

Макроэкономическая политика

ФАКТОРНЫЙ АНАЛИЗ ДОХОДОВ РОССИЙСКОЙ БЮДЖЕТНОЙ СИСТЕМЫ

Алексей БАЛАЕВ

Алексей Иванович Балаев —
кандидат физико-математических наук,
руководитель направления «Макроэкономическое
моделирование» Экономической экспертной группы
(109012, Москва, Ветошный пер., д. 5/4, оф. 206);
старший научный сотрудник Центра бюджетного
анализа и прогнозирования
Научно-исследовательского финансового института
(127006, Москва, Настасьинский пер., д. 3, стр. 2).
E-mail: a.balaev@gmail.com

Аннотация

В работе проведен анализ факторов, определяющих изменение доходов бюджетной системы РФ, на основе эконометрических моделей. В качестве факторов рассматриваются цены на нефть, обменный курс, темпы инфляции и физический объем ВВП. Для более четкого разделения их влияния предварительно проводится ортогонализация факторов, что требует определения порядка, в котором они воздействуют друг на друга. Этот порядок определяется степенью «экзогенности» (или «эндогенности») рассматриваемых факторов, которая оценивается на основе коэффициентов векторной авторегрессии на факторах и соответствующих функциях импульсного отклика. Построенные на ортогонализированных факторах модели используются для измерения вклада ключевых факторов в вариацию доходов всех составляющих бюджетной системы. Такой анализ показывает, что зависимость бюджета от цен на нефть гораздо сильнее, чем можно предположить исходя из доли нефтегазовых доходов. Хотя поступления от нефтегазового сектора в последние годы составляли от 22 до 28% доходов расширенного бюджета и от 40 до 50% доходов федерального бюджета, их колебания объясняют 60–70% вариаций этих доходов. Полученные результаты используются также для определения того, насколько Россия может сократить вариации расходов бюджетной системы за счет введения жесткого бюджетного правила. Произведен расчет потенциала сокращения волатильности расходов как в номинальном, так и в реальном выражении. Продемонстрировано, как при этом изменится позиция России среди стран «Большой двадцатки» с точки зрения стабильности динамики расходов. Обсуждаются возможные пути расширения проведенного анализа.

Ключевые слова: бюджетная система, колебания доходов, зависимость от цен на нефть, эконометрическая модель, разложение вариации.

JEL: C38, H20, H50.

Введение

В последние пять лет от 22 до 28% доходов бюджетной системы и от 40 до 50% доходов федерального бюджета РФ составляли поступления от нефтегазового сектора, зависящие от непредсказуемых колебаний биржевых котировок на товарных рынках. Падение цен на нефть в 2015 году в очередной раз продемонстрировало, насколько чувствительна российская бюджетная система к колебаниям внешней конъюнктуры и какие серьезные трудности создает такая зависимость для планирования и исполнения бюджета.

Анализ и прогнозирование динамики бюджетных доходов важны для формирования политики расходов. Соотношение между вариацией доходов и расходов определяет одну из ключевых характеристик бюджетной политики — степень ее про- или контрцикличности. Сочетание высокой волатильности доходов и низкой волатильности расходов указывает на то, что правительство сглаживает воздействие внешних шоков на экономику, проводя контрциклическую политику. Равная степень волатильности доходов и расходов говорит о процикличности бюджетной политики. В ряде работ показано, что в последнем случае более волатильными оказываются также темпы роста ВВП, что при прочих равных снижает средние темпы роста экономики [Fatás, Mihov, 2008]. Проведение контрциклической бюджетной политики особенно важно для нефтедобывающих стран: во-первых, они испытывают особенно масштабные колебания внешних условий, а во-вторых, основным каналом, по которому такие колебания воздействуют на экономику, служат перепады бюджетных расходов [Husain et al., 2008].

Оценка и анализ зависимости параметров российского бюджета от цен на нефть, соответственно, остается актуальной задачей. Данная связь изучалась в ряде работ. Так, в работе [Landon, Smith, 2010] анализируются источники вариации бюджетных доходов в провинции Альберта (основном производителе нефти в Канаде). В статье [Boyd, Dadayan, 2014] авторы изучают волатильность бюджетных доходов и качество их прогноза по всем штатам США, в том числе нефтедобывающим. Эксперты МВФ [International Monetary Fund., 2015b] провели межстрановой эконометрический анализ влияния волатильности сырьевых цен на ненефтегазовые доходы, а также оценили волатильность нефтегазовых доходов в зависимости от налогового режима. Также можно отметить работу [Rahma et al., 2016], где проводится эконометрический анализ влияния нефтяных шоков на нефтяные бюджетные доходы в Судане.

Формирование нефтегазовых доходов бюджета в каждой стране имеет свои особенности, определяемые удельным весом добычи углеводородов в национальной экономике, механизмами налогообложения сектора и т. д. Моделированию зависимости доходов бюджетной

системы РФ от макроэкономических показателей посвящена, в частности, работа [Балаев и др., 2014]. В этой статье авторы учитывают, что цены на нефть оказывают воздействие на поступления в бюджет по многим каналам: наряду с прямым влиянием необходимо учитывать изменение объема ВВП, обменного курса и инфляции. В результате количественные оценки изменения номинальных и реальных доходов при повышении или понижении цен на нефть на 1 доллар за баррель и курса доллара на 1 рубль за доллар находятся путем объединения прямого расчета величины нефтегазовых доходов (опирающегося на размеры налоговой базы и налоговые ставки) и моделирования макроэкономических последствий изменений цены на нефть (включая изменение ненефтегазовых доходов).

Отличием настоящей работы служит то, что факторный анализ проводится полностью на основе эконометрического анализа связи между поступлениями в бюджет и макроэкономическими показателями. Такой анализ оправдан, поскольку на протяжении рассматриваемого периода налоговое законодательство претерпевало лишь ограниченные изменения.

Для того чтобы четко разделить влияние различных факторов, перед построением моделей были построены модифицированные версии рядов (проведена их ортогонализация). Первый ряд при этом остается неизменным, модифицированный вариант второго ряда представляет собой остаточные члены от регрессии исходного второго ряда на первый, модифицированный третий ряд представляет собой остаточные члены регрессии исходного третьего ряда на два первых и т. д.

Смысл такого преобразования состоит в следующем. Полное влияние первого показателя на бюджетные доходы включает как прямое влияние, так и косвенное, связанное с промежуточным воздействием на вторую и третью переменные. Вследствие этого анализ, не использующий ортогонализацию, не позволяет различить, например, собственное воздействие последней переменной на доходы от ее кажущегося воздействия, исходным источником которого выступали первый или второй фактор.

После ортогонализации влияние второй модифицированной переменной на бюджетные доходы следует интерпретировать как влияние колебаний второго фактора, не вызванное колебаниями первого. Аналогично влияние третьей модифицированной переменной интерпретируется как влияние колебаний третьего фактора, не объясняемое колебаниями двух первых факторов и т. д.

Построенные на ортогонализированных рядах модели были использованы непосредственно для разложения вариации доходов каждого из упомянутых выше бюджетов на сумму компонент, отражающих каждую из макроэкономических переменных: цену нефти, курс доллара, инфляцию, реальный ВВП и «прочие» переменные, в которые

вошли главным образом различные изменения бюджетного и налогового законодательств (в частности, изменения налоговых ставок), а также изменения уровня собираемости налогов.

Далее работа построена следующим образом. В разделе 1 приведено описание использованных данных. В разделе 2 описан и обоснован процесс ортогонализации объясняющих переменных. Раздел 3 содержит описание моделей доходов, построенных с использованием этих переменных. В разделе 4 подсчитан вклад каждой такой переменной в вариацию доходов бюджетов различных уровней и дана интерпретация полученным результатам. Наконец, в разделе 5 проведено сравнение России со странами «Большой двадцатки». Построена количественная оценка того, насколько введение достаточно жесткого бюджетного правила может сократить волатильность расходов бюджетной системы РФ и как, соответственно, в этом случае изменится положение России среди стран «Большой двадцатки» по уровню волатильности госрасходов. В разделе 5 также обсуждаются возможные пути совершенствования настоящей работы.

1. Данные

В работе используются данные за период с I квартала 2003 года по II квартал 2016 года (54 наблюдения) по следующим показателям (в скобках указаны обозначения переменных, используемые в наших регрессионных моделях, и единицы измерения):

- среднеквартальные мировые цены на нефть марки *Urals* (*URALS*, долл./барр.)¹;
- среднеквартальный курс доллара США к рублю (*ER*, руб./долл.)²;
- среднеквартальный уровень ИПЦ (*CPI*, %, начало января 2003 года = 100)³;
- квартальный объем ВВП в постоянных ценах 2011 года (*GDP*, млрд руб.)⁴;
- квартальные доходы федерального бюджета (*FED*, млрд руб.)⁵;
- сумма квартальных доходов бюджетов всех регионов, включая все безвозмездные перечисления (*REG*, млрд руб.)⁶;
- сумма квартальных собственных (исключая все безвозмездные перечисления) доходов бюджетов всех регионов (*OWN*, млрд руб.)⁷;

¹ Министерство финансов РФ (<http://www.minfin.ru>).

² Банк России (<http://www.cbr.ru>).

³ Федеральная служба государственной статистики (<http://www.gks.ru>).

⁴ Там же.

⁵ Федеральное казначейство (<http://www.roskazna.ru>); Министерство финансов РФ (<http://www.minfin.ru>).

⁶ Там же.

⁷ Там же.

- квартальные доходы консолидированного бюджета (*CNS*, млрд руб.)⁸;
- сумма квартальных собственных (исключая все безвозмездные перечисления) доходов внебюджетных фондов (*FND*, млрд руб.)⁹;
- квартальные доходы расширенного бюджета (*GEN*, млрд руб.)¹⁰.

Темпы изменения всех показателей изображены на рис. 1–2.

