

АМЕРИКАНСКИЕ ГОРКИ РОССИЙСКОГО РУБЛЯ

Борис Иванович АЛЕХИН

доктор экономических наук, профессор кафедры финансов и кредита,
Российский государственный гуманитарный университет, Москва, Российская Федерация
b.i.alekhin@gmail.com

История статьи:

Принята 17.05.2016
Принята в доработанном виде
25.05.2016
Одобрена 02.06.2016

УДК 336.025

JEL: E31, F31, F33

Аннотация

Предмет. Номинальные курс рубля и цена барреля сырой нефти эталонной марки Brent (далее – цена 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. Период наблюдения – с 03.01.2000 по 28.12.2015 (835 недельных значений).

Цели. Эмпирически проверить бытующее мнение о зависимости курса рубля от цены Brent и в случае обнаружения этой зависимости определить ее характер.

Методология. В работе использована эконометрическая методология, включающая тест Баи-Перрона на наличие структурных сдвигов в неизвестных точках, парный тест Грэнджера на причинность, расширенный тест Дики – Фуллера на наличие единичного корня, тест Йохансена на коинтеграцию, тест Энгла на слабую экзогенность, векторная модель коррекции ошибок (ВМКО) и стандартные диагностические тесты.

Результаты. Тесты на стационарность, причинность, коинтеграцию и слабую экзогенность выполнены во всей выборке в пяти режимах, сформированных по результатам теста Баи – Перрона. Во всей выборке и трех режимах, включая 2013–2015 гг., причинность идет от цены Brent к курсу рубля. Коинтеграция нестационарных цены Brent и курса рубля обнаружена в 13 из 30 (43%) возможных сочетаний вариантов теста и режимов. Все 13 сочетаний – после 2006 г. Во всех режимах, но не во всей выборке цена Brent слабо экзогенна по отношению к системе ВМКО, являясь ее автономной движущей силой. Предпочтительнее выглядят варианты теста Йохансена с трендами в режиме 09.06.2014–28.12.2015.

Выводы. Гипотеза подтверждена: курс рубля находится в положительной линейной зависимости от цены Brent. В 2013–2015 гг. эмпирическая модель (коинтеграционная связь) объясняет 96% вариации курса в уровнях, а уравнение системы ВМКО с ценой нефти в правой части – почти 40% вариации курса в разностях. Коинтеграция цены Brent и курса рубля возникла после 2006 г. и усиливалась, если судить по скорости восстановления равновесия, которая достигла пика в режиме 09.06.2014–28.12.2015. Этот процесс подготовлен нефтефикацией экономики России за последние 15 лет.

Ключевые слова: нефть,
рубль, коинтеграция

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2016

Введение

Цель и план исследования. Цель исследования, результаты которого изложены в данной статье, – эмпирически проверить популярное мнение о зависимости курса рубля от цены на нефть и в случае обнаружения определить характер этой взаимосвязи. Автор обратился к эконометрике – науке о причинах и следствиях, полной теории того, как одно событие вызывает другое.

Поскольку цена на нефть и курс рубля меняются во времени, нужный раздел эконометрики – анализ временных рядов. Исследование выполнено по следующему плану.

- Нефтефикация России.
- Офинансирование нефти.

- Теория вопроса.
- Эмпирический анализ:
 - эмпирическая модель и временные ряды для ее оценивания;
 - причинно-следственная зависимость курса рубля от цены нефти марки Brent;
 - нестационарность цены Brent и курса рубля;
 - коинтеграция цены Brent и курса рубля;
 - слабая экзогенность цены Brent;
 - модель коррекции ошибок.
- Прогноз.
- Свободно «плавающий» рубль.
- Заключение.

Нефтефикация России

Объяснить, почему вообще курс рубля связан с ценой Brent, несложно. У них общая мера стоимости – американский доллар. Сильный доллар – дешевая нефть и слабый рубль. И наоборот. Но недостаточно знать, что рубль слаб. Должен быть канал, превращающий силу доллара в слабость рубля. И мы виним нефть, которая вновь повернулась к России темной стороной своей силы.

В 2000-е гг. нефтяная игла проникала все глубже в экономический организм России. Некоторые данные об этом процессе приведены в табл. 1 и 2. Доля сырой нефти и нефтепродуктов в отечественном экспорте выросла в среднем с 39,5% за 2000–2004 гг. до 53,7% за 2004–2014 гг. Доля нефтегазовых доходов в валовом внутреннем продукте (ВВП) выросла в среднем с 3,1% за 2000–2004 гг. до 9,9% за 2010–2015 гг., а в доходах федерального бюджета – с 15,9 до 49,8%.

Налогообложение нефтегазовой отрасли стабильно обеспечивает около трети совокупных доходов сектора государственного управления. Например, в 2014 г. доходы от налогов и пошлин, связанных с обложением нефти, газа и нефтепродуктов, составили 11,1% ВВП.

И нефть тут намного важнее газа. Из этих 11,1% 3,5% – доходы от налогообложения добычи нефти, 3,7% – вывозные таможенные пошлины на нефть, 2,1% – вывозные таможенные пошлины на нефтепродукты и 0,5% – акцизы на нефтепродукты.

А вот как распределились в 2014 г. налоговые доходы вида деятельности к ВВП по виду деятельности: 81,5% – добыча сырой нефти и природного газа и предоставление услуг в этих областях и 26,7% – остальные виды деятельности¹.

В добыче, переработке и транспортировке углеводородов занято 1,34 млн россиян (около 1%). Заработанные ими нефтедоллары через систему перераспределения доходов стали частью личных доходов миллионов граждан.

Главный механизм перераспределения – федеральный бюджет. По признанию заместителя

¹ Основные направления налоговой политики Российской Федерации на 2016 год и на плановый период 2017 и 2018 годов. URL: http://minfin.ru/ru/document/?id_4=62450

министра финансов России С. Сторчака в январе 2016 г., «опыт последнего времени показывает только одно – рубль точно демонстрирует нам всю глубину структурных проблем; основное – это чрезмерно высокая роль в финансовом благополучии государства нефти и газа»².

С превращением рубля в нефтяную валюту (термин, появившийся недавно в литературе о странах – экспортерах нефти) важно изучать характер, масштабы и причины его колебаний.

Офинансирование нефти

Многочисленные попытки моделировать долгосрочную динамику валютных курсов обычно оказывались безуспешными. Р. Миз и К. Рогофф показали, что разнообразные линейные структурные модели предсказывают номинальные и реальные валютные курсы ничуть не лучше, чем наивная модель случайного блуждания³. Если валютный курс «случайно блуждает», то он изобилует инновациями и его колебания могут быть беспредельными.

Это противоречит предложенной Касселем теории валютных обменов на основе паритета покупательной способности (ППС), согласно которой валютные курсы сходятся к постоянному равновесному значению, так что в разных странах валюты должны обладать одинаковой покупательной способностью⁴. Для модельеров валютных курсов ППС оказался слабым утешением, и в последние годы делается упор на меняющуюся во времени природу валютных курсов, отражающую колебания цен на сырье, когда речь идет о странах – экспортерах сырья.

В данной статье под тестируемую гипотезу подведен теоретический фундамент, состоящий из отдельных положений известных финансовых теорий. Причина – офинансирование (financialization) срочного нефтяного рынка. Под

² Сторчак: динамика курса рубля в последние дни демонстрирует глубину проблем экономики РФ. URL: <http://tass.ru/ekonomika/2607164>

³ Основные направления налоговой политики Российской Федерации на 2016 год и на плановый период 2017 и 2018 годов. URL: http://minfin.ru/ru/document/?id_4=62450

⁴ Теория основана на законе одной цены: в отсутствие транзакционных издержек и официальных торговых барьеров идентичные товары будут стоить одинаково на разных рынках, если выразить цены в одной валюте.

офинансированием следует понимать превращение нефти в базовый актив финансовых деривативов.

Еще 15 лет назад нефть подобно пшенице, соевым бобам и концентрированным сокам не интересовала финансовых инвесторов, особенную ту их часть, которую именуют финансовыми спекулянтами, и оставалась базовым активом товарных фьючерсов.

На рынках нефтяных фьючерсов доминировали коммерческие трейдеры – производители сырой нефти и нефтепродуктов. Эти добропорядочные трейдеры использовали фьючерсы для защиты своего бизнеса от неблагоприятных колебаний цен. Ценовой риск они перекладывали на некоммерческих трейдеров, которые спекулировали (торговали ради быстрой прибыли) фьючерсами с денежным расчетом. Это были «свои» спекулянты в том смысле, что они не рассматривали фьючерсы как финансовые активы, не торговали ими так же, как торгуют валютами и ценными бумагами.

В отличие от газа, который Россия экспортирует по контрактам, заключенным в результате двусторонних переговоров с отдельными потребителями, сырая нефть как базовый актив фьючерсов торгуется на централизованных мировых рынках, таких как Нью-Йоркская товарная биржа (New York Mercantile Exchange, NYMEX) и Межконтинентальная биржа (Intercontinental Exchange, ICE)⁵.

Пространственная консолидация рынка позволяет наблюдать, как эволюционирует в ходе торгов подлинно мировая цена на нефть. Например, цена Brent служит эталоном в прайсинге двух третей международных поставок нефти.

Глобализация торговли нефтяными фьючерсами шла рука об руку с глобализацией инвестиций и финансовых институтов. «Олицетворяли» и коинтегрировали эти процессы своими вкладами крупнейшие инвестиционные и пенсионные фонды, страховые компании, а также дилеры финансового рынка.

В начале 2000-х гг. нефтяные фьючерсы стали наполняться финансовым смыслом, рынки

нефтяных фьючерсов – финансовым капиталом, а финансовые инвесторы стали превращаться в крупнейших некоммерческих трейдеров на этих рынках.

Данные табл. 3 иллюстрируют динамику офинансирования рынка фьючерсов на сделки с сырой нефтью WTI (light sweet) на NYMEX. Это самый активный сектор торгов нефтяными фьючерсами на бирже. За 2005–2015 гг. доля некоммерческих трейдеров в объеме открытых длинных позиций возросла в 2 раза, в объеме открытых коротких позиций – почти в 5 раз, а доля спред-торговли, которой занимаются только некоммерческие трейдеры, в суммарном объеме всей торговли – в 2,6 раза.

Стремительный рост коротких продаж («игры на понижение») и спрединга – верный признак усиления спекулятивной компоненты фьючерсной торговли. За эти годы некоммерческие трейдеры получили уверенный численный перевес над коммерческими. Даже за первые недели 2016 г. их позиции укрепились. Стоимость «товарных» активов под их управлением выросла с менее чем 10 млрд долл. в конце прошлого века до 450 млрд долл. в апреле 2011 г. [1, с. 4].

