

**Федеральное государственное бюджетное образовательное
учреждение высшего образования
«РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА
И ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ
ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ»**

Скроботов А.А., Фокин Н.Д.

**Тестирование асимметричной сходимости реального
обменного курса к равновесию во время режима
управляемого курса рубля**

Москва 2017

Аннотация. В работе делается попытка учесть несимметричную реакцию Банка России на положительные и отрицательные шоки внешнеэкономических условий на периоде с января 1999 г. по октябрь 2014 г. 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)..¹

Ключевые слова: реальный обменный курс; денежно-кредитная политика; Центральный Банк; пороговая модель коррекции ошибок; TVECM модель

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, the nonlinear cointegrating regression with real exchange rate and real oil prices is modeled using the threshold vector error correction model (TVECM).

Key words: real exchange rate; monetary policy; The Central Bank of Russia; threshold error correction model; TVECM model

Скроботов А.А. научный сотрудник Лаборатории макроэкономического прогнозирования ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Фокин Н.Д. младший научный сотрудник Лаборатории математического моделирования экономических процессов ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Данная работа подготовлена на основе материалов научно-исследовательской работы, выполненной в соответствии с Государственным заданием РАНХиГС при Президенте Российской Федерации на 2017

¹ Авторы выражают особую благодарность Полбину А.В. за плодотворные обсуждения и ценные советы. Также авторы благодарят участников научных семинаров Божечкову А.В., Бусыгина В.П., Синельникову-Мурылеву Е.В. за ценные замечания.

Введение

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: переменная эффекта Балассы-Самуэльсона [Balasa, 1964] и условия торговли. Данные факторы были использованы при моделировании реального курса рубля в ряде фундаментальных работ, таких как [Сосунов, Шумилов, 2005; Сосунов, Ушаков, 2009; Гурвич; Соколов, Улюкаев, 2008; Трунин, Князев, Кудюкина, 2010; Божечкова, Трунин, 2015]. Также в упомянутых трудах выделялись и иные долгосрочные факторы, влияющие на динамику реального обменного курса, например, такие как депозиты правительства в ЦБ, чистые иностранные активы, доля государственных расходов консолидированного бюджета в ВВП. Однако во всех вышеупомянутых работах реальный обменный курс исследовался путем построения VECM модели с участием прокси-переменной условий торговли и прокси-переменной эффекта Балассы-Самуэльсона. Отметим также, что среди краткосрочных факторов авторы выделяют, например, прирост отношения M2 к ВВП в предыдущем квартале и прирост отношения притока/оттока чистого частного капитала к ВВП. Стоит также отметить существование подхода торгового баланса для моделирования валютного курса [Ivanova, 2007].

Учитывая наличие исследований, основанных только на линейных моделях коррекции ошибок, вопрос реакции обменного курса на разные по знаку шоки фундаментальных показателей, а также вопрос реакции обменного курса на те же шоки в зависимости от удаленности от долгосрочного равновесия, остаются неизученными.

В разработанной нами модели в качестве фундаментального фактора реального обменного курса мы используем только условия торговли, прокси-переменной которого является цена на нефть марки Brent. 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, по 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, то 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 объясняющей переменной динамики реального обменного курса служит тот факт, что в ряде иностранных работ на данную тематику [Chen, Rogoff, 2003; Cashin, Céspedes, Sahay, 2004], в которых исследуются страны с высокой зависимостью от стоимости экспортируемого сырья, (например, Австралию, Канаду, Чили), также не используют прокси-переменные эффекта Балассы-Самуэльсона, ограничиваясь использованием только переменной условий торговли.

Внешекономические условия, в частности цены на экспортируемое сырье, 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 нефтегазовой деятельности, учитывая налоги на добычу полезных ископаемых и налоги на прибыль добывающих компаний, составляли также порядка 50% от всех доходов бюджета.

