

Финансовые рынки**ТЕСТИРОВАНИЕ АСИММЕТРИЧНОЙ
СХОДИМОСТИ РЕАЛЬНОГО ОБМЕННОГО
КУРСА К РАВНОВЕСНОМУ ВО ВРЕМЯ
РЕЖИМА УПРАВЛЯЕМОГО КУРСА РУБЛЯ****Антон СКРОБОТОВ, Никита ФОКИН**

Антон Андреевич Скроботов —
научный сотрудник лаборатории
макрэкономического прогнозирования,
Институт прикладных экономических
исследований РАНХиГС
(117517, РФ, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: antonskrobotov@gmail.com

Никита Денисович Фокин —
младший научный сотрудник лаборатории
математического моделирования экономических
процессов, Институт прикладных экономических
исследований РАНХиГС
(117517, РФ, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: fokinikita@gmail.com

Аннотация

В работе предпринимается попытка учесть асимметричную реакцию Банка России на положительные и отрицательные шоки внешнеэкономических условий в период с января 1999 года по октябрь 2014-го. Для этого на рассматриваемом отрезке времени моделируется взаимосвязь между реальным обменным курсом рубля и реальными ценами на нефть при помощи пороговой модели коррекции ошибок (TVECM). На первом шаге авторы проверяют наличие коинтеграции между временными рядами реального обменного курса и реальной ценой на нефть (в логарифмах). Далее строится пороговая модель коррекции ошибок, которая состоит из двух режимов. Первый режим имеет место при росте цен на нефть, когда текущий реальный обменный курс оказывается ниже своего равновесного значения и начинает укрепляться. Второй режим наблюдается при падении цен на нефть, когда реальный обменный курс оказывается выше равновесного и начинает ослабевать. Реальная цена на нефть предполагается экзогенной переменной. В отличие от существующих подходов переключение режимов связано с превышением реальным обменным курсом в предшествующий период своего равновесного значения в новых экономических условиях с изменившимися ценами на нефть в текущем периоде. Результаты моделирования позволяют сделать вывод, что реальный обменный курс в режиме управляемого валютного курса асимметрично реагировал на разные по знаку шоки переменной цен на нефть (как прокси для условий торговли). Иными словами, сходимость реального обменного курса к равновесному достигалась быстрее при падении цен на нефть, чем при их росте.

Ключевые слова: реальный обменный курс, денежно-кредитная политика, Банк России, пороговая модель коррекции ошибок, TVECM-модель.

JEL: C22, C51, E52, F41.

Авторы выражают особую благодарность А. В. Полбину за плодотворные комментарии. Также авторы благодарят анонимного рецензента и участников научных семинаров А. В. Божечкову, В. П. Бусыгина, Е. В. Синельникову-Мурылеву за ценные замечания.

Введение

Реальный обменный курс для российской экономики является важной переменной, как и для любой экспортно ориентированной страны. Значение реального обменного курса рубля является определяющим фактором конкурентоспособности российских компаний-производителей на международном рынке. Одним из подходов к моделированию реального обменного курса рубля является построение модели коррекции ошибок, в которой в качестве фундаментальных факторов, влияющих на российскую валюту в долгосрочном плане, используются две переменные: «эффект Балассы — Самуэльсона»¹ [Balassa, 1964] и «условия торговли». Данные факторы были использованы при моделировании реального курса рубля в ряде работ [Божечкова, Трунин, 2015; Гурвич и др., 2008; Сосунов, Ушаков, 2009; Сосунов, Шумилов, 2005; Трунин и др., 2010]. Также в упомянутых исследованиях выделялись и иные долгосрочные факторы, влияющие на динамику реального обменного курса, например депозиты правительства в Банке России, чистые иностранные активы, доля государственных расходов консолидированного бюджета в ВВП. Однако во всех вышеупомянутых работах реальный обменный курс исследовался путем построения ВЕСМ-модели² с участием прокси-переменных «условия торговли» и «эффект Балассы — Самуэльсона». Отметим также, что среди краткосрочных факторов авторы выделяют, например, прирост отношения М2 к ВВП в предшествующем квартале и прирост отношения притока/оттока чистого частного капитала к ВВП. Стоит также отметить существование подхода к моделированию валютного курса, основанного на торговом балансе [Ivanova, 2007], где в качестве фундаментальных факторов использовались прокси-переменные «условия торговли», «реальный ВВП», «внешний долг» и «реальная «процентная ставка».

Ввиду того, что упомянутые исследования базируются только на линейных моделях коррекции ошибок, вопрос адаптации реального обменного курса к долгосрочному равновесию в зависимости от того, переоценен или недооценен обменный курс, остается неизученным.

В модель в качестве фундаментального фактора, влияющего на реальный обменный курс, включены только условия торговли, прокси-переменной которых является цена на нефть марки *Brent*.

¹ Эффект Балассы — Самуэльсона — эмпирически подтверждаемая закономерность, в соответствии с которой страны с более высокой заработной платой и более высокими реальными обменными курсами характеризуются значительным ростом производительности труда. Согласно данному результату повышение заработной платы в отраслях, производящих торгуемые товары, в развивающейся экономике приводит к росту заработной платы в отраслях, которые производят неторгуемые товары. Увеличение инфляции приводит к более высокому уровню инфляции в развивающихся странах в отличие от развитых стран. Подобную теорию экономисты Бела Баласса и Пол Самуэльсон выдвинули в 1963 году.

² Vector Error Correction Model (векторная модель коррекции ошибок).