Отдельно отметим, что в 2004–2007 годах из доходов федерального бюджета, собственных доходов региональных бюджетов, консолидированного бюджета и расширенного бюджета были исключены поступления, связанные с судебным решением в отношении нефтяной компании «ЮКОС». По судебному решению компания погасила крупную задолженность по налогу на прибыль за несколько лет. В результате вследствие того, что согласно бюджетному законодательству большая часть налога на прибыль поступает в региональные бюджеты, образовались «шоковые» поступления налога на прибыль в собственные доходы региональных бюджетов. Далее эти поступления были направлены из региональных бюджетов в федеральный бюджет, что создало в его доходах те же дополнительные «шоковые» поступления. Поступления, связанные с «ЮКОСом», наименьшим образом искажают временные ряды доходов расширенного и консолидированного бюджетов, поскольку величины доходов в этих бюджетах сами по себе достаточно большие и доля «ЮКОСа» в них не столь несущественна. Однако «юкосовские» поступления значительно искажают доходы федерального бюджета, поскольку их величина значительно меньше, чем у расширенного и консолидированного бюджетов. Наконец, «ЮКОС» еще больше искажает временной ряд собственных доходов региональных бюджетов.

Для целей нашего анализа поступления, связанные с «ЮКОСом», из бюджетных доходов необходимо исключить, поскольку эти поступления носят дискреционный характер, то есть не являются частью «автоматического» пополнения доходов бюджетной системы в ответ на улучшение макроэкономических условий. Нам же интересно изучить зависимость именно «автоматически» изменяющихся бюджетных доходов от макроэкономических показателей. Оценка поступлений, связанных с «ЮКОСом» и потому исключенных из рядов *FED*, *OWN*, *CNS*, *GEN*, приведена табл. 1¹¹.

⁸ Федеральное казначейство; Министерство финансов РФ.

⁹ Там же.

¹⁰ Там же.

¹¹ Для подсчета поступлений, связанных с «ЮКОСом», были использованы ежемесячные отчеты Федерального казначейства (<http://www.roskazna.ru>) и Минфина РФ (<http://www.minfin.ru>) о доходах региональных бюджетов в 2004–2007 годах. Автор выражает благодарность А. Д. Андриякову за консультации по региональной бюджетной статистике.

Т а б л и ц а 1

**Оценка перечислений из региональных бюджетов в федеральный бюджет,
обусловленных судебным решением в отношении нефтяной компании «ЮКОС»**

Регион	Ханты-Мансийский АО					Москва		
Год	2004	2005				2006	2007	
Квартал	IV	I	II	III	IV	I	II	IV
Перечисление (млрд руб.)	35,0	57,0	3,2	1,6	0,4	5,6	53,9	176,4

Источник: расчеты автора.

В табл. 2 приведены описательные статистики всех рассматриваемых временных рядов, приведенных к темпам роста в годовом сопоставлении. Средние темпы прироста доходов бюджетов всех уровней достаточно близки к среднему темпу прироста номинала ВВП за рассматриваемый период (он составил 16,4%), за исключением собственных доходов внебюджетных фондов, рост которых опережал рост номинала ВВП в среднем на 6,1 п.п. в год. Это связано с тем, что в периоде высоких цен на нефть реальная заработная плата росла достаточно быстро и опережала рост производительности труда, а также снижалась безработица. Кроме того, имела место также ускоренная индексация зарплат в бюджетном секторе. Темпы прироста бюджетных доходов также несколько выше среднего темпа прироста рублевой цены нефти за рассматриваемый период (18,9%), опять же за исключением собственных доходов внебюджетных фондов (они росли быстрее в среднем на 3,6 п.п.).

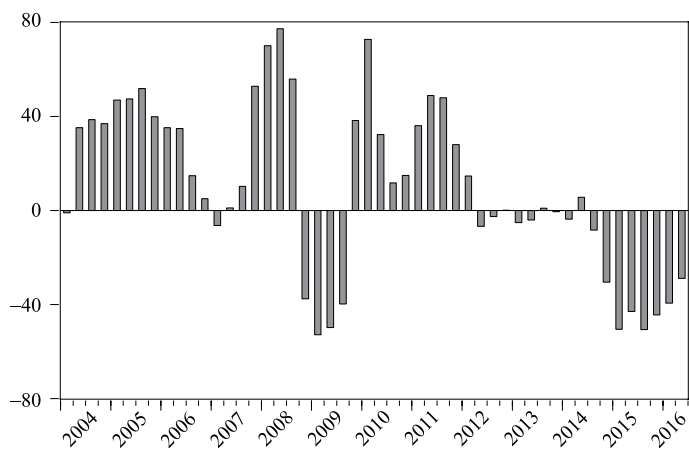
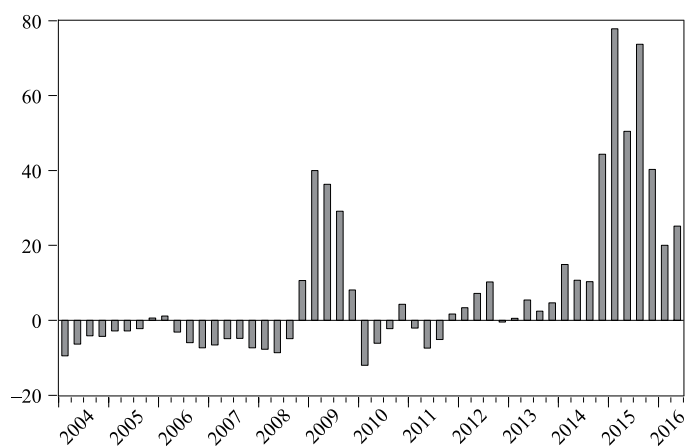
Т а б л и ц а 2

Описательные статистики для темпов прироста в годовом выражении (п.п.)

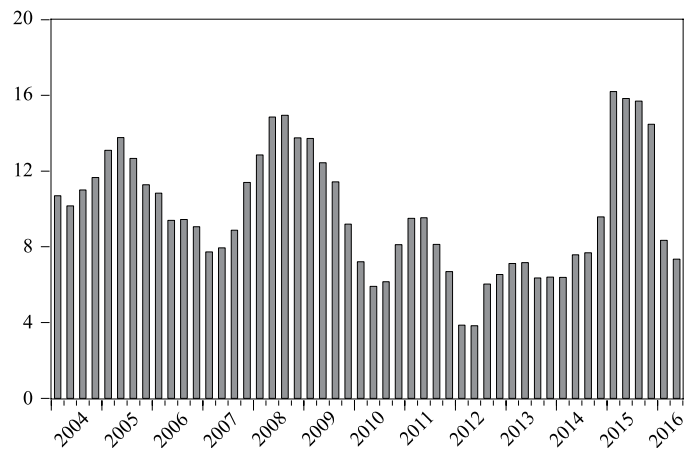
	<i>URALS</i>	<i>ER</i>	<i>CPI</i>	<i>GDP</i>	<i>FED</i>	<i>REG</i>	<i>OWN</i>	<i>CNS</i>	<i>FND</i>	<i>GEN</i>
Среднее	10,0	8,1	9,8	3,0	15,9	14,6	15,1	15,4	22,5	16,0
Стандартное отклонение	36,0	20,6	3,2	5,0	22,4	14,0	15,4	18,8	38,9	18,5

Источник: расчеты автора.

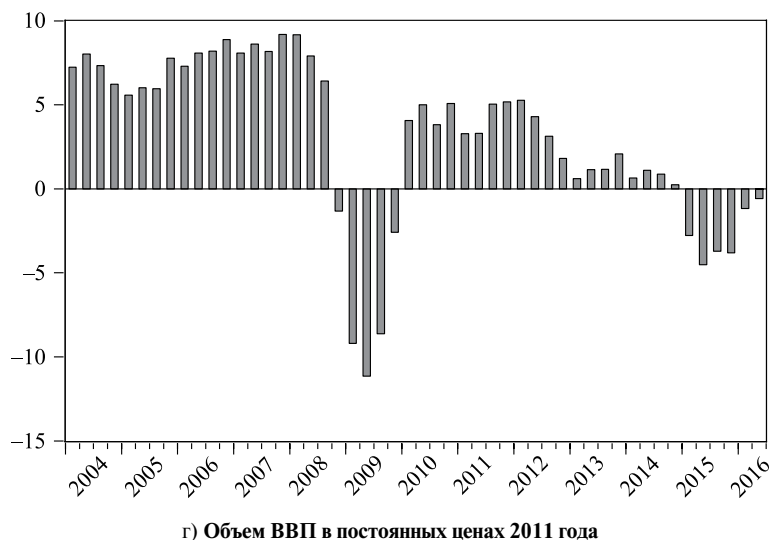
Наибольшая волатильность (стандартное отклонение по выборке) среди объясняющих переменных характерна для цены нефти, что ожидаемо, а наименьшая — для темпов инфляции и динамики реального ВВП, так как в период 2003–2016 годов имели место только два всплеска инфляции и падения выпуска, которые были гораздо меньшего масштаба, чем вызвавшее их падение цены на нефть. Курс рубля имеет промежуточную волатильность среди объясняющих переменных. Значительную часть рассматриваемого периода по отношению к курсу рубля проводилась политика «управляемого

а) Цена нефти марки *Urals* (среднеквартальная)

б) Курс доллара США (среднеквартальный)



в) Индекс потребительских цен (среднеквартальный)



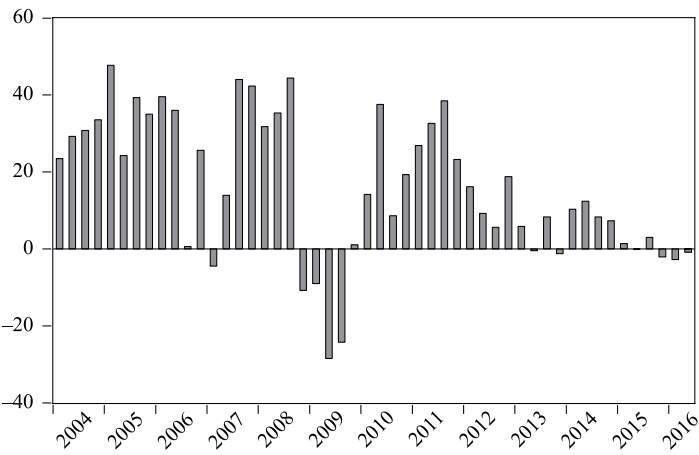
Источники: Минфин РФ (<http://www.minfin.ru>); Банк России (<http://www.cbr.ru>); Росстат (<http://www.gks.ru>).

