



Нефть и рубль: коллапс коинтеграции

Борис Иванович Алевин

E-mail: b.i.alekhin@gmail.com, ORCID: 0000-0002-9571-4836

Российский государственный гуманитарный университет,
Москва 125993, Российская Федерация

Аннотация

Нефть все еще дает около трети выручки России от экспорта товаров, поэтому влияние цены нефти на обменный курс рубля остается актуальной темой для российских экономистов. Инструментарий анализа временных рядов использован для проверки тезиса об ослаблении зависимости курса рубля от цены сырой нефти марки Brent. С сайта компании «ФИНАМ» получены 1095 наблюдений за 2000–2020 гг. с недельной периодичностью. Эмпирическая модель — линейная регрессия курса рубля по цене нефти. Тест Баи — Перрона обнаружил в данных три структурных сдвига, что соответствует четырем хронологическим режимам. Тест Энгла — Грэнджера на коинтеграцию установил, что переменные нестационарны во всех режимах и коинтегрированы только в третьем режиме (12.09.2011–23.10.2017). Основные причины коллапса коинтеграции в четвертом режиме (30.10.2017–28.12.2020) — 1) успешные усилия нефтедобывающих стран по стабилизации нефтяных цен, 2) сокращение российского импорта товаров и услуг, 3) жесткая монетарная политика Банка России, 4) встроенный стабилизатор обменного курса, активируемый бюджетным правилом Минфина, и 5) антироссийские санкции. Коинтеграция, как выяснилось, приходит и уходит.

Ключевые слова: нефть, рубль, корреляция, коинтеграция

JEL: E31, F31, F33

Благодарности: Автор признателен рецензенту за конструктивную критику рукописи.

Для цитирования: Алевин Б. И. Нефть и рубль: коллапс коинтеграции // Финансовый журнал. 2021. Т. 13. № 1. С. 58–74. DOI: 10.31107/2075-1990-2021-1-58-74.

© Алевин Б. И., 2021

<https://doi.org/10.31107/2075-1990-2021-1-58-74>

Oil and the Ruble: Collapse of Cointegration

Boris I. Alekhin

Russian State University for the Humanities, Moscow 125993, Russian Federation

b.i.alekhin@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0002-9571-4836>

Abstract

Oil still contributes around 30 % to Russia's commodity export earnings, therefore the impact of oil prices on Ruble's exchange rate is of current interest to Russian economists. Instruments of time series analysis were used to test a proposition that the Russian ruble's exchange rate has become less dependent on Brent crude oil price in recent years. We obtained 1,095 weekly observations for years 2000 to 2020 were obtained from FINAM company website. Our empirical model is a linear regression of the ruble's exchange rate on Brent crude oil price. The Bai-Perron test has identified three structural breaks in the data corresponding to four chronological regimes. The Engle-Granger cointegration test has found both the rate and the price to be non-stationary in all regimes while cointegration was found

only in the third regime (September 12, 2011 – October 23, 2017). The main reasons for collapse of cointegration in the fourth regime (October 30, 2017 – December 28, 2020) are 1) successful efforts by oil-producing countries to curb oil production, 2) decline in Russian import of goods and services, 3) Bank of Russia's contractionary monetary policy, 4) built-in exchange rate stabilizer activated by the budget rule, and 5) anti-Russian sanctions. Cointegration, as it turns out, comes and goes.

Keywords: oil, ruble, correlation, cointegration

JEL: E31, F31, F33

Acknowledgments: The author is grateful to the referee for constructive criticism of the manuscript.

For citation: Alekhin B.I. Oil and the Ruble: Collapse of Cointegration *Financial Journal*, 2021, vol. 13, no. 1, pp. 58–74 (In Russ.). DOI: 10.31107/2075-1990-2021-1-58-74.

© Alekhin B.I., 2021

ВВЕДЕНИЕ

«Рубль “оторвался” от нефти» — так называлась заметка в разделе «Финансы» Rambler 19 мая 2020 г.: «Российский рубль продолжил умеренный рост, несмотря на снижение нефти»¹. «Совершенно другое дело: рубль окончательно отвязался от цен на нефть... Похоже, отечественная денежная единица полностью избавилась от сырьевой зависимости», — утверждалось в комментарии «РИА Новости» 28 января 2020 г.² «Рубль отвязался от нефти, снижаясь против ее роста», — писал эксперт компании БКС Д. Бабин 25 ноября 2020 г.³

Подобные заявления не впервые характеризуют отношение курса рубля к цене нефти, которые напоминают игру в «кошки-мышки», где «кошка» — цена нашего важнейшего экспортного товара. Например, 15 августа 2017 г. первый заместитель председателя Банка России К. Юдаева отметила: «В принципе зависимость колебаний рубля от колебаний цены нефти снизилась»⁴. В марте 2019 г. рейтинговое агентство S&P Global Ratings опубликовало обзор своего кредитного аналитика К. Вартапетова. Аналитик утверждал, что «в последнее время связь валютного курса с мировыми ценами на нефть, судя по всему, нарушилась»⁵.

Цель исследования, результаты которого изложены в настоящей статье, — использовать инструментальный анализ временных рядов для проверки тезиса об ослаблении зависимости курса рубля от цены нефти⁶. Наша эмпирическая модель — уравнение линейной регрессии курса рубля по цене нефти. Первым делом нужно оценить стабильность параметров этой модели, чтобы выделить моменты «нарушения» и, если таковые имелись, назначить соответствующие им хронологические режимы (отрезки 20-летнего периода наблюдения). Далее в разрезе этих режимов следовало протестировать временные ряды

¹ URL: <https://finance.rambler.ru/markets/44207025-rubl-otvalsya-ot-nefti/>.