Реальный обменный курс для российской экономики также является важной переменной, как и для любой экспортно-ориентированной страны. В работах [Evdokimova T. et al, 2013; Бадасен, Картаев, Хазанов, 2015] исследовалось влияние реального валютного курса на экономический рост, и были получены результаты, свидетельствующие в пользу того, что реальный обменный курс оказывает значимое влияние на экономику. Значение реального обменного курса рубля является определяющим фактором конкурентоспособности российских компаний-производителей на международном рынке.

В частности, за счет высокой зависимости экспортных доходов от цен на сырье рубль оказывается очень уязвимой валютой к любым изменениям условий торговли. Как известно, в режиме таргетирования обменного курса Банк России не позволял рублю чрезмерно укрепляться во время бурного роста цен на нефть. В период кризиса 2008 года чрезмерное падение нефти не повлияло значительно на ослабление обменного курса рубля ввиду проведения интервенций в сторону 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 допустив двукратную девальвацию рубля.

Резюмируя вышеизложенные факты, для нас представляет интерес задача исследования 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).

1 Описание модели и предварительное тестирование

Для построения модели мы рассматриваем выборку из двух переменных (индекса реального эффективного обменного курса рубля и реальной цены на нефть марки Brent) на периоде с января 1999 по октябрь 2014 включительно. Левая граница интервала является началом относительно стабильного периода после дефолта 1998 года, а правая часть обусловлена переходом в новый режим денежно-кредитной политики, в связи с чем изменилась структура обменного курса рубля [Полбин, 2017].

Для проверки нулевой гипотезы об отсутствии коинтеграции мы используем ADF-статистику² на основе остатков в регрессии

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

1. Переменная $\log(reer_t)$ -логарифм индекса реального эффективного обменного курса рубля.³
2. Переменная $\log(poil_t)$ - логарифм реальной цены на нефть марки Brent, полученной путем дефлирования номинальной цены на индекс потребительских цен США⁴.

Значения статистик и критических значений приведены в таблице 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 таблице 1.

² Количество запаздывающих разностей в ADF-регрессии выбирается на основе информационного критерия Акаике (AIC). Однако результаты робастны к другим методам выбора лагов.

³Источник: International Monetary Found.

⁴Источник: International Monetary Found, Federal Reserve.

Таблица 1 - Результаты тестов на коинтеграцию

Тестовая статистика	-3.42**
1% критическое значение	-3.96
5% критическое значение	-3.37
10% 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% уровне значимости. Это означает, что мы можем моделировать эти временные ряды как коинтегрированные.

Для того чтобы смоделировать асимметричную сходямость реального обменного курса к равновесию, мы предлагаем использовать двухрежимную TVECM модель с фиксированным пороговым значением, оцениваемую на периоде таргетирования 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.

В модели определены два режима в динамике курса. 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 сходить к нему. Второй режим (L-режим) включается тогда, когда цены на нефть падают, и, соответственно, текущий реальный обменный курс оказывается выше своего равновесного значения и начинает ослабевать до уровня равновесного. 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 TVECM, 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 бы означало, что цена на нефть в прошлом месяце задает поведение для курса в текущем месяце, что было бы не совсем логично на наш взгляд, 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.

Дополнительно мы предполагаем нулевое пороговое значение. Такое предположение означает, что если в текущий момент времени цена на нефть, умноженная на коэффициент долгосрочной эластичности, превысит значение реального эффективного обменного курса в прошлый момент времени, то произойдет положительный сдвиг равновесия и реальный обменный курс укрепитя. Аналогично, как только текущая цена нефти, умноженная на коэффициент долгосрочной эластичности, станет меньше, чем реальный

обменный курс в прошлом периоде, в следующий момент времени произойдет ослабление российской валюты.

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. В условиях наличия достаточно большого количества 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.

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).

Таблица 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 нефти (максимально допустимое число лагов принималось равным 5). Значения информационного критерия Акаике вынесены в приложение (Таблица П1). Результаты оценивания выбранной модели приведены в таблице 3.

Таблица 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 = 146 Количество наблюдений в L режиме = 39	$\hat{\beta} = 0.441$ $\hat{c} = 2.798$

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.

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 коэффициент в другом режиме. Отвержение

такой гипотезы означает, что в динамике курса действительно определены два режима, которые нельзя назвать идентичными.

