

АМЕРИКАНСКИЕ ГОРКИ РОССИЙСКОГО РУБЛЯ – II

Борис Иванович АЛЁХИН

доктор экономических наук, профессор кафедры финансов и кредита,
Российский государственный гуманитарный университет, Москва, Российская Федерация
b.i.alekhin@gmail.com
ORCID: отсутствует
SPIN-код: 8540-7080

История статьи:

Получена 05.12.2017
Получена в доработанном
виде 08.01.2018
Одобрена 15.01.2018
Доступна онлайн
29.05.2018

УДК 336.025

JEL: E31, F31, F33

Аннотация

Тема. Связь курса рубля к доллару США с ценой барреля сырой нефти эталонной марки Brent. С превращением рубля в «нефтяную» валюту важно изучать характер, масштабы и причины колебаний его курса по отношению к американскому доллару, являющемуся валютой нефтяных контрактов.

Цели. Эмпирически проверить множасьи заявления об ослаблении зависимости курса рубля от цены Brent на российских данных за период с 16 июня 2014 г. по 27 ноября 2017 г. (181 недельное значение).

Методология. Использован эконометрический инструментарий, включающий в себя тесты на сдвиги в структуре данных, единичный корень, слабую экзогенность, а также модель коррекции ошибок равновесия.

Результаты. Обнаружены две значимые начальные точки структурных сдвигов, что соответствует трем режимам: 16.06.2014 – 05.10.2015, 12.10.2015 – 30.01.2017 и 06.02.2017 – 27.11.2017. В первом и втором режимах курс рубля и цена Brent оставались коинтегрированными, а цена Brent – слабо экзогенной по отношению к курсу рубля. В третьем режиме коинтеграция исчезла, а модель, построенная из дифференцированных переменных, не принесла внятных результатов. Один из тестов на стационарность даже показал, что курс рубля и цена Brent стационарны.

Выводы. Успешные усилия Организации стран – экспортеров нефти и не входящих в картель стран (ОПЕК+) по сокращению добычи нефти стабилизировали цены на нефть. На первый план вышли другие факторы курсообразования. Низкая инфляция и высокая ключевая ставка Банка России стимулировали приток иностранных инвестиций. Спрос на рубли для покупки российских активов, в первую очередь государственных облигаций, вырос, а с ним вырос и курс рубля. В результате курс рубля утратил коинтеграцию с ценой Brent.

Ключевые слова: нефть, рубль, коинтеграция

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2017

Для цитирования: Алёхин Б.И. Американские горки российского рубля – II // Финансовая аналитика: проблемы и решения. – 2018. – Т. 11, № 2. – С. 154 – 169.

<https://doi.org/10.24891/fa.11.2.154>

Введение

«Зависимость курса рубля от нефти достигла максимума с 2003 года, – заявили аналитики инвестиционной фирмы «БКС» 31 августа 2015 г. – Уровень линейной взаимосвязи между показателями достиг 82% и в ближайшее время останется на предельно высоком уровне»¹.

«Россия слезает с нефтяной иглы», – сообщила деловая газета «Взгляд» 15 апреля 2016 г.

Зависимость России от нефтяных доходов упала до рекордного за последние десять лет уровня. И дело не только в низких ценах на нефть, но и в том, что доходы от других отраслей экономики существенно выросли².

¹ БКС. Новости. URL: <https://www.sberometer.ru/rvn/7272/zavisimost-kursa-rublya-ot-nefti-dostigla-maksimuma-s-2003-goda-uroven-lineynoy-vzaimosvyazi-mezhdu>

² Самофалова О. Россия слезает с нефтяной иглы. URL: <https://vz.ru/economy/2016/4/15/805670.html>

Банк России 15 августа 2017 г. заявил, что эластичность рубля по нефти находилась вблизи своих исторических минимумов. «Снизившаяся зависимость рубля от нефтяных котировок привела к соответствующему уменьшению волатильности курса рубля к доллару США», – отметил регулятор³. «В принципе зависимость колебаний рубля от колебаний цены нефти снизилась. Частично это связано с тем, что снизились сами колебания нефтяных цен, – сказала первый зампред Банка России Ксения Юдаева. – Плюс, я думаю, что наша политика повышения доверия к рублю также способствовала и снижению этой зависимости, и снижению волатильности рубля»⁴.

«Аналитики фиксируют значительное снижение зависимости курсов нацвалют стран – нефтеэкспортеров от цен на углеводороды, – отметили 26 октября 2017 г. Владимир Цегоев и Аксинья Маючая в статье для RT. – На стоимость российского рубля, канадского доллара, мексиканского песо и бразильского реала все большее влияние оказывают денежно-кредитная политика центробанков и внутриэкономические факторы – инфляция, госдолг и темпы роста ВВП»⁵.

Цель исследования, результаты которого изложены в настоящей статье, – проверить множющиеся утверждения об ослаблении зависимости и волатильности на российских данных за период с 16 июня 2014 г. по 13 ноября 2017 г. Для этого использован эконометрический инструментарий, включающий в себя описательную статистику, тесты на сдвиги в структуре данных, единичный корень, слабую экзогенность, а также модель коррекции ошибок равновесия и стандартные диагностические тесты.

Исследование выполнено по следующему плану.

³ ЦБ отметил снижение зависимости курса рубля от цены на нефть. URL: <http://www.interfax.ru/business/574914>

⁴ Центробанк отмечает снижение зависимости курса рубля от цен на нефть. URL: <https://ria.ru/economy/20170601/1495603348.html>

⁵ Цегоев В., Маючая А. По новому курсу: что ослабляет зависимость валют нефтяных стран от цен на углеводороды URL: <https://russian.rt.com/business/article/443426-kurs-valyuta-neft-cena>

1. Эмпирическая модель и данные для ее оценивания.
2. Описательная статистика.
3. Корреляция и коинтеграция.
4. Модель коррекции ошибок.
5. Заключение.