Обоснование для такой спецификации заключается в следующем: долгосрочная связь между реальным валютным курсом и стоимостью экспортируемой нефти означает наличие коинтеграции между двумя переменными. В случае если переменные коинтегрированы, согласно теореме Энгла — Грейнджера [Engle, Granger, 2007] они могут быть представлены в виде VECM-модели. Наличие коинтеграции говорит о том, что долгосрочная связь существует только между коинтегрированными переменными, без включения других факторов. В случае если в спецификации коинтеграционного соотношения пропущена существенно важная переменная, коинтеграция не должна обнаружиться. Соответственно, мы выдвигаем гипотезу о том, что между реальным эффективным валютным курсом рубля и реальной ценой на нефть есть долгосрочная связь. Проверка данной гипотезы сводится к тестированию данных переменных на коинтеграцию, что позволяет в дальнейшем представить их в виде модели коррекции ошибок.

Дополнительным обоснованием рассмотрения только условий торговли в качестве переменной, объясняющей динамику реального обменного курса, служит тот факт, что в ряде зарубежных работ на данную тематику [Cashin et al., 2004; Chen, Rogoff, 2003], где исследуются страны с высокой зависимостью от стоимости экспортируемого сырья (например, Австралия, Канада, Чили), также не используют прокси-переменную «эффект Балассы — Самуэльсона», ограничиваясь только переменной «условия торговли». Кроме того, при использовании в качестве прокси-переменной для «эффекта Балассы — Самуэльсона» дифференциала относительной производительности труда может возникнуть проблема эндогенности. В работах [Бадасен и др., 2015; Evdokimova et al., 2013] исследовалось влияние реального валютного курса на экономический рост и были получены результаты, свидетельствующие о том, что реальный обменный курс оказывает значимое влияние на экономику. При этом дифференциал относительной производительности труда строится на основе показателей выпуска. В свою очередь и условия торговли влияют на выпуск [Идрисов и др., 2014; Полбин, 2017b; Синельников-Мурылев и др., 2014], что порождает проблему эндогенности.

Внешнеэкономические условия, в частности цены на экспортируемое сырье, также очень важны для российской экономики. На протяжении практически всего периода существования современной России доходы от экспорта сырой нефти и газа в среднем формировали почти половину экспортных доходов нашей страны. Доходы федерального бюджета от добычи нефти и газа, учитывая НДС и налоги на прибыль добывающих компаний, составляли также порядка 50% от всех доходов бюджета. При повышении цен на экспортируемое сырье происходит трансферт стоимости из стран — покупателей сырья в страну-экспортер и через эффект благосостояния увеличивается совокупный спрос и цены отечественных неторгуемых

товаров. Так как реальный обменный курс является отношением цен неторгуемых товаров к ценам торгуемых, в результате повышения цен на сырье происходит укрепление реального обменного курса.

В частности, за счет высокой зависимости экспортных доходов от цен на сырье рубль оказывается очень уязвимой к любым изменениям условий торговли валютой. Как известно, в режиме таргетирования обменного курса Банк России не позволял рублю чрезмерно укрепляться во время бурного роста цен на нефть, так как в связи с улучшением условий торговли (ростом цены на нефть) происходит сокращение чистого экспорта, в частности падают прибыли сырьевого сектора отечественной экономики, а также растут цены отечественных товаров по сравнению с иностранными аналогами. В период кризиса 2008–2009 годов резкое падение цены на нефть не повлияло значительно на ослабление обменного курса рубля ввиду проведения интервенций для укрепления российской валюты. Однако заметим, что скорость изменения обменного курса в зависимости от роста или падения нефтяных котировок не была симметричной. В конце 2014 года регулятор перешел к режиму таргетирования инфляции, тем самым отпустив номинальный обменный курс в свободное плавание, и в нынешнем режиме денежно-кредитной политики сходимости реального курса к равновесному происходит за счет изменения номинального курса, тогда как в предшествующем режиме сходимость происходила за счет изменения внутренних цен [Полбин, 2017а].

Таким образом, весьма важной задачей представляется исследование влияния сырьевых цен на реальный обменный курс рубля при положительных и отрицательных шоках условий торговли. Для решения этой задачи мы предлагаем использовать двухрежимную пороговую модель коррекции ошибок TVECM (Threshold VECM) [Balke, Fomby, 1997].

1. Описание модели и предварительное тестирование

Для построения модели мы рассматриваем выборку из двух переменных на периоде с января 1999 по октябрь 2014 года включительно. Левая граница интервала является началом относительно стабильного периода после дефолта 1998 года, а правая часть обусловлена переходом в новый режим денежно-кредитной политики.

Переменная $\log(reer_t)$ — логарифм индекса реального эффективного обменного курса рубля³.

Переменная $\log(poil_t)$ — логарифм реальной цены на нефть марки *Brent*, полученной путем дефлирования номинальной цены на индекс потребительских цен США⁴.

³ International Monetary Fund. <http://www.imf.org/en/data>.

⁴ International Monetary Fund; Federal Reserve Economic Data (FRED). <https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>.

Для проверки нулевой гипотезы об отсутствии коинтеграции мы используем ADF-статистику⁵ на основе остатков в регрессии:

$$\log(reer_t) = c + \beta \log(poil_t) + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Значения статистик и критических значений приведены в табл. 1. Поскольку на наличие единичного корня тестируется не исходный ряд, а остатки от коинтеграционного соотношения, то мы используем критические значения, полученные в работе [MacKinnon, 2010]. Данные значения также приведены в табл. 1.