Рис. 1. **Динамика основных макроэкономических параметров, 2004–2016 годы** (% в годовом сопоставлении)

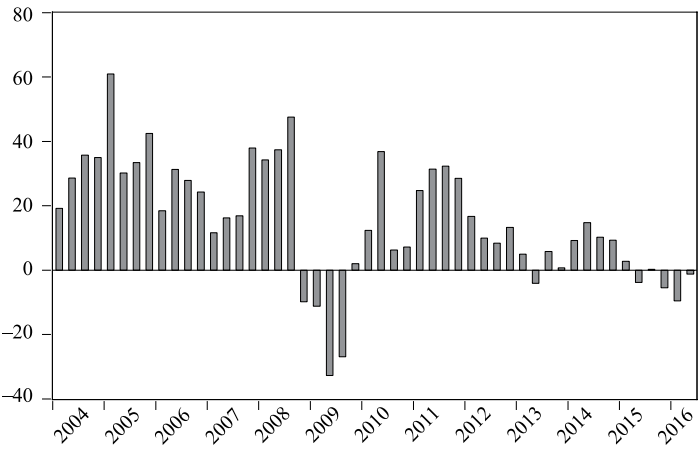
плавания», в результате чего его волатильность оказалась на 40% ниже волатильности основного определяющего курс фактора — цены на нефть. Что касается объясняемых переменных, то их волатильность оказалась максимальной для собственных доходов внебюджетных фондов, что, как отмечалось, связано с опережающим ростом реальной зарплаты, со снижением безработицы и с быстрой индексацией бюджетных зарплат. Более низкую волатильность имели доходы федерального, консолидированного и расширенного бюджетов, поскольку они представляют собой достаточно крупные агрегаты бюджетных доходов.

Наименьшую волатильность имели полные и собственные доходы региональных бюджетов — вероятно, вследствие их большей зависимости от темпов экономического роста, чем от цены нефти. При этом волатильность темпов прироста доходов бюджета каждого уровня в рассматриваемом периоде превышала волатильность прироста номинала ВВП (11,6 п.п.), что объясняется достаточно сильными колебаниями цен на нефть и высокой налоговой нагрузкой в нефтегазовом секторе (более 50%).

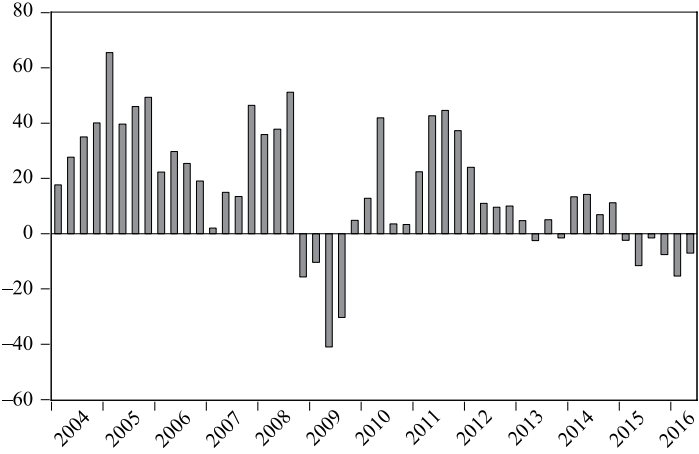
Для оценки эконометрических моделей на временных рядах необходимо проводить их предварительное тестирование на стационарность, поскольку при отсутствии таковой могут улавливаться кажущиеся зависимости и полученные оценки коэффициентов не будут удовлетворять свойствам, необходимым для корректного анализа.



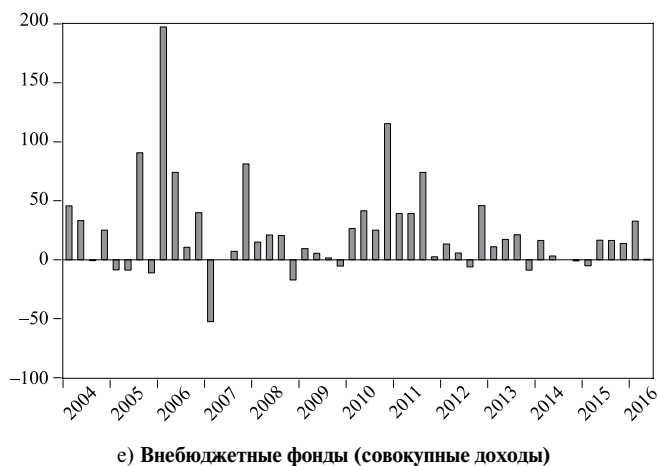
а) Расширенный бюджет



б) Консолидированный бюджет



в) Федеральный бюджет



Источники: Федеральное казначейство РФ (<http://www.roskazna.ru>); Минфин России (<http://www.minfin.ru>).

Рис. 2. Динамика доходов бюджетной системы, 2004–2016 годы

Для всех временных рядов, использованных в работе, нами был проведен модифицированный тест Дики — Фуллера на единичный корень. Согласно его результатам наличие единичного корня характерно для рядов изменений курса доллара и ИПЦ: $ER_t - ER_{t-4}$, $\ln(ER_t / ER_{t-4})$, ER_t / ER_{t-4} , $CPI_t - CPI_{t-4}$. Мы учитываем это при построении моделей и интерпретации результатов в разделах 2 и 3.

2. Факторы вариации доходов

Следующий шаг состоял в ортогонализации используемых факторов: цен на нефть, курса доллара, инфляции, темпов экономического роста.

Получаемое в итоге разложение вариации в некоторой мере зависит от того, в каком порядке проводится ортогонализация. Нами был выбран следующий порядок ортогонализации:

- 1) цена нефти остается в исходном виде;
- 2) из курса доллара исключается влияние цены на нефть;
- 3) из ИПЦ исключается влияние цены на нефть и курса доллара;
- 4) из ВВП исключается влияние цены на нефть, курса доллара и ИПЦ.

Аргументация, оправдывающая именно такой порядок ортогонализации, состоит в следующем. Чем чаще шоки некоторого показателя являются «экзогенными» для экономики, тем меньше стоит пытаться исключить из него влияния шоков других показателей. Цену на нефть можно считать «абсолютно» экзогенным показателем для российской экономики, и потому из нее мы ничего «не исключаем». Остается расставить в порядке «убывания экзогенности» (или «увеличения эндогенности») курс доллара, ИПЦ и реальный ВВП.

Отметим, что напрашивающееся решение этой задачи — тесты Грэнджера на причинность — в данном случае мы не можем применить по двум причинам. Во-первых, три оставшиеся переменные, очевидно, имеют двусторонние связи, и потому данный тест формально не может «объявить» одну переменную «более экзогенной» по сравнению с другой. Он для этого не предназначен. Во-вторых, используя тест Грэнджера, мы могли бы сравнивать R -значения, то есть делать эвристические выводы, в каком направлении связь между двумя переменными более выражена. Однако наша выборка (50 наблюдений) достаточно мала, вследствие чего тест Грэнджера будет недостаточно мощным для того, чтобы делать эвристические выводы на его основе.

Для анализа степени «экзогенности» (или «эндогенности») курса доллара, ИПЦ и реального ВВП была построена векторная авторегрессия (без ограничений) первого порядка для вектора $(\ln(ER_t / ER_{t-4}), \ln(CPI_t / CPI_{t-4}), \ln(GDP_t / GDP_{t-4}))'$ (табл. 3). При этом

в качестве экзогенной переменной в модель было включено изменение логарифма цены нефти $\ln(URALS_t/URALS_{t-4})$, чтобы учесть ее влияние на переменные, которые мы хотим упорядочить по «экзогенности».

Т а б л и ц а 3

Оценка векторной авторегрессии для изменений логарифмов курса доллара, ИПЦ и реального ВВП*

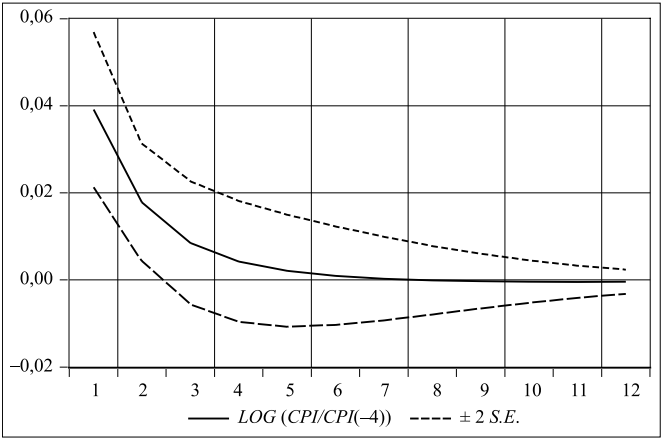
	$\ln(ER_t/ER_{t-4})$	$\ln(CPI_t/CPI_{t-4})$	$\ln(GDP_t/GDP_{t-4})$
$\ln(ER_{t-1}/ER_{t-5})$	0,44	0,04	0,06
	(0,12)	(0,03)	(0,03)
	[3,60]	[1,59]	[2,20]
$\ln(CPI_{t-1}/CPI_{t-5})$	0,11	0,83	−0,16
	(0,37)	(0,08)	(0,09)
	[0,30]	[10,10]	[−1,91]
$\ln(GDP_{t-1}/GDP_{t-5})$	0,16	0,20	0,72
	(0,33)	(0,07)	(0,08)
	[0,49]	[2,72]	[9,54]
c	0,03	0,01	0,02
	(0,04)	(0,01)	(0,01)
	[0,95]	[0,96]	[1,98]
$\ln(URALS_t/URALS_{t-4})$	−0,26	−0,00	0,07
	(0,04)	(0,01)	(0,01)
	[−6,62]	[−0,44]	[7,41]
R-квадрат	0,85	0,76	0,91
Среднее зависимой переменной	0,07	0,09	0,03
Стандартное отклонение зависимой переменной	0,17	0,03	0,05

* Верхнее число в каждой ячейке — оценка коэффициента.