Сначала приведем результаты подобного исследования за 2000–2015 гг.⁶

1. Что касается части вариации курса рубля, которая объясняется моделью, коэффициент детерминации достиг максимума в 2013–2015 гг. Влияние цены Brent на курс рубля, измеряемое коэффициентом регрессии, было в целом положительным, имело тенденцию к усилению от режима к режиму на фоне нефтефикации России и достигло максимума в 2014–2015 гг.
2. Для уточнения направления причинно-следственной связи между ценой Brent и курсом рубля выполнен тест на причинность по Грэнджеру. Во всей выборке и режимах 03.01.2000 – 20.05.2002, 01.07.2013 – 28.12.2015 и 09.06.2014 – 28.12.2015 причинность шла от цены нефти к курсу рубля, в режимах 27.05.2002 – 14.08.2006, 21.08.2006 – 05.01.2009 – в обратном направлении, а в режиме 12.01.2009 – 24.06.2013 отсутствовала.
3. Тест Йохансена обнаружил коинтеграцию цены Brent и курса рубля в 13 из 30 (43%) возможных сочетаний вариантов теста и режимов после 2006 г. Переход в ноябре 2014 г. к плавающему курсу – адекватная реакция регулятора на коинтеграцию.
4. По выборке в целом гипотеза о слабой экзогенности цены Brent опровергнута. Но ни в одном режиме это не подтверждено: цена Brent не реагирует на любое отклонение VEC-системы от равновесия, оставляя курсу рубля всю «работу» по восстановлению баланса. Подтверждена общая, краткосрочная и долгосрочная

⁶ Алёхин Б.И. Американские горки российского рубля // Финансовая аналитика: проблемы и решения. 2016. № 23. С. 2–24. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/amerikanskie-gorki-rossiyskogo-rublya>

причинно-следственная зависимость курса рубля от цены Brent по Грэнджеру.

5. Скорость коррекции ошибок равновесия со временем нарастала и достигла предела в 2014–2015 гг. В этом режиме участникам внутреннего валютного рынка требовалась лишь текущая неделя, чтобы устранить возникшее на предыдущей неделе отклонение курса рубля от равновесного значения. Уравнение системы VEC с курсом рубля в левой части объясняло 40% вариации курса в разностях. В 2014–2015 гг. цена Brent была важным фундаментальным фактором курсообразования.

Предлагаемая статья охватывает новейшую фазу взаимоотношений цены Brent и курса рубля, но теоретически, методологически и структурно она весьма похожа на первое исследование автора. Поэтому здесь отсутствуют теория вопроса, характеристика двух важных для раскрытия данной темы процессов – нефтефикации России и финансирования рынка нефтяных фьючерсов, а также описание эконометрической методологии, комментарии о свободно «плавающем» рубле, прогноз его курса и кое-что другое. Все это осталось в первой статье.

Эмпирическая модель и данные для ее оценивания

Как и прежде, наша эмпирическая модель – предельно скупое на переменные и математику уравнение линейной регрессии:

$$РБЛ_t = \beta_1 + \beta_2 НФТ_t + u_t, \quad (1)$$

где $РБЛ_t$ – номинальный курс, но не в рублях за доллар США, а в долларах за рубль;

β_1 – свободный член (константа);

β_2 – ожидаемый положительный коэффициент регрессии, который предстоит оценить;

$НФТ_t$ – цена закрытия рынка фьючерсов на сделки с нефтью Brent на бирже Intercontinental Exchange (ICE) Futures Europe, долл.⁷;

⁷ Контракт ICE Brent Crude – поставочный контракт с опцией денежного расчета. Торговая цена – один цент

u_t – нормально распределенные остатки регрессии.

Данные получены с сайта инвестиционной компании «ФИНАМ». Период наблюдения – с 16 июня 2014 г. по 27 ноября 2017 г.⁸. Это 181 недельное значение (первый день недели – понедельник). Принятый в данной работе доверительный интервал – 95% (уровень значимости $\alpha = 0,05$), информационный критерий качества моделей – Akaike (AIC) [1].

Проверять данные на сезонность не было смысла из-за их высокой (недельной) частоты. НФТ и РБЛ не прошли тестов на нормальность. Логарифмирование не помогло. Нормальное распределение – редкое свойство рядов экономической динамики [2]. В расчетах использованы «сырые» данные.

Для проверки стабильности параметров модели использован тест Баи – Перрона [3]. Он обнаружил две значимых начальных точки сдвигов в структуре данных, что соответствует трем режимам: 16.06.2014 – 05.10.2015 (далее – режим 1), 12.10.2015 – 30.01.2017 (режим 2) и 06.02.2017 – 27.11.2017 (режим 3) (табл. 1, 2).

Описательная статистика

Рассмотрим некоторые показатели описательной статистики, ничего не говорящей о причинах и следствиях, зато характеризующей выборку с нескольких сторон. Нас в первую очередь интересует волатильность РБЛ, которая, как отмечают в Банке России, сократилась.

Такое популярное мерило волатильности, как стандартное отклонение, действительно снизилось от режима 1 к режиму 3 в пять раз (табл. 3). Именуемое коэффициентом вариации частное от деления стандартного отклонения на среднее облегчает сравнение волатильности РБЛ и НФТ в разрезе режимов.

Если в режиме 1 РБЛ и НФТ имели практически одинаковый коэффициент, то в остальных режимах он, во-первых, резко сократился, во-вторых, был в режиме 3 меньше, чем в

за баррель, единица торговли – любое кратное 1 000 барр.

⁸ Данные об акциях АО «Газпром» на Московской бирже. URL: <http://www.finam.ru/profile/moex-akcii/gazprom/export>

режиме 2, и, в-третьих, был у РБЛ намного меньше в режимах 2 и 3, чем у НФТ.

В режиме 3 РБЛ сошел с нефтяных американских горок (roller-coaster) на более пологую траекторию (рис. 1). «На рынке стало больше стабильности»⁹, – заявил министр нефтяной промышленности Саудовской Аравии Халид Эль-Фалих. Основная причина стабилизации цен на нефть – договор ОПЕК+ об ограничении добычи нефти. По словам министра, договор «выполняется отлично»¹⁰.

Правы аналитики инвестиционной фирмы «БКС», отметившие в августе 2015 г., что зависимость курса рубля от цены на нефть достигла максимума с 2003 г. Но они ошиблись, утверждая, что эта зависимость останется в ближайшее время на предельно высоком уровне (если ближайшим временем считать вторую половину 2017 г.). В режимах 1 и 2 коэффициент корреляции РБЛ и НФТ близок к положительной единице, но в режиме 3 он не отличается от нуля (см. табл. 3).

Корреляция и коинтеграция

Ряды экономической динамики обычно нестационарны в уровнях. Тренд в среднем значении из-за наличия единичного корня – основная причина нарушения стационарности. Поэтому гипотеза единичного корня (ГЕК) стала нулевой для большинства проверок нарушения стационарности [4].

В данной работе использован расширенный тест Дики – Фуллера (ADF-тест) [5]. Крупные отрицательные значения статистики теста ведут к опровержению ГЕК в пользу гипотезы стационарности, если они меньше критического значения.

Гипотезу стационарности проверяет тест Квятковского – Филлипса – Шмидта – Шина (KPSS-тест). Из-за противоположности

нулевых гипотез KPSS-тест нередко используют в паре с ADF-тестом. Переменная признается нестационарной, если статистика KPSS-теста больше критического значения [6, 7].