² URL: <https://ria.ru/20200128/1563932801.html>.

³ URL: <https://bcs-express.ru/novosti-i-analitika/rubl-otvazalsia-ot-nefti-snizhaias-protiv-ee-rosta>.

⁴ URL: <https://ria.ru/economy/20170601/1495603348.html>.

⁵ URL: <http://www.finmarket.ru/news/4959471>.

⁶ Это очередная статья из серии по данной теме. Увеличение числа наблюдений с 835 до 1095 сместило границы структурных сдвигов в данных и сделало несопоставимыми количественные оценки в этой и ранних статьях. Чтобы свести самоцитирование к минимуму, в прежних статьях остались финансовая теория вопроса, комментарии о зависимости экономики России от экспорта углеводородов, о финансировании рынка нефтяных фьючерсов и свободно плавающем рубле [см., например, Алехин Б. И., 2016а, 2016б, 2018].

на единичный корень. Этот тест давал ответ на вопрос, стационарны они или нестационарны. В случае нестационарности рядов предстояло выполнить тест на их коинтеграцию. Опровержение гипотезы отсутствия коинтеграции предполагало оценивание модели коррекции ошибок равновесия на основе нашей модели. В свою очередь модель коррекции ошибок открывала возможности для тестов причинно-следственной связи между курсом рубля и ценой нефти. Эти эконометрические рутинные процедуры позволяли узнать, в каких режимах и с какой силой цена нефти влияла на курс рубля. В коинтегрированной системе влияние — сильнейшее. В популярной юмореске М. Мюррея о коинтеграции механизм коррекции ошибок уподобляется незримой связи, которая не позволяет собаке (курсу рубля) и ее подвыпившей хозяйке (цене нефти) потерять друг друга в бесцельном блуждании по ночному городу. Каждая делает шаги навстречу, когда ощущает, что удалась чрезмерно [Murray M. P., 1994].

С теоретической точки зрения колебания цен на сырье влияют на стоимость валют стран — экспортеров сырья (СЭС) по двум хорошо документированным в литературе каналам:

— *Условия торговли.* Для СЭС рост цен на сырье означает улучшение торгового баланса и со временем удорожание их валют по отношению к доллару США, который является валютой контрактов на поставку сырья.

— *Эффект богатства.* С ростом цен на сырье богатство переходит от стран — импортеров сырья к СЭС, и валюты последних дорожают из-за растущего спроса на них со стороны международных инвесторов, стремящихся перебалансировать свои портфели активов в пользу богатееющих СЭС.

Этот результат достигается, когда сырьевые цены экзогенны по отношению к валютным курсам и последние если не полностью плавающие, то хотя бы не фиксированные. В отличие, например, от природного газа, который Россия экспортирует по контрактам, заключенным в результате двусторонних переговоров с отдельными потребителями, сырая нефть эталонной марки Brent 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*)⁷. Пространственная консолидация торговли позволяет наблюдать, как эволюционирует подлинно мировая цена Brent в ходе торгов. Эта цена служит эталоном в прайсинге двух третей международных поставок нефти. Так как отдельные поставщики нефти не могут навязывать цены глобальному рынку, колебания цены Brent являются источником экзогенных шоков, проникающих в Россию по вышеупомянутым каналам.

В 2019 г. на нефть приходилось 28,7 % российского экспорта, а на все топливно-энергетические товары — 46,3 %⁸. Крупная «нефтяная» компонента экспортной выручки России означает, что колебания цены Brent дают на сравнительный спрос на рубль, что в принципе может вызывать колебания номинальной стоимости рубля по отношению к доллару. Чтобы колебания цены Brent служили генератором легко наблюдаемых экзогенных шоков, курс рубля должен быть плавающим. До ноября 2014 г. курс рубля был, по определению Банка России, «управляемым плавающим» [Банк России, 2014, с. 20]. Регулятор не препятствовал формированию тенденций в динамике курса рубля, обусловленных действием фундаментальных макроэкономических факторов, так что курс рубля был вполне восприимчив к колебаниям цены Brent. В ноябре 2014 г. рубль перевели в режим плавающего курса, и он стал еще более уязвимым к колебаниям цены Brent.

⁷ 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 по цене Brent с дисконтом в 1–2 дол. США.

⁸ URL: <https://neftegaz.ru/news/Trading/526720>.

ОБЗОР ЭМПИРИЧЕСКИХ РЕЗУЛЬТАТОВ

Многочисленные эмпирические исследования подтверждают преимущественно одностороннюю зависимость курса валют СЭС от цены сырья. «Цена сырья — уникальный фундаментальный фактор валютного курса, ибо причинность ясна, — обобщают результаты собственной работы и работ других авторов Ю.-Ч. Чен, К. Рогофф и Б. Росси. — А когда обнаруживается, что валютный курс влияет по Грэнджеру на цену сырья, это может быть просто результатом эндогенной реакции или обратной причинности» [Chen Y.-Ch. et al., 2008, p. 6].