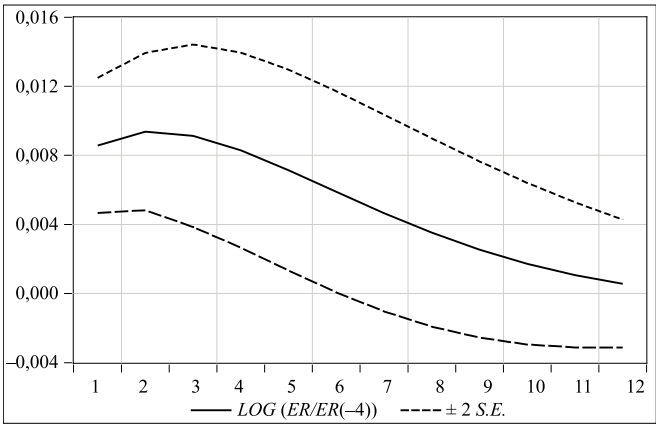
Примечание. В круглых скобках — стандартные ошибки, в квадратных скобках — t -статистики.

Источник: расчеты автора.

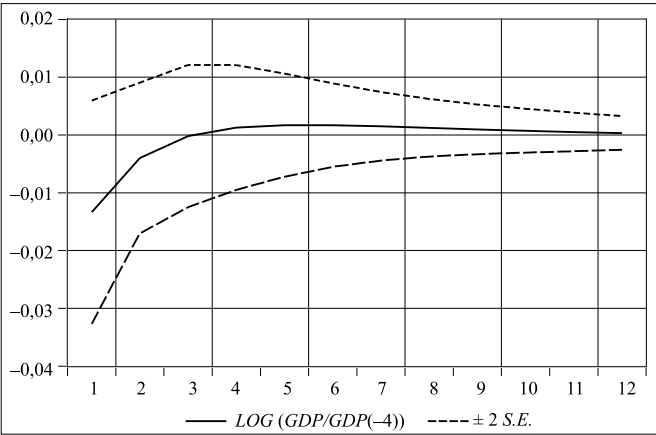
Первый столбец табл. 3 показывает, что при учете влияния цены на нефть курс доллара незначимо зависит от изменений ИПЦ и реального ВВП. Во втором столбце переменная ИПЦ «погранично значима» (t -статистика 1,59) зависит от изменения курса доллара, а в третьем столбце реальный ВВП зависит от изменения курса достаточно выражено (значимо на 5-процентном уровне). Таким образом, курс доллара можно считать более значимым фактором колебаний ИПЦ и реального ВВП, чем наоборот, то есть его можно назвать «более экзогенным», чем эти показатели. Следующий шаг — сравнение «экзогенности» ИПЦ и реального ВВП. Из табл. 3 (столбцы 2 и 3) видно, что эти показатели имеют значимое (на 5-процентном уровне) влияние друг на друга и, соответственно, их невозможно различить по мере «экзогенности».



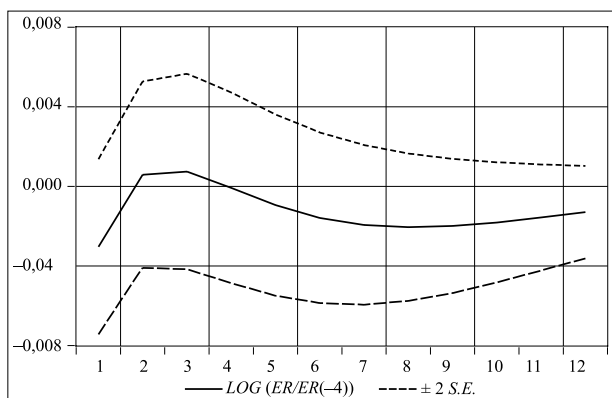
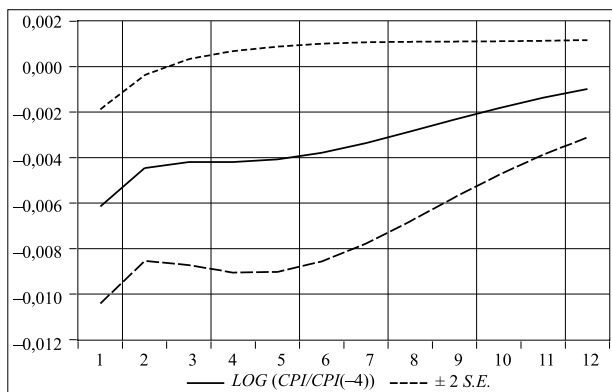
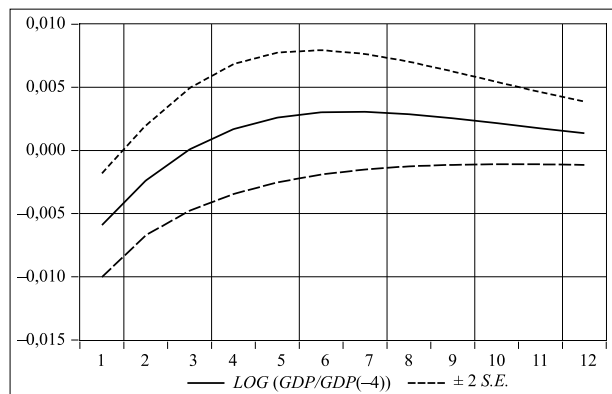
а) Отклик $LOG(ER/ER(-4))$ на шок $LOG(CPI/CPI(-4))$



б) Отклик $LOG(CPI/CPI(-4))$ на шок $LOG(ER/ER(-4))$



в) Отклик $LOG(ER/ER(-4))$ на шок $LOG(GDP/GDP(-4))$

г) Отоклик $\text{LOG}(\text{GDP}/\text{GDP}(-4))$ на шок $\text{LOG}(\text{ER}/\text{ER}(-4))$ д) Отоклик $\text{LOG}(\text{GDP}/\text{GDP}(-4))$ на шок $\text{LOG}(\text{CPI}/\text{CPI}(-4))$ е) Отоклик $\text{LOG}(\text{CPI}/\text{CPI}(-4))$ на шок $\text{LOG}(\text{GDP}/\text{GDP}(-4))$

Примечание. Пунктирные линии: +2 и -2 стандартные ошибки.

Источник: расчеты автора.

Рис. 3. Оценки функций отклика на обобщенные шоки (generalized impulses) величиной в 1 стандартное отклонение

Для дополнительного анализа степени «экзогенности» наших переменных проанализируем временной эффект их шоков. Общая идея состоит в том, чтобы оценить реакцию двух переменных на независимые шоки друг друга и определить, какая из этих двух реакций менее выражена («больше экзогенности») с учетом их распространения во времени. На рис. 3 изображены функции импульсного отклика курса доллара, ИПЦ и реального ВВП на независимые шоки друг друга.

Согласно двум верхним графикам шок ИПЦ оказывает влияние на курс доллара, но оно становится незначимым уже через 2 квартала (с этого момента в доверительный интервал входит нулевой уровень), однако шок курса сохраняет влияние на инфляцию в течение 6 кварталов, что, как и выше, говорит о его «большей экзогенности» по отношению к ИПЦ.

Центральные графики на рис. 3 демонстрируют, что шоки курса доллара и реального ВВП оказывают достаточно слабое взаимное влияние на эти показатели: нулевой уровень всегда находится в доверительном интервале. Поэтому здесь мы не можем сделать дополнительных выводов и будем руководствоваться выводом из предыдущего абзаца: курс доллара более «экзогенный», чем реальный ВВП.

Наконец, на нижнем левом графике на рис. 3 мы видим, что при шоке инфляции в I квартале есть значимый отклик реального ВВП и далее граница доверительного интервала этого отклика проходит близко к нулю в течение всех изображенных 12 кварталов — то есть отклик ВВП на курс в это время является «погранично значимым». На правом нижнем графике отклик ИПЦ на шок ВВП незначим уже в I квартале и остается таковым до конца изображенного периода. При этом в отличие от левого нижнего графика большую часть периода ни одна из границ доверительного интервала не лежит вблизи нулевого уровня, и, соответственно, здесь ситуация не является «пограничной». Следовательно, из нижних графиков можно заключить, что влияние шоков ИПЦ на ВВП несколько более выражено, чем наоборот, и, соответственно, ИПЦ можно считать «более экзогенным» показателем, чем реальный ВВП.

Таким образом, в порядке убывания «экзогенности» наши показатели можно расположить следующим образом: цена на нефть, курс доллара, ИПЦ, реальный ВВП. В целом можно сказать, что именно такой порядок показателей является наиболее естественным по важности в определении колебаний бюджетных доходов РФ.

Итак, упорядочив показатели по «экзогенности», мы проводим ортогонализацию. Технически она осуществляется следующим образом. Мы оцениваем три вспомогательные регрессии: (1) курса доллара на цену на нефть, (2) ИПЦ на цену на нефть и курс доллара и (3) реального ВВП на цену на нефть, курс доллара и ИПЦ. Каждая из вспомогательных регрессий оценивается в линейной форме (с пере-

менными в виде абсолютных изменений), в логарифмической форме (с переменными в виде изменений логарифмов) и в мультипликативной форме (с переменными в виде темпов изменения).

Для экономии места мы не приводим таблицы с результатами вспомогательных регрессий. Согласно оценкам первой вспомогательной регрессии эластичность курса доллара по цене на нефть составила 0,4–0,45. Таким образом, по оценке, рост цен на нефть на 10% приводит к укреплению рубля относительно доллара на 4–4,5%. Оценочная эластичность ИПЦ по цене на нефть и курсу доллара составила 0,04–0,06 и 0,14–0,15 соответственно. Увеличение цен на нефть на 10% приводит к дополнительной инфляции на 0,4–0,6 п.п., а ослабление рубля к доллару на 10% добавляет к инфляции 1,4–1,5 п.п. Эластичности реального ВВП по цене на нефть, курсу доллара и ИПЦ, по нашим оценкам, лежат в диапазонах от 0,05 до 0,06, от –0,13 до –0,12 и от 0,03 до 0,05 соответственно. Таким образом, рост цен на нефть на 10% увеличивает ВВП в среднем на 0,5–0,6%, ослабление рубля к доллару на 10% сокращает ВВП на 1,2–1,3%, ускорение инфляции на 10 п.п. увеличивает темп роста ВВП на 0,3–0,5 п.п.