В начале XXI в. инвестиции в товарные фьючерсы и другие деривативы стали для крупных финансовых инвесторов частью стратегии управления портфелями активов.

В отличие от коммерческих трейдеров, коими являются добропорядочные хеджеры из реального сектора, некоммерческие трейдеры из числа финансовых инвесторов действуют на рынке нефтяных фьючерсов как на финансовых рынках, пытаясь оптимизировать свои портфели и считая товарные фьючерсы классом активов.

А это значит, что игроки ставят на определенный ценовой тренд, пока позиция в этом классе открыта. Они не торгуют систематически на основе фундаментальной пары «спрос – предложение» на отдельно взятых рынках, даже если рыночные шоки могут временно повлиять на их поведение.

В общем, торговые решения весьма однообразны (стадное поведение) и мотивированы той же информацией, которой пользуются на чисто

⁵ ICE – американская электронная сеть бирж и клиринговых центров для сделок на финансовых и товарных рынках. Она владеет и управляет 23 регулируемыми биржами и внебиржевыми площадками в Северной Америке и Европе.

финансовых рынках трейдеры. А поскольку последние держат крупные позиции на товарных рынках, невозможно отрицать, что своими сделками они оказывают значительное влияние на цены сырья.

«Еще не часто признается, что за последние 10 лет спрос финансовых инвесторов на товарных рынках стал подавляющим, – говорится в сообщении Конференции ООН по торговле и развитию. – Конечно, время от времени цены испытывают шоки от изменения баланса нефинансового спроса и предложения. Но при нынешнем объеме торговли биржевыми деривативами на товарных рынках в 20–30 раз больше объема физического производства финансовые инвесторы систематически трансформировали эти реальные рынки в финансовые рынки» [2, с. 4].

Теория вопроса

Эта трансформация переносит нас из мира макроэкономических моделей валютного курсообразования, где ощутимо влияние реального сектора, в мир моделей ценообразования на финансовых рынках. Если в том мире исследователи строят свои модели реальных валютных курсов на теории Касселя и эффекте Харрода – Балаши – Самуэльсона, то в этом мире на первый план выходят финансовые теории.

В данной работе использованы модель рынка Марковица, некоторые фрагменты теории инвестиционной стоимости Уильямса и теории (гипотезы) эффективного рынка (ТЭР) капитала Фамы [3–5].

Всякий актив имеет инвестиционную стоимость, которой можно придать вполне однозначный смысл. Инвестиционная стоимость – это стоимость экономическая, внутренняя и подлинная. Она экономическая, потому что бывает еще и неэкономическая, например моральные ценности. Она внутренняя, потому что ее нельзя наблюдать. Она подлинная, потому что любая другая – искусственная.

Рыночная цена зиждется на инвестиционной стоимости, колеблется вокруг нее, сходясь и расходясь с ней случайным образом.

В ТЭР все, что нужно для обнаружения цены, – это доступная участникам рынка информация. Пытаясь предсказать цену p актива j , они исследуют все источники информации. Инвестиционная стоимость μ актива ревизуется с учетом новостей о μ и сопоставляется с p . Если $p > \mu$, то j мгновенно продают, если $p < \mu$, то j мгновенно покупают. И в новом равновесии $p = \mu$ p мгновенно и полностью отражает новую информацию Φ о μ . Единственное, что нарушает равновесие, – это очередная новость о μ .

Одним способом операционализации выражения «полностью отражает» является сведение условий рыночного равновесия к ожидаемой цене актива. Тогда ошибки равновесия x есть разность между ценой и ожидаемой равновесной ценой в периоде $t + 1$:

$$x_{j,t+1} = p_{j,t+1} - E(p_{j,t+1} | \Phi_t). \quad (1)$$

В свою очередь, ожидаемая равновесная цена $E(p_{j,t+1} | \Phi_t)$ есть функция риска при условии, что участники рынка владеют всей имеющейся в данный момент информацией о μ . Ее количественное значение можно извлечь, оценив, например, модель рынка, линейно связывающую $p_{j,t+1}$ со среднерыночной ценой, представленной каким-нибудь широким индексом цен вроде Standard & Poor's (S&P) 500:

$$p_{j,t+1} = \alpha_j + \beta_j p_{m,t+1} + u_{j,t+1}, \quad (2)$$

где α_j – свободный член;

β_j – коэффициент чувствительности $p_{j,t+1}$ к $p_{m,t+1}$;

$p_{m,t+1}$ – среднерыночная цена;

$u_{j,t+1}$ – случайные ошибки.

Модель делит колебания цены на две части: одна отражает рыночный, систематический, недиверсифицируемый риск, индексом которого является β_j , другая – нерыночный, уникальный, диверсифицируемый риск, источаемый эмитентом и его ближайшим окружением и измеряемый α_j . Если рыночный риск объясняет, почему цена актива курсирует в унисон с фондовым индексом, то нерыночный задает ей уникальную динамику.

Эмпирический анализ

Эмпирическая модель и временные ряды для ее оценивания. Офинансирование рынка нефтяных фьючерсов наводит на следующую подстановку в модели (2): вместо рынка акций – NYMEX, вместо акций – рубль, вместо цены акций – номинальный курс (цена) рубля, а вместо фондового индекса – цена Brent, которая под крышей NYMEX становится мировой.

Тогда тестируемую гипотезу можно сформулировать следующим образом: номинальный курс рубля находится в положительной линейной зависимости от цены Brent.

Автор не утверждает, что цена Brent – исключительная детерминанта курса, но предполагает, учитывая результаты предыдущих исследований, что она оказывает на него существенное воздействие [6]. Соответственно, авторская эмпирическая модель – предельно скупое на переменные и математику уравнение линейной регрессии:

$$РБЛ_t = \alpha + \beta НФТ_t + u_t, \quad (3)$$

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

α – свободный член (константа);

β – положительный в ожидании коэффициент регрессии, который предстоит оценить;

$НФТ_t$ – цена закрытия рынка фьючерсов на сделки с Brent на NYMEX в долларах за баррель⁶;

u_t – нормально распределенные ошибки (остатки) регрессии (комбинация неучтенных переменных, нелинейности регрессии, ошибок измерения и непредсказуемых эффектов).

По аналогии с моделью (2) в модели (3) β – индекс систематического риска, а α – мерило уникального риска, проистекающего из обстоятельств, специфических для России и ее ближайшего окружения, например антироссийские санкции.

⁶ В проект федерального бюджета закладывается цена российского ресурса Urals. Urals уступает Brent по качеству, а фьючерсы на сделки с Urals на NYMEX совсем неликвидны. Поэтому цена Urals исторически рассчитывается на базе цены Brent с дисконтом в 1–2 долл. США.

Если рыночный риск объясняет, почему $РБЛ$ имеет тенденцию идти в ногу с $НФТ$, то нерыночный задает $РБЛ$ уникальную динамику⁷. И хотелось бы, чтобы $НФТ$ и $РБЛ$ были нестационарными, а u_t – стационарной. Это гарантировало бы коинтеграцию $НФТ$ и $РБЛ$, означающую, что они не сойдут с равновесной траектории, а будут лишь недалеко и ненадолго отклоняться от нее.

Официальный курс (USD/RUB) на очередной рабочий день устанавливает Банк России по результатам торгов на местном валютном рынке. Это курс номинальный, ибо он показывает, сколько номинальных рублей дают за номинальный доллар.

Тут возникают два технических неудобства. Во-первых, корреляция становится отрицательной: чем выше цена Brent, тем меньше рублей дают за доллар. Во-вторых, цена выражается в долларах, а курс – в рублях. Чтобы не создавать этих неудобств, был использован обратный курс (RUB/USD). Например, $1/115,1 = 0,009$ доллара, или 0,9 цента за рубль. Теперь корреляция положительная, и переменные измеряются одной валютой.

Данные получены с сайта инвестиционной компании «ФИНАМ»⁸. Период наблюдения – с 03.01.2000 по 28.12.2015. Это 835 недельных значений ($T = 835$). Переход на недельную частоту позволил увеличить число наблюдений в важном периоде с середины 2014 г. по ноябрь 2015 г. (на месячной частоте таких наблюдений не более 20). Принятый в данной работе доверительный интервал – 95% (уровень значимости $\alpha = 0,05$).

Недельной сезонности в данных не обнаружено. Логарифмирование лишь слегка изменило распределение переменных; $НФТ$ и ВВП не прошли тест Шапиро – Уилка на нормальность. Нормальное распределение – редкое свойство рядов экономической динамики. В расчетах использованы номинальные данные.

В данных могут происходить крупные, но редкие перебои, именуемые структурными сдвигами, особенно в случае, если период наблюдения

⁷ Далее $НФТ$ – она, $РБЛ$ – он.

⁸ Инвестиционная компания «ФИНАМ». Московская биржа. Акции. АО «Газпром». URL: <http://www.finam.ru/profile/moex-akcii/gazprom/export>

продолжительный, как в нашем случае. На рис. 1 видны значительные колебания, особенно *НФТ*, на отдельных отрезках периода наблюдения, например в 2008–2009 и 2014–2015 гг. Это могут быть намеки на структурные сдвиги, даты которых неизвестны.

Причинами структурных сдвигов являются технический прогресс, деловой цикл, новые предпочтения и поведение экономических агентов, единовременные государственные акции и институциональные реформы.

Качество анализа временных рядов повышается, когда учитывается возможность структурных сдвигов. Так, А. Грегори и Б. Хансен показали, что мощь стандартных тестов на коинтеграцию снижается, если игнорировать возможные структурные сдвиги в отношениях между нестационарными переменными [7].

Для обнаружения структурных сдвигов в неизвестных точках использован тест Баи – Перрона в форме последовательного поиска одного сдвига и сопоставления нулевой гипотезы $L = 1$ с альтернативной гипотезой $L + 1 = 2$, где L – число сдвигов [9].

Поиск сдвига начинается с полной выборки. Если нулевая гипотеза опровергается в пользу альтернативной, то назначается дата сдвига, по ней выборка делится на две части, и поиск повторяется в каждой части. Выборка дробится, и тест повторяется до тех пор, пока во всех ее частях не будет опровергнута нулевая гипотеза и достигнуто максимально возможное число сдвигов или пригодное для теста максимальное число выборочных интервалов.

