

Экономическая политика

# ВЛИЯНИЕ БЮДЖЕТНОЙ ПОЛИТИКИ НА САЛЬДО ТЕКУЩЕГО СЧЕТА И РЕАЛЬНЫЙ КУРС РУБЛЯ

**Илья ПРИЛЕПСКИЙ**

кандидат физико-математических наук,  
руководитель направления  
«Международная экономика»,  
Экономическая экспертная группа  
(109012, Москва, Ветошный пер., д. 5/4).  
E-mail: iprilepskiy@eeg.ru

## Аннотация

В работе изучается влияние бюджетной политики в России на сальдо текущего счета и реальный обменный курс. Установлено, что ухудшение баланса расширенного бюджета в 2003—2013 годах внесло значимый вклад в наблюдавшуюся в этот период тенденцию к сокращению профицита текущего счета. Более подробный анализ показывает, что это сокращение происходило преимущественно по каналу увеличения импорта из-за дополнительного расширения внутреннего спроса, связанного с фискальной экспансией, в то время как вклад мягкой бюджетной политики в укрепление реального эффективного курса рубля за рассматриваемый период был незначительным.

**Ключевые слова:** бюджетная политика, сальдо текущего счета, реальный обменный курс.

**JEL:** F41, H62.

Оικονομία • Πολιτική

OIKONOMIA • POLITIKA

П р а к т и к а

## Введение

**В** период после кризиса 2008—2009 годов, на фоне смены режима курсовой политики Банка России в пользу отказа от масштабных валютных интервенций и возврата фискальной политики к принципам консервативного бюджетного планирования (проявившегося, в частности, в законодательном закреплении бюджетного правила), обострилась дискуссия относительно целесообразности применения подобных «традиционных» принципов макроэкономической политики в российских условиях. В частности, представители бизнеса заявляли о «чрезмерно высоком» курсе рубля, ставящем под угрозу внешнюю конкурентоспособность производства в ряде секторов (прежде всего металлургии и химической промышленности), и одновременно — об излишней жесткости бюджетной политики, сдерживающей внутренний спрос и тормозящей развитие инфраструктуры. Оппоненты подобной точки зрения в ответ указывали на ее противоречивость, отмечая, что дальнейшая фискальная экспансия приведет к сохранению тенденции к сокращению сальдо текущего счета (рис. 1), к укреплению реального курса (прежде

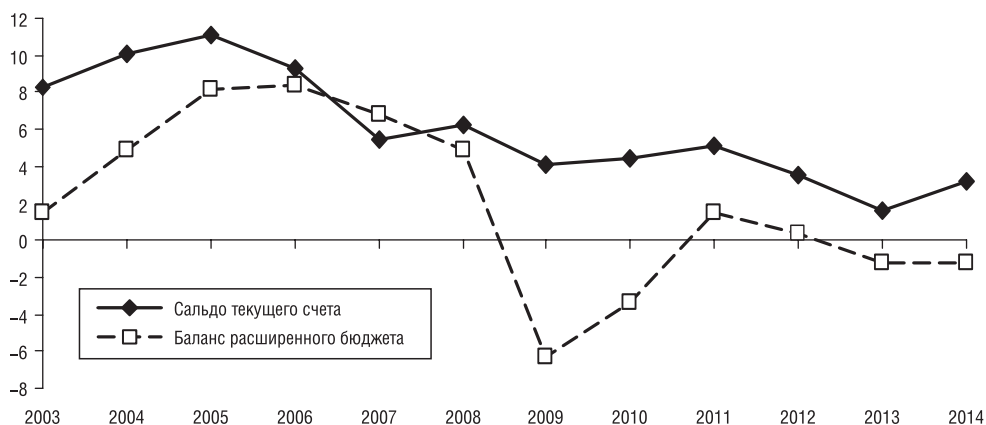


Рис. 1. Динамика сальдо текущего счета и бюджетного баланса (% ВВП)

всего по каналу повышения инфляции) и тем самым — к снижению экспортного потенциала.

В настоящее время, на фоне резкого падения цен на нефть и ослабления рубля, подобная дискуссия отошла на второй план. Однако можно ожидать ее возобновления в среднесрочной перспективе, особенно с учетом часто высказываемой в последние месяцы точки зрения, что «недостаточный уровень расходов и стерилизация доходов нефтегазовых фондов не позволили сделать российскую экономику более самодостаточной и устойчивой к внешним шокам». В связи с этим актуальной представляется задача более подробного анализа механизмов взаимосвязи показателей бюджетной политики и внешнего сектора и эмпирической оценки степени выраженности этих механизмов для России.

## 1. Обзор литературы

В существующей литературе можно условно выделить два подхода к рассмотрению влияния бюджетной политики на счет текущих операций и реальный курс, которые можно назвать «балансовым» и «ценовым». Первый подход основан на тождестве:

$$CA = S - I = (T - G - I_G) + (Y - C - I_{pr} - T), \quad (1)$$

где:  $CA$  — сальдо текущего счета,  $S$  — национальные сбережения,  $I$  — инвестиции ( $I_G$  — государственные,  $I_{pr}$  — частные),  $C$  — частное потребление,  $G$  — госзакупки,  $T$  — налоги,  $Y$  — выпуск; тем самым видно, что бюджетный баланс (первая скобка в (1)) представляет собой важную компоненту внешнего баланса.

Второй — ценовой — подход, в свою очередь, основывается на интерпретации реального курса как соотношения цен на неторгуемые и торгуемые товары (в предположении о выполнении «закона одной

цены» для торгуемых товаров) и исследовании различий во влиянии тех или иных мер бюджетной политики на эти цены:

$$RER = \frac{P}{eP^*} = \frac{P_T^\alpha P_{NT}^{1-\alpha}}{eP_T^{*\alpha} P_{NT}^{*1-\alpha}} = \left( \frac{P_T}{eP_T^*} \right) \frac{(P_{NT}/P_T)^{1-\alpha}}{(P_{NT}^*/P_T^*)^{1-\alpha}} \sim (P_{NT}/P_T)^{1-\alpha}. \quad (2)$$