В. Кодер, С. Кухард и В. Миньон подсчитали, что долгосрочная эластичность реальных курсов валют СЭС равна 0,5, а для нефти — 0,3 [Coudert V. et al., 2011]. П. Кашин, Л. Кеспедес и Р. Сахай обнаружили коинтеграцию реальных цен на сырье и реальных валютных курсов только в одной трети из 58 СЭС за 1980–2002 гг. Они не утверждали, что реальные цены на сырье играют уникальную роль в курсообразовании, но смогли показать, что реальные цены — важный генератор колебаний реальных курсов валют СЭС [Cashin P. et al., 2003]. Наша статья тематически и эмпирически созвучна этой работе, а также работе М. Хабиба и М. Каламовой, которые, изучив реальные курсы валют Норвегии, России и Саудовской Аравии, обнаружили коинтеграцию цены Brent и курса рубля в 1995–2006 гг. [Habib M. M., Kalamova M. M., 2007].

Коинтеграцию курса малайзийской валюты и цен нефти, газа, каучука и пальмового масла в 1994–2017 гг. обнаружил и Ш. Батт с соавторами. Выполненный ими тест Грэнджера на парную причинность выявил двустороннюю причинно-следственную связь между валютным курсом и ценами этих товаров в долгосрочном и краткосрочном плане [Butt S. et al., 2020].

Свое обширное эмпирическое исследование, охватывающее 43 страны за 1986–2013 гг., С. Бетцер, М. Хабиб и Л. Страсса закончили так: «Наша главная находка — недоказанность систематической ревальвации валют стран — экспортеров нефти после нефтяных шоков. Частично это связано с тем фактом, что страны — экспортеры нефти... активно наращивают резервы иностранной валюты, чтобы смягчить ревальвационное давление на свои валюты... Основное значение нашей находки в том, что из-за этой популярной политики нефтяные шоки не являются важным фактором глобальной конфигурации валютных курсов» [Buetzer S. et al., 2012, p. 16].

Большинство исследований показало, что цены сырья слабо экзогенны по отношению к валютным курсам. Экзогенность цен на сырье соответствует тому факту, что эти цены формируются на конкурентных товарных рынках, с которыми нельзя договориться. Например, Чен, Рогофф и Росси, обсудив и протестировав экзогенность цен сырья по отношению к курсам валют таких СЭС, как Австралия, Канада и Новая Зеландия, отметили: «Колебания цен на мировых товарных рынках выливаются в экзогенные шоки условий торговли, которые влияют на существенную часть экспорта этих стран. Поскольку мировые цены на сырье фактически экзогенны по отношению к курсам валют стран — экспортеров сырья, наши результаты свободны от проблемы обратной причинности» [Chen Y.-Ch. et al., 2008, p. 2–3]. Этот вывод позволяет ожидать, что и в России цена Brent не просто влияет на курс рубля, но является слабо экзогенной по отношению к нему.

Дж. Бекман, Р. Кжудай и В. Арора подвергли пересмотру теоретические основы и эмпирические исследования влияния нефтяных цен на валютные курсы. По их мнению, теоретические каналы трансмиссии этого влияния указывают на двустороннюю причинность, а результаты эмпирических исследований сильно зависят от выборки, страны и эмпирической методологии. Но есть и общие паттерны: (i) сильные связи между валютными курсами и нефтяными ценами часто имеют долгосрочный характер, (ii) валютные курсы являются хорошим предсказателем нефтяных цен в краткосрочном плане и наоборот, но эффекты сильно зависят от времени [Beckmann J. et al., 2020].

АНАЛИЗИРУЕМЫЕ ДАННЫЕ И ЭМПИРИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ

С сайта компании «ФИНАМ» получены данные об официальном курсе доллара США к рублю и цене Brent за баррель с недельной периодичностью за 3.01–28.12.2020⁹. Это 1095 наблюдений. Курс доллара на очередной рабочий день публикуется Банком России по результатам торгов на местном валютном рынке. Цена Brent — это цена закрытия рынка фьючерсов на сделки с Brent на ICE Futures Europe. Тут возникают два технических неудобства. Во-первых, когда цена растет, курс в основном падает, и, во-вторых, курс выражен в рублях, цена — в долларах. Поэтому мы использовали курс рубля к доллару, например, $1/73,6921 = 0,0136$ дол., или 1,36 цента за 1 руб. на 21.12.2020. Принятый в данной работе доверительный интервал — 95 % (уровень значимости $\alpha = 0,05$), информационный критерий качества моделей — Akaike (AIC).

В нашей эмпирической модели зависимая переменная — курс рубля к доллару, а единственная независимая — цена Brent, что отражает реальное соотношение сил имеющей глобальный статус цены важнейшего сырья и курса валюты, которая не является даже региональной¹⁰. Это предельно «скупое» на переменные и математику уравнение линейной регрессии:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t, \quad (1)$$

где y_t — курс рубля в центах США (далее — рубль),

β_1 — свободный член,

x_t — цена Brent в долларах и центах (далее — нефть),

β_2 — положительный в ожидании коэффициент регрессии,

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

Первое, что нужно было сделать для ответа на вопрос, «рубль «оторвался» от нефти» или нет, — проверить стабильность параметров модели (1), чтобы выделить моменты «отрыва», если таковые существовали. Для обнаружения структурных сдвигов (брейков) в неизвестных точках использован тест Баи — Перрона в форме последовательного поиска одного брейка и сопоставления нулевой гипотезы $m = 1$ с альтернативной гипотезой $m + 1 = 2$, где m — число брейков. Поиск брейка начинается с полной выборки. Если нулевая гипотеза опровергается в пользу альтернативной, то назначается дата брейка, выборка делится по ней 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, достигнуто максимально возможное число брейков или пригодное для теста максимальное число выборочных интервалов [Bai J., Perron P., 1998].