Т а б л и ц а 1

Результаты тестов на коинтеграцию

Тестовая статистика	-3,42**
1-процентное критическое значение	-3,96
5-процентное критическое значение	-3,37
10-процентное критическое значение	-3,07

Источник: расчеты авторов.

Результаты показывают, что на рассмотренном промежутке гипотеза единичного корня в ряде остатков (гипотеза об отсутствии коинтеграции) отвергается на 5-процентном уровне значимости. Это означает, что мы можем моделировать эти временные ряды как коинтегрированные.

Для того чтобы смоделировать асимметричную сходимость реального обменного курса к равновесному, мы предлагаем использовать двухрежимную TVECM-модель с фиксированным пороговым значением, оцениваемую на периоде таргетирования номинального обменного курса. В общем виде рассматриваемая модель выглядит следующим образом:

$$\Delta \log(reer_t) = \begin{cases} \mu^H ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^r \theta_i^H \Delta \log(reer_{t-i}) + \sum_{j=0}^p \varphi_j^H \Delta \log(poil_{t-j}) + \varepsilon_t^H, \\ \text{если } (\log(reer_{t-1}) - c - \beta \log(poil_t)) < 0, \\ \mu^L ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^r \theta_i^L \Delta \log(reer_{t-i}) + \sum_{j=0}^p \varphi_j^L \log(\Delta poil_{t-j}) + \varepsilon_t^L, \\ \text{если } (\log(reer_{t-1}) - c - \beta \log(poil_t)) \geq 0, \end{cases} \quad (2)$$

где $ECT_{t-1} = \log(reer_{t-1}) - c - \beta \log(poil_{t-1})$ — корректирующая переменная.

⁵ Количество запаздывающих разностей в ADF-регрессии выбирается на основе информационного критерия Акаике (AIC). Однако результаты робастны к другим методам выбора лагов.

Отметим, что TVЕСМ-модели в общем виде допускают эндогенные пороговые значения, которые оцениваются аналогично прочим параметрам модели [Hansen, Seo, 2002]. В нашем случае мы можем ограничиться экзогенно заданным нулевым пороговым значением, поскольку в таком случае нам очевидна интерпретация порогового значения. Оценивая долгосрочное (коинтеграционное) соотношение (1) при наличии всего двух переменных — реального курса и реальной цены на нефть, мы предполагаем, что логарифм равновесного обменного курса $\log(reer_t^*)$ определяется логарифмом цены на нефть в момент времени t , умноженным на коэффициент долгосрочной эластичности β , и константой, то есть $\log(reer_t^*) = \hat{c} + \hat{\beta} \log(poil_t)$. В таком случае, если текущее значение реального курса ниже равновесного значения, то есть если $\log(reer_t) - \log(reer_t^*) < 0$, следует ожидать, что корректировка обменного курса к равновесному произойдет за счет укрепления курса. В случае если $\log(reer_t) - \log(reer_t^*) > 0$, адаптация к равновесию должна произойти через ослабление курса. Таким образом, в условиях наличия в качестве фундаментального фактора только цен на нефть первый режим (Н-режим) включается тогда, когда цены на нефть растут, вследствие чего равновесный реальный эффективный обменный курс растет, а текущий обменный курс оказывается ниже равновесного и начинает сходиться к нему. Второй режим (L-режим) включается тогда, когда цены на нефть падают и, соответственно, текущий реальный обменный курс оказывается выше равновесного и начинает ослабевать до уровня последнего. Отметим, что мы не рассматриваем уравнение для цен на нефть, предполагая, что они являются экзогенными.

В качестве переменной порогового значения выступает модификация коинтеграционного соотношения $reer_{t-1} - c - \beta poil_t$. То есть зная цену на нефть в момент времени t , мы знаем режим, в котором находится модель, и реальный эффективный валютный курс в момент времени t . Стоит отметить, что такой подход не является классическим с точки зрения методологии TVЕСМ, поскольку обычно в качестве порога выступают остатки коинтеграционного соотношения в момент времени $t-1$, то есть переменная ECT_{t-1} [Hansen, Seo, 2002]. В нашем случае это означало бы, что цена на нефть в прошлом месяце задает поведение курса в текущем месяце, что не совсем логично, так как ожидания экономических агентов относительно валютного курса формируются на основе текущей стоимости нефти. Важно заметить, что рассмотренная нами пороговая переменная будет являться стационарной, как и в случае если бы мы использовали в качестве пороговой переменной коинтеграционное соотношение.

Неизменными от режима к режиму являются долгосрочные параметры из коинтеграционного соотношения c , β , а коэффициенты при ECT_{t-1} , задающие скорость сходимости к равновесию, изменяются

в зависимости от режима. При достаточно большом количестве наблюдений (190) мы позволяем коэффициентам при запаздывающих разностях курса и цен на нефть, задающих динамику приспособления к долгосрочному равновесию, изменяться от режима к режиму. Количество запаздывающих разностей от режима к режиму мы считаем неизменным, для того чтобы затем произвести тест на значимость асимметрии (что является асимптотически обоснованным).

