгосрочной взаимосвязи⁷ следует из регрессии:

$$\ln(Y_t) = 7,578 + 0,292 \ln(Oil_t) - 0,166 \ln(ER_t) \quad (7)$$

$t-stat$ (18,425) (12,416) (-1,765)

$$R^2 = 0,873 \quad DW = 0,761 \quad SE = 0,044.$$

Существует краткосрочная связь между реальным ВВП, ценой на нефть и курсом. Это подтверждается оценкой модели коррекции ошибками (v_t — остатки модели (7)):

$$\Delta \ln(Y_t) = 0,064 \Delta \ln(Oil_t) - 0,283 \Delta \ln(ER_t) - 0,156 v_{t-1} \quad (8)$$

$t-stat$ (2,373) (-3,833) (-1,850)

$$R^2 = 0,566 \quad DW = 1,554 \quad SE = 0,017.$$

⁷ Анализ показал, что остатки стационарны. Тест Дикки — Фуллера отвергает гипотезу о том, что остатки следуют процессу случайного блуждания (тестовая статистика $-3,099$, P -значение $0,003$). Тем не менее остатки автокоррелированы, оценка коэффициента автокорреляции равна $0,610$ ($t = 3,859$). В данном случае это не принципиально, так как цель регрессий — доказать статистически значимую взаимосвязь.

Значит, расчет бюджетного баланса в постоянных ценах на нефть может скорректировать баланс на циклические колебания⁸.

Эластичности налоговых поступлений по разрыву выпуска значимы, фактический баланс и оценки структурного баланса не совпадают. Значит, циклическая составляющая баланса является также статистически отличимой от нуля, и ее необходимо исключать при анализе дискреционной фискальной политики. Действие встроенных стабилизаторов (в данном случае к ним можно отнести подоходные налоги и налоги, связанные с природными ресурсами) достаточно сильно.

Сравнить оценки структурного баланса и баланс при постоянных ценах на нефть невозможно, так как абсолютный уровень баланса при постоянных ценах на нефть зависит от того, какая цена выбрана за базу.

Структурный баланс, рассчитанный с использованием НР-фильтра, совпадает по знаку с фактическим балансом. Согласно этим расчетам накануне мирового финансового кризиса структурный баланс был значительно больше фактического баланса: последний находился на уровне около 1000 млн руб., в то время как структурный баланс бюджета составил более 1500 млн руб. Однако такой вывод может быть обусловлен переоценением степени «перегрева» экономики накануне кризиса. Качественно аналогичные выводы можно сделать из анализа структурного баланса, рассчитанного с использованием производственной функции.

Структурный баланс, рассчитанный с использованием квадратичного тренда, демонстрирует принципиально иные результаты. Начиная с IV квартала 2006 г. и до II квартала 2008 г. (т.е. до начала кризиса в России) структурный баланс был отрицательным, в то время как фактический баланс — положительным, причем величина структурного дефицита значительно превышала величину фактического профицита. В 2009–2010 гг. наблюдается противоположная ситуация. Это связано с тем, что оценки разрыва выпуска с использованием квадратичного тренда качественно отличаются от прочих оценок разрыва выпуска.

Для анализа действенности фискальной политики интерес представляет не сам баланс бюджета, а то, какой общий эффект оказывает фискальная политика на совокупный спрос, насколько он изменяется

⁸ Поскольку колебания цен на нефть в первую очередь сказываются на бюджетных доходах, а не расходах, производилось дефлирование на мировую цену нефти марки Urals в рублевом выражении только доходов бюджета.