Исторически балансовый подход возник существенно раньше ценового: еще в эпоху «золотого стандарта» экономисты имели четкое представление о том, что наращивание госзаимствований способствует формированию внешнеторгового дефицита и, соответственно, зависимости от притока зарубежного капитала (во многом именно с подобными представлениями была связана низкая популярность мер фискального стимулирования в начальный период Великой депрессии). Положительная корреляция бюджетного и внешнего балансов была характерной чертой и получивших позднее распространение кейнсианских моделей. В частности, модель IS-LM-BP предсказывает (в случае несовершенной мобильности капитала) укрепление курса национальной валюты и ухудшение внешнеторгового баланса в ответ на фискальную экспансию для режимов как фиксированного, так и плавающего обменного курса. Фактически лишь неоклассические модели ставят под сомнение значимость связи бюджетных показателей с сальдо текущего счета (поскольку в их рамках, как правило, рациональные экономические агенты реагируют на снижение нормы сбережений государства повышением нормы частных сбережений в целях межвременного сглаживания потребления, ожидая роста налогов в будущем). Однако полностью эта связь исчезает лишь в случае выполнения принципа рикардианской эквивалентности, что на практике крайне маловероятно (с учетом неполной рациональности экономических агентов, наличия кредитных ограничений, конечного горизонта планирования и др.). В этой связи уместно отметить, что, хотя пик популярности неоклассических моделей пришелся на 1980—1990-е годы, в этот же период получила широкое распространение концепция «двойного дефицита» (бюджета и текущего счета; прежде всего — вследствие возникновения подобной ситуации в США).

Эмпирические оценки влияния бюджетного баланса на сальдо текущего счета (в процентах ВВП) характеризуются широким разбросом (соответствующий коэффициент в регрессиях второго показателя на первый варьирует от 0 до 1) в зависимости от рассматриваемой выборки стран, изучаемых эпизодов («непрерывный» временной период либо отдельные фискальные консолидации/экспансии), используемых индикаторов (наблюдаемые либо циклически скорректированные данные). В целом для эмпирических результатов имеют место следующие тенденции.

1. При «непрерывном» рассмотрении оценки коэффициента регрессии, как правило, получаются невысокими и лежат в диапазоне 0,1—0,4 [Bussiere et al., 2010; Chinn, Ito, 2007; Gagnon, 2011]. Авторы

соответствующих работ обычно объясняют подобные низкие значения большим вкладом «неоклассического» межвременного эффекта: в ответ на фискальную экспансию многие экономические агенты снижают потребление, ожидая роста налогов в будущем. Вместе с тем исследователи МВФ отмечают [IMF, 2011], что при «непрерывном» рассмотрении оценка оказывается смещенной вследствие проблемы эндогенности: например, в условиях перегрева экономики можно ожидать улучшения бюджетного баланса (без какой-либо модификации фискальной политики) и сокращения внешнего, что при оценивании будет оказывать понижающее влияние на получаемый коэффициент. Использование циклически скорректированного показателя бюджетного баланса не в полной мере решает эту проблему, поскольку, например, при наличии «пузырей» на рынках активов улучшается и этот индикатор (вследствие роста бюджетных поступлений от налогообложения инвестиционных доходов). Подобный подход применяется, в частности, в процедуре, используемой МВФ при оценке внешних дисбалансов [Phillips et al., 2013], при этом для снижения проблемы эндогенности дополнительно используются инструментальные переменные (в частности, долгосрочное среднее бюджетного баланса); результирующая оценка коэффициента корреляции для 49 исследуемых экономик составляет 0,3. Более точные оценки позволяет получить так называемый исторический анализ: прямое выявление эпизодов смягчения/ужесточения фискальной политики, не связанных с циклическими соображениями, с последующим сравнительным анализом динамики бюджетного и внешнего балансов только для этих эпизодов. Экспертами МВФ [Devries et al., 2011] был проведен подобный анализ для стран ОЭСР, показавший, что фискальная консолидация в размере 1 п.п. ВВП приводит к улучшению сальдо текущего счета на 0,6 п.п. на 2-летнем и на 0,5 п.п. — на 5-летнем горизонте (для сравнения — при проведении непрерывного анализа с использованием циклически скорректированного показателя бюджетного дефицита для среднесрочного горизонта оценка составляла 0,1 п.п., а для долгосрочного не отличалась значимо от 0).

2. Коэффициент влияния бюджетного баланса на внешний сильно варьирует в зависимости от индивидуальных страновых характеристик. В частности, в работе [Nickel, Vansteenkiste, 2008] отмечается, что при низком уровне госдолга ( $< 36\%$  ВВП) этот коэффициент составляет 0,45; при среднем (36—90% ВВП) лежит в диапазоне от 0,16 до 0,31, а при более высоких значениях становится отрицательным и незначимым. Авторы интерпретируют этот результат как «повышение степени рациональности экономических агентов» при высоком уровне госдолга; в исследовании [Ali Abbas et al., 2010] подобному эффекту дается альтернативное, «кейнсианское» объяснение: если при низких уровнях госдолга фискальная экспансия стимулирует приток капитала ввиду ожиданий увеличения темпов роста ВВП (и, соответственно, имеет место ухудшение сальдо текущего счета), то при высоком уровне

госдолга доминирует эффект роста премии за риск, провоцирующего отток капитала. Другая переменная, оказывающая значимое влияние на коэффициент влияния, — степень внешнеторговой открытости экономики; в частности, в исследовании [Corsetti, Muller, 2006] установлено, что для «более открытой» канадской экономики коэффициент составляет 0,4, а для «более закрытой» американской — 0,2.

Завершая обзор литературы по «балансовому» подходу, опишем кратко результаты оценок влияния изменения бюджетной политики отдельно на сбережения и инвестиции, а также на экспорт и импорт. Исторический анализ МВФ показывает, что в среднем фискальная консолидация номинальной величиной в 1 п.п. ВВП приводит (на двухлетнем горизонте) к увеличению национальных сбережений на 0,35 п.п. ВВП (государственные сбережения растут на 0,6 п.п., а частные снижаются лишь на 0,25 п.п., что еще раз демонстрирует несоблюдение принципа рикардианской эквивалентности); инвестиции сокращаются на 0,3 п.п. (практически полностью за счет негативной динамики госинвестиций). Физические объемы экспорта увеличиваются в среднем на 1% в среднесрочной перспективе и на 0,5% в долгосрочной, при том, что физические объемы импорта сокращаются на 1%. При этом если снижение импорта в значительной степени связано со сжатием внутреннего спроса (составляющего в среднем 1% на двухлетнем горизонте), то улучшение динамики экспорта обусловлено главным образом ослаблением реального курса.