Также отметим, что политика Центрального банка была неоднородной на рассматриваемом промежутке времени. Кроме того, Банк России по-разному реагировал на улучшения и ухудшения условий торговли, менялись и сами параметры валютного коридора. Так, например, в 2008 году был совершен переход от таргетирования курса рубля к доллару к бивалютной корзине, а позже Центральный банк постепенно расширял допустимые границы колебаний номинального курса. Кроме того, мы осознаем, что реальный курс может быть переоценен, несмотря на предшествующее улучшение условий торговли, а также может быть и недооценен, несмотря на падение цен на нефть в недалеком прошлом. Поэтому может возникнуть вопрос о том, почему мы выделяем всего два режима в оцениваемой модели. Это делается потому, что мы располагаем не очень большой выборкой (почти 15 лет в годовом выражении). В случае выделения, к примеру, еще двух дополнительных режимов нам придется оценивать в два раза больше параметров, то есть пожертвовать точностью оценок. Для оценивания динамики обменного курса в таких режимах необходимо найти некоторое минимальное число наблюдений для оценки, регулируемое параметром усечения, который в нашей модели был установлен в размере 20% от выборки. При этом мы не можем гарантировать, что таких наблюдений вообще достаточно, и в этот режим не войдут наблюдения, которые на самом деле принадлежат другому. В связи с этим мы останавливаемся на двухрежимной модели с наиболее «глобальными» режимами — когда курс завышен и занижен относительно своего равновесного значения.

2. Оценивание модели

При оценивании модели (2) мы осуществляем перебор по значениям долгосрочных параметров c , β из 95% асимптотических доверительных интервалов на основе оценок DOLS коинтегрирующей регрессии (1).

Т а б л и ц а 2

Результаты оценивания коинтеграционного соотношения

Параметр	Оценка параметра	Стандартная ошибка	t -статистика	P -значение
β	0,470	0,020	23,50	0,0000
c	2,646	0,078	33,92	0,0000

Источник: расчеты авторов.

Для всех возможных пар $(\hat{\beta}, \hat{c})$ мы вычисляем функцию правдоподобия и максимизируем ее. Также отметим, что дисперсия случайных ошибок в режимах предполагается однородной, так как мы находимся в одном и том же режиме денежно-кредитной политики. На основе информационного критерия Акаике выбирается модель с четырьмя запаздывающими разностями курса и одной разностью цены нефти (максимально допустимое число лагов принималось равным 5). Значения информационного критерия Акаике вынесены в Приложение. Результаты оценивания выбранной модели приведены в табл. 3.

Т а б л и ц а 3

Результаты оценивания TVECM-модели

Переменная	Оценка коэффициента при переменной в режиме Н	Оценка коэффициента при переменной в режиме L
ECT_{t-1}	-0,030 (0,011)	-0,130 (0,033)
$\Delta reer_{t-1}$	0,440 (0,084)	0,277 (0,132)
$\Delta reer_{t-2}$	-0,125 (0,090)	0,019 (0,147)
$\Delta reer_{t-3}$	-0,048 (0,084)	-0,610 (0,194)
$\Delta reer_{t-4}$	0,050 (0,074)	0,186 (0,204)
$\Delta poil_t$	0,051 (0,018)	0,030 (0,024)
Дополнительная информация об оцененной модели	Количество наблюдений в Н-режиме = 151 Количество наблюдений в L-режиме = 38	$\hat{\beta} = 0,441$ $\hat{c} = 2,798$

Источник: расчеты авторов.

В режим Н, то есть в режим роста нефтяных цен, вошло большее количество наблюдений, чем в режим L, что согласуется с историческими данными. Исходя из оценок коэффициентов при корректирующей составляющей и разности цены на нефть можно сделать вывод, что сходимость обменного курса к долгосрочному равновесию при падении цены на нефть происходит быстрее, чем при ее росте. Данный факт будет наглядно показан при построении импульсных откликов.

Также кроме оценок коэффициентов ниже мы приводим график фактических значений реального обменного курса и его смоделированный аналог по двухрежимной модели, логарифм реальной цены на нефть, а также периоды недооценки и переоценки реального курса на основе оцененной модели.

Как видно из рис. 1, практически на всем рассмотренном периоде реальный обменный курс был недооценен, что, очевидно, произошло за счет проводимой Банком России политики сдерживания номинального курса на фоне растущей цены на нефть. Переоценка

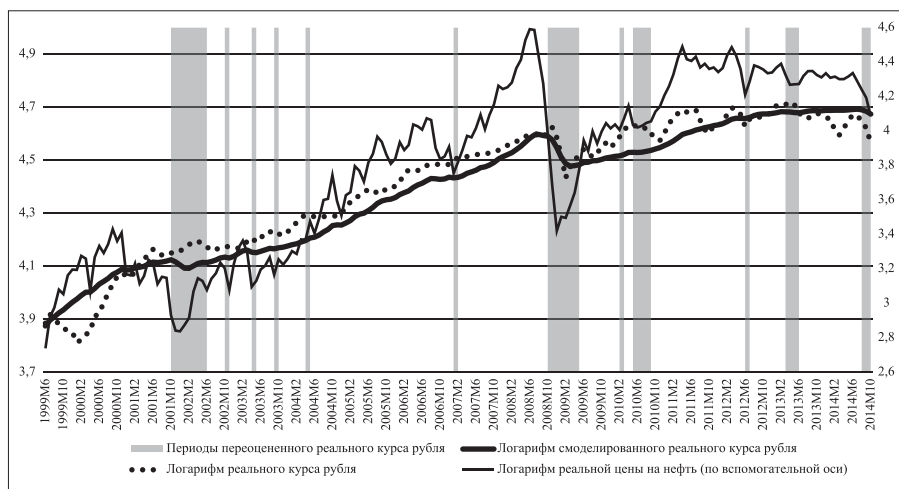


Рис. 1. Периоды недооценки (белый фон) и переоценки (серый фон) реального курса на основе TVECM-модели

возникает в основном за счет сильных падений цены на нефть, как, например, в начале 2002 года и в конце 2008 — первой половине 2009 года. Также отметим, что в конце рассматриваемого периода, то есть непосредственно до перехода регулятора к режиму инфляционного таргетирования, реальный обменный курс оказался переоцененным.