Для теста Баи — Перрона модель (1) приобретает следующую форму:

$$y_t = \tilde{\beta}_1 + \tilde{x}'_t \tilde{\beta}_2 + u_t, \quad (2)$$

где \tilde{x}'_t — расширенный набор регрессоров, взаимодействующих с фиктивными индикаторами каждого из $(m + 1)$ хронологических режимов.

⁹ URL: <http://www.finam.ru/profile/moex-akcii/gazprom/export/>.

¹⁰ Колебания нефти, конечно, не единственная причина колебаний рубля. «Исследование Б. И. Алехина (речь здесь о предыдущих работах. — Б. А.) охватывает лишь один фактор валютного курса, но оно примечательно обилием тестов и глубоким исследованием модели... и в целом методика следует процедурам, которые используются при построении многофакторных моделей зависимости валютного курса от макроэкономических показателей», — отмечают И. Н. Митин из Банка ВТБ, И. Д. Грачев и И. В. Неволин из Центрального экономико-математического института РАН [Митин И. Н. и др., 2019, с. 181].

Тест обнаружил три ($m = 3$) статистически значимые начальные точки брейков, что соответствует четырем ($m + 1$) режимам (табл. 1). Исследование связи рубля с нефтью выполнено в разрезе этих режимов.

Таблица 1

**Структурные сдвиги по методу Бай – Перрона /
Structural breaks according to the Bai-Perron test**

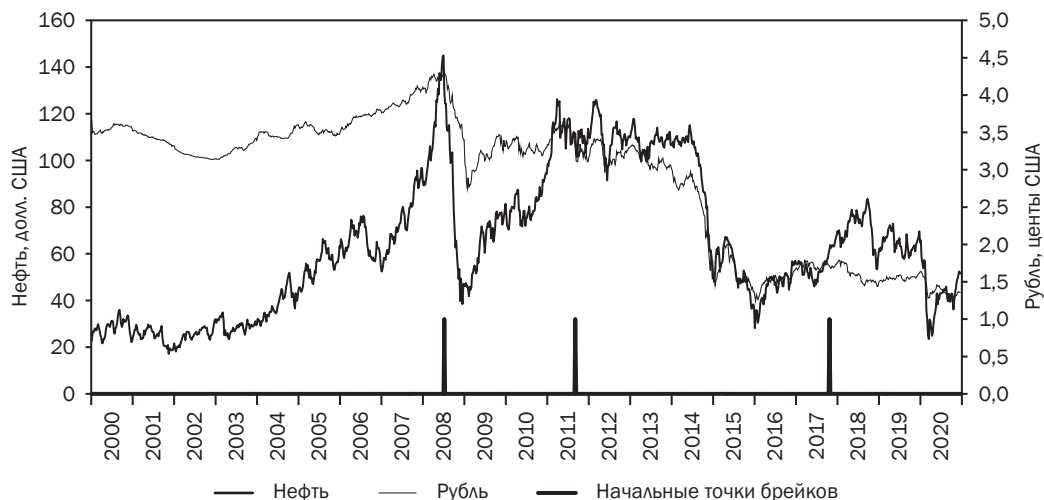
Точки брейков	Режимы с началом в точке брейка	Число наблюдений
-	03.01.2000–07.07.2008	444
14.07.2008	14.07.2008–05.09.2011	165
12.09.2011	12.09.2011–23.10.2017	320
30.10.2017	30.10.2017–28.12.2020	166

Примечание: Регрессоры, проходящие через начальные точки брейков: нефть, свободный член; усечение выборки – 15 % с начала и конца; число точек брейков – не более пяти / Note: Regressors breaking through break points: oil price, constant; sample trimming – 15 % from start to end; maximum break points allowed – 5. Источник: расчеты автора / Source: author’s estimations.

В первом режиме зависимость российской экономики от экспорта углеводородов еще не была такой сильной; рубль не испытывал на себе сильного влияния нефти, и «отрыв» был наибольшим за все 20 лет (надо помнить о разных шкалах измерения на рис. 1). Глобальный финансовый кризис 2008 г. обрушил нефть, а с ней и рубль, положив начало второму режиму. В третьем режиме отрыв заметно сократился; во второй его половине рубль будто приклеился к нефти. В четвертом режиме сила притяжения нефти уменьшилась, и с нефтяного roller-coaster рубль сошел на более пологую траекторию.

Рисунок 1

**Временные ряды с брейками /
Time series with breaks**



Источник: рассчитано автором / Source: author’s calculations.

Описательная статистика показывает, что тенденция к снижению наблюдалась у всех показателей рубля (табл. 2). Нас в первую очередь интересовала волатильность рубля, которая, как отмечали в Банке России, сократилась. Такое популярное мерило волатильности, как стандартное отклонение, было максимальным в третьем режиме, а в четвертом сократилось в семь раз, реагируя на более чем двукратное снижение стандартного отклонения нефти в этом режиме. Также снизились среднее и размах вариации рубля.