Реакция реального курса на изменение фискальной политики исследовалась во многих теоретических и эмпирических работах («ценовой» подход, основанный на соотношении (2)). В неоклассической литературе конца 1980-х — начала 1990-х годов превалировала идея о том, что увеличение госрасходов вызывает временное укрепление реального курса (в связи с ростом спроса на неторгуемые товары, что приводит к повышению их цен —  $P^{NT}$  — в соотношении (2)), в то время как в долгосрочной перспективе эффект оказывается нулевым, так как равновесные значения курса определяются лишь факторами предложения; см., например: [Froot, Rogoff, 1995]. В более поздних исследованиях была отмечена необходимость отдельного рассмотрения госпотребления и госинвестиций в разрезе стороны не только спроса (то есть того, какая часть госрасходов по этим компонентам приходится на торгуемый и неторгуемый сектора), но и предложения (того, как госинвестиции влияют на накопленный уровень капитала в экономике и на производительность). Например, в работе [Galstyan, Lane, 2009] было установлено, что госинвестиции приводят к укреплению курса в долгосрочной перспективе, если их эффект выше для торгуемого сектора (одновременно с точки зрения и капитала, и производительности); в обратной ситуации наблюдается ослабление курса, а в промежуточной (например, если эффект для производительности выше в торгуемом секторе, а для капитала — в неторгуемом, что часто имеет место при инвестициях в инфраструктуру) теоретическое

моделирование не может дать однозначного ответа о динамике курса. Более подробное рассмотрение, включающее исследование переходной динамики, было проведено в работе [Chatterjee, Mursagulov, 2012]. Если госинвестиции предполагают расходы преимущественно на товары торгуемого сектора, то в кратко- и среднесрочной перспективе наблюдается ослабление курса (на фоне повышения цен на торгуемые товары и постепенного перетока частного капитала в торгуемый сектор в ожидании роста производительности), сменяющееся в долгосрочной перспективе укреплением (эффект Балассы—Самуэльсона). В противном случае динамика оказывается еще более сложной: быстрый рост зарплат в неторгуемом секторе (с учетом невозможности мгновенного увеличения капитала) обуславливает избыточное укрепление курса в краткосрочном периоде, сменяющееся коррекцией в среднесрочном периоде и новым эпизодом роста в долгосрочном (так как увеличение капитала госсектора оказывает положительное давление на производительность в торгуемом секторе). Соотношение нового и старого равновесного значений курса определяется исключительно капиталоемкостью секторов: если она выше для торгуемого сектора, то имеет место повышение, в противном случае — снижение. Авторы указывают также на высокую чувствительность результатов к источникам финансирования госинвестиций: если в этих целях используются не паушальные (как предполагалось выше), а пропорциональные налоги на выпуск в торгуемом (неторгуемом) секторе, то имеет место, соответственно, монотонное ослабление (укрепление) реального курса. Это связано с тем, что эффект налогового дестимулирования частных инвестиций в затрагиваемом секторе компенсируется экстернальным эффектом увеличения капитала в госсекторе на производительность.

Как видим, величина и знак влияния госрасходов на курс определяются значительным числом факторов, и в этой связи неудивительно, что соответствующие эмпирические оценки характеризуются значительным разбросом. Для государственного потребления в большинстве работ коэффициент влияния на курс оказывается положительным: увеличение госзакупок на 1 п.п. ВВП приводит к укреплению курса на 0,8—2,3% ([Benetrix, Lane, 2013] для стран Еврозоны; [Caputo, Fuentes, 2012]) в краткосрочной (1—2 года) перспективе; для долгосрочного горизонта он составляет от 0 (что соответствует неоклассическим представлениям) до 3% [Ricci et al., 2008]. В то же время в некоторых случаях оценка оказывается значимо отрицательной ([Benetrix, Lane, 2013] для стран с плавающим режимом обменного курса). Что касается госинвестиций, в работе [Benetrix, Lane, 2013] их эффект на курс для стран Еврозоны оценивается как значимо положительный (увеличение на 1% ВВП приводит к укреплению курса на 1,5% как в кратко-, так и в долгосрочной перспективе), в исследовании [Galstyan, Lane, 2009] для стран ОЭСР — как незначимо отрицательный; результаты [Caputo, Fuentes, 2012] указывают на существенные



различия между развитыми странами (для которых коэффициент положителен и незначим) и странами с формирующимися рынками (для которых ослабление курса значимо отрицательно и превышает 4%). Добавим, что в некоторых работах проводилось также исследование влияния отдельных статей функциональной классификации госрасходов на курс, в частности [Philips et al., 2013] получают (для выборки, включающей и развитые, и развивающиеся страны), что увеличение расходов на здравоохранение на 1% ВВП приводит к укреплению реального эффективного курса на 1,8%, а [Caputo, Fuentes, 2012] — что аналогичное по размеру расширение социальных трансфертов не оказывает значимого влияния на курс в развитых странах и обуславливает его укрепление на 1—2% для стран с формирующимися рынками.

Противоречивые результаты упомянутых выше эмпирических исследований (касающихся связи бюджетной политики как с сальдо текущего счета, так и с реальным курсом) не позволяют проводить «перенос» оценок с широкой выборки стран на конкретную экономику, что повышает актуальность отдельного анализа временных рядов для России. Известные к настоящему моменту работы касаются преимущественно анализа влияния агрегированных показателей бюджетной политики на обменный курс. [Spatafora, Stavrev, 2003] приходят к выводу о незначимости подобного влияния, в то время как в работах [Oomes, Kalcheva, 2007; Сосунов, Ушаков, 2009] фискальные переменные входят в долгосрочное коинтеграционное соотношение для реального эффективного курса (соответственно, увеличение госрасходов и сокращение депозитов правительства в Центробанке на 1% приводит к укреплению курса на 1,3—1,6 и 0,044%). В настоящей работе проводится более подробный анализ данной проблематики, включающий:

- оценку взаимосвязи бюджетного баланса и сальдо счета текущих операций для России («балансовый» подход);
- анализ влияния фискальных переменных (госрасходов, бюджетного баланса, чистого кредита Центробанка расширенному правительству, характеризующего объем средств, сберегаемых правительством на депозитах в ЦБ) на реальный эффективный курс рубля («ценовой» подход). При этом проводится рассмотрение и по госрасходам в целом, и по их отдельным компонентам — с точки зрения как использования ВВП (госпотребления и госинвестиций), так и функциональной классификации.