3. Тестирование на значимость асимметрии и построение импульсных откликов

Большой интерес представляет тестирование значимости описанной асимметрии. То есть мы проверяем гипотезу о том, что коэффициенты в одном режиме равны соответствующим коэффициентам в другом. Отвержение такой гипотезы означает, что в динамике курса действительно определены два режима, которые нельзя назвать идентичными.

В рамках модели (2) мы проверяем гипотезу о шести линейных ограничениях:

$$H_0: \mu^H = \mu^L, \theta_1^H = \theta_1^L, \theta_2^H = \theta_2^L, \theta_3^H = \theta_3^L, \theta_4^H = \theta_4^L, \varphi_0^H = \varphi_0^L.$$

Результаты тестирования приведены в табл. 4.

И в случае F-теста, и в случае теста Вальда мы отвергаем нулевую гипотезу на 5-процентном уровне значимости. Это является свидетельством того, что асимметрия в динамике реального обменного курса действительно может иметь место.

Наглядно продемонстрируем асимметрию сходимости реального обменного курса к равновесному, построив графики импульсных от-

Т а б л и ц а 4

Тестирование на значимость асимметрии

Тест	Значение статистики	Количество степеней свободы	P-значение
F-статистика	2,745	(6; 173)	0,0142
Тест Вальда	16,468	6	0,0115

Источник: расчеты авторов.

кликеров на разные по знаку перманентные шоки нефтяных цен, тем самым смоделировав две ситуации: в первой обменный курс ниже равновесного значения вследствие предшествующего перманентного увеличения цен на нефть и должен укрепиться, во второй на фоне произошедшего падения цен на нефть обменный курс оказывается переоцененным и должен ослабнуть.

Доверительные интервалы строятся по следующему алгоритму. Мы переходим к представлению модели с двенадцатью параметрами, умноженными на соответствующие режимам фиктивные переменные:

$$\begin{aligned} \Delta \log(reer_t) = & \mu^H D_{1t} ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^r \theta_i^H D_{1t} \Delta \log(reer_{t-i}) + \\ & + \sum_{j=0}^p \varphi_j^H D_{1t} \Delta \log(poil_{t-j}) + \mu^L D_{2t} ECT_{t-1} + \\ & + \sum_{i=1}^r \theta_i^L D_{2t} \Delta \log(reer_{t-i}) + \sum_{j=0}^p \varphi_j^L D_{2t} \log(\Delta poil_{t-j}) + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (3)$$

где

$$D_{1t} = \begin{cases} 1, & \text{если } t\text{-е наблюдение входит в первый режим} \\ 0, & \text{если } t\text{-е наблюдение не входит в первый режим} \end{cases}$$

и $D_{2t} = 1 - D_{1t}$. Затем мы вводим параметр долгосрочной эластичности $\beta \sim N(\hat{\beta}, \text{Var}(\hat{\beta}^{DOLS}))$, где $\hat{\beta}$ — оценка коэффициента долгосрочной эластичности в TVECM-модели. Для вектора краткосрочных параметров $(\mu^H, \theta_1^H, \theta_2^H, \theta_3^H, \theta_4^H, \varphi_1^H, \mu^L, \theta_1^L, \theta_2^L, \theta_3^L, \theta_4^L, \varphi_1^L)$ мы предполагаем многомерное нормальное распределение, вектор математических ожиданий для которого есть вектор оценок из табл. 3, а ковариационная матрица является блочно-диагональной матрицей вида $\hat{\sigma}(X^T X)^{-1}$, где

$$X = [D1 * ECT_{t-1}, D1 * \Delta \log(reer_{t-1}), \dots, D2 * ECT_{t-1}, \dots, D2 * \log(\Delta poil_t)],$$

а $D1$ и $D2 = 1 - D1$ — матрицы, составленные из элементов фиктивной переменной $D1$, символ * обозначает поэлементное умножение векторов, а $\hat{\sigma}^2$ — несмещенная оценка дисперсии ε_t . Для каждого набора коэффициентов мы строим функции импульсного отклика и берем 16% и 84% квантили в каждой точке.

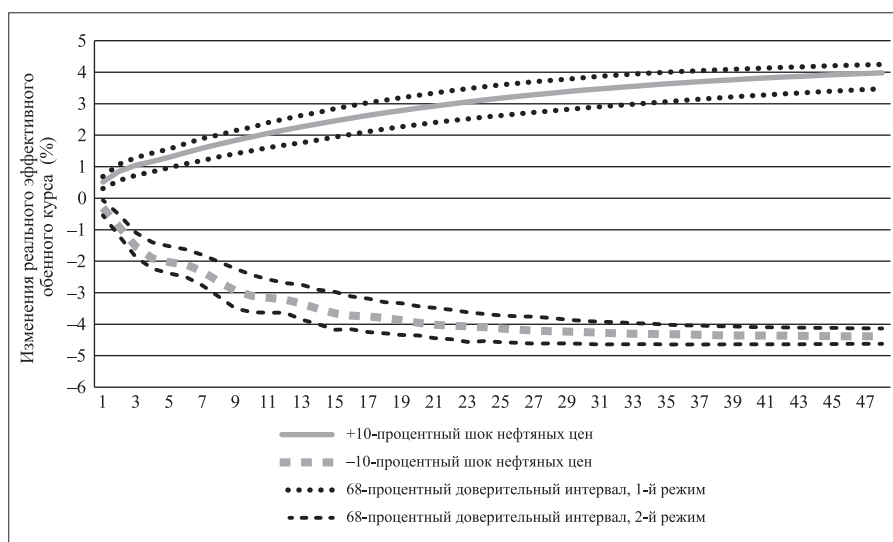


Рис. 2. Импульсные отклики реального обменного курса на перманентные шоки нефтяных цен