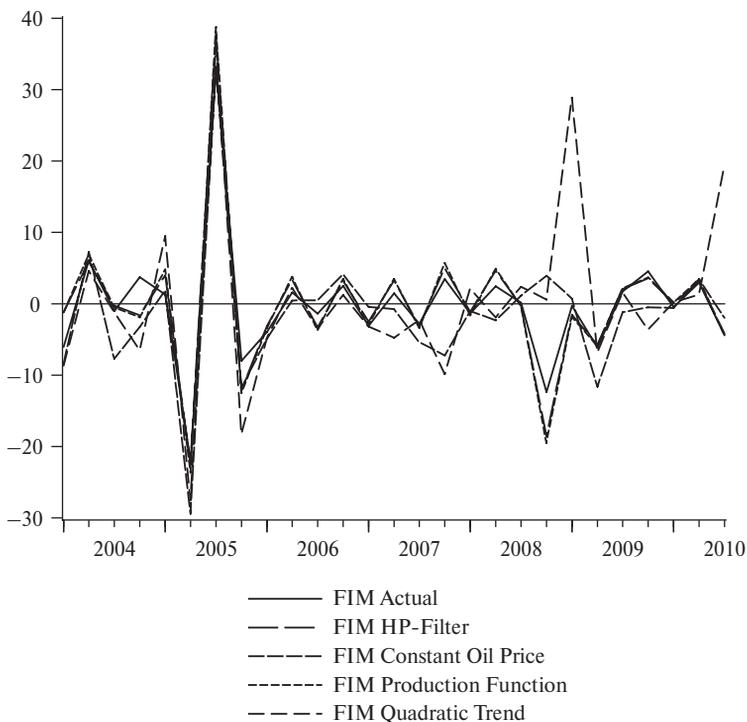


Рис. 8. Динамика полученных показателей фискального импульса, % потенциального ВВП прошлого квартала

в результате действия политики. Этот эффект позволяет измерить индикатор меры фискального импульса FIM_t :

$$FIM_t = \frac{B_t^s - B_{t-1}^s}{Y_{t-1}^*}, \quad (9)$$

который показывает, какой фискальный импульс создало бы правительство в периоде t , если бы ВВП находился на потенциальном уровне и не изменился по сравнению с предыдущим периодом.

Существует высокая значимая корреляция между и структурными фискальными импульсами, при этом фактический фискальный импульс не совпадает с оценками структурного, что еще раз подчеркивает значительность действия встроенных стабилизаторов. Оценки фи-

скального импульса, основанные на балансе при постоянных ценах на нефть, качественно совпадают с оценками структурных фискальных импульсов. Это означает, что можно не проводить сложную процедуру расчета структурного баланса, а вместо него использовать баланс при постоянных ценах на нефть.

Можно сделать следующие выводы. В 2005 г. наблюдались два мощных фискальных импульса: во II квартале 2005 г. — положительный, который составил до 40% (потенциального) ВВП⁹, а затем в III квартале этого года — отрицательный в размере более 25%, что в целом говорит о сдерживающем эффекте фискальной политики. На протяжении 2006–2008 гг. она не была активной, фискальные импульсы колебались около нуля, не превышая значение 5–10% по модулю. В начале финансового кризиса правительство провело стимулирующую фискальную политику, фискальный импульс составил –15–20% (вместе с тем, по оценкам метода квадратичного тренда, импульс, наоборот, был положительным и составил приблизительно +30%, так что правительство сдерживало восстановление экономики во время кризиса), но за этой антикризисной мерой других значительных изменений не последовало. В конце первого десятилетия XXI в. фискальная политика оставалась малоактивной.

Полученные численные результаты свидетельствуют о том, что в среднесрочной перспективе подходы оценивания, за исключением метода выделения квадратичного тренда, дают сопоставимые оценки фискального импульса. Поэтому сами подходы к расчету структурного баланса (точнее, к расчету разрыва выпуска, на котором базируется расчет структурного баланса) являются взаимозаменяемыми.

При стабилизационной фискальной политике разрыв выпуска должен отрицательно коррелировать с показателем фискального импульса. Это следует из стабилизационной функции фискальной политики. Далее приведены рассчитанные уравнения регрессии (10)–(12) разрывов выпуска на фискальный импульс (с лагами)¹⁰.

Все приведенные регрессии являются адекватными, включенные регрессоры — значимыми, а остатки стационарны и некоррелированы.