ADF-тест и KPSS-тест дали одинаковые результаты в режимах 1 и 2: РБЛ и НФТ нестационарны. В режиме 3 результаты разнятся: ADF-тест не опроверг ГЕК, а KPSS-тест не опроверг гипотезу стационарности РБЛ и НФТ. Любопытно, что статистика ADF-теста для РБЛ почти равна критическому значению (–2,854 против –2,93). В режиме 3 РБЛ оказался на грани стационарности (табл. 4).

Поскольку РБЛ и НФТ нестационарны, для анализа их взаимосвязи требуется специальный эконометрический инструментарий, который включает в себя тест на коинтеграцию и модель коррекции ошибок. Коинтеграция, теорию и методологию которой предложили нобелевские лауреаты Клайв Грэнджер и Роберт Энгл, – это эконометрическая концепция, имитирующая пребывание нестационарных переменных в долгосрочном равновесии [8, 9].

Долгосрочное равновесие – свойство только коинтегрированных переменных. Коинтеграция наблюдается, когда нестационарные РБЛ и НФТ, «разбежавшись» недалеко и ненадолго в разные стороны, возвращаются в предсказанное теорией равновесие в новой точке.

Корреляция коинтегрированных переменных всегда подлинная. Корреляция не отвечает на вопрос, какая переменная – причина, какая – следствие, а коинтеграция означает наличие, по Грэнджеру, хотя бы односторонней причинно-следственной зависимости.

РБЛ и НФТ коинтегрированы, если существует хотя бы одна их стационарная линейная комбинация. Комбинация, которая может быть коинтегрирующей, – это остатки (ошибки) регрессии (1), а именно

$$РБЛ_t - \beta_1 - \beta_2 НФТ_t = u_t.$$

При неизменном равновесии $u = 0$, но равновесие чаще нарушается (ошибается), чем соблюдается, поэтому чаще $u \neq 0$ (рис. 2).

⁹ Ahmed Al Omran, Summer Said. Saudi Oil Minister Ali Al-Naimi Sees Stability Returning to Oil Markets. URL: <https://www.marketwatch.com/story/saudi-oil-minister-ali-al-naimi-sees-stability-returning-to-oil-markets-2016-01-18>

¹⁰ Sam Meredith, Steve Sedgwick. Saudi Energy Minister Expects Everyone to Stick with OPEC Deal, Doesn't Foresee an Exit Soon. URL: <https://www.cnbc.com/2017/11/30/opec-russia-on-track-to-announce-deal-extension-but-there-could-be-caveats.html>

Для проверки РБЛ и НФТ на коинтеграцию выбран тест Энга – Грэнджера с одним уравнением, коим является регрессия (1) [9]. Нулевая гипотеза теста: переменные не коинтегрированы. Она подтверждается, если остатки регрессии (1) нестационарны, как и обе переменные. В случае стационарности остатков переменные коинтегрированы.

Используемый в тесте Энга – Грэнджера ADF-тест показал, что остатки стационарны в режимах 1 и 2 и нестационарны в режиме 3. Нулевая гипотеза опровергнута в режимах 1 и 2 и не опровергнута в режиме 3. KPSS-тест обнаружил, что в режиме 3 стационарны не только остатки, но и РБЛ и НФТ, тогда как в режимах 1 и 2 остатки стационарны, а РБЛ и НФТ нестационарны (табл. 4).

Таким образом, регрессия (1) стала коинтегрирующей, удостоверяющей подлинность корреляции РБЛ и НФТ в текущем периоде (табл. 5). Их динамику синхронизирует общей стохастический тренд, и поэтому коэффициент детерминации R^2 , измеряющий ту часть вариации РБЛ, которая «объясняется» всей регрессией, близок к положительной единице. Он, как и коэффициент регрессии РБЛ по НФТ, в режиме 2 ниже, чем в режиме 1, что указывает на ослабление влияния НФТ на РБЛ¹¹.

Модель коррекции ошибок

Если переменные коинтегрированы, то существует действительное представление данных в форме коррекции ошибок (и наоборот) [9]. А теперь рассмотрим характеристическую спецификацию коррекции ошибок регрессии (1):

$$\Delta РБЛ_t = \varphi \Delta НФТ_t - \gamma(РБЛ_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 НФТ_{t-1}) + e_t, \quad (2)$$

где Δ – оператор разности;

γ – скорость коррекции ошибки;

$РБЛ_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 НФТ_{t-1} = u_{t-1}$ – ошибка регрессии (1) (та самая стационарная линейная

комбинация, которая удостоверяет коинтеграцию РБЛ и НФТ).

Ошибка u_{t-1} показывает, насколько отклонился РБЛ от своего равновесного значения из-за шока НФТ на прошедшей неделе, а корректирующий коэффициент γ задает темп восстановления равновесия.

В спецификации (2), именуемой моделью коррекции ошибок (error correction model, ЕСМ), любой шок НФТ вызывает потерю равновесия, и тогда срабатывает хорошо определенный динамический процесс возвращения системы в равновесие.

Коэффициент φ перехватывает любое немедленное воздействие НФТ на РБЛ. Это краткосрочный эффект.

Коэффициент β_2 отражает причинно-следственный эффект, который можно назвать долгосрочным воздействием НФТ на РБЛ.

Пусть $\varphi = 0,5$ и $\beta_2 = 1$, а НФТ выросла на 5 пунктов. Как отреагирует РБЛ на этот шок в контексте ЕСМ? Он тут же вырастет на 2,5 пункта ($5 \cdot 0,5 = 2,5$). Эта немедленная реакция воспроизводит статическую связь РБЛ с НФТ (от одной текущей недели к другой текущей неделе).

Но ЕСМ строится на допущении, что между РБЛ и НФТ существует долгосрочное равновесие. А оно нарушено ростом НФТ на 5 пунктов, и теперь РБЛ необходимо подтянуть до равновесного уровня. Поэтому при $\gamma = -1$ РБЛ вырастет еще на 5 пунктов ($5 \cdot 1 = 5$). Равновесие восстановится всего за одну, текущую, неделю t .

Темп γ может быть таким низким, что для восстановления равновесия потребуется не одна, а несколько недель. Пусть $\gamma = -0,5$. Тогда для восстановления равновесия потребуется две недели. 2,5 пункта РБЛ наберет в неделю t и еще 2,5 пункта – в $t + 1$. Эта постепенная реакция воспроизводит динамическую связь РБЛ с НФТ (от прошлой недели к текущей и, возможно, к будущей). Двойная реакция РБЛ удерживает его от необратимого расставания

¹¹ Традиционная диагностика коинтегрирующей регрессии не имеет значения. Важно лишь выяснить, стационарны остатки или нет.