Как видно из рис. 2, сходимость реального обменного курса к равновесному происходит быстрее при падении цен на нефть, чем при их росте. При этом оба импульсных отклика являются статистически значимыми. Полная сходимость в режиме падения цены на нефть наступает приблизительно в течение 40–42 месяцев после шока, то есть приблизительно через 3,5 года; в режиме роста цен на нефть полная сходимость реального обменного курса к равновесному не наступает даже за 4 года, после 48-го месяца курсу необходимо укрепиться еще на 0,4%. Впрочем, полная сходимость наступает очень медленно в связи с убывающими темпами укрепления/ослабления курса с течением времени после шока. Для сопоставления наших результатов с результатами других авторов мы рассчитали коэффициент «полужизни», демонстрирующий скорость сходимости реального курса к величине, равной половине от равновесного значения, рассчитываемый как $\frac{\ln(0,5)}{\ln(1-\mu^i)}$, где μ^i , $i = H, L$ — коэффициент при остатках коинтеграционного соотношения в i -м режиме. Для режима недооцененного обменного курса (H-режим) коэффициент «полужизни» равен 1,88 года, для режима переоцененного обменного курса (L-режим) — 0,42 года. Для сравнения: в работе [Сосунов, Шумилов, 2005] на выборке 1995–2003 годов была получена скорость «полужизни», равная чуть более чем двум кварталам. В работе [Сосунов, Ушаков, 2009] на выборке 1995–2008 годов авторы получили аналогичное значение соответствующего коэффициента (также в данной работе можно

найти информацию о данном показателе для большого числа стран). К сожалению, так как выборки в нашей и перечисленных работах серьезно различаются, сопоставить результаты довольно сложно. Отметим лишь, что в периоды ослабления курса мы получаем более быструю сходимость, чем вышеупомянутые авторы, и намного более медленную — в периоды укрепления.

Отметим, что данный коэффициент не учитывает оценки параметров при запаздывающих разностях, которые вносят краткосрочную динамику в сходимость обменного курса к долгосрочному равновесию, и поэтому к его интерпретации стоит относиться с большой осторожностью (см., например, Example 4.3 в работе [Johansen, 1996]). Так, например, если мы снова обратим внимание на импульсные отклики, мы увидим, что при положительном шоке цен на нефть курс находится на половине расстояния от долгосрочного равновесия уже на 10-м месяце, а в случае падения цен на нефть уже за 6 месяцев после шока курс ослабляется более чем на 2,5% из 4,4%. Таким образом, результаты относительно коэффициента «полужизни» на основе импульсных откликов и на основе рассчитанного коэффициента различаются достаточно существенно.

На наш взгляд, выявленная асимметрия в приспособлении реального обменного курса к долгосрочному равновесию обусловлена политикой Банка России. Как было отмечено выше, практически на всем рассматриваемом периоде с 1999 года до октября 2014-го цена на нефть росла, а исключения составили в основном 2008–2009 годы и ряд других непродолжительных периодов падения цен на нефть. В свою очередь в периоды чрезмерного укрепления российской валюты регулятор проводил валютные интервенции, ослабляя обменный курс, тем самым отдаляя его от равновесного значения. Учитывая то, что Банк России не может повлиять на фундаментальное (долгосрочное) значение обменного курса, сходимость к равновесию всё равно должна была произойти, а Банк России лишь отсрочивал наступление этого события.

В случае стабильного роста нефтяных котировок и как следствие — недооцененного курса рубля, который наблюдался с 1999 по 2008 годы и с 2009 по 2014 годы, игроки были спокойны, и курс укреплялся стабильными темпами. Однако в исторической ретроспективе основное время падения нефтяных котировок, а именно во время кризиса 2008–2009 годов, было очень стремительным и сопровождалось крахом финансовых рынков и паникой инвесторов, поэтому скорость падения курса рубля была больше, чем скорость укрепления при росте нефтяных цен. При этом паника инвесторов могла возникать из-за страха того, что у Банка России закончатся ресурсы для интервенций, что также могло повлечь за собой ускоренную девальвацию рубля.

Заключение

В работе была рассмотрена пороговая модель корректировки реального обменного курса, описывающая его асимметричную реакцию на разные по знаку шоки внешнеэкономических условий. Согласно построенной модели асимметрия в процессе приспособления реального обменного курса к своему долгосрочному равновесию оказалась статистически значимой. Эта асимметрия заключается в том, что в периоды недооценки реального обменного курса, возникающие согласно нашей модели за счет быстро растущих цен на нефть, сходимость к долгосрочному равновесию происходила медленнее, чем в периоды переоцененного реального курса, вызванные ухудшением условий торговли. Полученный эффект асимметрии мы обосновываем поведением экономических агентов на финансовых рынках, в частности их спокойствием в моменты улучшения условий торговли и ускоренным выводом средств из рублевых активов в периоды сильных падений нефтяных котировок, а также проводимой Банком России политикой фиксированного номинального курса рубля.