Таким образом было обнаружено четыре значимых сдвига и, соответственно, пять режимов. Результаты теста приведены в табл. 4 и на рис. 1.

В пятом режиме был выделен шестой – с начальной датой 09.06.2014. Тест не указал на эту дату, но именно в июне 2014 г. отношения между *НФТ* и *РБЛ* стали быстро меняться. Достигнув тогда годового максимума, *НФТ* затем стремительно снижалась до конца 2014 г., увлекая за собой *РБЛ*, что хорошо видно на рис. 1.

В ноябре 2014 г. Банк России, оказавшись перед угрозой истощения валютных резервов, отпустил

рубль в свободное плавание. После коррекции в I квартале 2015 г. тенденция к снижению *НФТ*, а с ней и *РБЛ*, возобновилась. В середине 2014 г. заработали антироссийские санкции, и в России стартовал экономический кризис.

Расчетные параметры модели (3) в разбивке по режимам приведены в табл. 5. Они говорят о пользе выявления сдвигов в структуре данных. Что касается той части вариации *РБЛ*, которая объясняется моделью и измеряется коэффициентом детерминации R^2 , то этот мультипликатор достиг максимума в 2013–2015 гг. То же можно сказать и о влиянии *НФТ* на *РБЛ*, измеряемом коэффициентом регрессии β , особенно в режиме 09.06.2014–28.12.2015.

В целом это влияние было положительным и усиливалось от режима к режиму (за исключением режима 27.05.2002–14.08.2006, где оно было отрицательным) на фоне нефтефикации России.

Причинно-следственная зависимость курса рубля от цены Brent. В данном исследовании тестировалось предположение о том, что *НФТ* – причина, а *РБЛ* – следствие. Причинно-следственная зависимость может идти в обратном направлении и даже быть взаимной, двусторонней. Ответ на вопрос, что – причина и что – следствие, дает в известном смысле парный тест Грэнджера на причинность.

Простое определение причинности по Грэнджеру звучит так: *НФТ* – причина для *РБЛ*, если их совместная история лучше предсказывает *РБЛ*, чем только история *РБЛ*. Заявление «*НФТ* – причина для *РБЛ* по Грэнджеру» не следует принимать за чистую монету. Причинность по Грэнджеру показывает прецеденты и информационное содержание, а не причинно-следственную зависимость в общепринятом смысле этого выражения [9].

Тест основан на следующей модели векторной авторегрессии:

$$РБЛ_t = a_0 + a_1 РБЛ_{t-1} + \dots + a_p РБЛ_{t-p} + b_1 НФТ_{t-1} + \dots + b_p НФТ_{t-p} + u_t; \quad (4)$$

$$НФТ_t = c_0 + c_1 НФТ_{t-1} + \dots + c_p НФТ_{t-p} + d_1 РБЛ_{t-1} + \dots + d_p РБЛ_{t-p} + v_t;$$

Тестируя нулевую гипотезу $b_1 = b_2 = \dots = b_p = 0$ против альтернативной гипотезы $b_1 = b_2 = \dots = b_p \neq 0$, полагаем, что *НФТ* – не причина для *РБЛ*. Аналогичным образом тестируя нулевую гипотезу $d_1 = d_2 = \dots = d_p = 0$ против альтернативной гипотезы $d_1 = d_2 = \dots = d_p \neq 0$, полагаем, что *РБЛ* – не причина для *НФТ*. В каждом случае опровержение нулевой гипотезы указывает на причинность по Грэнджеру.

Тест Грэнджера выполнен для всей выборки и каждого режима. Результаты даны в табл. 6. Для всей выборки, а также режимов 03.01.2000–20.05.2002, 01.07.2013–28.12.2015 и 09.06.2014–28.12.2015 опровергнута гипотеза «*НФТ* не причина для *РБЛ*» и не опровергнута гипотеза «*РБЛ* не причина для *НФТ*». Причинность идет от *НФТ* к *РБЛ*.

В итоге для режимов 27.05.2002–14.08.2006 и 21.08.2006–05.01.2009 не опровергнута гипотеза «*НФТ* не причина для *РБЛ*» и опровергнута гипотеза «*РБЛ* не причина для *НФТ*». Причинность идет в обратном направлении.

Наконец, для режима 12.01.2009–24.06.2013 не опровергнуты обе гипотезы. Причинно-следственная связь между *НФТ* и *РБЛ* отсутствует.

Для всей выборки и режимов 03.01.2000–20.05.2002 и 01.07.2013–28.12.2015 значимость *F*-статистики, не подтверждающей гипотезу «*НФТ* не причина для *РБЛ*», «зашкаливает» (соответственно $p < 0,0001$, $p < 0,0001$ и $p = 0$)⁹.

Это солидные результаты, если учесть наш интерес к режиму 09.06.2014–28.12.2015. В общем же, по словам Ю. Чена, К. Рогоффа и Б. Росси, «для стран – экспортеров сырья цена сырья – уникальный фундаментальный фактор валютного курса, ибо причинность ясна. А когда обнаруживается, что валютный курс влияет, по Грэнджеру, на цену сырья, это может быть просто результатом эндогенной реакции или обратной причинности» [10, с. 6].

Нестационарность цены Brent и курса рубля. В экономике и финансах временные ряды обычно нестационарны (нестабильны). Это серьезная проблема, поскольку корреляция, «выживающая»

даже в очень длинных нестационарных рядах, может быть мнимой, если использовать метод наименьших квадратов (МНК), а сделанные на основе МНК-регрессий прогнозы – ненадежными.

Еще одна серьезная эконометрическая проблема вытекает из предсказания теории о существовании стационарной долгосрочной связи между некоторыми переменными: они, будто соединенные гибким поводком, не могут отдаляться друг от друга далеко и надолго.

Это предсказание требует, чтобы переменные были стационарными. Если они нестационарны и их интегрированность I имеет одинаковый порядок q , то исследование переходит в плоскость коинтеграционного анализа.

Обычно уже взятие первой разности $q = 1$ делает ряд стационарным. Итак, требовалось установить, *НФТ* и *РБЛ* – $I(1)$ или нет. С этой целью использован расширенный тест Дики – Фуллера (ADF-тест).

Нулевая гипотеза теста – ряд нестационарен, если содержит единичный корень в уровнях. Для правильного выбора варианта ADF-теста необходимо знать трендовые свойства данных.

Как можно заметить на рис. 1, во всех режимах переменные имеют ненулевое среднее и их связывает стохастический тренд. Поэтому тест выполнен с константой и трендом.

Результаты ADF-теста также чувствительны к порядку лагов, с которым регрессия «проникает» в прошлое своих переменных. Если порядок слишком мал, то уцелевшая авторегрессия остатков может исказить тест, а если он слишком велик, может снизиться мощность теста.

Эксперименты по методу Monte Carlo показали, что лучше ошибиться во втором «если». Один способ определить максимальный порядок лагов – взять корень кубический из числа наблюдений. ADF-тест выполнялся, начиная с максимального лага, до тех пор пока на каком-то меньшем лаге статистика теста перестала удовлетворять информационному критерию Акаике.

Результаты ADF-теста приведены в табл. 7. Статистика теста больше критического значения для уровней и меньше – для первых разностей.

⁹ Выражение «< 0,0001» заменяет экспоненциальное число.

Значит, нулевая гипотеза не опровергнута, и обе переменные – $I(1)$ во всей выборке и всех режимах.

Коинтеграция цены Brent и курса рубля. Дифференцирование $НФТ$ и $РБЛ$ решило бы проблему нестационарности, и можно было бы закончить эту работу обсуждением регрессии первозначностного $РБЛ$ по первозначностной $НФТ$. Однако остается другая важная проблема: эмпирически поддержать предсказания ТЭР о пребывании нестационарных $НФТ$ и $РБЛ$ в долгосрочном равновесии. Ведь, перейдя на разности и удалив тем самым тренд, мы, по словам Г. Канторовича, «отказываемся анализировать долгосрочное поведение переменной и отрицаем возможность существования долгосрочного равновесия для нестационарных переменных» [11, с. 79].

Что отражает приведенный в табл. 5 коэффициент детерминации R^2 – лишь краткосрочную реакцию $РБЛ$ на шоки $НФТ$ или еще и долгосрочную равновесную связь между ними? Или корреляция является мнимой, отсутствующей в реальности из-за нестационарности $НФТ$ и $РБЛ$?

Ответы на эти вопросы дает коинтеграционный анализ, теоретические и методические основы которого заложили К. Грэнджер и Р. Энгл [12].

Если каждая переменная – $I(1)$ и существует хотя бы одна их линейная комбинация $I(0)$, то они коинтегрированы. Иными словами, коинтеграция – это эконометрическая концепция, имитирующая пребывание нестационарных $НФТ$ и $РБЛ$ в долгосрочном равновесии. Отсутствие коинтеграции указывает либо на неадекватность модели, либо на отсутствие предсказанной теорией долгосрочной равновесной связи¹⁰.

Что касается ТЭР, эту связь можно записать как $0 = p_{j,t+1} - E(p_{j,t+1} | \Phi_t)$, но поскольку равновесие постоянно нарушается, выражение (1) реалистичнее. Оно, будучи линейной комбинацией фактической и ожидаемой равновесной цен активов, должно быть $I(0)$, а каждая переменная – $I(1)$, чтобы можно было утверждать о наличии между ними долгосрочной равновесной связи,

¹⁰ Здесь даны самые общие нетехнические замечания на этот счет. Обстоятельный анализ нестационарных временных рядов на русском языке см. в работе [11].

которая свойственна только коинтегрированным переменным.

Коинтеграция – это когда нестационарные $НФТ$ и $РБЛ$, «разбежавшись» недалеко и ненадолго в разные стороны, возвращаются в предсказанное ТЭР равновесие (в новой точке). При этом корреляция может быть разной, но она всегда подлинная.

Еще одно важное отличие коинтеграции от корреляции состоит в том, что последняя не отвечает на вопрос, какая переменная – причина и какая – следствие, а коинтеграция означает наличие хотя бы односторонней причинно-следственной зависимости – $РБЛ$ от $НФТ$ или наоборот.