⁹ Как сообщает газета «Коммерсантъ» от 23 июня 2005 г. № 113 (3197), в июне 2005 г. «в результате работы контрольных и налоговых органов и взыскания недоимки» по итогам I квартала в бюджете образовались 271 млрд руб. «дополнительного» дохода. Поэтому правительством было принято решение о внесении поправок в бюджет и распределении 348 млрд руб. (в текущих ценах) по основным статьям расходов бюджета.

¹⁰ Последующие лаги незначимы и поэтому не приведены в тексте.

Вывод из этих уравнений относительно действенности фискальной политики неоднозначен. Так, расчеты, основанные на НР-фильтре и на производственной функции, свидетельствуют о том, что дискреционная фискальная политика способствует отклонению экономики от потенциального уровня; основанные на квадратичном тренде расчеты сговорят о противоположном: дискреционная фискальная политика носит ярко выраженный стабилизационный характер.

$$\Delta gap_{t-stat}^{HP} = -0,0004 + 0,0010 FIM_t^{HP} + 0,0011 FIM_{t-1}^{HP} \quad (10)$$

(-0,094)
(1,843)
(1,978)

$$R^2 = 0,172 \quad DW = 2,172 \quad SE = 0,024,$$

$$\Delta gap_{t-stat}^{PF} = -0,0011 + 0,0010 FIM_t^{PF} + 0,0010 FIM_t^{PF} \quad (11)$$

(-0,246)
(1,895)
(1,992)

$$R^2 = 0,176 \quad DW = 2,228 \quad SE = 0,024,$$

$$\Delta gap_{t-stat}^{QT} = -0,0021 - 0,0010 FIM_t^{QT} \quad (12)$$

(-0,472)
(-2,697)

$$R^2 = 0,225 \quad DW = 1,793 \quad SE = 0,023.$$

Можно выдвинуть гипотезу о том, что в действительности ВВП России подвержен колебаниям двух типов: колебаниям, вызванным внешними шоками (в частности, колебания цен нефти и газа), и коротким колебаниям, вызванным внутренними шоками. Эта гипотеза базируется на том, что метод выделения квадратичного тренда в динамике ВВП является самым «жестким» методом сглаживания: в отличие от НР-фильтра, который лежит в основе других двух методов, каждому наблюдению приписывается одинаковый вес (это свойство МНК), поэтому сглаженный ряд является «более гладким». Соответственно квадратичный тренд сглаживает все шоки, как внешние, так и внутренние, в то время как остальные методы позволяют «проникнуть» внешним шокам (так как они длиннее по действию и сильнее по влиянию) в ряд потенциального ВВП.

Идеальная стабилизационная макроэкономическая политика должна сглаживать все краткосрочные колебания: как нефтяные, так и ненефтяные. В действительности, в силу того что нефтяные колебания выпуска значительно превышают ненефтяные, фискальной политике, проводимой правительством, удается справиться только с ненефтяными колебаниями, но оно не в состоянии сгладить колебания нефтя-

ные. Одной из причин может быть то, что это связано с перемещением во времени объемов денежных средств, невозможным из-за риска укрепления рубля.

Заключение

Методология расчета структурного баланса, согласно которой были проведены все расчеты, является эвристической: она основывается на наблюдениях за развитыми экономиками. Механизмы, работающие в развитых странах, не обязаны работать аналогичным образом и работать вообще в развивающихся экономиках, например в России. Поэтому методы анализа развитых экономик могут давать неадекватные результаты при применении этих методов для анализа переходных экономик.

К разрыву выпуска оказались чувствительны подоходные налоги: налог на прибыль организаций и налог на доходы физических лиц. Платежи и налоги при пользовании природными ресурсами (очевидно, в первую очередь это нефть) также оказались чувствительны к разрыву выпуска: объем добычи нефти зависит от цены на нефть, а цена на нефть коррелирует с объемом выпуска. Это согласуется с концепцией встроенных стабилизаторов. Следовательно, можно утверждать, что в российской экономике наблюдается действие встроенных стабилизаторов, а основной канал влияния на экономику цены на нефть — это влияние нефтяных цен на доходы индивидов и прибыли фирм.