Описательная статистика / Descriptive statistics

Показатель	Режим							
	03.01.2000– 07.07.2008		14.07.2008– 05.09.2011		12.09.2011– 23.10.2017		30.10.2017– 28.12.2020	
	Нефть	Рубль	Нефть	Рубль	Нефть	Рубль	Нефть	Рубль
Среднее	46,8	0,035	82,0	0,034	80,6	0,024	59,8	0,015
Стандартное отклонение	25,7	0,003	22,5	0,003	29,4	0,007	13,9	0,001
Минимум	17,1	0,031	38,4	0,027	28,1	0,012	23,5	0,013
Максимум	145,0	0,043	126,3	0,043	126,0	0,034	83,5	0,018

Источник: расчеты автора / Source: author's estimations.

ОТ КОРРЕЛЯЦИИ К КОИНТЕГРАЦИИ: СЕНТЯБРЬ 2011 г. — ОКТЯБРЬ 2017 г.

Хотя наличие корреляции не является ни необходимым, ни достаточным условием причинности, контроль за корреляцией лежит в основе многих эвристических методов. Обнаружение причинности в системе «рубль — нефть» может быть затруднено, если корреляция меняется во времени в зависимости от состояния системы, как в данном случае. Простой коэффициент корреляции рубля и нефти оставался статистически значимым во всех режимах, но сильно варьировался от режима к режиму, достигнув в первом режиме 0,874, во втором — 0,629, в третьем — 0,982 и в четвертом — 0,700.

Как пишет математик Н. Грин в блоге для британской The Guardian «Корреляция не причинность» — «это мантра статистики, результат муштры, как на плацу, любого подающего надежды статистика»¹¹. Поэтому мы обратились к анализу временных рядов. Первым делом надо было определить то, что Дж. Бокс и Г. Дженкинс называли степенью (p) интеграции (I), или вкратце $I(p)$ рядов. Степень (p) показывает, сколько раз нужно дифференцировать ряд, чтобы он стал стационарным. Ряд $I(0)$ уже стационарный, а ряд $I(\geq 1)$ нестационарный в основном из-за наличия в нем единичного корня и, чтобы стать стационарным, должен быть дифференцирован как минимум раз.

Нестационарные ряды чреваты ложными регрессиями из-за общего (стохастического) тренда. К. Грэнджер и П. Ньюболд советовали дифференцировать ряды с целью устранения тренда и затем строить из них авторегрессионные модели распределенных лагов (ARDL), которые описывают только краткосрочные связи между переменными [Granger C. W. J., Newbold P., 1973]. Но Г. Канторович пишет: «Устранив тренд, мы, по сути, отказываемся анализировать долгосрочное поведение переменной и отрицаем возможность существования долгосрочного равновесия для нестационарных переменных типа DPS» [Канторович Г. Г., 2003, с. 79]. Как раз такой анализ был целью настоящей работы.

Если рубль и нефть нестационарны, то необходимо проверить, коинтегрированы они или нет. Коинтеграция, теорию и методологию которой предложили К. Грэнджер и Р. Энгл, — это эконометрическая концепция, имитирующая пребывание нестационарных переменных в долгосрочном равновесии¹². Коинтеграция — это когда нестационарные переменные, «разбежавшись» недалеко и ненадолго в разные стороны, возвращаются

¹¹ URL: <https://www.theguardian.com/science/blog/2012/jan/06/correlation-causation>.

¹² Экономисты понимают под равновесием равенство фактических транзакций желательным, а экономисты — любую долгосрочную связь между нестационарными переменными. Коинтеграция не требует, чтобы эту связь генерировали рыночные силы или правила поведения экономических агентов.

в равновесие в новой точке. Неизвестно, куда они направляются, но известно, что они направляются туда вместе, ибо связаны общим трендом¹³.

«Коинтеграция означает, что отклонения от равновесия стационарны с конечной дисперсией, а сами ряды нестационарны и имеют неограниченную дисперсию» [Engle R., Granger C. W. J., 1987, p. 251]. Иначе говоря, ряды $I(1)$ считаются коинтегрированными, если некая их линейная комбинация, именуемая коинтегрирующим отношением, — $I(0)$. В нашем случае это остаточный член модели (1): $u_t = y_t - \beta_1 - \beta_2 x_t$.

Для проверки коинтеграции рубля и нефти использован тест Энга — Грэнджера и модель (1). H_0 теста: коинтеграция отсутствует, альтернативная (H_a): коинтеграция в той или иной форме присутствует. Рубль и нефть признаются коинтегрированными, если они — $I(1)$, а остаточный член модели (1) — $I(0)$.

В рамках теста Энга — Грэнджера для определения $I(p)$ использован расширенный тест Дики — Фуллера (ADF-тест) с H_0 : ряд содержит единичный корень. Он выдает t -статистику коэффициента (φ) следующей авторегрессии, оцененной методом наименьших квадратов (МНК):

$$\Delta y_t = \mu_t + \varphi y_{t-1} + \sum_{t=1}^k \gamma_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

где Δ — оператор разности, μ_t — набор детерминированных компонент, k — порядок лагов, а $\sum_{t=1}^k \gamma_t \Delta y_{t-1}$ — сумма коэффициентов γ при лагированной до k первой разности y_t .