Отметим, что, судя по статистическим тестам (например, тесту Дики — Фуллера), остаточные члены вспомогательных регрессий являются нестационарными. Поэтому оценки коэффициентов в этих регрессиях могут быть весьма далеки от их «истинных» значений¹². Однако данные регрессии нужны нам для проведения ортогонализации и должны быть построены в любом случае. При интерпретации их коэффициентов следует лишь помнить о том, что точность оценок здесь может быть достаточно низкой.

Из вспомогательных регрессий были получены ряды остатков. Поскольку они являются нестационарными, данные регрессии «очищают» изменения курса доллара, ИПЦ и реального ВВП от связей между собой и ценой на нефть только в их корреляционной (линейной) части. Полученные «остатки» вместе с изменением цены на нефть не являются набором независимых случайных величин. Тем не менее для целей нашего анализа достаточно обеспечить лишь отсутствие корреляции между ними в рассматриваемой нами выборке, что и сделано с помощью вспомогательных регрессий. Остаточные члены этих регрессий можно интерпретировать как изменения курса доллара, ИПЦ и реального ВВП, имеющие нулевые корреляции друг с другом и с изменением цены на нефть. Это так называемые ортогонализированные факторы вариации бюджетных доходов. Для них используются следующие обозначения: $ER_{LIN-ORT}$, $ER_{LOG-ORT}$, $ER_{MUL-ORT}$ — ортогонализированные абсолютное, логарифмическое и относительное

¹² На это указывает также тот факт, что в настоящее время эластичность курса доллара к рублю по цене на нефть оценивается, как правило, на уровне 0,5–0,6 (см., например: [Basher et al., 2016]).

изменения курса доллара; $CPI_{LIN-ORT}$, $CPI_{LOG-ORT}$, $CPI_{MUL-ORT}$ — ортогонализированные абсолютное, логарифмическое и относительное изменения ИПЦ; $GDP_{LIN-ORT}$, $GDP_{LOG-ORT}$, $GDP_{MUL-ORT}$ — ортогонализированные абсолютное, логарифмическое и относительное изменения реального ВВП. Перед построением регрессий изменения бюджетных доходов на ортогонализированные факторы необходимо провести их предварительный анализ на стационарность. Для наших рядов ортогонализированных факторов был проведен модифицированный тест Дики — Фуллера на единичный корень. Наличие единичного корня характерно лишь для ряда $CPI_{LOG-ORT}$. Мы учитываем это при построении моделей на ортогонализированных факторах в разделе 3 и при разложении вариации доходов бюджета в разделе 4.

3. Модели бюджетных доходов

В табл. 4–7, 9, 10 представлены регрессии логарифмических изменений доходов бюджетов различных уровней на логарифмические изменения цены на нефть, курса доллара, ИПЦ и реального ВВП¹³. Нами также были построены регрессии с переменными в других формах: абсолютных изменениях и темпах роста/падения.

Верхняя часть каждой из этих таблиц содержит оценки коэффициентов модели с регрессорами в исходном виде, а нижняя часть — модели с ортогонализированными регрессорами. За счет устранения корреляций между регрессорами коэффициенты в нижней части таблицы являются более точными оценками «истинных» коэффициентов. В модели с ортогонализированными регрессорами изменение любой переменной не влечет за собой изменения прочих переменных, и потому любой регрессор всегда меняется «при прочих равных», а значит, при оценке такой модели каждый коэффициент будет характеризовать только «частную» зависимость доходов от соответствующего регрессора. В идеале мы должны определить все эти частные зависимости. Однако, как видно из табл. 4–7, 9, 10, коэффициент при изменении реального ВВП «не уточняется» при переходе к ортогонализированным данным. Это происходит по той причине, что в выбранной нами процедуре ортогонализации «главными компонентами» являются цена на нефть, курс доллара и ИПЦ и, соответственно, «уточнение» имеет место только для них. При этом одновременно все четыре объясняющие переменные выступать в роли «главных компонент» не могут.

Отметим, что величины R -квадрата и статистических критериев для регрессий в верхних и нижних частях табл. 4–7, 9, 10 совпа-

¹³ Регрессия для доходов внебюджетных фондов (см. табл. 9) построена в уровнях. Ниже дается пояснение, почему в данном случае выбрана форма в уровнях, а не в изменениях.

дают и потому приведены один раз — в нижней строке каждой таблицы. «Уточнение» коэффициентов не меняет общей объясняющей силы регрессии и не изменяет ряд ее остатков, так как при ортогонализации количество информации в используемых данных не меняется.

Согласно оценкам логарифмической модели с использованием ортогонализированных данных (см. табл. 4), эластичность доходов федерального бюджета по цене на нефть составляет 0,46, по курсу доллара — 0,42, по ИПЦ — 0,76, а по реальному ВВП — 2,26. При этом эластичности, построенные с использованием исходных данных, составили 0,46, 0,60, 0,64 и 2,26 соответственно. Таким образом, согласно «неуточненным» эластичностям изменения курса доллара и инфляции примерно одинаково влияют на изменение доходов федерального бюджета, в то время как «уточненные» эластичности показывают, что изменение инфляции при прочих равных условиях оказывает большее воздействие на доходы, чем изменение курса.

Т а б л и ц а 4

Федеральный бюджет, логарифмическая модель

Зависимая переменная: $\ln(FED_t/FED_{t-4})$				
Переменная	Коэффициент	Статистическая ошибка	t-статистика	P-значение
$\ln(URALS_t/URALS_{t-4})$	0,46	0,08	6,16	0,00
$\ln(ER_t/ER_{t-4})$	0,60	0,17	3,46	0,00
$\ln(CPI_t/CPI_{t-4})$	0,64	0,48	1,33	0,19
$\ln(GDP_t/GDP_{t-4})$	2,26	0,45	5,00	0,00
c	−0,05	0,05	−1,10	0,28
$\ln(URALS_t/URALS_{t-4})$	0,46	0,03	13,65	0,00
$ER_{LOG-ORT,t}$	0,42	0,15	2,80	0,01
$CPI_{LOG-ORT,t}$	0,76	0,48	1,58	0,12
$GDP_{LOG-ORT,t}$	2,26	0,45	5,00	0,00
c	0,11	0,01	9,03	0,00
R-квадрат	0,83	Статистика Дарбина — Уотсона		1,87

Источник: расчеты автора.

В табл. 5 приведены регрессии изменения совокупных доходов региональных бюджетов на ортогонализированные изменения цены на нефть, курса доллара, ИПЦ и реального ВВП. «Уточненная» эластичность совокупных доходов региональных бюджетов по цене на нефть оценивается в 0,21, по курсу доллара она незначима, по ИПЦ — в 1,92, а по реальному ВВП — в 1,65. Незначимость коэффициента при курсе доллара в целом согласуется с интуитивными ожиданиями:

среди собственных доходов региональных бюджетов нет налогов, поступления которых изменялись бы вследствие колебаний обменного курса при прочих равных условиях, а добавление трансфертов также не меняет ситуацию вследствие их слабой зависимости от курса «при прочих равных». Вследствие слабого влияния валютного курса на региональные доходы, как видим, даже «уточненный» коэффициент при нем оказался с отрицательным знаком, не согласующимся с интуитивными ожиданиями.

Т а б л и ц а 5

**Региональные бюджеты (включая безвозмездные поступления),
логарифмическая модель**

Зависимая переменная: $\ln(REG_{t-4}/REG_t)$				
Переменная	Коэффициент	Статистическая ошибка	t-статистика	P-значение
$\ln(URALS_t/URALS_{t-4})$	0,00	0,06	0,03	0,98
$\ln(ER_t/ER_{t-4})$	−0,15	0,13	−1,13	0,27
$\ln(CPI_t/CPI_{t-4})$	1,83	0,36	5,05	0,00
$\ln(GDP_t/GDP_{t-4})$	1,65	0,34	4,85	0,00
c	−0,08	0,03	−2,34	0,02
$\ln(URALS_t/URALS_{t-4})$	0,21	0,03	8,20	0,00
$ER_{LOG-ORT,t}$	−0,09	0,11	−0,80	0,43
$CPI_{LOG-ORT,t}$	1,92	0,36	5,30	0,00
$GDP_{LOG-ORT,t}$	1,65	0,34	4,85	0,00
c_{ORT}	0,12	0,01	12,98	0,00
R-квадрат	0,73	Статистика Дарбина — Уотсона		2,13

Источник: расчеты автора.

В табл. 6 представлена регрессия, аналогичная приведенной в табл. 5, но для собственных, а не совокупных доходов региональных бюджетов. «Уточненная» эластичность собственных доходов региональных бюджетов по цене на нефть составила 0,24, по курсу доллара она, как и выше, незначима, по ИПЦ — 1,41, а по реальному ВВП — 2,47. Здесь, как и выше, фактор курса рубля остается незначимым, поскольку отсутствуют региональные налоги, поступления которых меняются вследствие изменения обменного курса «при прочих равных».

В табл. 7 представлена регрессия изменения доходов консолидированного бюджета на ортогонализированные изменения цены на нефть, курса доллара, ИПЦ и реального ВВП. Эластичность доходов консолидированного бюджета по цене на нефть оценивается в 0,38, по курсу доллара — в 0,25, по ИПЦ — в 0,98, а по реальному ВВП —

в 2,31. В данном случае «уточнение» (ортогонализация) не так сильно меняет коэффициенты, как в предыдущих моделях. Вариация доходов консолидированного бюджета достаточно велика, чтобы проблема корреляции между объясняющими переменными не так сильно «мешала» оценке коэффициентов, как в регрессиях выше.