В данной работе использован популярный тест Йохансена на коинтеграцию, разработанный по мотивам работ К. Грэнджера и Р. Энгла [12]. Он основан на векторной модели коррекции ошибок (ВМКО). Для двух переменных это система двух линейных уравнений (далее – система ВМКО):

$$\Delta РБЛ_t = \eta + \sum_{(i=1)}^{(p-1)} \alpha_i \Delta РБЛ_{(t-i)} + \sum_{(j=1)}^{(p-1)} \beta_j \Delta НФТ_{(t-j)} + \Theta (РБЛ - \kappa НФТ)_{(t-1)} + e_t; \quad (5)$$

$$\Delta НФТ_t = \eta' + \sum_{(i=1)}^{(p-1)} \gamma_i \Delta РБЛ_{(t-i)} + \sum_{(j=1)}^{(p-1)} \delta_j \Delta НФТ_{(t-j)} + \Omega (РБЛ - \kappa НФТ)_{(t-1)} + e'_t. \quad (6)$$

где Δ – оператор разности (например, $РБЛ_t - РБЛ_{t-1} = \Delta РБЛ_t$);

η и η' – константы;

e_t и e'_t – нормально распределенные ошибки регрессии;

$(РБЛ - \kappa НФТ)_{t-1}$ – переменная коррекции ошибок, измеряющая отклонение от равновесия в предыдущей неделе;

Θ и Ω – коэффициенты коррекции ошибок, измеряющие скорость возврата системы ВМКО в равновесие.

Тест Йохансена вкупе с ВМКО позволяет решить три задачи: установить коинтегрированы $НФТ$ и $РБЛ$ или нет, и если коинтегрированы, то проверить $НФТ$ на слабую экзогенность по отношению к $РБЛ$ и/или смоделировать динамический процесс восстановления равновесия.

Для решения первой задачи требовалось определить число коинтегрирующих векторов, именуемое рангом r коинтеграции. Последовательно перебирая значения r от 0 до v , можно получить следующие результаты:

- если нулевая гипотеза $r = 0$ не отвергается на первой итерации, то процесс нестационарный, но коинтеграция отсутствует;
- если она отвергается, то на следующей итерации проверяется гипотеза $r = 1$;
- если она не отвергается, то существует один коинтегрирующий вектор. В противном случае тестируется гипотеза $r = 2$ и т.д.;
- если нулевая гипотеза опровергается при всех $r < v$, то процесс стационарен.

В нашем случае если $r = 1$, то в системе ВМКО сработают следующие линейные ограничения:

на первый (1) элемент коинтегрирующего вектора (β в общепринятой нотации): $RBL = 1$ ($\beta_1 = 1$);

на второй (2) элемент корректирующего вектора α : $\Omega = 0$ ($\alpha_2 = 0$).

Первое ограничение позволяет идентифицировать коинтегрирующий вектор путем простой нормализации¹¹ и поэтому не проверяется на значимость. Второе ограничение позволяет проверить ожидаемую слабую экзогенность HFT по отношению к RBL и поэтому проверяется на значимость.

Тест Йохансена выполнен во всей выборке, всех режимах и всех вариантах теста, то есть все варианты реализованы в каждом отрезке периода наблюдения. Варианты («пять знаменитых случаев») – это гипотезы в отношении детерминированных компонент коинтегрирующего уравнения и векторной авторегрессии:

- 1) константа и тренд не входят ни в векторную авторегрессию, ни в коинтегрирующее уравнение;
- 2) константа входит в коинтегрирующее уравнение, но ни константа, ни тренд не входят в векторную авторегрессию;

¹¹ Нормализация (приведение к единичному размеру) достигается делением ненормализованной HFT и тренда на ненормализованный RBL , например $HFT / RBL = 0,98308 / -4 141,8 = -0,00024$.

3) константа входит в коинтегрирующее уравнение и векторную авторегрессию;

4) константа и тренд входят в коинтегрирующее уравнение и векторную авторегрессию, но тренд не входит в векторную авторегрессию;

5) константа и тренд входят в коинтегрирующее уравнение и векторную авторегрессию, тренд входит в векторную авторегрессию.

Тест имеет две статистики – след матрицы и ее максимальное число (по сути два теста в одном). Результаты приведены в табл. 8.

В качестве статистики теста здесь фигурирует след матрицы. Коинтеграция обнаружена в 13 из 30 (43%) возможных сочетаний вариантов теста и режимов. Все 13 сочетаний – после 2006 г.

Приведенный в скобках информационный критерий Акаике позволяет судить о качестве результатов теста в пяти вариантах. Во всех режимах высшее качество (отмечено звездочкой) у варианта 5 (с константой и квадратическим трендом). Но отставание варианта 4 (с константой и линейным трендом) так мало (0,001), что им можно пренебречь.

Интересно сравнить режимы по рассчитанной для варианта 4 скорости возврата системы ВМКО в равновесие после его нарушения на прошлой неделе. Как показывает табл. 8, самая высокая скорость – в режиме 09.06.2014–28.12.2015. Системе нужна лишь текущая неделя, чтобы восстановить равновесие. В режиме 01.07.2013–28.12.2015 требуется шесть недель, в режиме 12.01.2009–24.06.2013 – 10 и в режиме 21.08.2006–05.01.2009 – 333 недели, включая текущую. В целом предпочтительнее выглядят варианты 4 и 5 в режиме 09.06.2014–28.12.2015.

Вступление HFT и RBL в «эпоху» коинтеграции можно проиллюстрировать графиками динамики HFT и RBL (скажем, в 2000–2001 гг. и 2014–2015 гг.) на рис. 2. Приняв за 100% первые значения HFT и RBL в этих отрезках, автор рассчитал недельные базисные индексы. Контраст разительный. Если в 2000–2001 гг. RBL реагировал на колебания HFT очень вяло, то в 2014–2015 гг. реакция очень чуткая. HFT не отпускала RBL от себя далеко и надолго.

Затем была уточнена коинтеграционная связь *РБЛ* с *НФТ* в режиме 09.06.2014–28.12.2015. Реализован вариант 4 теста Йохансена.

Максимальное число лагов – $10(\sqrt[3]{82})$. При $\beta_1 = 1$ и $\alpha_2 = 0$ модель полностью идентифицируема и становится текущей (вместо неограниченной модели). Схождение – сильное; потребовалось всего три итерации при использовании алгоритма переключения для максимизации правдоподобия.

Как следует из анализа данных табл. 9, тест не опроверг гипотезу о наличии одного ранга коинтеграции по следу матрицы в режиме 09.06.2014–28.12.2015. Правда, след – статистика асимптотическая, так что при малом числе наблюдений к этому выводу надо было бы относиться осторожно. Но примем его, так как выборка достаточно велика.

Слабая экзогенность цены Brent. Вторая задача – проверить *НФТ* на слабую экзогенность. Роли *НФТ* и *РБЛ* в динамическом процессе восстановления равновесия разнятся.

Нарушив равновесие, *НФТ* либо участвует, либо не участвует в его восстановлении. В первом «либо» она как эндогенная переменная проходит свою часть пути к равновесию, а эндогенный *РБЛ* – свою. Во втором «либо» *НФТ* – слабо экзогенная переменная и как таковая не реагирует на любые отклонения системы ВМКО от равновесия, и вся «ответственность» за ликвидацию дисбаланса лежит на *РБЛ*, который, меняясь в текущей и, возможно, будущих неделях, достигает своего нового равновесного значения. *НФТ* здесь – автономная движущая сила всей системы ВМКО.

Почему именно от *НФТ* ожидалась слабая экзогенность?

Во-первых, есть теория, подсказывающая такое ожидание. По Дж. Уильямсу, рыночная цена актива p базируется на инвестиционной стоимости μ , основанной в свою очередь на дисконтированных деньгах из будущего v .

Риск вынуждает, как учил Г. Марковиц, говорить о μ как об ожидаемой величине. А в ТЭР p мгновенно и полностью совпадает с μ после мимолетных отклонений. Таким образом,

$p_t = \mu_t = E(v_t | \Phi_t)$, где Φ_t – вся имеющаяся на рынке публичная информация.

Во-вторых, во многих эмпирических работах о связи реальных валютных курсов с ценами на сырье есть вывод о слабой экзогенности цен по отношению к курсам¹².

Прежде чем решить вторую задачу, отметим одно важное обстоятельство. Чтобы валютный курс чутко реагировал на нефтяные шоки, он должен быть плавающим. До ноября 2014 г. курс рубля был, по определению Банка России, «управляемым плавающим»¹³. Регулятор не препятствовал формированию тенденций в динамике курса рубля, обусловленных действием фундаментальных макроэкономических факторов, так что курс был вполне восприимчив к нефтяным шокам. В ноябре 2014 г. он стал просто плавающим и, значит, еще более уязвимым от колебаний цены Brent.

Для решения второй задачи использован тест Энга [14].

Нулевая гипотеза теста – *НФТ* слабо экзогенна по отношению к системе ВМКО, то есть уравнение (6) избыточно¹⁴. Для ее проверки Ω в уравнении (5) приравнена к нулю ($\alpha_2 = 0$), и значимость этого ограничения прозондирована с помощью теста отношения правдоподобия (*LR*-теста).

Результаты *LR*-теста, приведенные в табл. 10, показывают, как полезно выявлять точки структурных сдвигов и соответствующие им режимы. Во всей выборке нулевая гипотеза опровергнута: статистика *LR*-теста χ^2 больше критического значения. Однако ни в одном режиме

¹² См. работы [6, 10]; Chen Y., Rogoff K. 2003. Commodity currencies // Journal of International Economics. Vol. 59. Iss. 2; Сосунов К.А., Шумилов А.В. Оценка равновесного реального обменного курса российского рубля // Экономический журнал Высшей школы экономки. 2005. Т. 9. № 2. С. 216–229; Гурвич Е.Т., Соколов В.Н., Улюкаев А.В. Оценка вклада эффекта Балассы – Самуэльсона в динамику реального обменного курса рубля // Вопросы экономики. 2008. № 7. С. 12–30; Гурвич Е.Т., Соколов В.Н., Улюкаев А.В. Анализ связи между курсовой политикой ЦБ и процентными ставками: непокрытый и покрытый паритет // Журнал новой экономической ассоциации. 2009. № 1–2. С. 104–126; Сосунов К.А., Ушаков Н.Ю. Определение реального курса рубля и оценка политики долгосрочного таргетирования реального курса валюты. URL: <https://clck.ru/9woBt>

¹³ Политика валютного курса Банка России. URL: http://www.cbr.ru/DKP/?Prtd=e-r_policy

¹⁴ Тогда отношения *РБЛ* с *НФТ* можно моделировать одним уравнением, включив в него переменную коррекции ошибок.

она не опровергнута: χ^2 меньше критического значения. Следовательно, *НФТ*, будучи слабо экзогенной, не реагирует на любое отклонение системы ВМКО от равновесия, оставляя *РБЛ* всю «работу» по устранению дисбаланса.