В рамках модели (2) мы проверяем гипотезу о 6 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 таблице 4.

Таблица 4 – Тестирование на значимость асимметрии

Тест	Значение статистики	Количество степеней свободы	Р-значение
F-statistic	2.745	(6, 173)	0.0142
Wald	16.468	6	0.0115

Источник: Расчеты авторов

И в случае F-теста, и в случае теста Вальда мы отвергаем нулевую гипотезу на 5% 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 откликов на разные по знаку перманентные шоки нефтяных цен.

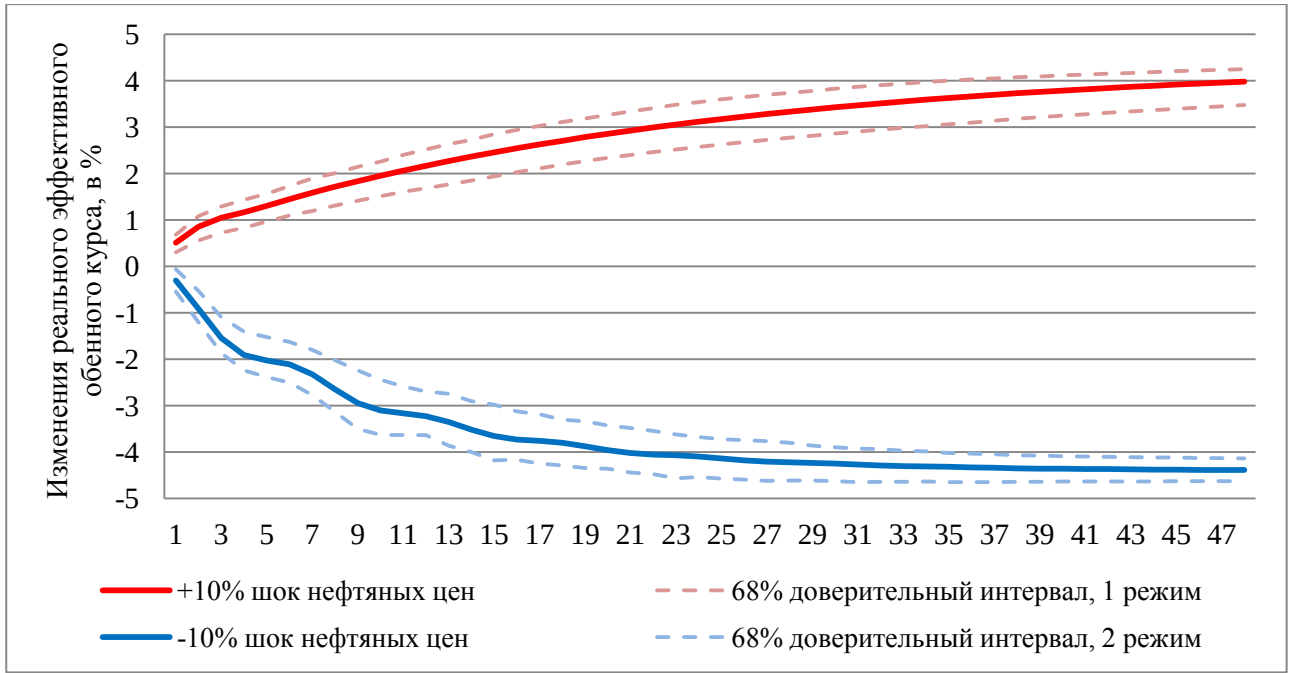


Рисунок 1 - Импульсные отклики реального обменного курса на перманентные шоки нефтяных цен. Источник: Расчеты авторов.