Приложение

Значения критерия Акаике для TVECM-модели

		Количество запаздывающих разностей реального курса					
		0	1	2	3	4	5
Количество запаздывающих разностей цен на нефть	0	-5,094	-5,245	-5,252	-5,261	-5,264*	-5,242
	1	-5,097	-5,225	-5,232	-5,240	-5,244	-5,221
	2	-5,097	-5,212	-5,230	-5,232	-5,231	-5,206
	3	-5,079	-5,207	-5,218	-5,211	-5,209	-5,185
	4	-5,061	-5,203	-5,217	-5,214	-5,194	-5,168
	5	-5,044	-5,182	-5,192	-5,189	-5,168	-5,147

Литература

1. Бадасен П. В., Картаев Ф. С., Хазанов А. А. Эконометрическая оценка влияния валютного курса рубля на динамику выпуска // Деньги и кредит. 2015. № 7. С. 41–49.
2. Божечкова А., Трунин П. Оценка фундаментально обоснованного реального курса рубля // Экономическое развитие России. 2015. Т. 22. № 2. С. 16–19.
3. Гурвич Е., Соколов В., Улюкаев А. Оценка вклада эффекта Балассы — Самуэльсона в динамику реального обменного курса рубля // Вопросы экономики. 2008. № 7. С. 12–30.
4. Идрисов Г., Казакова М., Полбин А. Теоретическая интерпретация влияния нефтяных цен на экономический рост в современной России // Экономическая политика. 2014. № 5. С. 150–171.

5. *Полбин А. В.* Моделирование реального курса рубля в условиях изменения режима денежно-кредитной политики // Вопросы экономики. 2017а. № 4. С. 61–78.
6. *Полбин А. В.* Оценка влияния шоков нефтяных цен на российскую экономику в векторной модели коррекции ошибок // Вопросы экономики. 2017б. № 10. С. 27–49.
7. *Синельников-Мурылев С., Дробышевский С., Казакова М.* Декомпозиция темпов роста ВВП России в 1999–2014 годах // Экономическая политика. 2014. № 5. С. 7–37.
8. *Сосунов К. А., Ушаков Н. Ю.* Определение реального курса рубля и оценка политики долгосрочного таргетирования реального курса валюты // Журнал Новой экономической ассоциации. 2009. № 3–4. С. 97–122.
9. *Сосунов К. А., Шумилов А. В.* Оценивание равновесного реального обменного курса российского рубля // Экономический журнал ВШЭ. 2005. Т. 9. № 2. С. 216–229.
10. *Трунин П., Князев Д., Кудюкина Е.* Анализ факторов динамики обменного курса рубля. Научные труды. Ин-т экономической политики им. Е. Т. Гайдара. № 144Р. 2010. С. 68.
11. *Balassa B.* The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal // Journal of Political Economy. 1964. Vol. 72. No 6. P. 584–596.
12. *Balke N. S., Fomby T. B.* Threshold Cointegration // International Economic Review. 1997. Vol. 38. P. 627–645.
13. *Cashin P., Céspedes L. F., Sahay R.* Commodity Currencies and the Real Exchange Rate // Journal of Development Economics. 2004. Vol. 75. No 1. P. 239–268.
14. *Chen Y., Rogoff K.* Commodity Currencies // Journal of International Economics. 2003. Vol. 60. No 1. P. 133–160.
15. *Engle R. F., Granger C. W. J.* Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // Econometrica: Journal of the Econometric Society. 1987. Vol. 55. No 2. P. 251–276.
16. *Evdokimova T., Zubarev A., Trunin P.* The Impact of the Real Ruble Exchange Rate on the Economic Activity in Russia. Gaidar Institute for Economic Policy Research Paper Series. No 165P. 2013. P. 164.
17. *Hansen B. E., Seo B.* Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models // Journal of Econometrics. 2002. Vol. 110. No 2. P. 293–318.
18. *Ivanova N.* Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate in Russia: Trade-Balance Approach. CEFIR/NES Working Paper. No 102. 2007.
19. *Johansen S.* Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford, UK: Oxford University Press on Demand, 1995.
20. *MacKinnon J.* Critical Values for Cointegration Tests. Queen's University, Department of Economics Working Paper. No 1227. 2010.

Ekonomicheskaya Politika, 2018, vol. 13, no. 3, pp. 132-147

Anton A. SKROBOTOV. Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation).

E-mail: antonskrobotov@gmail.com

Nikita D. FOKIN. Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation).

E-mail: fokinikita@gmail.com

Testing Asymmetric Convergence of the Real Exchange Rate to Equilibrium During Ruble Exchange Rate Targeting

Abstract

In the paper, an attempt is made to take into account the asymmetric reaction of the Bank of Russia to the positive and negative shocks of external economic conditions during the period from January 1999 to October 2014. For this, a nonlinear cointegrating regression with the real exchange rate and real oil prices is modeled using the threshold vector error correction model (TVECM). In the first step, we test for cointegration between the time series of the real exchange rate and real oil prices (in logs). Next, we estimate a threshold error correction model, which consists of two regimes. The first regime takes place with an increase in oil prices, at which the current real exchange rate is below its equilibrium value and begins to appreciate. The second regime takes place when oil prices fall, at which the real exchange rate turns out to be above the equilibrium exchange rate and begins to depreciate. The real oil prices are assumed to be an exogenous variable. Unlike existing approaches, regime switching is based on whether the real exchange rate in the previous period exceeds its equilibrium value under the new economic conditions with the changed oil prices in the current period. The estimation results indicate that the real exchange rate in the managed exchange rate regime asymmetrically reacted to different signs of shocks in oil prices (as a proxy for terms of trade). In other words, the convergence of the real exchange rate to the equilibrium rate was faster when oil prices fell than when they grew.