В уточнении причинности по Грэнджеру можно пойти чуть дальше. В уравнении (5) *НФТ* влияет на *РБЛ* либо через сумму своих лагированных разностей, $\sum_{j=1}^{(p-1)} \beta_j \Delta \text{НФТ}_{(t-j)}$, если все β_j значимо отличны от нуля, либо через переменную коррекции ошибок, $\Theta(\text{РБЛ} - \kappa \text{НФТ})_{t-1}$, если Θ значимо отлична от нуля. Первый эффект именуется краткосрочной причинностью по Грэнджеру, второй – долгосрочной причинностью по Грэнджеру.

С целью протестировать оба эффекта из уравнения (5) сначала была исключена переменная коррекции ошибок $\Theta(\text{РБЛ} - \kappa \text{НФТ})_{t-1}$ ($\alpha_1 = 0$), чтобы узнать, слабо экзогенна эта переменная или нет. Теория отрицает такую экзогенность, потому что она разваливает коинтеграцию. *LR*-тест на значимость исключения поддержал теорию: $\chi^2 = 5,683$, что больше критического значения 3,840, и $p = 0,017$. Гипотеза о слабой экзогенности опровергнута в пользу долгосрочной причинности по Грэнджеру.

Затем из уравнения (5) была исключена с той же целью $\beta_2 = 0$. *LR*-тест опроверг и эту гипотезу в пользу краткосрочной причинности по Грэнджеру: $\chi^2 = 5,671$, и $p = 0,017$.

Модель коррекции ошибок. Третья задача – в режиме 09.06.2014–28.12.2015 смоделировать динамический процесс восстановления равновесия между коинтегрированными *НФТ* и *РБЛ* после временного дисбаланса. При $r = 1$ идентифицированный коинтегрирующий вектор вкупе с константой соответствует следующему коинтегрирующему уравнению:

$$\text{РБЛ}_t = -0,01292 + 0,00024 \text{НФТ}_t + 0,00002 \text{Тренд}. \quad (7)$$

Это уравнение представляет собой модель (3) с линейным трендом (последняя строка табл. 5). С ростом *НФТ* на 1 доллар, *РБЛ* повышается на 0,00024 долл. $R^2 = 0,963$, то есть модель объясняет 96,3% вариации *РБЛ*. *F*-статистика (2, 79) равна 1 066,986, и ее $p < 0,0001$, указывая на приемлемое качество модели.

Коинтеграция *НФТ* и *РБЛ* исключает их мнимую корреляцию, но для решения третьей задачи этого мало. Модель демонстрирует лишь то, что от одной текущей недели к другой элементы коинтегрирующего вектора (–0,01292, 0,00024 и 0,00002) служат параметрами долгосрочной связи¹⁵. Для решения третьей задачи требовалось оценить ВМКО.

Система двух линейных уравнений представляет собой динамическую модель, в рамках которой изменение зависимой переменной в текущем периоде обусловлено нарушением равновесия в предыдущем периоде из-за шока независимой переменной. Когда переменные коинтегрированы и любой шок вызывает потерю равновесия, срабатывает хорошо определенный динамический процесс возвращения системы в равновесие. ВМКО объединяет в одном уравнении долгосрочную компоненту зависимой переменной и ее краткосрочную реакцию, обеспечивающую поддержание равновесной связи с независимой переменной.

Главное достоинство системы двух линейных уравнений в том, что она спецификацию долгосрочного равновесия оставляет на попечение теории, а краткосрочную динамику извлекает из имеющихся данных.

Результаты оценивания ВМКО даны в табл. 11. Один лаг из 10 ушел на дифференцирование, удаляющее тренд из данных, так что история $\Delta \text{РБЛ}$ в уравнении (5) – это девять собственных лагированных перворазностных значений и столько же лагированных перворазностных значений $\Delta \text{НФТ}$.

Из этих 18 значений три незначимы со стороны *РБЛ* и два незначимы со стороны *НФТ*. Иначе говоря, 13 лагированных перворазностных регрессоров, включая $\Delta \text{РБЛ}_1$ и $\Delta \text{НФТ}_1$, значимо влияют на $\Delta \text{РБЛ}$. Это влияние имеет тенденцию ослабевать от ближних лагов к дальним. Как отмечалось выше, уравнение (6) избыточно, и поэтому оно в табл. 11 отсутствует.

¹⁵ Невозможно интерпретировать *t*-отношения модели (3), так как модель – долгосрочная и содержит автокорреляцию из-за плохо специфицированной динамики (лишь одна неделя). Проблемой могут быть и неучтенные регрессоры. Поэтому распределение *t*-отношений неизвестно.

Переменная коррекции ошибок $(РБЛ - кНФТ)_{t-1}$ фигурирует в табл. 11 под аббревиатурой ЕС_1 (Error Correction). Это дисбаланс, возникший после шока $НФТ$ на прошедшей неделе, а Θ – скорость ликвидации дисбаланса.

Так как связь долгосрочная, Θ должна быть отрицательной. В этом случае положительный (отрицательный) дисбаланс обеспечит падение (рост) $РБЛ$ на его пути к своему равновесному значению.

Дисбаланс, возникший на прошедшей неделе, ликвидируется в текущей и, возможно, будущих неделях темпом, заданным Θ . Ликвидация представляет собой последовательное уменьшение дисбаланса на произведение отрицательной Θ и остатка дисбаланса, переходящего из предыдущей недели в данную неделю.

Чтобы $РБЛ$ мог вернуться в равновесие с $НФТ$, Θ должна находиться между 0 и -1 . Чем ближе она к -1 , тем быстрее достигается равновесие. При $\Theta = -1$ равновесие достигается за текущую неделю. Больше недель требуется, если показатель стремится к нулю. Срок полного устранения отклонения – обратная Θ , то есть после $1 / \Theta$ недель $РБЛ$ возвращается к равновесию с $НФТ$.

Напомним: слабо экзогенная $НФТ$ не реагирует на любые отклонения от равновесия; она «стоит и ждет», когда $РБЛ$ приблизится к ней на нужное расстояние.

Параметр Θ 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: система ВМКО сходит с равновесной траектории¹⁶.

Предельная скорость, при которой равновесие «не зашкаливает», $\Theta = -1,00180 \approx -1$ (100%)¹⁷. Следовательно, участникам внутреннего валютного рынка требуется лишь текущая неделя, чтобы устранить возникшее на прошедшей неделе отклонение $РБЛ$ от его равновесного значения. Так следует интерпретировать и числа в колонке «Время возврата системы в равновесие» табл. 8.

В табл. 11 уравнение (5) дано в разбивке по $\Delta НФТ$, $\Delta РБЛ$ и по лагам. Если обобщить это выражение одной строкой, то окажется, что с ростом суммы лагированной $\Delta НФТ$ на 1 долл. $\Delta РБЛ$ повышался на 0,00074 долл.

Скорректированный $R^2 = 0,391$, то есть уравнение объясняет почти 40% вариации $\Delta РБЛ$, подтверждая исходное предположение о существенном влиянии $НФТ$ на $РБЛ$. Статистика Дарбина – Уотсона равна 1,963, что указывает на отсутствие признаков автокорреляции в уравнении (5).

Наконец, с помощью известных стандартных диагностических тестов было оценено качество ВМКО. Как показывает табл. 12, в целом не обнаружено серьезных упущений в спецификации модели, разве что опровергнута гипотеза о нормальном распределении остатков. Йохансен с 1995 г. не требует нормальности остатков, и, как продемонстрировали Дж. Гонсало и К. Хубрич, тест Йохансена не чувствителен к ошибкам ненормальности [16].

Прогноз

В данной работе прогноз выполнен для дополнительной проверки достоверности ВМКО в режиме 09.06.2014–28.12.2015. Прогноз – динамический вне выборки. Горизонт прогнозирования – 04.01.2016–29.02.2016 ($T = 9$). Разность между фактическим и предсказанным $РБЛ$ проверена на значимость с помощью z -теста. Нулевая гипотеза теста – разность незначима.

¹⁶ Ssekuma R. Study of Cointegration Models with Applications. University of South Africa, 2011.

¹⁷ Значимое отличие отрицательной Θ от нуля наводит на мысль, что эконометрические спецификации, основанные только на первых разностях $НФТ$ и $РБЛ$, возможно, обернутся потерей полезной информации о способности $РБЛ$ к восстановлению равновесия.

Результаты теста приведены в табл. 13. Все разности и их среднее за девять недель незначимы. Все предсказанные значения находятся в 95%-ном доверительном интервале.

Свободно «плавающий» рубль

Драматическим примером влияния нефтефикации на важные политические решения и одновременно кульминацией продолжительной реформы курсообразования является принятое в ноябре 2014 г. Банком России решение отменить интервал допустимых значений стоимости бивалютной корзины и регулярные интервенции на границах и за пределами этого интервала.

«В России действует режим плавающего валютного курса, – объявил регулятор. – Это означает, что курс рубля не является фиксированным и какие-либо цели по уровню курса или темпам его изменения не устанавливаются. Динамика курса рубля определяется соотношением спроса на иностранную валюту и ее предложения на валютном рынке»¹⁸. Банк России не будет тратить резервы на поддержку рубля, заверила глава банка Э. Набиуллина в феврале 2016 г. Лучшим способом поддержки российской валюты стало бы снижение зависимости от нефти¹⁹.

Российскому и некоторым другим центральным банкам, например азербайджанскому и казахстанскому, пришлось отпустить свои валюты в свободное плавание во время их стремительного ослабления, реально грозившего истощением международных резервов. С 17.10.2014 по 02.01.2015 Банк России продал на внутреннем валютном рынке 40 612 млн долл., но увлекаемый дорожающим долларом через дешевающую нефть рубль неудержимо падал – с 0,0245 долл. (40,75 руб./долл.) 17.10.2014 до 0,0151 долл. (66,1 руб./долл.) 15.01.2015²⁰. Курс рубля невозможно было «отцепить» от цены Brent интервенциями. Десятки миллиардов долларов были выброшены на ветер. Тщетность сиюминутных вторжений на рынок стала более чем очевидной, и надо было с этим «завязывать»...

¹⁸ Политика валютного курса Банка России. URL: http://www.cbr.ru/DKP/?PrId=e-r_policy

¹⁹ Буланов К., Титова Ю. Набиуллина назвала лучший способ стабилизировать рубль. URL: <http://link.ac/0316>

²⁰ Международные резервы Российской Федерации. URL: http://www.cbr.ru/hd_base/?PrId=mrrf_m

Драма рубля, маната, тенге и некоторых других сырьевых валют маскирует природную склонность любого нормального центрального банка к режиму плавающего валютного курса (ПВК). Это давняя цель Банка России. Установлению ПВК предшествовал многолетний период постепенного повышения рыночности курсообразования, в течение которого Центральный банк РФ последовательно сокращал свое присутствие на внутреннем валютном рынке.