Доверительные интервалы строятся по следующему алгоритму. Мы переходим к представлению модели в виде модели с 12 параметрами, умноженными на соответствующие режимам дамми-переменные:

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

где

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

и $D_{2t} = 1 - D_{1t}$. Затем мы порождаем параметр долгосрочной эластичности $\beta \sim N(\hat{\beta}, Var(\hat{\beta}^{DOLS}))$, 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 таблицы 3, а ковариационная матрица является блочно-диагональной матрицей вида $\frac{RSS}{n-p}(X^T X)^{-1}$, где $X = [D1 * ECT_{t-1}, D1 * \Delta \log(reer_{t-1}), \dots, D2 * ECT_{t-1}, \dots, D2 * \log(\Delta \text{poil}_t)]$, а $D1$ и $D2 = 1 - D1$ – матрицы, составленные из элементов дамми-переменной $D1$, символ $*$ обозначает поэлементное умножение векторов. Для каждого набора порожденных коэффициентов мы строим функции импульсного отклика и берем 16% и 84% квантили в каждой точке.

Как видно на графике, 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 равновесию не наступает даже за 4 года, после 48-го месяца курсу необходимо укрепиться еще на 0.4 процента.

Заключение

В работе была рассмотрена пороговая модель, описывающая асимметричную реакцию реального обменного курса на разные по знаку шоки внешнеэкономических условий. Согласно построенной модели, асимметрия в приспособлении реального обменного курса к долгосрочному равновесию являлась статистически значимой.

Рост цен на нефть и их падение по-разному влияют на ожидания и поведение экономических агентов, в частности на действия игроков фондового рынка. В случае стабильного роста нефтяных котировок, который наблюдался с 1999 по 2008 и с 2009 по 2014, 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 рубля была больше, чем при росте нефтяных цен. При этом паника инвесторов могла возникать из-за страха того, что у Центрального Банка закончатся ресурсы для интервенций, что также могло повлечь за собой ускоренную девальвацию рубля. Отметим, что за период с июня 2008 по декабрь 2008 цены на нефть упали практически на 100 долларов за баррель. Чтобы вернуть прежние позиции, понадобилось 2.5 года.

Также, на наш взгляд, асимметрия в приспособлении реального обменного курса к долгосрочному равновесию обусловлена политикой Центрального Банка. Как было упомянуто выше, практически на всем рассматриваемом периоде с 1999 года до октября 2014 цена на нефть росла, а исключения составили в основном 2008-2009 год 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.

На наш взгляд, хотя анализ в данной работе и ограничивается концом 2014 года, она является полезной для первого этапа анализа динамики обменного курса. То есть при появлении достаточно большого количества наблюдений с 2015 года можно было бы расширить данную модель, рассматривая уже иную краткосрочную динамику в новый период, сохраняя коинтеграционное соотношение тем же самым.

Список литературы на русском языке

1. Бадасен П. В., Картаев Ф. С., Хазанов А. А. Эконометрическая оценка влияния валютного курса рубля на динамику выпуска //Деньги и кредит. – 2015. – №. 7.
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. – Т. 7. – С. 12-30.
4. Полбин А. В. Моделирование реального курса рубля в условиях изменения режима денежно-кредитной политики //Вопросы экономики. – 2017. – №. 4. – С. 61-78.
5. 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.
6. Сосунов К. А., Шумилов А. В. Оценивание равновесного реального обменного курса российского рубля //Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2005. – Т. 9. – №. 2
7. Трунин П., Князев Д., Кудюкина Е. Анализ факторов динамики обменного курса рубля //Научные труды/Ин-т экономической политики им. ЕТ Гайдара. – 2010. – №. 144Р. – С. 68.
8. Balassa B. The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal //The Journal of Political Economy. – 1964. – С. 584-596.
9. Cashin P., Céspedes L. F., Sahay R. Commodity currencies and the real exchange rate //Journal of Development Economics. – 2004. – Т. 75. – №. 1. – С. 239-268.
10. Chen Y., Rogoff K. Commodity currencies //Journal of international Economics. – 2003. – Т. 60. – №. 1. – С. 133-160.