с НФТ [10]. В обоих случаях рост НФТ на 5 пунктов вызывает рост РБЛ на 7,5 пункта.

ЕСМ оценена в режимах 1 и 2, где РБЛ и НФТ коинтегрированы (табл. 6). Коэффициенты при $\Delta НФТ_t$ отличны от нуля и имеют ожидаемый знак. В режиме 2 $\Delta РБЛ_t$ не так чувствителен к колебаниям $\Delta НФТ_t$, как в режиме 1, зато сильнее реагирует на параметр коррекции ошибки.

Фактор пропорциональности означает, что при изменении НФЛ на 1 долл. долгосрочное равновесие «требуется» от РБЛ изменения с тем же знаком на 0,000219 долл. в режиме 1 и всего на 0,000002 долл. в режиме 2. Таким образом, в режиме 2 равновесие совершало меньшие ошибки и восстанавливалось быстрее, чем в режиме 1.

Вся модель «объясняет» примерно 29% вариации $\Delta РБЛ_t$ в режиме 1 и 41% – в режиме 2. Статистика Дарбина – Уотсона свидетельствует об отсутствии серийной корреляции остатков ЕСМ.

В ЕСМ хотя бы одна переменная должна быть эндогенной. Отличный от нуля отрицательный коррекционный коэффициент γ – свидетельство эндогенности РБЛ. Чтобы узнать, какую роль играет НФТ, нужно в уравнении (1) поменять местами НФТ и РБЛ, оценить регрессию и сохранить остатки, а затем оценить ЕСМ с $\Delta НФТ$ в левой части и выполнить тест Вальда на значимость γ . Если параметр незначим, то НФТ слабо экзогенная. В режиме 1 $\gamma = -0,163$ при $p = 0,113$; а в режиме 2 $\gamma = -0,247$ при $p = 0,107$. Следовательно, НФТ слабо экзогенная. Будучи автономной силой по отношению к ЕС-системе, она не реагирует на любые отклонения от равновесия и «стоит и ждет», когда РБЛ приблизится к ней на нужное «расстояние».

Почему именно от НФТ ожидалась слабая экзогенность? Во-первых, как отмечено в первой статье, есть теория, подсказывающая такое ожидание, – теория эффективного рынка капитала [11]. Во-вторых, во многих эмпирических работах о связи реальных валютных курсов с ценами на сырье есть

вывод о слабой экзогенности цен по отношению к курсам [12–14].

Для нормального восстановления равновесия нужно, чтобы $0 \leq \gamma \leq -1$. Тогда положительная (отрицательная) ошибка равновесия обеспечит падение (рост) РБЛ на пути к равновесному значению. Дисбаланс, возникший на прошлой неделе, ликвидируется на текущей и, возможно, будущих неделях со скоростью γ . Ликвидация представляет собой последовательное уменьшение дисбаланса на произведение γ и остатка дисбаланса, переходящего из предыдущей недели в текущую [15–17].

Чем ближе γ к -1 , тем быстрее достигается равновесие. При $\gamma = -1$ равновесие достигается в течение текущей недели. Больше недель требуется, если γ стремится к нулю. Срок полного устранения отклонения – обратная γ , то есть через $1/\gamma$ недель равновесие восстанавливается. Параметр γ можно интерпретировать следующим образом:

- высокие отрицательные значения, стремящиеся к нулю: медленное движение к равновесию;
- низкие отрицательные значения, стремящиеся к -1 : экономические агенты проходят большую часть пути к новому равновесию уже в текущем периоде;
- предельная скорость, при которой равновесие не «зашкаливает», равна -1 ;
- отрицательные значения менее -2 : равновесие «зашкаливает»;
- положительные значения: ЕС-система сходит с равновесной траектории¹².

В режимах 1 и 2 значимая γ равна соответственно $-0,429$ и $-0,462$. Это средняя скорость, почти половина предельной. Участникам валютного рынка требовалось примерно две недели для ликвидации возникшего на прошлой неделе дисбаланса ($1 / 0,429 \approx 1 / -0,462 \approx 2$).

¹² Ssekuma R. A Study of Cointegration Models with Applications. University of South Africa, 2011, pp. 1–107. URL: http://uir.unisa.ac.za/bitstream/handle/10500/4821/thesis_ssekuma_r.pdf

В режиме 3 нестационарные РБЛ и НФТ оказались не коинтегрированными; их более не связывает некий стохастический тренд. В этом случае оставалось оценить регрессию (1), предварительно превратив РБЛ и НФТ в стационарные величины путем дифференцирования:

$$\Delta РБЛ_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta НФТ_t + u_t. \quad (3)$$

Коэффициент при $\Delta НФТ_t$ не значимый; скорректированный R^2 близок к нулю, и вся регрессия несостоятельна, о чем свидетельствует незначимая F -статистика (табл. 7). Налицо разительный контраст с результатами в режимах 1 и 2.

Зависимость РБЛ от НФТ была наибольшей с 16 июня 2014 г. до 11 января 2015 г., когда НФТ «обвалилась» с 115 долл. до 28 долл. (см. рис. 1, табл. 3) Это было время предельной нестационарности НФТ, ее быстрого удаления от максимального значения в июне 2014 г. (весной 2015 г. произошла коррекция, и НФТ поднялась до 67 долл.).

В 2016–2017 гг. динамика РБЛ уже не напоминала об американских горках. Успешные усилия ОПЕК+ по сокращению добычи нефти стабилизировали НФТ. Участники валютного рынка приспособились к цене ниже 60 долл., и тогда на первый план вышли другие факторы курсообразования.

Низкая инфляция и высокая ключевая ставка Банка России стимулировали приток иностранных инвестиций. Спрос на рубли для покупки российских активов, в первую очередь облигаций федерального займа (ОФЗ), вырос, а с ним вырос и РБЛ.

«Российские облигации на вес золота», – заявил агентству Bloomberg управляющий лондонским инвестиционным фондом Jupiter JGF Dynamic Bond Ариэль Безалель. Он посетовал, что ему несколько раз не удавалось увеличить портфель фонда за счет бумаг некоторых российских эмитентов; их просто не было на рынке¹³. По данным Банка России, в марте 2015 г. иностранцам принадлежало

17,9% рынка ОФЗ, в июле 2016 г. – 24,5%, а в сентябре 2017 г. – уже 31,6%¹⁴. Эти факторы «вырвали» РБЛ из коинтегрирующих «объятий» НФТ.