Плавающий валютный курс повышает эффективность денежной политики, позволяет экономить международные резервы, ускоряет адаптацию экономики к изменениям внешних условий и повышает ее устойчивость к негативным шокам. Переход к ПВК – одно из важнейших рыночных преобразований в постсоветской экономике. Он возвращает нас в 1992 г., когда на аукционе Банка России был впервые определен рыночный курс доллара.

Центральный банк РФ может проводить подлинно независимую денежную политику только в режиме ПВК. Если национальная валюта привязана к иностранной валюте или валютный курс каким-то образом управляется, то центральный банк вынужден покупать или продавать иностранную валюту. Эти сделки влияют на денежную базу так же, как операции с государственным долгом на открытом рынке. Когда центральный банк покупает иностранную валюту, денежная база расширяется за счет эмиссии национальной валюты, и наоборот.

Поскольку управление валютным курсом влияет на внутреннюю денежную обстановку, центральный банк в интересах сохранения своей денежно-политической цели обязан нейтрализовать валютные интервенции путем обратных сделок. Например, для стерилизации рублей, эмитированных в связи с покупкой иностранной валюты, он должен продать коммерческим банкам государственные облигации, чтобы сократить их свободные резервы.

Турбулентная активность на валютном рынке может привести к утрате центральным банком контроля над денежной политикой, если он управляет еще и валютным курсом. А утрата контроля над денежной политикой совсем не в интересах национальной безопасности.

Плавающий валютный курс действует как встроенный стабилизатор экономики. Например, при росте цены на нефть рубль укрепляется, снижая риски «перегрева» экономики, а при падении цены на нефть рубль слабеет, помогая отечественным производителям наращивать экспорт и замещать импорт. ПВК позволяет Банку России проводить самостоятельную денежно-кредитную политику, направленную на решение внутренних задач, среди которых главная – снижение инфляции.

Переход к плавающему валютному курсу – адекватная реакция регулятора на долгосрочную равновесную связь между *НФТ* и *РБЛ*, эконометрическим отражением которой является коинтеграция.

Заключение

Цель данной работы – эмпирическая проверка предположения о положительной линейной зависимости курса рубля от цены Brent. Автор не настаивал на том, что цена Brent – исключительная детерминанта курса, но допускал, что она оказывает на него сильное воздействие.

Для достижения этой цели были решены следующие задачи:

- определены финансово-теоретические основы воздействия цены Brent на курс рубля;
- подобраны эмпирическая модель и временные ряды для ее оценивания;
- ряды проверены на сезонность, нормальное распределение и структурные сдвиги в неизвестных точках;
- выполнены тесты на стационарность и коинтеграцию;
- оценена векторная модель коррекции ошибок;
- проведена диагностика модели;
- уточнено направление причинно-следственной зависимости в системе ВМКО (цена Brent – курс рубля).

Эмпирическая модель представляет собой скупое на переменные и математику уравнение линейной регрессии курса рубля по цене Brent. Данные для

ее оценивания охватывают период с января 2000 г. по декабрь 2015 г. (835 недельных значений).

Недельной сезонности не обнаружено. Обе переменные не прошли тест Шапиро – Уилка на нормальное распределение. Логарифмирование не привело к большей нормальности, и были использованы номинальные данные. Метод Баи – Перрона выявил четыре точки сдвигов в структуре данных. К соответствующим этим точкам пяти временным режимам добавлен шестой – с июня 2014 г. по декабрь 2015 г., когда рубль, увлекаемый дешевающей нефтью, стремительно ослабевал на фоне антироссийских санкций и экономической рецессии в России.

Модель оценена, тесты на стационарность и коинтеграцию цены Brent и курса рубля, а также проверка слабой экзогенности цены Brent выполнены в разрезе режимов. Основные результаты исследования приведены далее.

1. Расчетные параметры модели говорят о пользе выявления сдвигов в структуре данных. Что касается той 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. С целью уточнить направление причинно-следственной связи между ценой Brent и курсом рубля выполнен тест Грэнджера на причинность. 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 идет от *НФТ* к *РБЛ*, в режимах 27.05.2002–14.08.2006 и 21.08.2006–05.01.2009 – в обратном направлении, а в режиме 12.01.2009–24.06.2013 отсутствует.
3. Расширенный тест Дики – Фуллера обнаружил единичные корни в обоих переменных, поэтому исследование было переведено в плоскость коинтеграционного анализа.

Тест Йохансена обнаружил коинтеграцию цены Brent и курса рубля в 13 из 30 (43%) возможных сочетаний вариантов теста и режимов после

2006 г. Только между коинтегрированными переменными может существовать предсказанное теорией долгосрочное равновесие. Рубль стал нефтяной валютой. Переход в ноябре 2014 г. к плавающему курсу – адекватная реакция регулятора на коинтеграцию.

4. Результаты проверки цены Brent на слабую экзогенность по отношению к курсу рубля тоже показали, как полезно выявлять точки структурных сдвигов. Во всей выборке гипотеза о слабой экзогенности опровергнута. Но ни в одном отдельно взятом режиме она не опровергнута: цена Brent не реагирует на любое отклонение системы ВМКО от равновесия, оставляя курсу рубля всю «работу» по восстановлению равновесия. Подтверждена общая, краткосрочная и долгосрочная причинно-следственная зависимость курса рубля от цены Brent по Грэнджеру.

5. Оценка векторной модели коррекции ошибок позволила задействовать динамический процесс коррекции остатков коинтеграционного уравнения, возвращающий систему ВМКО в равновесие.

В целом не обнаружено серьезных упущений в спецификации векторной модели. Скорость коррекции ошибок со временем нарастала и достигла предела (-1) в 2014–2015 гг. В этом режиме участникам внутреннего валютного рынка требовалась лишь текущая неделя, чтобы устранить возникшее на прошедшей неделе отклонение курса рубля от его равновесного значения.

Уравнение системы ВМКО с курсом рубля в левой части объясняет 40% вариации курса в разностях. В 2014–2015 гг. цена Brent была важным фундаментальным фактором курсообразования. Не исключено, что эмпирическая модель, а с ней и ВМКО испытывают проблему неучтенных регрессоров.

Таблица 1

Зависимость российского экспорта товаров от нефти и нефтепродуктов, %

Годы	Доля сырой нефти	Доля сырой нефти и нефтепродуктов
2000–2004	28,8	39,5
2005–2009	34,5	50
2010–2014	33,7	53,7

Источник: Экспорт Российской Федерации сырой нефти за 2000–2015 гг.

URL: http://www.cbr.ru/statistics/print.aspx?file=credit_statistics/crude_oil.htm

Таблица 2

Зависимость экономики и федерального бюджета России от нефтегазовых доходов

Годы	Доходы федерального бюджета, % ВВП			Доля нефтегазовых доходов в доходах федерального бюджета, %
	Всего	Нефтегазовые	Прочие	
2000–2004	18,6	3,1	15,6	15,9
2005–2009	22,4	9,6	12,8	42,9
2010–2015	19,8	9,9	9,9	49,8

Источник: Министерство финансов Российской Федерации. Основные направления бюджетной политики в разные годы

Таблица 3

Офинансирование рынка нефтяных фьючерсов на NYMEX

Трейдера NYMEX	Открытые позиции, %			Число трейдеров по позициям		
	Длинные	Короткие	Спред	Длинные	Короткие	Спред
25.12.2005						
Некоммерческие	13,8	9	12,7	55	63	66
Коммерческие	66,7	69,3	–	78	84	–
28.12.2010						
Некоммерческие	23,8	12,2	21,8	129	84	134
Коммерческие	48,3	62,4	–	88	95	–
29.12.2015						
Некоммерческие	27,2	15,3	33,3	116	112	140
Коммерческие	34,6	46,3	–	87	104	–
16.02.2016						
Некоммерческие	28,1	19,5	31,6	124	152	185
Коммерческие	34,8	43,9	–	100	107	–

Источник: U.S. Commodity Futures Trading Commission. URL: <http://www.cftc.gov/dea/options/deanymesof.htm>

Таблица 4

Результаты теста Бан – Перрона на структурные сдвиги в неизвестных точках

<i>Сопоставление гипотез</i>			
Гипотеза	F-статистика	Скалированная F	Критическое значение
0 против 1*	2 126,933	4253,865	11,470
1 против 2*	710,350	1420,700	12,950
2 против 3*	69,358	138,716	14,030
3 против 4*	61,456	122,911	14,850
4 против 5	0,000	0	15,290
<i>Обнаружение сдвигов</i>			
Сдвиг	Начальные даты сдвига в ходе теста	Хронологический порядок	Режим
–	–	–	03.01.2000–20.05.2002
1	08.08.2011	27.05.2002	27.05.2002–14.08.2006
2	12.01.2009	21.08.2006	21.08.2006–05.01.2009
3	27.05.2002	12.01.2009	12.01.2009–24.06.2013
4	21.08.2006	01.07.2013	01.07.2013–28.12.2015

Примечание. Выборка – 03.01.2000–28.12.2015 ($T = 835$). Регрессоры, проходящие через точки сдвигов, – НФТ, константа.

Усечение выборки – 15% с начала и конца, максимальное число сдвигов – 5.

* Значимы в 95%-ном интервале.