## 2. База данных

Анализ в рамках балансового подхода проводится на квартальных данных (I квартал 2003 года — IV квартал 2013 года). Нижняя граница ряда определяется доступностью данных Федерального казначейства по исполнению расширенного бюджета; верхняя — особенностями динамики платежного баланса в 2014 году, связанными с геополитической напряженностью и санкциями в отношении России.

Анализ в рамках ценового подхода проводится как для квартальных, так и для месячных данных для периода с января 2004 года по декабрь 2013 года. Нижняя граница ряда определяется доступностью рядов Росстата по занятости в отдельных отраслях экономики, необходимых для вычисления показателя дифференциала производительности труда в торгуемом секторе между Россией и ее торговыми партнерами (используемого в большинстве современных эмпирических исследований в качестве одного из фундаментальных факторов динамики реального обменного курса, как прокси для эффекта Балассы—Самуэльсона в предположении о слабой межстрановой вариации производительности труда в неторгуемом секторе). Описание основных используемых переменных приведено в табл. 1.

Т а б л и ц а 1

## Используемые данные

Переменная	Описание	Источник
CA	Сальдо текущего счета (% ВВП)	Банк России, Росстат
REER	Реальный эффективный курс рубля	Банк России
BB	Баланс расширенного бюджета (% ВВП)	Федеральное казначейство, Росстат
G_RATIO	Госпотребление (% ВВП)	Росстат
IG_RATIO*	Госинвестиции (% ВВП)	Росстат
R_RATIO	Расходы расширенного бюджета (% ВВП)	Федеральное казначейство, Росстат
R_ECON_RATIO	-//- по направлениям «национальная экономика», «оборона и безопасность», «правоохранительная деятельность»	Федеральное казначейство, Росстат
R_SOC_RATIO	-//- по направлению «социальная политика»	Федеральное казначейство, Росстат
TOT	Условия торговли	Росстат
URALS	Цена на нефть марки <i>Urals</i> (дефлированная по ИПЦ США)	Росстат, Бюро трудовой статистики США
DIFFPROD	Дифференциал производительности труда в торгуемом и неторгуемом секторах	см. Приложение 1
NC	Чистый кредит Банка России расширенному правительству (дефлированный ИПЦ)	Банк России

\* Подробности вычисления этой и ряда других переменных приведены в Приложении 1.

### 3. Результаты расчетов

#### *Балансовый подход*

В связи с ограниченным объемом данных оценивание связи сальдо текущего счета и баланса расширенного бюджета проводилось на «непрерывном» интервале квартальных данных, что, как следует из сделанного выше обзора эмпирических работ, может приводить к занижению коэффициента. Переменные *CA* и *BB* имеют первый порядок интеграции (результаты соответствующих тестов приведены



в Приложении 2). Коинтеграционное соотношение между ними оценивалось на основе метода Энгла—Грейнджера; оно имеет вид:

$$CA = 0,039 + 0,367 \times BB + 0,029 \times dummy\_Q1 + 0,033 \times dummy\_Q4. \quad (3)$$

(0,009)      (0,094)      (0,009)      (0,012)

Отметим, что при оценивании была учтена сезонность: коэффициент при фиктивной переменной первого квартала оказывается значимым (положительным) для сальдо текущего счета при его регрессии на квартальные фиктивные переменные (ввиду низкого объема импорта); аналогично, коэффициент при фиктивной переменной IV квартала оказывается значимым (отрицательным) для бюджетного баланса вследствие повышенного объема госрасходов. Гипотеза о наличии единичного корня в остатках регрессии отвергается на 5- или 10-процентном уровне значимости в зависимости от спецификации теста Энгла—Грейнджера (с критическими значениями из работы [MacKinnon, 2010], см. Приложение 2).

На основании (3) можно сделать вывод о том, что смягчение бюджетной политики вносит значимый вклад в сокращение сальдо текущего счета: так, за период 2003—2013 годов его можно оценить в 1 п.п. из 6,6 п.п. ВВП (баланс расширенного бюджета за этот же период сократился на 2,7 п.п. ВВП). С точки зрения баланса сбережений и инвестиций подобная негативная тенденция означает: (1) повышение зависимости частного сектора от внешних заимствований, что, в свою очередь, увеличивает риски, связанные с остановкой притока капитала (наблюдавшейся на практике, по разным причинам, в конце 2008 года и в 2014 году), — обострение валютных дисбалансов в финансовой системе, рост рыночных ставок и снижение кредитования; (2) недостаточное сбережение государством нефтегазовых доходов в суверенные фонды, что сокращает возможности проведения контрциклической политики в сценарии падения цен на нефть (через Резервный фонд) и уменьшает объем ресурсов, доступных для покрытия дефицита пенсионной системы (в Фонде национального благосостояния). Разумеется, российская ситуация с сальдо текущего счета является далеко не такой острой, как, например, в странах Прибалтики и на «периферии» Еврозоны в 2003—2007 годы (где сокращение сальдо привело к формированию дефицита от 8% ВВП и выше; в итоге эти экономики оказались в числе наиболее пострадавших от кризиса 2008—2009 годов и его последствий). Тем не менее эксперты МВФ в рамках процесса оценки внешних дисбалансов стран G20 в последние годы регулярно указывают на то, что сальдо текущего счета РФ меньше фундаментального (равновесного) значения; по состоянию на 2013 год расхождение достигало 3 п.п. ВВП [IMF, 2014]. В связи с этим представляет значительный интерес вопрос о механизмах этого сокращения с точки зрения ВВП по использованию: играло

ли превалирующую роль укрепление реального курса (приводящее к ухудшению динамики экспорта и ускорению динамики импорта) либо расширение внутреннего спроса, стимулирующее импорт; результаты соответствующего исследования обсуждаются ниже.