Заключение

Цель исследования, результаты которого изложены в данной статье, – проверить утверждения об ослаблении зависимости курса рубля от цены нефти Brent и их волатильности за последние два года. Для этого решены следующие задачи:

- подобраны эмпирическая модель и временные ряды для ее оценивания;
- ряды проверены на нормальное распределение и структурные сдвиги в неизвестных точках;
- рассчитаны некоторые показатели описательной статистики;
- выполнены тесты на стационарность, коинтеграцию и экзогенность;
- оценена ЕСМ.

Эмпирическая модель представляет собой скупое на переменные и математику уравнение линейной регрессии курса рубля по цене Brent. Данные для ее оценивания охватывают период с июня 2014 г. по ноябрь 2017 г. (181 недельное значение).

Обе переменные не прошли тесты на нормальное распределение; логарифмирование не привело к большей нормальности, и были использованы «сырые» данные.

Обнаружены две значимые начальные точки сдвигов в структуре данных, что соответствует трем режимам: 16.06.2014 – 05.10.2015, 12.10.2015 – 30.01.2017 и 06.02.2017 – 27.11.2017. Эконометрические операции выполнены в разрезе режимов. Основные результаты исследования приведены далее.

1. Стандартное отклонение, коэффициент вариации и парный коэффициент корреляции снижались от режима к режиму, что

¹³ Кошкарлов А. Отток капитала из России сократился в 5 раз из-за снижения внешнего долга. URL: <https://www.rbc.ru/finances/09/08/2016/57a9e47b9a79471518baaee5>

¹⁴ Статистика по ценным бумагам. URL: http://cbr.ru/statistics/?PrId=sec_st

свидетельствует об ослаблении влияния цены Brent на курс рубля и волатильности параметров.

2. Коэффициент детерминации, измеряющий ту часть вариации РБЛ, которая объясняется всей моделью, приблизился к положительной единице в режиме 1, слегка уменьшился в режиме 2 и затем обрушился почти до нуля.

То же можно сказать и о влиянии НФТ на РБЛ, измеряемом коэффициентом регрессии. Оно сократилось более чем в 22 раза, и в режиме 3 коэффициент регрессии утратил значимость! Модель оказалась несостоятельной, о чем свидетельствует незначимая F -статистика.

3. Переменные модели оказались нестационарными во всех режимах, а остатки модели – стационарными в режимах 1 и 2 и нестационарными в режиме 3. Таким образом, курс рубля и цена Brent коинтегрированы в режимах 1 и 2 и не коинтегрированы в режиме 3. Поэтому ЕСМ оценена только в режимах 1 и 2.

4. Коэффициенты при регрессорах ЕСМ отличны от нуля и имеют ожидаемый знак. В режиме 2 курс рубля не так чувствителен к колебаниям цены Brent, как в режиме 1, зато сильнее реагирует на параметр коррекции ошибки. Фактор пропорциональности в режиме 1 больше, чем в режиме 2. Следовательно, в режиме 2 равновесие совершало меньшие ошибки и восстанавливалось быстрее, чем в режиме 1.

Вся ЕСМ объясняет примерно 29% вариации $\Delta РБЛ_t$ в режиме 1 и 41% – в режиме 2 и не имеет признаков автокорреляции остатков.

5. В режимах 1 и 2 скорость восстановления равновесия – умеренная, около половины

предельной. Участникам валютного рынка требовалось примерно две недели для ликвидации возникшего на прошедшей неделе дисбаланса между курсом рубля и ценой Brent (в режиме 2 – чуть меньше, чем в режиме 1).

6. Курс рубля – эндогенная переменная, а цена Brent – слабо экзогенная. Курс рубля участвует в восстановлении равновесия, а цена Brent, будучи автономной силой по отношению к ЕС-системе, не реагирует на любые отклонения от равновесия, «стоит и ждет», когда курс рубля приблизится к ней на нужное расстояние.

7. В режиме 3 курс рубля и цена Brent (нестационарные) оказались не коинтегрированными; пропал общий стохастический тренд, который унифицировал их динамику в режимах 1 и 2. Поэтому была оценена регрессия перворазностного курса рубля по перворазностной цене Brent. Коэффициент регрессии незначим; коэффициент детерминации близок к нулю, и вся регрессия несостоятельна.

8. В режиме 3 курс рубля сошел с нефтяного roller-coaster на более пологую, стационарную траекторию. Основные причины – стабилизация цены Brent в результате успешных усилий ОПЕК+ по сокращению добычи нефти и рост иностранного спроса на рубли для покупки отдельных финансовых активов России.

Вернется ли курс рубля в коинтегрирующие «объятия» цены Brent? В XXI в. такое было: корреляция и коинтеграция отсутствовали в 2000–2006 гг. [18–20] и нарастали в дальнейшем, достигнув максимума в 2014–2015 гг.

Таблица 1**Результаты теста Баи – Перрона на структурные сдвиги в неизвестных точках****Table 1****Results of the Bai–Perron test for structural changes in unknown points**

Гипотеза	F-статистика	Критическое значение
0 против 1*	112,564	11,47
1 против 2*	33,165	12,95
2 против 3	6,463	14,03
3 против 4	5,42	14,85
4 против 5	0	15,29

* Значимы в 95%-ном интервале.

Примечание. Выборка: 16.06.2014 – 27.11.2017. Включенные наблюдения: 181. Регрессоры, проходящие через начальные точки сдвигов, – НФТ, константа. Усечение выборки – 15% с начала и конца, тогда максимальное число сдвигов – 5.

Источник: авторская разработка

Note. Sampling: June 16, 2014 – November 27, 2017. Included observations: 181. Regressors getting through change breakpoints: NFR, constant. Sampling truncation: 15 percent ab initio and from the end, so the maximum change number is five.

Source: Authoring**Таблица 2****Результаты теста Баи – Перрона по структурным сдвигам****Table 2****Results of the Bai – Perron test for structural changes**

Номер сдвига	Начальная дата сдвига в ходе теста	В хронологическом порядке	Режим
–	–	–	16.06.2014 – 05.10.2015
1	05.12.2016	12.10.2015	12.10.2015 – 30.01.2017
2	12.10.2015	06.02.2017	06.02.2017 – 27.11.2017

Источник: авторская разработка*Source:* Authoring**Таблица 3****Описательная статистика данных в разбивке по режимам****Table 3****Statistics of tests of Stationarity**

Показатель	Режим					
	1		2		3	
	РБЛ	НФТ	РБЛ	НФТ	РБЛ	НФТ
Среднее	0,02	70,995	0,015	45,961	0,017	54,009
Медиана	0,019	62,89	0,015	47,36	0,017	52,8
Максимум	0,03	115,1	0,017	56,97	0,018	63,78
Минимум	0,014	45,42	0,012	28,13	0,016	45,98
Стандартное отклонение	0,005	21,045	0,001	6,86	0	4,658
Коэффициент вариации	0,25	0,296	0,066	0,149	0,005	0,086
Асимметрия	0,691	0,727	–0,821	–0,529	–0,025	0,51
Экссесс	2,058	2,093	3,315	2,753	2,025	2,655
Коэффициент корреляции (p-значение)	0,981 (0)		0,932 (0)		0,067 (0,668)	
Число наблюдений	69	69	69	69	43	43