Таблица 5

Результаты оценки модели (3) методом наименьших квадратов

Период оценки	α	β	Тренд	R^2	F-статистика
Вся выборка ($T = 835$)	0,03352 (0)	0,00018 (<0,0001)	-0,00003 (<0,0001)	0,823	1 943,459 (0)
03.01.2000–20.05.2002 ($T = 125$)	0,03441 (<0,0001)	0,00007 (<0,0001)	-0,00003 (<0,0001)	0,772	211,802 (<0,0001)
27.05.2002–14.08.2006 ($T = 221$)	0,02772 (<0,0001)	-0,00004 (<0,0001)	0,00004 (<0,0001)	0,868	486,604 (<0,0001)
21.08.2006–05.01.2009 ($T = 125$)	0,03825 (<0,0001)	0,00009 (<0,0001)	-0,00001 (<0,0001)	0,85	353,753 (<0,0001)
12.01.2009–24.06.2013 ($T = 233$)	0,03839 (<0,0001)	0,00010 (<0,0001)	-0,00003 (<0,0001)	0,589	167,818 (<0,0001)
01.07.2013–28.12.2015 ($T = 131$)	0,03275 (<0,0001)	0,00018 (<0,0001)	-0,00003 (<0,0001)	0,971	2 239,251 (<0,0001)
09.06.2014–28.12.2015 ($T = 82$)	-0,01292 (0,115)	0,00023 (<0,0001)	0,00002 (0,028)	0,963	1 066,986 (<0,0001)

Таблица 6

Результаты парного теста Гранджера на причинность

Режим и нулевая гипотеза	F-статистика	p-значение
03.01.2000–04.01.2016 ($T = 835$)		
НФТ не причина для РБЛ	13,215	<0,0001
РБЛ не причина для НФТ	1,83	0,161
03.01.2000–20.05.2002 ($T = 125$)		
НФТ не причина для РБЛ	4,135	0,018
РБЛ не причина для НФТ	2,052	0,132
27.05.2002–14.08.2006 ($T = 220$)		
НФТ не причина для РБЛ	0,775	0,461
РБЛ не причина для НФТ	3,556	0,03
21.08.2006–05.01.2009 ($T = 125$)		
НФТ не причина для РБЛ	3,457	0,034
РБЛ не причина для НФТ	7,66	0,001
12.01.2009–24.06.2013 ($T = 233$)		
НФТ не причина для РБЛ	2,36	0,096
РБЛ не причина для НФТ	0,924	0,398
01.07.2013–04.01.2016 ($T = 132$)		
НФТ не причина для РБЛ	10,212	<0,0001
РБЛ не причина для НФТ	3,292	0,04
09.06.2014–04.01.2016 ($T = 83$)		
НФТ не причина для РБЛ	9,942	0
РБЛ не причина для НФТ	0,974	0,381

Таблица 7

Результаты ADF-теста на наличие единичного корня (критическое значение статистики теста равно -3,410)

Переменная	Статистика теста	
	Уровень	Первая разность
Вся выборка ($T = 835$)		
РБЛ	-0,678 (0,973)	-9,228 (<0,0001)
НФТ	-1,948 (0,629)	-8,005 (<0,0001)
03.01.2000–20.05.2002 ($T = 125$)		
РБЛ	-0,678 (0,973)	-9,228 (<0,0001)
НФТ	-1,948 (0,629)	-8,005 (<0,0001)
27.05.2002–14.08.2006 ($T = 221$)		
РБЛ	-0,678 (0,973)	-9,228 (<0,0001)
НФТ	-1,948 (0,629)	-8,005 (<0,0001)
21.08.2006–05.01.2009 ($T = 125$)		
РБЛ	-0,678 (0,973)	-9,228 (<0,0001)
НФТ	-1,948 (0,629)	-8,005 (<0,0001)
12.01.2009–24.06.2013 ($T = 233$)		
РБЛ	-0,678 (0,973)	-9,228 (<0,0001)
НФТ	-1,948 (0,629)	-8,005 (<0,0001)
01.07.2013–28.12.2015 ($T = 131$)		
РБЛ	-0,678 (0,973)	-9,228 (<0,0001)
НФТ	-1,948 (0,629)	-8,005 (<0,0001)
09.06.2014–28.12.2015 ($T = 82$)		
РБЛ	-0,678 (0,973)	-9,228 (<0,0001)
НФТ	-1,948 (0,629)	-8,005 (<0,0001)

Примечание. Вариант теста – константа и линейный тренд. Порядок лагов – по критерию Акаике, максимум $\sqrt[3]{T}$. В скобках даны p-значения.

Таблица 8

Результаты теста Йохансена на коинтеграцию *НФТ* и *РБЛ*

Режим	Вариант теста					Время возврата системы в равновесие, недель
	1	2	3	4	5	
Ранг коинтеграции по следу матрицы						
Вся выборка ($T = 835$)	0	0	0	0	0	–
03.01.2000–20.05.2002 ($T = 125$)	0	0	0	0	0	–
27.05.2002–14.08.2006 ($T = 221$)	0	0	0	0	0	–
21.08.2006–05.01.2009 ($T = 125$)	0	1 (–7,531)	1 (–7,517)	1 (–7,507)	1 (–7,553*)	333
12.01.2009–24.06.2013 ($T = 233$)	0	2 (–6,941)	2 (–6,941)	1 (–6,985)	2 (–6,992*)	10
01.07.2013–28.12.2015 ($T = 131$)	0	0	0	1 (–7,131)	2 (–7,152*)	6
09.06.2014–28.12.2015 ($T = 82$)	0	0	1 (–6,722)	1 (–6,762)	2 (–6,763*)	1

Примечание. Порядок лагов – 10. Линейные ограничения: $\beta_1 = 1$, $\alpha_2 = 0$. Метод оценки – максимальное правдоподобие. В скобках – значения критерия Акаике (чем меньше, тем лучше вариант теста).

* – вариант лучшего качества.

Таблица 9

Результаты теста Йохансена на коинтеграцию *НФТ* и *РБЛ* в режиме 09.06.2014 – 28.12.2015

Ранг коинтеграции	След матрицы	Максимальное число
0	28,401 (0,021)	17,520 (0,091)
1	10,881 (0,092)	10,881 (0,092)
Коинтегрирующий вектор		
<i>РБЛ</i>	–	1
<i>НФТ</i>	–	–0,00023
Тренд	–	–0,00002
Корректирующий вектор		
<i>РБЛ</i>	–	$\Theta = -1,00180$
<i>НФТ</i>	–	$\Omega = 0$

Примечание. Период оценки – 09.06.2014–28.12.2015 ($T = 82$). Вариант теста – 4 (ограниченный тренд, неограниченная константа). Порядок лагов – 10. Линейные ограничения: $\beta_1 = 1$, $\alpha_2 = 0$. Метод оценки – максимальное правдоподобие.

Таблица 10

Результаты LR-теста на слабую экзогенность *НФТ* по отношению к *РБЛ* (критическое значение $\chi^2 = 3,840$)

Режим	$\chi^2(1)$	p -значение
Вся выборка ($T = 835$)	10,153	0,001
03.01.2000–20.05.2002 ($T = 125$)	0,175	0,675
27.05.2002–14.08.2006 ($T = 221$)	0,264	0,606
21.08.2006–05.01.2009 ($T = 125$)	1,485	0,222
12.01.2009–24.06.2013 ($T = 233$)	0,504	0,477
01.07.2013–28.12.2015 ($T = 131$)	3,298	0,069
09.06.2014–28.12.2015 ($T = 82$)	0,034	0,853

Примечание. Порядок лагов – 10. Вариант теста – 4 (ограниченный тренд, ограниченная константа). Ранг коинтеграции – 1. Линейные ограничения: $\beta_1 = 1$, $\alpha_2 = 0$. Метод оценки – максимальное правдоподобие.

Таблица 11

Расчетные параметры и описательные статистики уравнения (5) системы ВМКО (зависимая переменная – $\Delta РБЛ$)

Расчетные параметры			
Регрессор	Коэффициент	p -значение	
ЕС_1	-1,0018	<0,0001	
$\Delta РБЛ$ _1	0,41458	0,001	
$\Delta РБЛ$ _2	0,58132	<0,0001	
$\Delta РБЛ$ _3	0,4328	0	
$\Delta РБЛ$ _4	0,49534	<0,0001	
$\Delta РБЛ$ _5	0,70373	<0,0001	
$\Delta РБЛ$ _6	0,45845	0	
$\Delta РБЛ$ _7	0,15793	0,192	
$\Delta РБЛ$ _8	0,09931	0,411	
$\Delta РБЛ$ _9	0,0378	0,739	
$\Delta НФТ$ _1	-0,00011	0,001	
$\Delta НФТ$ _2	-0,00013	<0,0001	
$\Delta НФТ$ _3	-0,00010	0,041	
$\Delta НФТ$ _4	-0,00011	0,001	
$\Delta НФТ$ _5	-0,00011	0,001	
$\Delta НФТ$ _6	-0,00009	0,002	
$\Delta НФТ$ _7	-0,00008	0,021	
$\Delta НФТ$ _8	-0,00001	0,757	
$\Delta НФТ$ _9	0,00005	0,153	
Константа	-0,01292	<0,0001	
Описательные статистики			
Среднее $РБЛ$		-0,000	
Стандартное отклонение $РБЛ$		0,001	
Сумма квадратов остатков		0,000	
Стандартная ошибка уравнения (5)		0,001	
R^2		0,534	
Скорректированный R^2		0,391	
Статистика Дарбина – Уотсона		1,963	

Примечание. Период оценки – 09.06.2014–28.12.2015 (T = 82). Порядок лагов – 10. Вариант теста – 4 (ограниченный тренд, неограниченная константа). Ранг коинтеграции – 1. Линейные ограничения: $\beta_1 = 1$, $\alpha_2 = 0$. Метод оценки – максимальное правдоподобие.

Таблица 12

Результаты диагностического тестирования ВМКО при $\beta_1 = 1$ и $\alpha_2 = 0$

Тест	Статистика теста	p -значение
Тест Дурника – Хансена на нормальное распределение остатков обоих уравнений Нулевая гипотеза – распределение нормальное	$\chi^2(4) = 19,627$	0,001
Q -тест Льюнг – Бокса на наличие автокорреляции порядка 14 в уравнении (5) Нулевая гипотеза – автокорреляция отсутствует	$Q = 9,689$	0,784
Тест на гетероскедастичность Нулевая гипотеза – гетероскедастичность отсутствует	$\chi^2(38) = 19,732$	0,994
Тест на наличие ARCH-процессов («пучков» волатильности) порядка 14 в уравнении (5) Нулевая гипотеза – ARCH-процессы отсутствуют	$LM = 12,083$	0,599

Таблица 13

Проверка значимости разности фактического и предсказанного $РБЛ$ (критическая z -статистика равна 1,960)

Дата	Фактический	Предсказанный	z -статистика	p -значение двустороннее
04.01.2016	0,0137	0,01246	0,02183	0,983
11.01.2016	0,01306	0,01224	0,01467	0,988
18.01.2016	0,01241	0,01144	0,01787	0,985
25.01.2016	0,0133	0,0111	0,0038	0,997
01.02.2016	0,01293	0,01026	0,04988	0,96
08.02.2016	0,01258	0,0101	0,04684	0,963
15.02.2016	0,01296	0,00973	0,06099	0,951
22.02.2016	0,01332	0,0095	0,07194	0,943
29.02.2016	0,01334	0,00876	0,0874	0,93
В среднем	0,01307	0,01062	0,05627	0,955