Т а б л и ц а 6

Региональные бюджеты (собственные доходы), логарифмическая модель

Зависимая переменная: $\ln(OWN_t/OWN_{t-4})$				
Переменная	Коэффициент	Статистическая ошибка	t-статистика	P-значение
$\ln(URALS_t/URALS_{t-4})$	0,01	0,06	0,09	0,93
$\ln(ER_t/ER_{t-4})$	0,04	0,15	0,30	0,76
$\ln(CPI_t/CPI_{t-4})$	1,28	0,40	3,18	0,00
$\ln(GDP_t/GDP_{t-4})$	2,47	0,38	6,56	0,00
c	−0,06	0,04	−1,61	0,12
$\ln(URALS_t/URALS_{t-4})$	0,24	0,03	8,37	0,00
$ER_{LOG-ORT,t}$	−0,08	0,13	−0,61	0,55
$CPI_{LOG-ORT,t}$	1,41	0,40	3,51	0,00
$GDP_{LOG-ORT,t}$	2,47	0,38	6,56	0,00
c	0,12	0,01	11,95	0,00
R-квадрат	0,74	Статистика Дарбина — Уотсона		2,05

Источник: расчеты автора.

Т а б л и ц а 7

Консолидированный бюджет, логарифмическая модель

Зависимая переменная: $\ln(CNS_t/CNS_{t-4})$				
Переменная	Коэффициент	Статистическая ошибка	t-статистика	P-значение
$\ln(URALS_t/URALS_{t-4})$	0,30	0,06	5,20	0,00
$\ln(ER_t/ER_{t-4})$	0,41	0,14	3,00	0,00
$\ln(CPI_t/CPI_{t-4})$	0,86	0,38	2,28	0,03
$\ln(GDP_t/GDP_{t-4})$	2,31	0,35	6,56	0,00
c	−0,05	0,04	−1,47	0,15
$\ln(URALS_t/URALS_{t-4})$	0,38	0,03	14,48	0,00
$ER_{LOG-ORT,t}$	0,25	0,12	2,13	0,04
$CPI_{LOG-ORT,t}$	0,98	0,38	2,61	0,01
$GDP_{LOG-ORT,t}$	2,31	0,35	6,56	0,00
c	0,12	0,01	12,05	0,00
R-квадрат	0,85	Статистика Дарбина — Уотсона		2,01

Источник: расчеты автора.

Следующий показатель, вариацию которого мы изучим, — собственные доходы внебюджетных фондов. У этого показателя есть важная особенность: почти все собственные доходы внебюджетных фондов имеют в качестве налоговой базы фонд заработной платы (ФЗП). На основе квартальных данных Росстата о численности занятых и средней номинальной зарплате, а также данных Минэкономразвития о годовых показателях ФЗП нами был построен ряд квартальных ФЗП за период I квартал 2003 года — II квартал 2016 года¹⁴.

Естественно ожидать, что регрессия величины сборов какого-либо налога непосредственно на базу этого налога должна «выдавать» высокую общую значимость и «качественные» остатки. Это и происходит в регрессии собственных доходов внебюджетных фондов на ФЗП в уровнях (для краткости мы не приводим результаты построения этой регрессии). Коэффициент при ФЗП с высокой точностью оценивается в 0,30 — величину, вокруг которой в течение рассматриваемого периода менялась ставка социальных взносов (от 26 до 35% в разные годы) и которая в настоящее время в точности совпадает с этой ставкой. При этом анализ остатков регрессии позволяет сделать заключение об их стационарности. Таким образом, мы получаем коинтеграционное соотношение между собственными доходами внебюджетных фондов и ФЗП и значение коэффициента в этом соотношении имеет полностью адекватную и ожидаемую экономическую интерпретацию.

Однако ситуация принципиально меняется при переходе от уровней к разностям. При переходе к разностям зависимость доходов фондов от ФЗП полностью исчезает: мы получаем полностью незначимую регрессию с нулевым значением R -квадрата, что делает невозможным, в частности, разложение вариации доходов на основе этой регрессии — почти вся вариация будет объясняться остатками регрессии или «прочими» факторами. Отметим, что данный результат мы получили, используя регрессор, наиболее близкий к пропорциональности собственных доходов внебюджетных фондов (фактически их налоговую базу). Если же мы будем использовать регрессоры, от которых доходы фондов зависят лишь опосредованно (цена на нефть, валютный курс, ИПЦ, реальный ВВП), то результаты будут не лучше: получим нулевой R -квадрат. Таким образом, хотя переменные в разностях предпочтительнее переменных в уровнях с точки зрения стационарности рядов, в случае собственных доходов внебюджетных фондов анализ вариации мы вынуждены проводить именно в уровнях. «Право» на это нам дает то, что построенные нами регрессии в уровнях удовлетворяют условиям коинтеграционных соотношений.

¹⁴ Официальные данные о динамике квартального ФЗП отсутствуют. Однако мы построили качественную прокси-переменную для этого показателя, используя официальную статистику.

В табл. 8 приведена регрессия уровня логарифма собственных доходов внебюджетных фондов на ортогонализированные уровни логарифмов цены на нефть, курса доллара, ИПЦ и реального ВВП. Эластичность собственных доходов внебюджетных фондов по цене на нефть оценивается в 0,91, по курсу доллара — в 1,91, по ИПЦ — в 1,20, а по реальному ВВП она незначима. Значение R -квадрата, показывающее очень высокую общую значимость (предсказательную силу) данных регрессий, частично объясняется тем, что оценки получены с использованием данных в уровнях. Однако анализ остатков показывает, что эта регрессия, а также регрессия в логарифмах для собственных доходов внебюджетных фондов удовлетворяет условиям коинтеграционного соотношения и потому может быть использована для разложения вариации доходов.

Т а б л и ц а 8

Внебюджетные фонды (собственные), логарифмическая модель в уровнях

Зависимая переменная: $\ln(FND_t)$				
Переменная	Коэффициент	Статистическая ошибка	t -статистика	P -значение
$\ln(URALS_t)$	0,46	0,22	2,10	0,04
ER_t	0,61	0,41	1,48	0,15
CPI_t	1,14	0,38	3,01	0,00
GDP_t	0,22	0,39	0,57	0,57
c	−5,82	3,12	−1,86	0,07
$\ln(URALS_t)$	0,91	0,06	15,08	0,00
$ER_{LOG-LEV-ORT,t}$	1,91	0,11	18,02	0,00
$CPI_{LOG-LEV-ORT,t}$	1,20	0,36	3,32	0,00
$GDP_{LOG-LEV-ORT,t}$	0,22	0,39	0,57	0,57
c	2,53	0,25	10,01	0,00
R -квадрат	0,92	Статистика Дарбина — Уотсона		2,16

Источник: расчеты автора.

В табл. 9 представлена регрессия изменения доходов расширенного бюджета на ортогонализированные изменения цены на нефть, курса доллара, ИПЦ и реального ВВП. «Уточненная» эластичность доходов расширенного бюджета по цене на нефть оценивается в 0,36, по курсу доллара — в 0,28, по ИПЦ — в 0,87, а по реальному ВВП — в 1,99. Здесь, как и в случае консолидированного бюджета, ортогонализация не приводит к значительному изменению коэффициентов в регрессиях вследствие того, что вариация доходов расширенного бюджета достаточно велика, чтобы корреляция между регрессорами не была проблемой при оценке модели.

Т а б л и ц а 9

Расширенный бюджет, логарифмическая модель

Зависимая переменная: $\ln(GEN_t/GEN_{t-4})$				
Переменная	Коэффициент	Статистическая ошибка	t-статистика	P-значение
$\ln(URALS_t/URALS_{t-4})$	0,32	0,07	4,71	0,00
$\ln(ER_t/ER_{t-4})$	0,41	0,16	2,65	0,01
$\ln(CPI_t/CPI_{t-4})$	0,76	0,43	1,76	0,08
$\ln(GDP_t/GDP_{t-4})$	1,99	0,41	4,90	0,00
c	−0,03	0,04	−0,72	0,48
$\ln(URALS_t/URALS_{t-4})$	0,36	0,03	11,82	0,00
$ER_{LOG-ORT,t}$	0,28	0,13	2,09	0,04
$CPI_{LOG-ORT,t}$	0,87	0,43	2,01	0,05
$GDP_{LOG-ORT,t}$	1,99	0,41	4,90	0,00
c	0,12	0,01	11,03	0,00
R-квадрат	0,79	Статистика Дарбина — Уотсона		2,19

Источник: расчеты автора.

4. Разложение вариации доходов

Представленные в разделе 3 регрессии с ортогонализированными факторами использовались для разложения вариации бюджетных доходов. Для каждой такой регрессии дисперсия изменения бюджетных доходов равна сумме дисперсий слагаемых в правой части регрессии. Соответственно определив дисперсию каждого слагаемого, можно рассчитать его долю в общей дисперсии изменения доходов, то есть вклад каждого показателя (цены на нефть, курса доллара, ИПЦ и реального ВВП) в вариацию доходов бюджета каждого уровня. Остаточная часть дисперсии интерпретируется как вклад прочих факторов в вариацию доходов, таких как изменения бюджетного и налогового законодательства, в частности изменения налоговых ставок и колебания уровня собираемости налогов. Рассчитанные таким методом доли вариации бюджетных доходов, соответствующие различным факторам, представлены в табл. 10.

Разложение вариации бюджетных доходов показывает, что зависимость российской экономики от цен на нефть гораздо сильнее, чем можно заключить на основе простых оценок. Хотя поступления от нефтегазового сектора в последние годы составляли от 22 до 28% (в зависимости от уровня цен на нефть) доходов расширенного бюджета и от 40 до 50% доходов федерального бюджета, их колебания объясняют 60–70% вариаций этих доходов. Причина в различных каналах, по которым цены на нефть влияют на налоговые поступ-

ления, — в первую очередь в каналах курса рубля, инфляции и деловой активности, стимулируемой ростом цен на нефть.

Региональные бюджеты не получают налоговых поступлений, непосредственно связанных с нефтегазовым сектором (за исключением налога на прибыль в «нефтяных» регионах), вследствие чего вариация их доходов в существенно меньшей степени объясняется ценой на нефть (на 37–38%).