Источник: авторская разработка*Source:* Authoring

Таблица 4**Статистика тестов на стационарность (в скобках p -значение)****Table 4****Design parameters of cointegrating regression (p -value in parentheses)**

Переменная	Режим		
	1	2	3
ADF-тест (критическое значение – минус 2,93, число лагов – 0 из максимальных 9)*			
РБЛ	-1,661 (0,446)	-1,626 (0,463)	-2,854 (0,059)
НФТ	-1,946 (0,31)	-1,071 (0,723)	-0,526 (0,876)
Остатки регрессии (1)	-3,921 (0,015)	-3,493 (0,043)	-1,957 (0,304)
KPSS-тест (критическое значение – 0,463, диапазон – 4–6)**			
РБЛ	0,819	0,584	0,196
НФТ	0,866	0,683	0,393
Остатки регрессии (1)	0,067	0,064	0,22

* Критические значения Маккинона [6].

** Односторонние критические значения Квятковского – Филлипса – Шмидта – Шина [7].

Примечание. Тест с константой.

Источник: авторская разработка

Note. A test using the constant.

Source: Authoring

Таблица 5**Расчетные параметры коинтегрирующей регрессии (в скобках – p -значение)****Table 5****Design parameters of cointegrating regression (p -value in parentheses)**

Параметр	Режим	
	1	2
β_2 (НФТ)	0,000223 (0)	0,000149 (0)
β_1 (константа)	0,004307 (0)	0,008324 (0)
Скорректированный R^2	0,96	0,864

Примечание. Метод оценки – метод наименьших квадратов (МНК). Включенные наблюдения (после коррекции) – 69.

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 6**Результаты оценивания ЕСМ (в скобках – p -значение)****Table 6****ECM estimation results (p -value in parentheses)**

Параметр	Режим	
	1	2
φ (ΔHFT_t)	0,000103 (0,001)	0,000065 (0)
β_1 (константа)	-0,000094 (0,31)	0,000001 (0,972)
γ (u_{t-1})	-0,429 (0)	-0,462 (0)
Фактор пропорциональности β_1/γ	0,000219	0,000002
Скорректированный R^2	0,287	0,412
Статистика Дарбина – Уотсона	1,986	2,182

Примечание. Метод оценки – МНК. Включенные наблюдения (после коррекции) – 68.

Источник: авторская разработка

Note. The least square method is used. Included observations (after correction) – 68.

Source: Authoring

Таблица 7

Результаты оценивания регрессии (3) (в скобках – p -значение)

Table 7

Regression estimation results (3) (p -value in parentheses)

Параметр	Коэффициент
$\beta_2(\Delta HFT_t)$	0,000022 (0,274)
β_1 (константа)	-0,000002 (0,962)
Скорректированный R^2	0,005
F -статистика	1,231 (0,273)
Статистика Дарбина – Уотсона	1,831

Примечание. Метод оценки – МНК. Включенные наблюдения (после коррекции) – 43.

Источник: авторская разработка

Note. The least square method is used. Included observations (after correction) – 43.