Рисунок 1

НФТ, РБЛ и точки структурных сдвигов

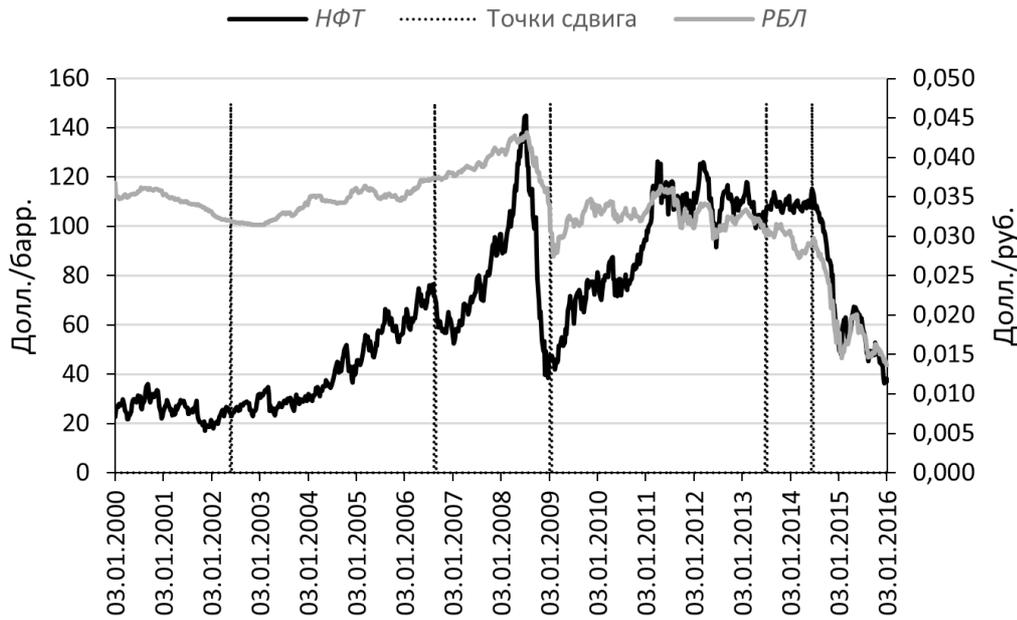
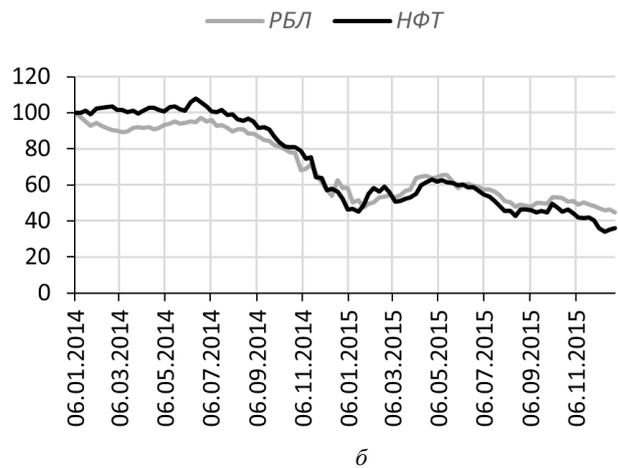
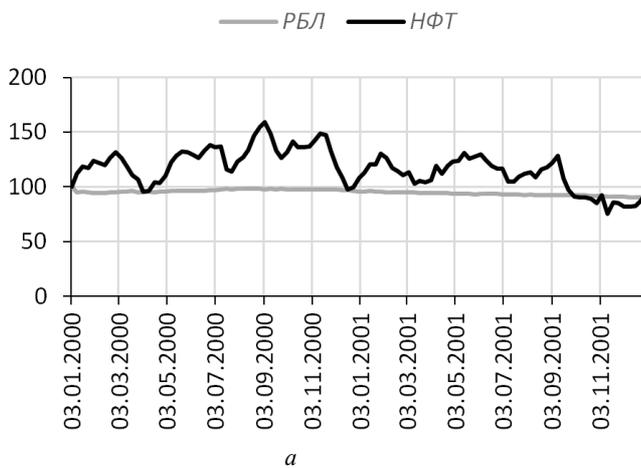


Рисунок 2

Базисные индексы НФТ и РБЛ (первое значение равно 100%):
а – 2000–2001 гг.; б – 2014–2015 гг.



Список литературы

1. Institute of International Finance. IIF Commodities Task Force Submission to the G20: Financial Investment in Commodity Markets: Potential Impact on Commodity Prices and Volatility. 2011. September.
2. United Nations Conference on Trade and Development. Don't Blame the Physical Markets: Financialization is the root cause of oil and commodity price volatility // Policy Brief. 2012. № 25. September.
3. *Williams J.* The Theory of Investment Value. Fraser Publishing, 1997.
4. *Markowitz H.* Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment. New York: John Wiley & Sons, 1959. 100 p.
5. *Fama E.* Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work // Journal of Finance. 1970. Vol. 25. Iss. 2. P. 385–386, 403.
6. *Cashin P., Céspedes L., Sahay R.* Commodity Currencies and the Real Exchange Rate // Journal of Development Economics. 2004. Vol. 75. Iss. 1. P. 239–268.
7. *Gregory A., Hansen B.* Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts // Journal of Econometrics. 1996. Vol. 70. Iss. 1. P. 99–126.
8. *Bai J., Perron P.* Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes // Econometrica. 1998. Vol. 66. № 1. P. 47–78.
9. *Granger C.* Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods // Econometrica. 1969. Vol. 37. № 3. P. 424–438.
10. *Chen Y.-C., Rogoff K., Rossi B.* Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices? Duke University, Working Paper. 2008. № 08-03.
11. *Канторович Г.Г.* Анализ временных рядов // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2003. № 1. С. 79–103.
12. *Engle R., Granger C.* Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // Econometrica. 1987. Vol. 55. Iss. 2. P. 251–276.
13. *Johansen S.* Statistical Analysis of Co-integration Vectors // Economic Dynamic control. 1988. Vol. 12. Iss. 2-3. P. 231–254.
14. *Engle R.* Wald, Likelihood Ratio and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics. In: Handbook of Econometrics. Vol. II. Ed. by Z. Griliches and M.D. Intriligator. Amsterdam. Elsevier Science Publishers, 1984. P. 776–826.
15. *Gonsalo J.* Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationship // Journal of Econometrics. 1994. Vol. 60. Iss. 1-2. P. 200–223.
16. *Hubrich K.* Estimation of a German Money Demand System – A Long-run Analysis // Empirical Economics. 1999. Vol. 24. Iss. 1. P. 77–99.

A ROLLER COASTER RIDE FOR THE RUSSIAN RUBLE

Boris I. ALEKHIN

Russian State University for Humanities, Moscow, Russian Federation
b.i.alekhin@gmail.com

Article history:

Received 17 May 2016
Received in revised form
25 May 2016
Accepted 2 June 2016

JEL classification: E31, F31,
F33

Keywords: oil, Russian ruble,
cointegration

Abstract

Importance After the Russian ruble became a petrocurrency, it got very important to examine the nature, scope and reasons for its fluctuations against the U.S. dollar used for oil contracts. The research covered the period from 3 January 2000 through 28 December 2015 (835 weekly indicators).

Objectives The research empirically checks the conventional opinion on that the Russian ruble rate depends on the Brent oil. If such dependence is identified, I determine its nature.

Methods The research uses an econometric methodology, including the Bai–Perron test for structural breaks in unknown points, Granger causality test, Dickey–Fuller tests for a unit root, Johansen test for cointegration, Engle test, Vector Error Correction Model and conventional diagnostic tests.

Results I performed tests for stationarity, causality, cointegration and weak exogeneity within the entire sample through five approaches formulated upon results of the Bai–Perron testing.

Conclusions and Relevance The research proved the hypothesis that the Russian ruble rate has a positive linear correlation with the Brent oil. In 2013–2015, the empirical model (cointegration correlation) explains 96% of variance in the currency rate, with the equation of the VECM system with the oil price on the right side covering almost 40% of variance in the currency difference. The cointegration of the Brent oil and the Russian ruble rate arose after 2006 and incremented, if we looked at the equilibrium recovery pace, which had become record high within 9 June 2014 through 28 December 2015. The process was fueled as the Russian economy had become more dependent on oil for the recent 15 years.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2016

References

1. Financial Investment in Commodity Markets: Potential Impact on Commodity Prices and Volatility. Institute of International Finance, IIF Commodities Task Force Submission to the G20, 2011.
2. Don't Blame the Physical Markets: Financialization is the Root Cause of Oil and Commodity Price Volatility. United Nations Conference on Trade and Development. *Policy Brief*, 2012, no. 25.
3. Williams J. The Theory of Investment Value. Fraser Publishing, 1997.
4. Markowitz H. Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment. New York, John Wiley & Sons, 1959, 100 p.
5. Fama E. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 1970, vol. 25, iss. 2, pp. 385–386, 403.
6. Cashin P., Céspedes L., Sahay R. Commodity Currencies and the Real Exchange Rate. *Journal of Development Economics*, 2004, vol. 75, iss. 1, pp. 239–268.
7. Gregory A., Hansen B. Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 1996, vol. 70, iss. 1, pp. 99–126.
8. Bai J., Perron P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 1998, vol. 66, no. 1, pp. 47–78.
9. Granger C. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 1969, vol. 37, no. 3, pp. 424–438.
10. Chen Y.-C., Rogoff K., Rossi B. Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices? Duke University, Working Paper, 2008, no. 08-03.

11. Kantorovich G.G. [Lectures: A time series analysis]. *Ekonomicheskii zhurnal Vysshei shkoly ekonomiki = Economic Journal of the Higher School of Economics*, 2003, no. 1, pp. 79–103. (In Russ.)
12. Engle R., Granger C. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 1987, vol. 55, iss. 2, pp. 251–276.
13. Johansen S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Economic Dynamic Control*, 1988, vol. 12, iss. 2-3, pp. 231–254.
14. Engle R. Wald, Likelihood Ratio and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics. In: *Handbook of Econometrics*. Amsterdam, Elsevier Science Publishers, 1984, vol. 2, pp. 776–826.
15. Gonzalo J. Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationship. *Journal of Econometrics*, 1994, vol. 60, iss. 1-2, pp. 200–223.
16. Hubrich K. Estimation of a German Money Demand System – A Long-Run Analysis. *Empirical Economics*, 1999, vol. 24, iss. 1, pp. 77–99.