### *Ценовой подход*

Оценка влияния бюджетной политики на обменный курс проводилась как на квартальных, так и на месячных данных (в первом случае использовался «точный» показатель условий торговли, во втором случае как прокси для этого показателя использовались цены на нефть в постоянных долларах). Во все регрессии, помимо условий торговли, в качестве фундаментальных факторов, влияющих на обменный курс, включался дифференциал производительности труда (положительный коэффициент при котором отражает эффект Балассы—Самуэльсона) и один из фискальных показателей.

На квартальных данных удалось выявить значимое влияние лишь двух фискальных показателей: чистого кредита ЦБ расширенному правительству и госинвестиций (табл. 2). По первому показателю фактически имеет место подтверждение результата статьи [Сосунов, Ушаков, 2009], и соответствующая количественная оценка также оказывается близкой: уменьшение чистого кредита расширенному правительству (дефлированного на ИПЦ) на 1% ассоциируется с осла-

Т а б л и ц а 2

#### **Коинтеграционные векторы при оценивании на квартальных данных**

	(1)	(2)	(3)
ln(TOT)	0,424*** (0,036)	0,274*** (0,034)	0,563*** (0,153)
ln(DIFFPROD)	0,354*** (0,067)	0,558*** (0,047)	−0,123 (0,289)
ln( NC )	−0,048*** (0,010)		
IG_RATIO		4,290*** (0,914)	
G_RATIO			5,440*** (1,981)
LM-тест на автокорреляцию	0,68	0,53	0,34
Тест Харке—Бера на нормальность	0,20	0,11	0,22
Тест на гетероскедастичность	0,45	0,53	0,11
Критерий Акаике	−5,50	−5,56	−5,54
Логарифм функции правдоподобия	117	119	110
Число наблюдений	39	39	39

*Примечания.* Зависимая переменная — логарифм реального эффективного курса. Все регрессии содержат один лаг, константу, сезонные фиктивные переменные, а также фиктивные переменные для IV квартала 2008 года и I квартала 2009 года (в эти периоды имело место сначала искусственное удержание, а затем — «перехлест» курса). Результаты теста на коинтеграцию приведены в Приложении 2. В скобках указаны стандартные ошибки.

\*\*\*, \*\*, \* — значимость коэффициента на 1-, 5- и 10-процентном уровне соответственно.

блением реального курса на 0,048%. Соответственно, 7,5-кратное (в реальном выражении) увеличение депозитов правительства в ЦБ за рассматриваемый период (2003—2013 годы) способствовало снижению реального эффективного курса на конец периода на 10,2%.

Что касается второго показателя, увеличение госинвестиций на 1 п.п. ВВП ассоциируется с укреплением курса на 4,3%. В соответствии с описанными выше теоретическими результатами это может означать, что соответствующие госрасходы приходятся преимущественно на услуги неторгуемого сектора, но долгосрочный выигрыш в производительности получает торгуемый сектор. Впрочем, с учетом того, что в 2013 году доля госинвестиций в ВВП выросла лишь на 0,2 п.п. по сравнению с 2003 годом, соответствующее укрепление курса составляет лишь 0,9%. Относительно госпотребления (столбец 3 табл. 2) были получены еще более высокие оценки влияния на реальный курс (увеличение госпотребления на 1 п.п. ВВП приводит к укреплению на 5,4%); за период 2003—2013 годов доля госпотребления в ВВП выросла на 1,6 п.п., так что соответствующее укрепление курса составляет 8,6%. Отметим, moreover, что поскольку в соответствующей модели незначимым оказывается дифференциал производительности (важный вклад которого в динамику курса был продемонстрирован не только в статье [Сосунов, Ушаков, 2009], но и в статье [Гурвич и др., 2008], то данный количественный результат следует рассматривать с осторожностью.

При проведении анализа на месячных данных рассматривалось влияние госрасходов расширенного бюджета (в соответствии со статистикой Федерального казначейства) в целом и их отдельных категорий на реальный курс. Априори можно было ожидать, что эффект расходов по категории «социальная политика» (как прокси для социальных трансфертов) окажется положительным (как и для других стран с формирующимися рынками), в то время как для расходов по направлениям «национальная экономика, оборона и безопасность» знак влияния мог быть как положительным (с учетом того, что они могут способствовать росту производительности в торгуемом секторе), так и отрицательным (с учетом того, что расходы на оборону в значительной мере приходятся на закупки продукции торгуемого сектора, что может обуславливать рост ее относительных цен). Результаты оценивания приведены в табл. 3.

Как видим, коэффициент при социальных расходах оказывается незначимым, что может быть интерпретировано как отсутствие различий в структуре потребления (в смысле доли торгуемых и неторгуемых товаров) между экономическими агентами с неодинаковым уровнем доходов. Увеличение расходов на национальную экономику, оборону и безопасность на 1 п.п. ВВП, в свою очередь, оказывает понижающее давление на курс в размере 1,6%; тем самым можно сделать вывод о превалировании эффекта роста спроса на торгуемые товары над эффектом роста производительности. За рассматриваемый период 2004—2013 годов увеличение госрасходов по данным группам соста-

Т а б л и ц а 3

## Коинтеграционные векторы при оценивании на месячных данных

	(1)	(2)	(3)
ln(URALS)	0,203*** (0,035)	0,129*** (0,030)	0,172*** (0,059)
ln(DIFFPROD)	0,426*** (0,115)	0,742*** (0,105)	0,470** (0,220)
R_RATIO	0,306 (0,219)		
R_SOC_RATIO		−0,382 (0,378)	
R_ECON_RATIO			−1,571** (0,803)
LM-тест на автокорреляцию	0,29	0,31	0,22
Тест на скошенность <sup>a</sup>	0,16	0,36	0,36
Тест на гетероскедастичность	0,84	0,28	0,96
Критерий Акаике	−5,52	−5,53	−5,41
Логарифм функции правдоподобия	349	346	346
Число наблюдений	113	114	111

<sup>a</sup> Ряд моделей на месячных данных не проходит тест Харке—Бера на нормальность в силу избыточного коэффициента эксцесса. Однако, как показано в работе [Parguol, 1997], это не влияет на валидность результатов тестов на коинтеграцию при условии, что не отвергается гипотеза о нулевой скошенности.

*Примечания.* Зависимая переменная — логарифм реального эффективного курса. Регрессии содержат 3—6 лагов, константу, фиктивные переменные для июня—августа 2006 года (в данный период наблюдалась очень высокая волатильность помесечных показателей госрасходов). Результаты тестов на коинтеграцию приведены в Приложении 2. В скобках указаны стандартные ошибки.