ADF-тест выполнялся, начиная с максимального лага, до тех пор, пока на каком-то лаге t -статистика не удовлетворяла АИС. Если выделенная таким образом t -статистика меньше критического значения, которое равно $-2,879$ для теста с константой ($\mu_t = const$) в уравнении (3), то H_0 опровергалась в пользу гипотезы стационарности. При положительной t -статистике H_0 подтверждалась «не глядя». Только во втором режиме и только рубль оказался стационарным (табл. 3).

Затем получена МНК-оценка параметров модели (1) и выполнен ADF-тест единичного корня в ее остатках. Только в третьем режиме t -статистика меньше критических $-2,879$. Рубль и нефть признаны коинтегрированными в третьем режиме, потому что здесь они — $I(1)$, а остаточный член модели (1) — $I(0)$.

Таблица 3

**t-статистика теста Энга — Грэнджера на коинтеграцию /
t-statistic for the Engle-Granger cointegration test**

Параметр	03.01.2000– 28.12.2020	Режим			
		03.01.2000– 07.07.2008	14.07.2008– 05.09.2011	12.09.2011– 23.10.2017	30.10.2017– 28.12.2020
Рубль	-0,449	1,906	-3,495	-0,820	-1,328
Нефть	-2,352	1,533	-1,629	-0,914	-1,564
Остатки	-0,247	-2,269	-2,460	-3,111	-1,745

Примечания: Детерминированные компоненты: константа; максимальный лаг для каждого режима — кубический корень из числа наблюдений в режиме; критические значения — по Дж. МакКиннону [MacKinnon J., 2010] / Notes: Deterministic components: a constant; maximum lag for each regime is the cube root of a number of observations; MacKinnon critical values [MacKinnon J., 2010].

Источник: расчеты автора / Source: author's estimation.

¹³ Тесно коррелированные переменные часто коинтегрированы и наоборот. Одна симуляция с 1000 повторами показала, что, когда две переменные коинтегрированы, простой коэффициент корреляции всегда больше 0,6, а когда они — независимые процессы, лишь в 28 % случаев коэффициент меньше $-0,6$ или больше 0,6.

В третьем режиме модель (1) — коинтегрирующее уравнение, которое можно оценить методом канонической коинтегрирующей регрессии, методом полностью модифицированного МНК или методом динамического МНК, чтобы узнать «разрешающую способность» модели. Выбран последний, так как он дал наименьшую ошибку регрессии (в скобках — стандартные ошибки):

$$y_t = 0,355 + 0,025x_t, R^2 = 0,964, d = 0,253 \\ (0,051) (0,000)$$

Положительная эластичность рубля по нефти равна 0,025 цента. Судя по скорректированному коэффициенту детерминации (R^2), модель «объясняет» 96 % вариации рубля в третьем периоде. R^2 намного больше статистики Дарбина — Уотсона (d). «Самый экстремальный пример, с которым мы столкнулись, — это уравнение с $R^2 = 0,990$ и $d = 0,093$, — отмечали К. Грэнджер и П. Ньюболд. — Мы предлагаем считать всецело ложными гораздо менее экстремальные регрессии... Высокий R^2 при низкой d , указывающей на сильную автокорреляцию остатков, не свидетельствует о подлинной связи» [Granger C. W. J., Newbold P., 1973, p. 111, 117].

Классики имели в виду некоинтегрированные системы с единичным корнем в остатках, который вызывает высокий R^2 и низкую d , а с ними и высокую значимость коэффициентов регрессии. После открытия коинтеграции появился критерий выбраковки ложных регрессий: регрессия, составленная из коинтегрированных переменных, такая как регрессия (1), безупречна, а в остальных случаях надо выяснить, основана ли регрессия на реальной причинности, позволяющей считать ее подлинной¹⁴.

Главное свойство коинтегрированных переменных заключается в том, что их краткосрочная динамика находится под влиянием масштаба любого отклонения от долгосрочного равновесия. В конце концов, если система должна вернуться в равновесие, то движение хотя бы некоторых ее элементов должно реагировать на магнитуду дисбаланса. Модель (1), являясь коинтегрирующим уравнением, подчеркивает долгосрочное равновесие.

Но, как показали Грэнджер и Энгл, коинтегрированную систему можно представить в виде модели коррекции краткосрочных отклонений от долгосрочного равновесия, которая описывает динамический процесс ликвидации дисбаланса. «Идея проста — часть дисбаланса, возникшего в одном периоде, устраняется в следующем периоде... В системе двух переменных типичная модель коррекции ошибок увязывает изменение одной переменной с прошлыми ошибками равновесия и прошлым изменением обеих переменных» [Engle R., Granger C. W. J., 1987, p. 254]. С двумя переменными, одним лагом для всех регрессоров и лагированным рублем в правой части динамическая векторная модель коррекции ошибок (VECM) имеет следующую форму:

$$\Delta y_t = \varphi_{10} + \varphi_{11}\Delta x_{t-1} + \varphi_{12}\Delta y_{t-1} + \gamma(y - kx)_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.1)$$

$$\Delta x_t = \varphi_{20} + \varphi_{21}\Delta y_{t-1} + \varphi_{22}\Delta x_{t-1} + \delta(y - kx)_{t-1} + \epsilon'_t \quad (4.2)$$

где каждое уравнение — ARDL;

выражение в скобках — коинтегрирующее отношение (отклонение от равновесия на прошлой неделе вследствие шока регрессоров;

Δ — оператор разности;

¹⁴ Проверка на автокорреляцию и другие традиционные диагностические тесты модели (1) не выполняются, так как единственный вопрос в этом случае — стационарны остатки или нет.