Можно выделить два типа колебаний выпуска в России: колебания, вызванные внешними шоками (колебания цен на нефть), длительность которых составляет более одного квартала, и колебания, вызванные внутренними шоками, длительность которых приблизительно равна одному кварталу. Анализ фискальной политики показал, что дискреционная фискальная политика справляется со сглаживанием коротких колебаний, вызванных внутренними шоками, но не в состоянии сгладить внешнеэкономические колебания и, таким образом, не является стабилизационной. Этот вывод особенно актуален при анализе действенности фискальной политики в период мирового финансового кризиса: кризис является мощным внешним шоком, поэтому фискальная политика не смогла его сгладить, что привело к значительному падению ВВП в 2009—2010 гг.

Этот результат не противоречит стилизованным фактам о том, что в экспортно ориентированных экономиках фискальная политика яв-

ляется проциклической (не сглаживает колебания выпуска), но получен другими методами.

Из-за доступности достаточно короткого временного ряда по балансу бюджета (примерно 28 наблюдений) возникают соответствующие сомнения в достоверности полученных результатов. Поскольку наблюдений мало, единственный способ проверить результаты на робастность — это рассчитать структурный баланс несколькими методами и сопоставить результаты, что и было предпринято в настоящей работе. На данном этапе развития статистики, экономики и России в целом можно утверждать, что пока рано делать какие-либо содержательные и пригодные для количественного прогнозирования выводы с помощью структурного баланса бюджета. Помимо технических проблем (недостоверность статистики, короткие временные ряды) существует основная идеологическая проблема: что считать потенциальным выпуском для экономики, которая переживает трансформационный спад? В связи с этим многие инструменты анализа не применимы к российской экономике; использование при ее анализе аналитических методов развитых экономик не дает робастных количественных результатов, в то же время представляется возможным с помощью применения различных подходов получить устойчивые качественные выводы о развитии экономики.

Источники

1. *Бессонов В.А.* Трансформационный спад и структурные изменения в российском промышленном производстве // Институт экономики переходного периода. Научные труды № 30Р. 2001.

2. *Бессонов В.А.* Проблемы построения производственных функций в российской переходной экономике // Бессонов В.А., Цухло С.В. Анализ динамики российской переходной экономики. М.: Ин-т экономики переходного периода, 2002. С. 5–89.

3. *Бессонов В.А.* Проблемы анализа российской макроэкономической динамики переходного периода. М.: Ин-т экономики переходного периода, 2005.

4. *Бессонов В.А., Воскобойников И.Б.* О динамике основных фондов и инвестиций в российской переходной экономике // Экономический журнал ВШЭ. 2006. № 2. С. 193–228.

5. *Васильева Е.А., Власов С.А., Пономаренко А.А.* Анализ стабилизационной функции и устойчивости государственных финансов Российской Федерации // Экономический журнал ВШЭ. 2009. № 3. С. 383–402.