\*\*\*, \*\*, \* — значимость коэффициента на 1-, 5- и 10-процентном уровне соответственно.

вило 3,3 п.п. ВВП, так что соответствующее понижающее давление на реальный эффективный курс можно оценить в 5,3%. Влияние госрасходов в целом оказывается положительным, но незначимым, что позволяет сделать предположение о «повышающем» влиянии на курс прочих категорий госрасходов (здравоохранение, образование и др.), приходящихся главным образом на неторгуемый сектор<sup>1</sup>.

В целом можно сделать вывод о слабом вкладе госрасходов в укрепление курса рубля в 2003—2013 годы: для наиболее надежной из полученных выше оценок (по эффекту госинвестиций) результирующее изменение курса не превышает 0,9%. Поэтому можно заключить, что в российском случае адаптация платежного баланса к изменению параметров бюджетной политики идет преимущественно не по ценовому каналу (поскольку согласно результатам работы [Гурвич, Прилепский, 2013] ухудшение сальдо текущего счета в ответ на 0,9-процентное укрепление курса составляет лишь 0,14 п.п. ВВП по сравнению с ухудшением на 1 п.п. ВВП, вытекающим из (3)), а по каналу вну-

<sup>1</sup> Провести подробное исследование для прочих категорий затруднительно ввиду несогласованности статистики Федерального казначейства в 2006 году: для ряда месяцев при вычитании социальных расходов, расходов на оборону, безопасность и национальную экономику из общего объема расходов получается отрицательная величина.

тренного спроса; этот тезис можно обосновать также и следующим рассуждением:

- прямой эффект увеличения госрасходов на 1 п.п. ВВП заключается в расширении внутреннего спроса на 1,06% (при использовании показателей 2013 года в качестве базовых);
- эластичность физических объемов импорта товаров и услуг по внутреннему спросу составляет 1,4 [Гурвич, Прилепский, 2013]; соответственно, в ответ на фискальную экспансию они увеличиваются на 1,46%, или на 0,33 п.п. ВВП;
- таким образом, на расширение импорта по каналу внутреннего спроса приходится около 90% ухудшения сальдо текущего счета (см. (3)).

### Заключение

Проведенный в работе анализ позволяет сделать следующие выводы:

1) бюджетная политика оказывает значимое влияние на сальдо текущего счета России. Величина этого влияния в целом сопоставима с оценками МВФ для широкой выборки стран и позволяет сделать вывод об отсутствии рикардианской эквивалентности. С учетом того, что МВФ оценивает профицит текущего счета РФ как более низкий по сравнению с фундаментальным (равновесным) значением, это дает еще одно подтверждение актуальности задачи фискальной консолидации в соответствии с принятым в январе 2015 года правительственным планом;

2) эффект изменения госрасходов в 2003—2013 годах на реальный курс при этом можно оценить как слабый; знак и значимость влияния отдельных компонент госрасходов (госинвестиций, социальных трансфертов) отличаются от результатов для стран с формирующимися рынками в целом (что ставит под сомнение применимость к российской экономике методологии оценки внешних дисбалансов МВФ в части обменного курса);

3) превалирующий вклад в реакцию сальдо текущего счета на изменение бюджетной политики вносит канал внутреннего спроса; таким образом, можно говорить, что преобладание «внутреннего» механизма адаптации сальдо над «внешним» имеет место не только для внешних (что было продемонстрировано в статье [Гурвич, Прилепский, 2013]), но и для некоторых внутренних шоков.

### Приложение 1

#### О построении некоторых рядов данных

*IG\_RATIO*: источник данных по инвестициям — сборник «Социально-экономическое положение России» (СЭПР) Росстата (раздел 4.3, табл. 4 — «Структура инвестиций в основной капитал по источникам финансирования», строка «бюджетные средства»);

*R\_RATIO, R\_SOC\_RATIO*: в связи с тем, что ежемесячные данные по расходам расширенного бюджета публиковались Федеральным казначейством лишь с июня 2006 года (до этого момента имеются месячные данные по исполнению консолидированного бюджета и квартальные данные по расходам государственных внебюджетных фондов), для периода с января 2004 года по май 2006 года предполагалось, что внутриквартальная структура расходов внебюджетных фондов была такой же, как в 2007 году, и на этом основании строились помесечные оценки;

*TOT*: переменная представляет собой отношение дефляторов экспорта и импорта товаров и услуг;

*DIFFPROD*: производительность труда в торгуемом секторе РФ получалась как отношение индекса промышленного производства (Росстат) к суммарной занятости в секторах «обрабатывающие производства», «добыча полезных ископаемых», «производство и распределение электроэнергии, газа и воды» (СЭПР, раздел 3.2, табл. 4). Аналогичные показатели вычислялись для Еврозоны и США (как отношение индекса промпроизводства к занятости в промышленности, данные ОЭСР), после чего проводилось их (геометрическое) взвешивание с коэффициентами 0,676 и 0,324 соответственно (данные коэффициенты были получены на основе регрессии первой разности реального эффективного курса рубля на первые разности реального курса рубля к евро и доллару соответственно). *DIFFPROD* получается как отношение российского и взвешенного показателей.

## Приложение 2

### Результаты тестов на единичный корень и тестов на коинтеграцию

#### Тесты на единичный корень, квартальные данные

Переменная	Константа	Константа + тренд	Переменная	Константа	Константа + тренд
CA <sup>a</sup>	-1,502	-3,185	d(CA)	-6,327***	-6,270***
BB <sup>a</sup>	-2,370	-3,040	d(BB)	-9,258***	-9,169***
ln(REER)	-1,792	-2,441	d(ln(REER))	-7,744***	-7,962***
ln(TOT)	-2,147	-3,351*	d(ln(TOT))	-6,135***	-6,191***
ln(DIFFPROD) <sup>a</sup>	-1,674	-2,117	d(ln(DIFFPROD))	-6,918***	-7,257***
ln( NC ) <sup>a</sup>	-2,236	-1,583	d(ln( NC ))	-3,753***	-4,093**
G_RATIO	-1,611	-2,287	d(G_RATIO)	-6,116***	-6,072***
IG_RATIO	-2,775*	-2,895	d(IG_RATIO)	-5,340***	-5,267***

<sup>a</sup> Сезонно сглаженные (Census X12) данные.