Keywords: real exchange rate, monetary policy, The Central Bank of Russia, threshold error correction model, TVECM model.

JEL: C22, C51, E52, F41.

References

1. Badasen P. V., Kartaev F. S., Khazanov A. A. Ekonometricheskaya otsenka vliyaniya valyutnogo kursa rublya na dinamiku vypuska [Econometric Estimation of the Effect of Ruble Exchange Rate Dynamics on Economic Activity]. *Den'gi i kredit [Money and Finance]*, 2015, no. 7, pp. 41-49.
2. Bozhechkova A., Trunin P. Otsenka fundamental'no obosnovannogo real'nogo kursa rublya [Estimation of Fundamentally Substantiated Real Exchange Rate of the Ruble]. *Ekonomicheskoe razvitiye Rossii [Russian Economic Developments]*, 2015, vol. 22, no. 2, pp. 16-19.
3. Gurvich E., Sokolov V., Ulyukaev A. Otsenka vklada efekta Balassy-Samuelsona v dinamiku real'nogo obmennogo kursa rublya [The Impact of the Balassa-Samuelson Effect on the Real Ruble Exchange Rate: The Assessment]. *Voprosy ekonomiki*, 2008, no. 7, pp. 12-30.
4. Idrisov G., Kazakova M., Polbin A. Teoreticheskaya interpretatsiya vliyaniya neftyanykh tsen na ekonomicheskiy rost v sovremennoy Rossii [Oil Prices Impact on Economic Growth in Contemporary Russia: A Theoretical Interpretation]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2014, no. 5, pp. 150-171.
5. Polbin A. V. Modelirovaniye real'nogo kursa rublya v usloviyakh izmeneniya rezhima denezhno-kreditnoy politiki [Modeling the Real Ruble Exchange Rate Under Monetary Policy Regime Change]. *Voprosy ekonomiki*, 2017a, no. 4, pp. 61-78.
6. Polbin A. V. Otsenka vliyaniya shokov neftyanykh tsen na rossiyskuyu ekonomiku v vektornoy modeli korrektsii oshibok [Econometric Estimation of the Impact of Oil Prices Shock on the Russian Economy in VECM Model]. *Voprosy ekonomiki*, 2017b, no. 10, pp. 27-49.

7. Sinel'nikov-Murylev S., Drobyshevskiy S., Kazakova M. Dekompozitsiya tempov rosta VVP Rossii v 1999-2014 godakh [Decomposition of Russian GDP Growth Rates in 1999-2014]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2014, no. 5, pp. 7-37.
8. Sosunov K. A., Ushakov N. Yu. Opredelenie real'nogo kursa rublya i otsenka politiki dolgosrochnogo targetirovaniya real'nogo kursa valyuty [Determination of the Real Exchange Rate of the Ruble and Assessment of Long-Run Policy of Real Exchange Rate Targeting]. *Journal of the New Economic Association*, 2009, no. 3-4, pp. 97-122.
9. Sosunov K. A., Shumilov A. V. Otsenivanie ravnovesnogo real'nogo obmennogo kursa rossiyskogo rublya [Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate of the Russian Ruble]. *Ekonomicheskij zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2005, vol. 9, no. 2, pp. 216-229.
10. Trunin P., Kniyazev D., Kudiukina E. Analiz faktorov dinamiki obmennogo kursa rublya [Perspective Issues in the CBRs Exchange Rate Policy]. *Nauchnye Trudy. In-t ekonomicheskoy politiki im. E. T. Gaidara*, no. 144R, 2010, p. 68.
11. Balassa B. The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 1964, vol. 72, no. 6, pp. 584-596.
12. Balke N. S., Fomby T. B. Threshold Cointegration. *International Economic Review*, 1997, vol. 38, pp. 627-645.
13. Cashin P., Céspedes L. F., Sahay R. Commodity Currencies and the Real Exchange Rate. *Journal of Development Economics*, 2004, vol. 75, no. 1, pp. 239-268.
14. Chen Y., Rogoff K. Commodity Currencies. *Journal of International Economics*, 2003, vol. 60, no. 1, pp. 133-160.
15. Engle R. F., Granger C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1987, vol. 55, no. 2, pp. 251-276.
16. Evdokimova T., Zubarev A., Trunin P. The Impact of the Real Ruble Exchange Rate on the Economic Activity in Russia. *Gaidar Institute for Economic Policy Research Paper Series*, no. 165P, 2013, p. 164.
17. Hansen B. E., Seo B. Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models. *Journal of Econometrics*, 2002, vol. 110, no. 2, pp. 293-318.
18. Ivanova N. Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate in Russia: Trade-Balance Approach. *CEFIR/NES Working Paper*, no. 102, 2007.
19. Johansen S. *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford, UK, Oxford University Press on Demand, 1995.
20. MacKinnon J. Critical Values for Cointegration Tests. *Queen's University, Department of Economics Working Paper*, no. 1227, 2010.