Колебания рублевых цен на нефть объясняют до 85–90% вариации собственных доходов внебюджетных фондов. Это объясняется тем, что при наших статистических построениях (ортогонализации) колебания рублевых цен на нефть «забирают» подавляющую часть колебаний ИПЦ и реального ВВП — основных детерминантов объема фонда заработной платы, который, по сути, является налоговой базой для социальных взносов. Поскольку в данном случае анализ проводился в уровнях, точность оценки (85–90%) здесь ниже, чем для доходов бюджетов других уровней. Ее стоит воспринимать как верхнюю границу оценки вклада рублевых цен на нефть в вариацию собственных доходов внебюджетных фондов. Тем не менее согласно нашему анализу собственные доходы внебюджетных фондов несут в себе даже большие риски колебаний цен на нефть, чем бюджеты остальных уровней. При этом анализ вариаций в уровнях с имеющейся выборкой не позволяет нам качественно отделить «чистый» вклад колебаний цен на нефть от «чистого» вклада колебаний валютного курса в вариацию собственных доходов внебюджетных фондов.

Т а б л и ц а 10

Доли вариации бюджетных доходов, объясняемые различными факторами (%)

Доходы	Форма/Фактор переменных	Цена нефти	Курс доллара	ИПЦ	Реальный ВВП	Прочие факторы
Федеральный бюджет	Линейная	66,5	4,1	1,2	3,3	25,0
	Логарифмическая	69,9	2,9	0,9	9,4	16,9
	Мультипликативная	70,2	0,9	0,3	8,1	20,5
Региональные бюджеты (включая безвозмездные поступления)	Линейная	31,6	3,2	6,6	12,8	45,8
	Логарифмическая	40,9	0,4	17,1	14,3	27,4
	Мультипликативная	41,9	0,2	13,6	16,3	28,1
Региональные бюджеты (собственные)	Линейная	30,6	7,4	1,6	23,5	36,8
	Логарифмическая	41,0	0,2	7,2	25,2	26,3
	Мультипликативная	38,6	0,4	6,3	25,4	29,2
Консолидированный бюджет	Линейная	63,9	5,5	0,3	7,5	22,8
	Логарифмическая	67,9	1,5	2,2	13,9	14,6
	Мультипликативная	67,6	0,3	1,3	13,1	17,7
Внебюджетные фонды (собственные)	Линейная	21,6	63,4	3,7	0,3	11,1
	Логарифмическая	37,1	53,0	1,8	0,1	8,0
Расширенный бюджет	Линейная	60,2	7,6	0,0	4,8	27,3
	Логарифмическая	64,3	2,0	1,9	11,1	20,7
	Мультипликативная	64,4	0,4	0,8	11,1	23,2

Источник: расчеты автора.

В течение рассматриваемого в работе временного периода 2003–2016 годов в основном преобладал режим управляемого плавления курса рубля. По этой причине все прочие колебания валютного курса, не связанные с изменением цен на нефть, были крайне ограничены как по амплитуде, так и по длительности (за исключением 2015 года), вследствие чего их вклад в вариацию доходов бюджетов всех уровней в нашем анализе оказался достаточно мал¹⁵ (не более 3,5%).

Вклад инфляции ИПЦ в вариации доходов бюджетов всех уровней также оказался незначительным (не более 3%), за исключением региональных бюджетов. Здесь вклад фактора ИПЦ в вариацию собственных доходов составил 2–7%. Это объясняется тем, что в доходах региональных бюджетов значительную часть занимают акцизы, которые индексируются на инфляцию. Кроме того, база налога на прибыль, направляемого в основном в региональные бюджеты, может существенно варьироваться в зависимости от колебаний инфляции. Вклад фактора ИПЦ в вариацию совокупных доходов региональных бюджетов существенно больше: 7–17%. Это можно объяснить тем, что величина трансфертов (помощи регионам) существенно зависит от инфляции.

В течение рассматриваемого в работе периода имели место значительные колебания реального ВВП, которые не объяснялись изменениями цен на нефть, курса рубля или инфляции и потому внесли существенный вклад в вариацию доходов: 7–25% в зависимости от уровня бюджета¹⁶. К таким колебаниям реального ВВП можно отнести, например, расширение производства до кризиса 2009 года за счет использования незагруженных производственных мощностей, сильное падение урожая из-за засухи 2010 года или начавшиеся с середины 2014 года внешние санкции, ограничившие импорт оборудования, необходимого для добычи нефти.

Наконец, «прочие» факторы, не включенные в регрессионные уравнения в данной работе, объясняют 10–34% вариаций бюджетных доходов (в зависимости от уровня бюджета): сюда входят в первую очередь изменения бюджетного и налогового законодательства, а также колебания уровня собираемости налогов.

5. Вариация доходов и политика расходов

Среди стран «Большой двадцатки» Россия занимает второе место по уровню волатильности номинальных доходов¹⁷ и расходов¹⁸

¹⁵ За исключением собственных доходов внебюджетных фондов.

¹⁶ За исключением собственных доходов внебюджетных фондов, где вклад данного фактора близок к нулю.

¹⁷ Определяется как стандартное отклонение величины изменения логарифма доходов за год, то есть $\sigma(GEN_t / GEN_{t-1})$, посчитанное на годовых данных по выборке 2004–2016 годов.

¹⁸ Определяется аналогично волатильности доходов, то есть $\sigma(EXP_t / EXP_{t-1})$ на периоде 2004–2016 годов, где EXP_t – расходы расширенного бюджета в году t .

бюджетной системы, уступая только Саудовской Аравии (табл. 11); четвертое место по волатильности реальных¹⁹ доходов, уступая Саудовской Аравии, Китаю и Индонезии; и третье место по волатильности реальных расходов, уступая Саудовской Аравии и Китаю.

Т а б л и ц а 11

**Волатильность* доходов и расходов расширенных бюджетов
стран «Большой двадцатки», 2004–2016 годы**

Страна	Волатильность номинальных доходов	Волатильность реальных** доходов	Волатильность номинальных расходов	Волатильность реальных** расходов
Австралия	0,02	0,03	0,02	0,02
Аргентина****	0,05	0,05	0,08	0,06
Бразилия	0,06	0,04	0,07	0,04
Германия	0,02	0,02	0,02	0,03
Евросоюз	0,03	0,02	0,03	0,02
Индия	0,06	0,04	0,07	0,04
<i>Индонезия</i>	0,12	0,09	0,10	0,07
Италия	0,02	0,02	0,02	0,02
Канада	0,03	0,02	0,02	0,02
<i>Китай</i>	0,09	0,09	0,08	0,08
Мексика	0,07	0,05	0,07	0,05
<i>Россия***</i>	0,14	0,08	0,14	0,07
<i>Саудовская Аравия</i>	0,38	0,11	0,38	0,11
Соединенное Королевство	0,04	0,03	0,04	0,03
США	0,05	0,03	0,05	0,03
Турция	0,06	0,03	0,06	0,03
Франция	0,02	0,01	0,02	0,01
ЮАР	0,05	0,03	0,06	0,03
Южная Корея	0,04	0,03	0,04	0,03
Япония	0,05	0,03	0,04	0,03

* Стандартное отклонение изменения логарифма в течение 2004–2016 годов.

** Дефлированных на индекс потребительских цен.

*** На 2016 год для России взяты данные из ОНДП на 2017–2019 годы от октября 2016 года, для остальных стран — прогноз МВФ.

**** На 2014–2016 годы использованы официальные данные по инфляции.

Источник: расчеты автора на основе данных МВФ и Министерства финансов РФ.

Высокая волатильность бюджетных доходов оказывает отрицательное влияние на экономический рост (см., например: [Cornia, Nelson,

¹⁹ С поправкой на ИПЦ.

2010; Kwak, 2011]). Однако вследствие значительной зависимости от нефтяных цен Россия не в состоянии существенно снизить волатильность доходов бюджетной системы в обозримой перспективе. Тем не менее существует очевидный способ ограничить влияние этой волатильности на колебания расходов — введение бюджетного правила. Представим себе достаточно жесткое бюджетное правило, которое полностью нивелирует связь между скачками нефтегазовых доходов и расходными решениями. В этом случае согласно нашим расчетам волатильность номинальных расходов снизится на величину, равную $1,00 \times 0,14 \times 0,643^{1/2} \approx 0,11$, до 0,03 вместо текущих 0,14, а волатильность реальных расходов снизится на величину $0,93 \times 0,08 \times 0,685^{1/2} \approx 0,06$ до 0,02 вместо текущих 0,08²⁰. При этом Россия переместится со 2-го места на 16-е по уровню волатильности номинальных расходов и с 3-го на 18-е по волатильности реальных расходов. Таким образом, картина кардинально изменится: из страны с высокой волатильностью расходов, которая вносит нестабильность в экономику, Россия станет страной, расходы которой меняются достаточно плавно и предсказуемо, что способствует устойчивому экономическому росту. Приведенный расчет показывает, что масштабы возможной долгосрочной выгоды России от введения достаточно жесткого бюджетного правила весьма значительны. Соответственно, введение такого правила и его неукоснительное соблюдение рекомендуется в качестве элемента долгосрочной бюджетной политики России.

В заключение отметим возможные направления совершенствования настоящего исследования. В исследовании [International Monetary Fund., 2015a] показано, что снижение волатильности расходов делает реальный ВВП менее волатильным и положительно влияет на темпы его роста в среднесрочной перспективе. МВФ определяет «коэффициент фискальной стабилизации» как оценку коэффициента в регрессии баланса расширенного бюджета на «разрыв выпуска» (отклонение фактического ВВП от потенциального). При этом показано, что увеличение «коэффициента фискальной стабилизации» на одно стандартное отклонение увеличивает рост экономики в среднесрочной перспективе на 0,1 п.п. в год для развивающихся стран и на 0,3 п.п. в год — для развитых. В этой связи интересным направлением совершенствования настоящей работы представляется оценка зависимости коэффициента фискальной стабилизации от волатильности расходов для России. Получение этой зависимости позволит

²⁰ Как было показано в разделе 4, «нефтяная» часть вариации номинальных доходов бюджетной системы России для модели в логарифмах составляет 64,3%. Нами также был проведен отдельный аналогичный расчет такой «нефтяной» части вариации доходов расширенного бюджета в постоянных ценах (дефлированного на ИПЦ) — она составила 68,5%. Были построены регрессии волатильности номинальных и реальных (дефлированных на ИПЦ) расходов на волатильность реальных доходов по странам «Большой двадцатки». Коэффициенты 1,00 и 0,93 взяты из этих регрессий.