\*\*\*, \*\*, \* — значимости на 1-, 5- и 10-процентном уровне соответственно.

#### Тесты на единичный корень, месячные данные

Переменная	Константа	Константа + тренд	Переменная	Константа	Константа + тренд
ln(REER)	-1,698	-2,679	d(ln(REER))	-8,585***	-8,636***
ln(URALS)	-2,617*	-3,268*	d(ln(URALS))	-8,300***	-8,329***
ln(DIFFPROD) <sup>a</sup>	-1,495	-2,659	d(ln(DIFFPROD))	-15,378***	-15,399***
R_RATIO <sup>a</sup>	-1,679	-2,038	d(R_RATIO)	-10,437***	-10,393***
R_SOC_RATIO <sup>a</sup>	-0,892	-3,311*	d(R_SOC_RATIO)	-10,779***	-10,789***
R_ECON_RATIO <sup>a</sup>	-1,657	-2,210	d(R_ECON_RATIO)	-10,222***	-10,178***

<sup>a</sup> Сезонно сглаженные (Census X12) данные.

\*\*\*, \*\*, \* — значимости на 1-, 5- и 10-процентном уровне соответственно.



**Тест Энгла—Грейнджера для остатков уравнения (3)**

С константой, без тренда: тест-статистика  $-3,190$ ; 10-процентный критический уровень, в соответствии с [MacKinnon, 2010], составляет  $-3,046 - 4,069/T - 5,73/T^2 = -3,144$  (здесь  $T = 43$  — размер выборки), а 5-процентный —  $-3,338 - 5,967/T - 8,980/T^2 = -3,481$ . Таким образом, гипотеза о наличии единичного корня в остатках отвергается на 10-процентном уровне значимости.

С константой и трендом: тест-статистика  $-4,102$ ; 5-процентное критическое значение составляет  $-3,780 - 9,421/T - 15,060/T^2 = -4,007$ . Таким образом, гипотеза о наличии единичного корня в остатках отвергается на 5-процентном уровне значимости.

**Тесты на коинтеграцию для моделей из таблицы 2**

(1)				(2)				(3)			
$\lambda$ tr	p-зн.	$\lambda$ max	p-зн.	$\lambda$ tr	p-зн.	$\lambda$ max	p-зн.	$\lambda$ tr	p-зн.	$\lambda$ max	p-зн.
87,70	[0,000]**	52,54	[0,000]**	78,83	[0,000]**	39,97	[0,001]**	71,13	[0,000]**	28,68	[0,036]*
35,16	[0,011]*	19,82	[0,076]	38,86	[0,004]**	19,39	[0,086]	42,45	[0,001]**	17,92	[0,133]
15,34	[0,053]	11,71	[0,122]	19,47	[0,012]*	12,88	[0,082]	24,52	[0,002]**	15,80	[0,028]*
3,64	[0,057]	3,63	[0,057]	6,59	[0,010]*	6,59	[0,010]*	8,72	[0,003]**	8,72	[0,003]**

\*, \*\* — значимости на 5- и 1-процентном уровне соответственно.

**Тесты на коинтеграцию для моделей из таблицы 3**

(1)				(2)				(3)			
$\lambda$ tr	p-зн.	$\lambda$ max	p-зн.	$\lambda$ tr	p-зн.	$\lambda$ max	p-зн.	$\lambda$ tr	p-зн.	$\lambda$ max	p-зн.
66,20	[0,000]**	29,39	[0,029]*	59,45	[0,003]**	33,96	[0,007]**	71,55	[0,000]**	33,01	[0,009]**
36,81	[0,007]**	18,62	[0,108]	25,49	[0,145]	13,89	[0,374]	38,55	[0,004]**	21,00	[0,052]
18,19	[0,019]*	11,16	[0,146]	11,61	[0,177]	8,29	[0,351]	17,55	[0,024]*	11,70	[0,122]
7,02	[0,008]**	7,02	[0,008]**	3,32	[0,068]	3,32	[0,068]	5,84	[0,016]*	5,84	[0,016]*

\*, \*\* — значимости на 5- и 1-процентном уровне соответственно.

**Литература**

1. Гурвич Е., Прилепский И. Как обеспечить внешнюю устойчивость российской экономики // Вопросы экономики. 2013. № 9. С. 4—39.
2. Гурвич Е., Соколов В., Улюкаев А. Оценка вклада эффекта Балассы—Самуэльсона в динамику реального обменного курса рубля // Вопросы экономики. 2008. № 7. С. 1—29.
3. Сосунов К., Ушаков Н. Определение реального курса рубля и оценка политики долгосрочного таргетирования реального курса валюты // Журнал Новой экономической ассоциации. 2009. № 3—4. С. 97—123.
4. Ali Abbas S. M. et al. Fiscal policy and the current account // IMF Working Paper. 2010. No 121.
5. Benetrix A. S., Lane P. R. Fiscal shocks and the real exchange rate // International Journal of Central Banking. 2013. Vol. 9. No 3. P. 6—37.
6. Bussière M., Fratzscher M., Müller G. J. Productivity shocks, budget deficits and the current account // Journal of International Money and Finance. 2010. Vol. 29. No 8. P. 1562—1579.
7. Caputo R., Fuentes M. Government spending and the real exchange rate: A cross-country perspective // Bank of Chile Working Paper. 2012. No 655.
8. Chatterjee S., Mursagulov A. Fiscal policy and the real exchange rate // IMF Working Paper. 2012. No 52.