γ и δ — коэффициенты коррекции ошибок (скорость восстановления) равновесия; должны быть меньше отрицательной единицы, больше нуля и статистически значимыми, чтобы равновесие восстановилось;

ϵ_t и ϵ'_t — остатки регрессии.

В отличие от корреляции коинтеграция удостоверяет наличие хотя бы односторонней причинно-следственной зависимости. Теория и опыт СЭС подсказывают, что в третьем режиме рубль и нефть должны были играть разные роли в динамическом процессе восстановления равновесия. Либо нефть как эндогенная переменная должна была пройти свою часть пути к равновесию, а эндогенный рубль — свою, либо она — слабо экзогенная переменная и как таковая не должна была реагировать на любые отклонения системы от равновесия, а вся «ответственность» за ликвидацию дисбаланса лежала бы на рубле. Нефть являлась бы автономной движущей силой всей системы.

В связи с этим выполнен тест Грэнджера на парную причинность / блок экзогенность [Granger C. W. J., 1969]. H_0 теста: исключенный регрессор или весь блок регрессоров 1) не соотносится с зависимой переменной как причина со следствием и 2) не может рассматриваться как экзогенная величина. Значимость исключения проверяется тестом Вальда. В VECM тест предусмотрен только для стационарных (Δ) регрессоров.

Исключив нефть из уравнения (4.1), т. е. приравняв ее к нулю, мы обнаружили, что X^2 -статистика теста Вальда равна 13,4547 при $p = 0,000$. H_0 уверенно опровергнута, и нефть можно считать слабо экзогенной переменной по отношению к системе (4). Исключение рубля из уравнения (4.2) дало $X^2 = 0,0003$ и $p = 0,985$. Изменение рубля не было причиной изменения нефти в третьем режиме, и рубль нельзя считать слабо экзогенной переменной.

Также выполнен тест Энгла [Engle R., 1984] с H_0 : нефть слабо экзогенна по отношению к системе (4). Тест состоит в том, чтобы, приравняв коинтегрирующий коэффициент (γ) к нулю, исключить параметр коррекции ошибок из уравнения (4.1) и определить значимость этого исключения тестом отношения правдоподобия (LR). Если X^2 -статистика больше критических 3,840, то H_0 опровергается. Поскольку $X^2 = 1,055$, что намного меньше критического значения, нефть признана слабо экзогенной по отношению к системе (4), для описания связи рубля с нефтью уравнение (4.2) не требуется.

А уравнение (4.1) показывает, что эластичность перворазностного рубля (Δy_t) по уровневой нефти (x) равна $-0,0003$ цента со стандартной ошибкой $-0,000$. Корректирующий коэффициент (γ) равен $-0,023$, имеет правильный знак, но почти равен своей стандартной ошибке, что указывает на слабый или неработающий механизм восстановления равновесия после шока нефти на прошлой неделе. Что касается качества модели (4), гипотезы отсутствия в ее остатках серийной корреляции и гетероскедастичности на лаге 2 не опровергнуты: соответственно, LRE -статистика равна 5,348 при $p = 0,253$ и $X^2 = 19,512$ при $p = 0,361$.

КОРРЕЛЯЦИЯ БЕЗ КОИНТЕГРАЦИИ: НОЯБРЬ 2018 г. — ДЕКАБРЬ 2020 г.

Отсутствие коинтеграции нестационарных рубля и нефти в четвертом режиме предписывало, как отмечалось выше, приведение их к стационарному виду путем взятия первой разности и МНК-оценивание ARDL-модели¹⁵:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta x_{t-1} + \beta_3 \Delta x_{t-2} + \beta_4 \Delta y_{t-1} + u_t. \quad (5)$$

Как показали Грэнджер и Ньюболд, для процессов $I(1)$ выделение тренда не решает проблемы ложной корреляции. Но у модели (5) R^2 намного меньше d , следовательно,

¹⁵ ARDL-модель — это уравнение (4.1) без параметра коррекции ошибок и с двумя лагами для нефти.

по критерию Гранджера — Ньюболда она не является ложной. МНК-оценивание дало ожидаемые результаты: судя по F -статистике, модель (5) адекватна, объясняет 13 % вариации недельных приращений рубля и демонстрирует положительную эластичность этих приращений по приращениям нефти (табл. 3). Стандартные диагностические тесты показали, что модель (5) соответствовала линейной регрессии (Ramsey), имела остатки без автокорреляции (Breusch-Godfrey) и «пучков волатильности» (Engle), не претерпела изменений в параметрах (CUSUM) и брейка в июне 2019 г. (Quandt).