6. *Гурвич Е.Т., Вакуленко Е.С., Кривенко П.А.* Циклические свойства бюджетной политики в нефтедобывающих странах // Вопросы экономики. 2009. № 2. С. 51–70.
7. *Капелюшников Р.И.* Структура российской рабочей силы: особенности и динамика // Вопросы экономики. 2006. № 10. С. 19–40.
8. *Катышев П.К., Полтерович В.М.* Политика реформ, начальные условия и трансформационный спад // Экономика и математические методы. 2006. Т. 42. № 4.
9. *Полтерович В.М.* Трансформационный спад в России // Экономика и математические методы. 1996. Т. 32. № 1. С. 54–69.
10. *Полтерович В.М.* Институциональные ловушки и экономические реформы // Экономика и математические методы. 1999. Т. 35. № 2. С. 3–19.
11. *Полтерович В.М.* Элементы теории реформ. М.: Экономика, 2007.
12. *Ясин Е.Г.* Модернизация и общество: докл. к VIII Междунар. науч. конф. «Модернизация экономики и общественное развитие». М.: ГУ ВШЭ, 2007.
13. *Balassone F.* Measuring Fiscal Performance in Oil-Producing Countries // Fiscal Indicators. Banca d'Italia. Public Finance Workshop. 2006.
14. *Baxter M., King R.G.* Measuring Business Cycle, Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. NBER Working paper series. No. 5022. 1995.
15. *Blanchard O.J.* Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators. OECD Working paper. No. 79. 1990.
16. *Blanchard O.J., Kremer M.* Disorganization // Quarterly Journal of Economics. 1996. Vol. 112. No. 4. P. 1091–1126.
17. *Boije R.* The General Government Structural Budget Balance // Economic Review. 2004. No. 1. P. 5–33.
18. *Brandner P., Diebalek L., Schuberth H.* Structural Budget Deficits and Sustainability of Fiscal Positions in the European Union. OECD Economics Department Working papers. No. 15. OECD Publishing. 1998.
19. *Cogley T., Nason J.* Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research // Journal of Economic Dynamics and Control. 1995. No. 19. P. 253–278.
20. *Girouard N., André C.* Measuring Cyclically Adjusted Budget Balances for OECD Countries. OECD Economics Department Working papers. No. 434. OECD Publishing, 2005.
21. *Hagemann R.* The Structural Budget Balance: the IMF's Methodology. Working papers of the International Monetary Fund. WP/99/95. 1999.
22. *Hodrick R., Prescott E.* Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. Discussion paper. No. 451. Carnegie-Mellon University, 1980.
23. *Kornai J.* Transformational Recession: The Main Causes // Journal of Comparative Economics. 1994. No. 19. P. 39–63.

24. *Murchison R., Robbins J.* Fiscal Policy and the Business Cycle: A New Approach to Identifying the Interaction. Department of Finance Canada Working paper. No. 2003-06.

25. *Muller P., Price R.W.* Structural Budget Deficits and Fiscal Stance. OECD Economics Department Working paper. No. 15. OECD Publishing, 1984.

26. *Orphanides O., van Norden S.* The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time // *The Review of Economics and Statistics*. 2002. Vol. 84. No. 4. P. 569–583.

27. *Renisson A.* Comparing Alternative Output-Gap Estimators: A Monte Carlo Approach. Bank of Canada Working paper. No. 2003-8.

28. *Spilimbergo A.* Measuring the Performance of Fiscal Policy in Russia. IMF Working paper. WP/05/241. 2005.

29. *Zápal J.* The Relation between the Cyclically Adjusted Budget Balance and the Growth Accounting Method of Deriving 'Net Fiscal Effort' // *AUCO Czech Economic Review*. 2007. Vol. 1. No. 3. P. 324–334.

Приложение

Таблица 1. Коэффициенты эластичности некоторых налоговых доходов по прокси налогооблагаемых баз

Налоговые поступления	НР-фильтр	Производственная функция	Квадратичный тренд
Налог на прибыль юрлиц	6,398 ($< 0,001$)*	6,525 ($< 0,001$)	3,243 (0,009)
Налог на доходы физлиц	0,388 (0,025)	0,419 (0,012)	0,297 (0,008)
Сборы за регулярное пользование природными ресурсами	1,602 (0,011)	1,401 (0,028)	2,632 ($< 0,001$)
Платежи при использовании природными ресурсами	4,311 (0,015)	4,904 (0,006)	3,512 (0,001)

* В скобках указаны *P*-значения.