11. Engle R. F., Granger C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing //Econometrica: journal of the Econometric Society. – 1987. – С. 251-276.
12. Evdokimova T. et al. The Impact of the Real Ruble Exchange Rate on the Economic Activity in Russia //Gaidar Institute for Economic Policy Research Paper Series. – 2013. – №. 165P. – С. 164-164.
13. Hansen B. E., Seo B. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models //Journal of econometrics. – 2002. – Т. 110. – №. 2. – С. 293-318.
14. Ivanova N. et al. Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate in Russia: Trade-Balance Approach //CEFIR/NES Working Paper. – 2007. – №. 102.
15. MacKinnon J. Critical Values for Cointegration Tests. – Queen's University, Department of Economics, 2010. – №. 1227.

Список литературы на английском языке

1. Badasen P. V., Kartaev F. S., Khazanov A. A. Ekonometricheskaia otsenka vliianiia valiutnogo kursa rublia na dinamiku vypuska [The econometric estimation of the effect of ruble exchange rate dynamics on economic activity] //Den'gi i kredit. – 2015. – №. 7.
2. Bozhechkova A., Trunin P. Otsenka fundamental'no obosnovannogo real'nogo kursa rublia [An Estimation of Fundamentally Substantiated Real Exchange Rate of the Ruble] //Ekonomicheskoe razvitie Rossii. – 2015. – vol. 22. – №. 2. – pp. 16-19.
3. Gurvich E., Sokolov V., Uliukaev A. Otsenka vklada effekta Balassy–Samuel'sona v dinamiku real'nogo obmennogo kursa rublia [The Impact of the Balassa—Samuelson Effect on the Real Ruble Exchange Rate] //Voprosy ekonomiki. – 2008. – vol. 7. – pp. 12-30.

4. Polbin A. V. Modelirovanie real'nogo kursa rublia v usloviakh izmeneniia rezhima denezhno-kreditnoi politiki [Modeling the real ruble exchange rate under monetary policy regime change] //Voprosy ekonomiki. – 2017. – №. 4. – pp. 61-78.
5. Sosunov K. A., Ushakov N. Iu. Opredelenie real'nogo kursa rublia i otsenka politiki dolgosrochnogo targetirovaniia real'nogo kursa valiuty [Determination of the real exchange rate of the ruble and assessment of long-run policy of real exchange rate targeting] //Zhurnal novoi ekonomicheskoi assotsiatsii. – 2009. – №. 3-4. – pp. 97-122.
6. Sosunov K. A., Shumilov A. V. Otsenivanie ravnovesnogo real'nogo obmennogo kursa rossiiskogo rublia [Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate of Russian Ruble] //Ekonomicheskii zhurnal Vysshei shkoly ekonomiki. – 2005. – vol. 9. – №. 2
7. Trunin P., Kniazev D., Kudiukina E. Analiz faktorov dinamiki obmennogo kursa rublia [Perspective issues in the CBRs exchange rate policy] //Nauchnye trudy/Int ekonomicheskoi politiki im. ET Gaidara. – 2010. – №. 144R. – pp. 68.
8. Balassa B. The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal //The Journal of Political Economy. – 1964. – pp. 584-596.
9. Cashin P., Céspedes L. F., Sahay R. Commodity currencies and the real exchange rate //Journal of Development Economics. – 2004. – vol. 75. – №. 1. – pp. 239-268.
10. Chen Y., Rogoff K. Commodity currencies //Journal of international Economics. – 2003. – vol. 60. – №. 1. – pp. 133-160.
11. Engle R. F., Granger C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing //Econometrica: journal of the Econometric Society. – 1987. – pp. 251-276.
12. Evdokimova T. et al. The Impact of the Real Ruble Exchange Rate on the Economic Activity in Russia //Gaidar Institute for Economic Policy Research Paper Series. – 2013. – №. 165P. – C. 164-164.

13. Hansen B. E., Seo B. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models // Journal of econometrics. – 2002. – vol. 110. – №. 2. – pp. 293-318.
14. Ivanova N. et al. Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate in Russia: Trade-Balance Approach // CEFIR/NES Working Paper. – 2007. – №. 102.
15. MacKinnon J. Critical Values for Cointegration Tests. – Queen's University, Department of Economics, 2010. – №. 1227.

Приложение

Таблица П1 - 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