9. Chinn M. D., Ito H. Current account balances, financial development and institutions: Assaying the world 'saving glut' // *Journal of International Money and Finance*. 2007. Vol. 26. P. 546—569.
10. Corsetti G., Müller G. J. Budget deficits and current accounts: openness and fiscal persistence // *Economic Policy*. 2006. Vol. 21. No 48. P. 597—638.
11. Devries P. et al. A new action-based dataset of fiscal consolidation in OECD countries // *IMF Working Paper*. 2011. No 128.
12. Froot K. A., Rogoff K. Perspectives on PPP and long-run real exchange rates // *Handbook of international economics*. Vol. 3 / G. Grossman, K. Rogoff (eds.). Amsterdam: North-Holland, 1995. P. 1647—1688.
13. Galstyan V., Lane P. R. The Composition of government spending and the real exchange rate // *Journal of Money, Credit, and Banking*. 2009. Vol. 41. P. 1233—1249.
14. Gagnon J. Current account imbalances and coming back // *PIIE Working Paper*. 2011. No 11-1.
15. IMF. World economic outlook: recovery, risk, and rebalancing. Washington, DC: International Monetary Fund, 2011. October.
16. IMF. Pilot external sector report. Washington, DC: International Monetary Fund, 2014.
17. MacKinnon J. Critical values for cointegration tests // *Queen's Economics Department Working Paper*. No 1227. Kingston, Ontario, Canada: Queen's University, 2010.
18. Nickel C., Vansteenkiste I. Fiscal policy, the current account and ricardian equivalence // *ECB Working paper*. 2008. No 935.
19. Oomes N., Kalcheva K. Diagnosing Dutch disease: Does Russia have the symptoms? // *IMF Working Paper*. 2007. No 102.
20. Paruolo P. Asymptotic Inference of the moving average impact matrix in cointegrated I(1) VAR systems // *Econometric Theory*. 1997. Vol. 13. No 1. P. 79—118.
21. Phillips S. et al. The external balance assessment (EBA) methodology // *IMF Working Paper*. 2013. No 272.
22. Ricci L., Milesi-Ferretti G. M., Lee J. Real Exchange rates and fundamentals: A cross-country perspective // *IMF Working Paper*. 2008. No 52.
23. Spatafora N., Stavrev E. The equilibrium real exchange rate in a commodity exporting country: The case of Russia // *IMF Working Paper*. 2003. No 93.

Ekonomicheskaya Politika, 2015, vol. 10, no. 6, pp. 7–23

Ilya PRILEPSKIY, Cand. Sci. (Phys.-Math.). E-mail: iprilepskiy@eeg.ru.

Economic Expert Group (5/4, Vetoshny per., Moscow, 109012, Russian Federation).

## Impact of Fiscal Policy on Current Account and Real Exchange Rate of Rouble

### Abstract

The impact of Russia's fiscal policy on current account balance and real exchange rate is studied. It is demonstrated that the deterioration of the general government balance in 2003-2013 contributed significantly to the fall in current account surplus during that period. A more detailed analysis reveals that this was mainly caused by an increase in imports associated with additional domestic demand growth due to expansionary fiscal policy, whereas the latter's part in real exchange rate appreciation in 2003-2013 was quite limited.

*Key words:* fiscal policy, current account balance, real exchange rate.

*JEL:* F41, H62.

### References

1. Gurvich E., Prilepskiy I. How to secure external sustainability of the Russian economy. *Voprosy Ekonomiki*, 2013, no. 9, pp. 4-39.

2. Gurvich E., Sokolov V., Ulyukaev A. The impact of the Balassa-Samuelson effect on the real ruble exchange rate: The assessment. *Voprosy Ekonomiki*, 2008, no. 7, pp. 1-29.
3. Sosunov K., Ushakov N. Determination of the real exchange rate of the ruble and assessment of long-run policy of real exchange rate targeting. *Zhurnal Novoy Ekonomicheskoy Assotsiatsii*, 2009, no. 3-4, pp. 97-123.
4. Ali Abbas S. M. et al. Fiscal policy and the current account. *IMF Working Paper*, 2010, no 121.
5. Benetrix A. S., Lane P. R. Fiscal shocks and the real exchange rate. *International Journal of Central Banking*, 2013, vol. 9, no. 3, pp. 6-37.
6. Bussière M., Fratzscher M., Müller G. J. Productivity shocks, budget deficits and the current account. *Journal of International Money and Finance*, 2010, vol. 29, no. 8, pp. 1562-1579.
7. Caputo R., Fuentes M. Government spending and the real exchange rate: A cross-country perspective. *Bank of Chile Working Paper*, 2012, no. 655.
8. Chatterjee S., Mursagulov A. Fiscal policy and the real exchange rate. *IMF Working Paper*, 2012, no. 52.
9. Chinn M. D., Ito H. Current Account balances, financial development and institutions: assaying the world 'saving glut'. *Journal of International Money and Finance*, 2007, vol. 26, pp. 546-569.
10. Corsetti G., Müller G. J. Budget deficits and current accounts: Openness and fiscal persistence. *Economic Policy*, 2006, vol. 21, no. 48, pp. 597-638.
11. Devries P. et al. A new action-based dataset of fiscal consolidation in OECD countries. *IMF Working Paper*, 2011, no. 128.
12. Froot K. A., Rogoff K. Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. In: G. Grossman, K. Rogoff (eds.). *Handbook of international economics*, vol. 3. Amsterdam: North-Holland, 1995, pp. 1647-1688.
13. Galstyan V., Lane P. R. The composition of government spending and the real exchange rate. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2009, vol. 41, pp. 1233-1249.
14. Gagnon J. Current account imbalances and coming back. *PIIE Working Paper*, 2011, no. 11-1.
15. IMF. *World economic outlook: Recovery, risk, and rebalancing*. Washington, DC: International Monetary Fund, 2011. October.
16. IMF. *Pilot external sector report*. Washington, DC: International Monetary Fund, 2014.
17. MacKinnon J. *Critical values for cointegration tests*. Queen's Economics Department Working Paper no. 1227. Kingston, Ontario, Canada: Queen's University, 2010.
18. Nickel C., Vansteenkiste I. Fiscal policy, the current account and ricardian equivalence. *ECB Working paper*, 2008, no. 935.
19. Oomes N., Kalcheva K. Diagnosing Dutch disease: Does Russia have the symptoms? *IMF Working Paper*, 2007, no. 102.
20. Paruolo P. Asymptotic inference of the moving average impact matrix in cointegrated I(1) VAR systems. *Econometric Theory*, 1997, vol. 13, no. 1, pp. 79-118.
21. Phillips S. et al. The external balance assessment (EBA) methodology. *IMF Working Paper*, 2013, no. 272.
22. Ricci L., Milesi-Ferretti G. M., Lee J. Real exchange rates and fundamentals: A cross-country perspective. *IMF Working Paper*, 2008, no. 52.
23. Spatafora N., Stavrev E. The equilibrium real exchange rate in a commodity exporting country: The case of Russia. *IMF Working Paper*, 2003, no. 93.