Таблица 2. Оценки эластичностей статей доходов и расходов бюджета в абсолютном выражении по разрыву выпуска, оцененному с помощью фильтра Ходрика — Прескотта, и другие параметры оцененных моделей¹

Переменная	Коэффициент эластичности	P-value коэффициента	R ²	DW	JB P-value
T_1	6,398	< 0,001	0,384	1,182	< 0,001
T_2^*	0,388	0,025	0,188	2,029	0,887
T_3	0,080	0,973	0,039	2,363	< 0,001
T_4^*	0,725	0,762	0,004	3,036	< 0,001
T_5^*	0,525	0,198	0,078	1,178	0,627
T_6^*	0,362	0,346	0,034	2,136	0,210
T_7	0,077	0,948	< 0,001	2,673	< 0,001
T_8	1,602	0,011	0,501	0,476	0,717
T_9^*	0,378	0,668	0,007	1,438	0,679
T_{10}	4,311	0,015	0,242	1,351	0,438
NT^*	2,716	0,475	1,461	1,461	0,210
G^*	0,381	0,704	0,006	3,137	0,001

¹ Оценивалась регрессия $\ln(T_i)$ на gap и константу. Для налогов, отмеченных *, в табл. 2–4 в качестве объясняемой переменной использовались первые разности логарифма налога: $\Delta \ln(T_i)$.

Обозначения переменных в табл. 2–4:

T_1 — налог на прибыль организации;

T_2 — НДФЛ;

T_3 — н алоги и взносы на социальные нужды;

T_4 — н алоги на товары, реализуемые в РФ;

T_5 — н алоги на товары. Ввозимые в РФ;

T_6 — н алоги на совокупный доход;

T_7 — н алоги на имущество;

T_8 — сборы за регулярное пользование природными ресурсами;

T_9 — доходы от внешнеэкономической деятельности;

T_{10} — платежи при использовании природными ресурсами;

NT — прочие налоги;

G — расходы бюджета.

Таблица 3. Оценки эластичностей статей доходов и расходов бюджета в абсолютном выражении по разрыву выпуска, оцененному с помощью квадратичного тренда, и другие параметры оцененных моделей

Переменная	Коэффициент эластичности	<i>P</i> -value коэффициента	<i>R</i> ²	<i>DW</i>	<i>JB P</i> -value
T_1	3,243	0,009	0,229	1,052	< 0,001
T_2^*	0,297	0,008	0,244	2,218	0,885
T_3	0,743	0,607	0,010	2,422	< 0,001
T_4^*	0,438	0,651	0,009	2,400	< 0,001
T_5^*	0,259	0,331	0,045	1,160	0,579
T_6^*	0,336	0,179	0,068	2,213	0,279
T_7	0,239	0,760	0,004	2,677	< 0,001
T_8	2,632	< 0,001	0,480	0,476	0,539
T_9^*	0,256	0,658	0,008	1,450	0,681
T_{10}	3,512	0,001	0,378	1,658	0,454
NT^*	1,227	0,636	0,011	1,462	< 0,001
G^*	0,301	0,649	0,008	3,149	0,182

Таблица 4. Оценки эластичностей статей доходов и расходов бюджета в абсолютном выражении по разрыву выпуска, оцененному с помощью производственной функции, и другие параметры оцененных моделей

Переменная	Коэффициент эластичности	<i>P</i> -value коэффициента	<i>R</i> ²	<i>DW</i>	<i>JB P</i> -value
T_1	6,525	< 0,001	0,374	1,141	< 0,001
T_2^*	0,419	0,012	0,197	2,072	0,984
T_3^*	0,666	0,769	0,003	2,407	0,867
T_4^*	0,617	0,800	0,003	3,306	< 0,001
T_5^*	0,642	0,118	0,112	1,219	0,552
T_6^*	0,496	0,207	0,060	2,186	0,197
T_7^*	0,106	0,931	< 0,001	2,672	< 0,001
T_8^*	1,401	0,022	0,440	0,426	0,724
T_9^*	0,865	0,338	0,035	1,445	0,337
T_{10}	4,904	0,006	0,300	1,457	0,476
NT^*	1,855	0,636	0,011	1,456	0,188
G^*	0,426	0,681	0,007	3,137	0,001

© Платонов К.Е., 2012