напрямую оценить возможный выигрыш России в терминах темпов роста ВВП от применения того или иного бюджетного правила.

Как уже отмечалось, для упрощения расчетов нами не учитывались законодательные изменения бюджетно-налоговой системы, имевшие место в 2003–2016 годах, хотя эти изменения, очевидно, объясняют часть вариации доходов. Их учет в эконометрических моделях требует разбиения анализируемого периода на периоды меньшего размера, что усложняет оценивание моделей, но также представляется интересным направлением для уточнения результатов настоящей работы.

Для простоты анализа в категории «прочих» факторов была оставлена также собираемость налогов. В статье [Гурвич, Суслина, 2015] используется «макрэкономический» метод оценки собираемости налогов, основанный на увязке налоговых баз с показателями системы национальных счетов. Авторы выявили наличие негативного тренда собираемости НДС и постепенное повышение доли скрытой оплаты труда, что вносит вклад в недобор доходов. Кроме того, отмечено существенное снижение собираемости НДС в кризисные периоды, что усиливает характерные для таких моментов бюджетные риски. Таким образом, колебания собираемости налогов существенны и оказывают значимое влияние на доходы бюджетной системы. Включение собираемости налогов в эконометрические модели, где зависимой переменной выступают доходы бюджета, создает ситуацию «эндогенности», когда ошибка коррелирует с регрессорами, что существенно усложняет оценивание моделей, но также представляется интересным возможным расширением данной работы.

Литература

1. Балаев А. И., Гурвич Е. Т., Прилепский И. В., Суслина А. Л. Влияние цен на нефть и обменного курса на доходы бюджетной системы // Финансовый журнал. 2014. № 1. С. 5–16.
2. Гурвич Е. Т. Нефтегазовая рента в российской экономике // Вопросы экономики. 2010. № 11. С. 4–24.
3. Гурвич Е. Т., Суслина А. Л. Динамика собираемости налогов в России: макроэкономический подход // Финансовый журнал. 2015. № 4. С. 22–33.
4. Мельников Р. М. Влияние динамики цен на нефть на макроэкономические показатели российской экономики // Прикладная эконометрика. 2010. № 1. С. 20–29.
5. Турунцева М. Ю. Прогнозирование в России: обзор основных моделей // Экономическая политика. 2011. № 1. С. 193–202.
6. Basher S. A., Haug A. A., Sadorsky P. The impact of oil shocks on exchange rates: A Markov-switching approach // Energy Economics. 2016. Vol. 54. February. P. 11–23.
7. Boyd D. J., Dadayan L. State tax revenue forecasting accuracy / Technical Report. Rockefeller Institute of Government. State University of New York, 2014.
8. Cornia G. C., Nelson R. D. State tax revenue growth and volatility // Federal Reserve Bank of St. Louis Regional Economic Development. 2010. No 6(1). P. 23–58.
9. Engel E., Valdes R. Optimal fiscal strategy for oil exporting countries // IMF Working Paper WP/00/118, 2000.

10. *Fatás A., Mihov I.* Fiscal discipline, volatility and growth // Prudence or abstinence? Fiscal policy, stabilization, and growth / T. Irwin, G. Perry, L. Servén, R. Suescún (eds.). Washington, DC: World Bank, 2008. P. 43–74.
11. *Gaddy C., Ickes B.* Resource rents and the Russian Economy // Eurasian Geography and Economics. 2005. Vol. 46. No 8. P. 559–583.
12. *Gylfason T.* Development and growth in mineral-rich countries // CEPR Discussion Paper 7031, 2008.
13. *Husain A., Tazhibayeva K., Ter-Martirosyan A.* Fiscal policy and economic cycles in oil-exporting countries / IMF Working Paper. No WP/08/253, 2008.
14. *International Monetary Fund Fiscal Monitor.* April. 2015a.
15. *International Monetary Fund Fiscal Monitor Background Notes.* October. 2015b.
16. *Kwak S.* Revenue volatility: The determinants and consequences / Ph. D. Dissertation, Rutgers-Newark. State University of New Jersey, 2011.
17. *Landon S., Smith C.* Energy prices and Alberta government revenue volatility / C. D. Howe Institute Commentary // Fiscal and Tax Competitiveness. 2010. No 313.
18. *Ploeg F. van der.* Challenges and opportunities for resource rich economies / OxCarre Research Paper No 2008–05. 2008.
19. *Rahma E., Perera N., Tan K.* Impact of oil price shocks on Sudan's government budget. // International Journal of Energy Economics and Policy. 2016. No 6(2). P. 243–248.
20. *Resource abundance and economic development* / R. M. Auty (ed.). Oxford University Press. 2001.

Ekonomicheskaya Politika, 2017, vol. 12, no. 3, pp. 8-37

Alexey I. BALAEV, Cand. Sci. (Ph. and Math.), Economic Expert Group (5/4, Vetchosny per., Moscow, 109012, Russian Federation); Financial Research Institute (3/2, Nastasyinskiy per., Moscow, 127006, Russian Federation).
E-mail: a.balaev@gmail.com

Factor Analysis of the Russian Budget System Revenues

Abstract

In this paper we analyze factors which influence the dynamics of the Russian budget system revenues using econometric models. In our models we incorporate the following factors: Urals crude oil price, ruble exchange rate, inflation rate and real GDP. For the purpose of distinguishing the impact of these factors on the revenues more clearly we conduct their preliminary orthogonalization that requires defining a prespecified order in which they influence each other. It is determined by exogeneity (or endogeneity) of the factors using a vector autoregression and its impulse-response function. The constructed models are later used for measuring the contribution of each factor to the variation of revenues on all the levels of the budget system. Our analysis shows that dependence of the Russian budget on oil price fluctuations is much stronger than it could be inferred from simply calculating the share of oil and gas revenues. In recent years, the oil and gas sector was providing from 22 to 28% of the expanded government budget revenues, and from 40 to 50% of the federal government budget revenues. However, according to our estimates, the variation of oil and gas revenues explains from 60 to 70% of the total variations of these revenues. These calculations are used in order to evaluate Russia's potential to reduce its budget expenditure variation through introducing a strict budget rule. We demonstrate how Russia's place among the G20 economies can change in

terms of stability of the government expenditure dynamics. We also discuss a possible amplification of our analysis.

Keywords: budget system, revenues fluctuations, dependence on oil prices, econometric modeling, variance decomposition.

JEL: C38, H20, H50.

References

1. Balaev A. I., Gurvich E. T., Prilepskiy I. V., Suslina A. L. Vliyanie tsen na neft' i obmennogo kursa na dohody budjetnoy sistemy [The impact of oil price and exchange rate on the fiscal revenues]. *Finansoviy jurnal [Financial Journal]*, 2014, no. 1, pp. 5-16.
2. Gurvich E. T. Neftegazovaya renta v rossiyskoy ekonomike [Oil and gas rent in the Russian economy]. *Voprosy ekonomiki*, 2005, no. 11, pp. 4-24.
3. Gurvich E. T., Suslina A. L. Dinamika sobiraemosti nalogov v Rossii: Makroekonomicheskii podhod [Tax collection trends in Russia: Macroeconomic approach]. *Finansoviy jurnal [Financial Journal]*, 2015, no. 4, pp. 22-33.
4. Melnikov R. M. Vliyanie dinamiki tsen na neft' na makroekonomicheskie pokazateli rossiyskoy ekonomiki [The impact of oil prices on macroeconomic indicators of the Russian economy]. *Prikladnaya ekonometrika [Applied Econometrics]*, 2010, no. 1, pp. 20-29.
5. Turuntseva M. Y. Prognozirovaniye v Rossii: Obzor osnovnykh modelei [Forecasting in Russia: A review of popular models]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2011, no. 1, pp. 193-202.
6. Basher S. A., Haug A. A., Sadorsky P. The impact of oil shocks on exchange rates: A Markov-switching approach. *Energy Economics*, 2016, vol. 54, February, pp. 11-23.
7. Boyd D. J., Dadayan L. *State tax revenue forecasting accuracy*. Technical Report. Rockefeller Institute of Government. State University of New York, 2014.
8. Cornia G. C., Nelson R. D. State tax revenue growth and volatility. *Federal Reserve Bank of St. Louis Regional Economic Development*, 2010, vol. 6, no. 1, pp. 23-58.
9. Engel E., Valdes R. *Optimal fiscal strategy for oil exporting countries*. IMF Working Paper WP/00/118, 2000.
10. Fatás A., Mihov I. Fiscal discipline, volatility and growth. In: T. Irwin, G. Perry, L. Servén, R. Suescún (eds.). *Prudence or abstinence? Fiscal policy, stabilization, and growth*. Washington, DC: World Bank, 2008, pp. 43-74.
11. Gaddy C., Ickes B. Resource rents and the Russian Economy. *Eurasian Geography and Economics*, 2005, vol. 46, no. 8, pp. 559-583.
12. Gylfason T. *Development and growth in mineral-rich countries*. CEPR Discussion Paper 7031, 2008.
13. Husain A., Tazhibayeva K., Ter-Martirosyan A. *Fiscal policy and economic cycles in oil-exporting countries*. IMF Working Paper, no. WP/08/253, 2008.
14. *International Monetary Fund Fiscal Monitor*. April, 2015a.
15. *International Monetary Fund Fiscal Monitor Background Notes*. October, 2015b.
16. Kwak S. *Revenue volatility: The determinants and consequences*. Ph. D. Dissertation, Rutgers-Newark. State University of New Jersey, 2011.
17. Landon S., Smith C. Energy prices and Alberta government revenue volatility. C. D. Howe Institute Commentary. *Fiscal and Tax Competitiveness*, 2010, no. 313.
18. Ploeg F. van der. *Challenges and opportunities for resource rich economies*. OxCarre Research Paper no. 2008-05, 2008.
19. Rahma E., Perera N., Tan K. Impact of oil price shocks on Sudan's government budget. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 2016, vol. 6, no. 2, pp. 243-248.
20. *Resource abundance and economic development*. R. M. Auty (ed.). Oxford University Press, 2001.