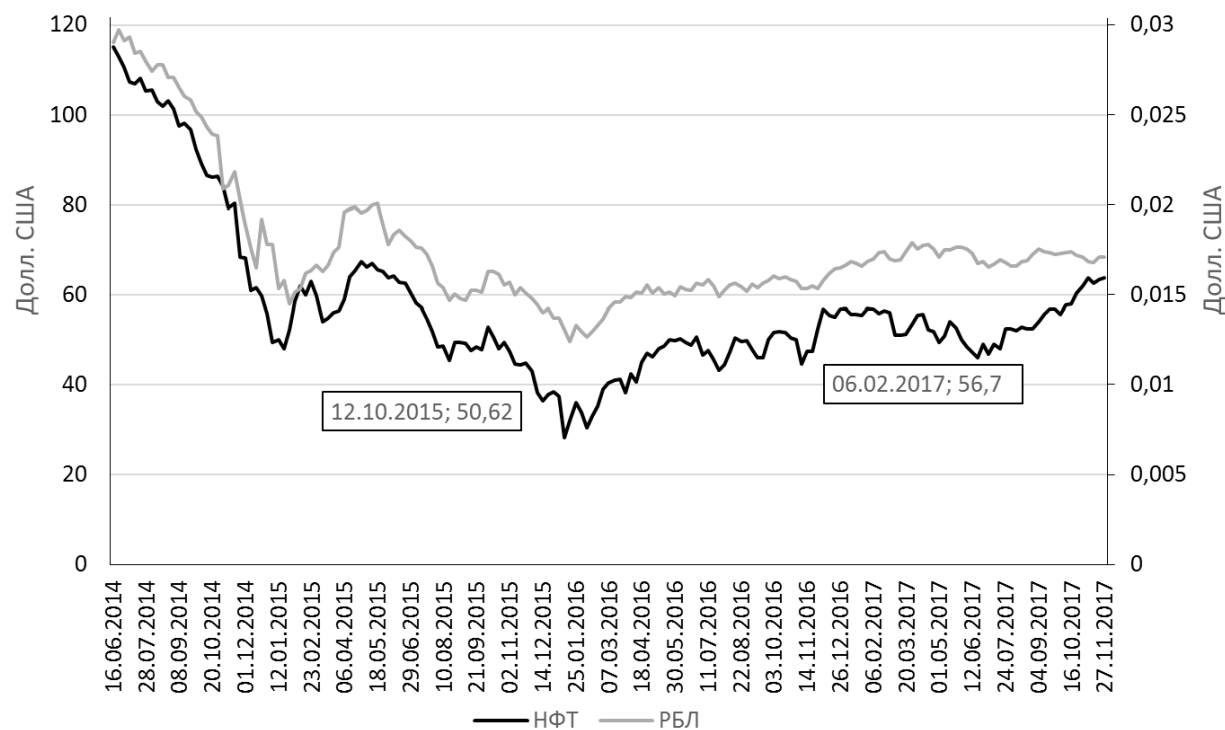
Source: Authoring

Рисунок 1

Временные ряды с начальными датами структурных сдвигов

Figure 1

Time series with initial dates of structural changes

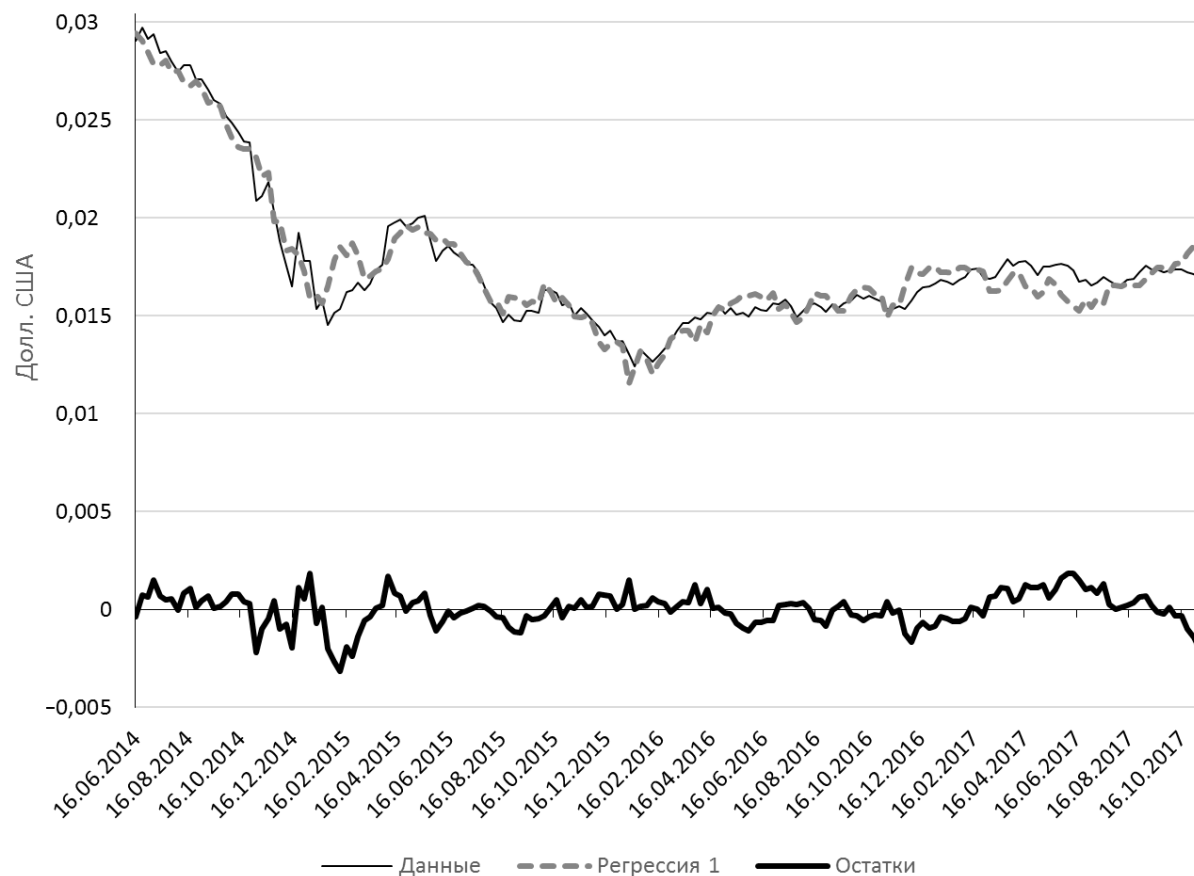


Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Рисунок 2
Остатки регрессии (1) – стационарная линейная комбинация

Figure 2
Regression residuals (1) – a statical linear combination



Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Список литературы

1. *Hacker R.S.* The Effectiveness of Information Criteria in Determining Unit Root and Trend Stratus. *CESIS Electronic Working Paper Series*, February 2010, no. 213, pp. 1–33.
URL: <https://static.sys.kth.se/itm/wp/cesis/cesiswp213.pdf>
2. *Hamilton J.* A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 1989, vol. 57, iss. 2, pp. 357–384.
URL: <https://doi.org/10.2307/1912559>
3. *Bai J., Perron P.* Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 1998, vol. 66, no. 1, pp. 47–78.
4. *Nelson C.R., Plosser C.I.* Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, 1982, vol. 10, iss. 2, pp. 139–162.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(82\)90012-5](https://doi.org/10.1016/0304-3932(82)90012-5)
5. *Dickey D., Fuller W.* Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 1979, vol. 74, iss. 366, pp. 427–431.
URL: <https://doi.org/10.2307/2286348>
6. *MacKinnon J.G.* Critical Values for Cointegration Tests. *Queen's Economics Department Working Paper*, 2010, no. 1227, pp. 1–19.
URL: http://qed.econ.queensu.ca/working_papers/papers/qed_wp_1227.pdf
7. *Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P. et al.* Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 1992, vol. 54, iss. 1-3, pp. 159–178.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
8. *Granger C.* Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, 1981, vol. 16, iss. 1, pp. 121–130.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(81\)90079-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90079-8)
9. *Engle R., Granger C.* Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 1987, vol. 55, iss. 2, pp. 251–276. URL: <https://doi.org/10.2307/1913236>
10. *Keele L., De Boef S.* Not Just for Cointegration: Error Correction Models with Stationary Data. Department of Politics and International Relations Nuffield College and Oxford University, 2004, pp. 1–19. URL: <https://www.nuff.ox.ac.uk/politics/papers/2005/Keele%20DeBoef%20ECM%20041213.pdf>
11. *Fama E.* Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 1970, vol. 25, iss. 2, pp. 385–386, 403. URL: <https://doi.org/10.2307/2325486>
12. *Cashin P., Céspedes L., Sahay R.* Commodity Currencies and the Real Exchange Rate, Central Bank of Chile. *Journal of Development Economics*, 2004, vol. 75, iss. 1, pp. 239–268.
URL: <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2003.08.005>
13. *Chen Y., Rogoff K.* Commodity Currencies. *Journal of International Economics*, 2003, vol. 59, iss. 2, pp. 133–160. URL: [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(02\)00072-7](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(02)00072-7)
14. *Chen Y., Rogoff K., Rossi B.* Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices? *NBER Working Paper*, 2008, no. 13901, pp. 1–49. URL: <http://www.nber.org/papers/w13901.pdf>
15. *Gonsalo J.* Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationship. *Journal of Econometrics*, 1999, vol. 60, iss. 1-2, pp. 200–223.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90044-2](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90044-2)

16. *Hubrich K.* Estimation of a German Money Demand System – A Long-run Analysis. *Empirical Economics*, 1999, vol. 24, iss. 1, pp. 77–99.
17. *Muller Ch.* A Note on the Interpretation of Error Correction Coefficients. Swiss Federal Institute of Technology. Zurich Swiss Institute for Business Cycle Research. 2004, September 23.
18. *Gregory A., Hansen B.* Residual-based Tests for Co-integration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 1996, vol. 70, iss. 1, pp. 99–126.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(99\)41685-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(99)41685-7)
19. *Morales L., Gassie E.* Structural Breaks and Financial Volatility: Lessons from BRIC Countries. Will the BRIC Decade Continue? – Prospects for Trade and Growth. IAMO Forum 2011, no. 13, pp. 1–35. URL: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/50791/1/67077491X.pdf>
20. *Schwert G.W.* Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, vol. 20, iss. 1, pp. 5–17. URL: <http://www.nber.org/papers/t0073.pdf>

Информация о конфликте интересов

Я, автор данной статьи, со всей ответственностью заявляю о частичном и полном отсутствии фактического или потенциального конфликта интересов с какой бы то ни было третьей стороной, который может возникнуть вследствие публикации данной статьи. Настоящее заявление относится к проведению научной работы, сбору и обработке данных, написанию и подготовке статьи, принятию решения о публикации рукописи.

A ROLLER COASTER RIDE FOR THE RUSSIAN RUBLE. PART 2**Boris I. ALEKHIN**Russian State University for Humanities, Moscow, Russian Federation
b.i.alekhin@gmail.com
ORCID: not available**Article history:**Received 5 December 2017
Received in revised form
8 January 2018
Accepted 15 January 2018
Available online
29 May 2018**JEL classification:** E31, F31,
F33**Keywords:** oil, ruble,
cointegration**Abstract****Importance** This article considers the relationships between the Brent crude oil price and the Russian ruble/dollar rate.**Objectives** The article aims to empirically check the statements on loosening the dependence of the ruble on the price of Brent crude oil, using Russian data for the period from 16 June, 2014 to 27 November, 2017 (181 weekly values).**Methods** The study uses econometric tools, which include tests for changes in the data structure, unit root, weak exogeneity, and a model of correction of equilibrium errors.**Results** The article presents the results of the analysis of structural changes corresponding to the three regimes of the ruble exchange rate and Brent oil price.**Conclusions** Various rate formation factors, such as low inflation and high key interest rate of the Bank of Russia, have stimulated the influx of foreign investments. The demand for rubles to purchase Russian assets, primarily government bonds, is rising, and the ruble exchange rate is rising as well. As a result, the ruble exchange rate loses its cointegration with Brent crude oil price.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2017

Please cite this article as: Alekhin B.I. A Roller Coaster Ride for the Russian Ruble. Part 2. *Financial Analytics: Science and Experience*, 2018, vol. 11, iss. 2, pp. 154–169.
<https://doi.org/10.24891/fa.11.2.154>**References**

1. Hacker R.S. The Effectiveness of Information Criteria in Determining Unit Root and Trend Stratus. *CESIS Electronic Working Paper Series*, February 2010, no. 213, pp. 1–33.
URL: <https://static.sys.kth.se/itm/wp/cesis/cesiswp213.pdf>
2. Hamilton J. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 1989, vol. 57, iss. 2, pp. 357–384.
URL: <https://doi.org/10.2307/1912559>
3. Bai J., Perron P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 1998, vol. 66, no. 1, pp. 47–78.
4. Nelson C.R., Plosser C.I. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, 1982, vol. 10, iss. 2, pp. 139–162.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(82\)90012-5](https://doi.org/10.1016/0304-3932(82)90012-5)
5. Dickey D., Fuller W. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 1979, vol. 74, iss. 366, pp. 427–431.
URL: <https://doi.org/10.2307/2286348>
6. MacKinnon J.G. Critical Values for Cointegration Tests. *Queen's Economics Department Working Paper*, 2010, no. 1227, pp. 1–19.
URL: http://qed.econ.queensu.ca/working_papers/papers/qed_wp_1227.pdf

7. Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P. et al. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 1992, vol. 54, iss. 1-3, pp. 159–178. URL: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
8. Granger C. Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, 1981, vol. 16, iss. 1, pp. 121–130. URL: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(81\)90079-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90079-8)
9. Engle R., Granger C. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 1987, vol. 55, iss. 2, pp. 251–276. URL: <https://doi.org/10.2307/1913236>
10. Keele L., De Boef S. Not Just for Cointegration: Error Correction Models with Stationary Data. Department of Politics and International Relations Nuffield College and Oxford University, 2004, pp. 1–19. URL: <https://www.nuff.ox.ac.uk/politics/papers/2005/Keele%20DeBoef%20ECM%20041213.pdf>
11. Fama E. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 1970, vol. 25, iss. 2, pp. 385–386, 403. URL: <https://doi.org/10.2307/2325486>
12. Cashin P., Céspedes L., Sahay R. Commodity Currencies and the Real Exchange Rate, Central Bank of Chile. *Journal of Development Economics*, 2004, vol. 75, iss. 1, pp. 239–268. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2003.08.005>
13. Chen Y., Rogoff K. Commodity Currencies. *Journal of International Economics*, 2003, vol. 59, iss. 2, pp. 133–160. URL: [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(02\)00072-7](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(02)00072-7)
14. Chen Y., Rogoff K., Rossi B. Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices? *NBER Working Paper*, 2008, no. 13901, pp. 1–49. URL: <http://www.nber.org/papers/w13901.pdf>
15. Gonsalo J. Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationship. *Journal of Econometrics*, 1999, vol. 60, iss. 1-2, pp. 200–223. URL: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90044-2](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90044-2)
16. Hubrich K. Estimation of a German Money Demand System – A Long-run Analysis. *Empirical Economics*, 1999, vol. 24, iss. 1, pp. 77–99.
17. Muller Ch. A Note on the Interpretation of Error Correction Coefficients. Swiss Federal Institute of Technology. Zurich Swiss Institute for Business Cycle Research. 2004, September 23.
18. Gregory A., Hansen B. Residual-based Tests for Co-integration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 1996, vol. 70, iss. 1, pp. 99–126. URL: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(96\)00072-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(96)00072-7)
19. Morales L., Gassie E. Structural Breaks and Financial Volatility: Lessons from BRIC Countries. Will the BRIC Decade Continue? – Prospects for Trade and Growth. IAMO Forum 2011, no. 13, pp. 1–35. URL: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/50791/1/67077491X.pdf>
20. Schwert G.W. Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, vol. 20, iss. 1, pp. 5–17. URL: <http://www.nber.org/papers/t0073.pdf>

Conflict-of-interest notification

I, the author of this article, bindingly and explicitly declare of the partial and total lack of actual or potential conflict of interest with any other third party whatsoever, which may arise as a result of the publication of this article. This statement relates to the study, data collection and interpretation, writing and preparation of the article, and the decision to submit the manuscript for publication.