Таблица 4

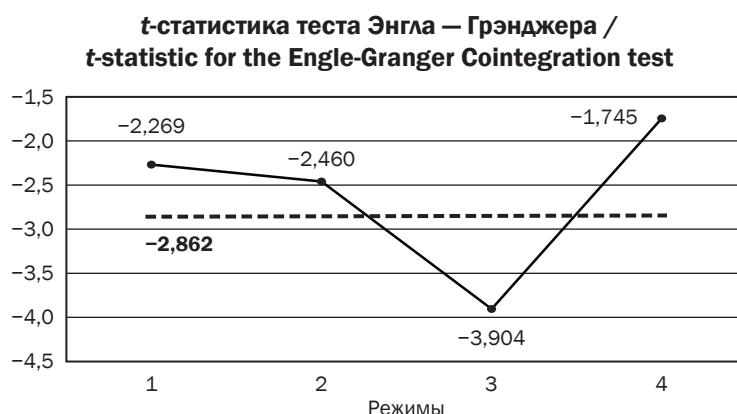
Оценки параметров модели (5) / Model (5) parameter estimates

Параметры	Коэффициент	Стандартная ошибка	P -значение
Const	-0,00191	0,00065	0,312
Δx_{t-1}	0,00311	0,00065	0,000
Δx_{t-2}	0,00123	0,00067	0,067
Δy_{t-1}	-0,08047	0,08168	0,326
R^2	0,133	-	-
F	9,295	-	0,000
d	1,960	-	0,399
Диагностические тесты			
Ramsey (квадраты)	$F = 1,718$		0,192
Breusch-Godfrey до лага 1	$LMF = 1,047$		0,308
Engle до лага 1	$LM = 0,752$		0,386
Quandt	$X^2 = 7,032$		0,724
CUSUM	$t = -0,612$		0,541

Источник: расчеты автора / Source: author's estimation.

Для большей наглядности динамики отношений рубля с нефтью построен график t -статистики остатков коинтегрирующего уравнения (табл. 3). Чем меньше t , тем ближе опровержение гипотезы отсутствия коинтеграции. Гипотеза опровергается, когда t меньше своего критического значения (-2,862). Опровержение произошло в третьем режиме, а в четвертом, как в первом и втором, рубль и нефть были независимыми $I(0)$ процессами (рис. 2).

Рисунок 2



Источник: рассчитано автором / Source: author's calculations.

В четвертом режиме коинтеграция не обнаружена в 2018–2020 гг. Более того, в 2020 г. рубль и нефть были вполне стационарными (p для t -статистики ADF-теста меньше 0,05). Гипотеза отсутствия корреляции (в уровнях) не опровергнута в 2018 и 2019 гг.,

но убедительно опровергнута в 2020 г., где простой коэффициент корреляции близок к положительной единице (табл. 5). В некоинтегрированных системах тесная корреляция встречается реже, чем в коинтегрированных.

Таблица 5

t-статистика теста Энгла — Гранджера на коинтеграцию и простой коэффициент корреляции / t-statistic for the Engle-Granger cointegration test and simple correlation coefficient

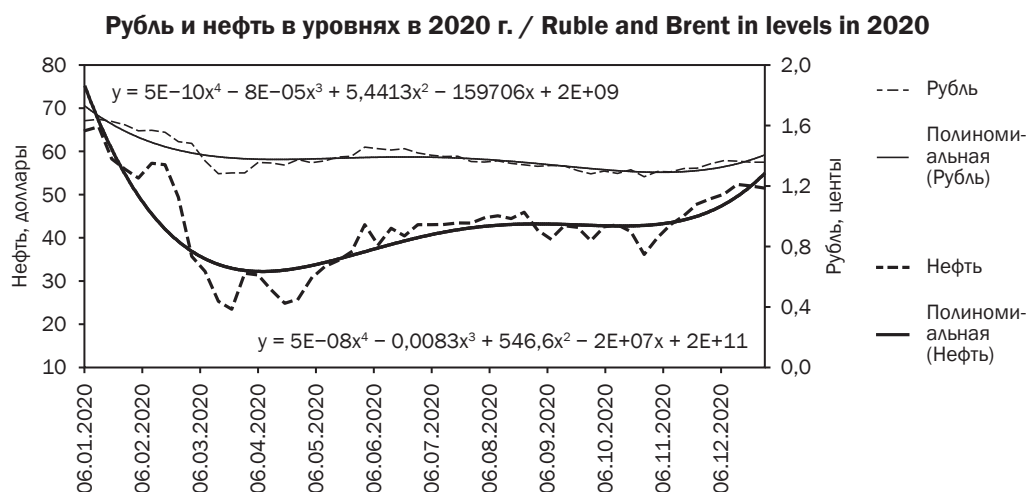
Переменная	Годы		
	2018	2019	2020
Рубль	-1,403 (0,582)	-1,738 (0,411)	-2,903 (0,044)
Нефть	-1,430 (0,569)	-2,426 (0,134)	-2,763 (0,063)
Остатки	-1,341 (0,818)	-1,412 (0,795)	-1,049 (0,892)
Простой коэффициент корреляции	-0,082 t = -0,584 (0,561)	0,223 t = 1,620 (0,111)	0,926 t = -17,344 (0,000)

Примечания: Детерминированные компоненты: константа; число лагов — 1; в скобках — p-значение / Notes: Deterministic components: a constant; lag number — 1; p values in parentheses.

Источник: расчеты автора / Source: author's estimation.

Коинтеграция — это о долгосрочном равновесии нестационарных переменных, а корреляция фиксирует близость краткосрочных отношений между любыми переменными. Весьма тесная корреляция нередко наблюдается в некоинтегрированных системах. Поэтому отсутствие коинтеграции не означало конца корреляции. В 2020 г. знаки членов полиномиальных трендов рубля и нефти одинаковы, а простой коэффициент корреляции равен 0,683 и значим ($p(t = 6,683) = 0,000$) (рис. 3). С точки зрения корреляции слова эксперта «Рубль отвязался от нефти, снижаясь против ее роста» неверны, но они созвучны переходу остатков модели (1) в нестационарное состояние.

Рисунок 3

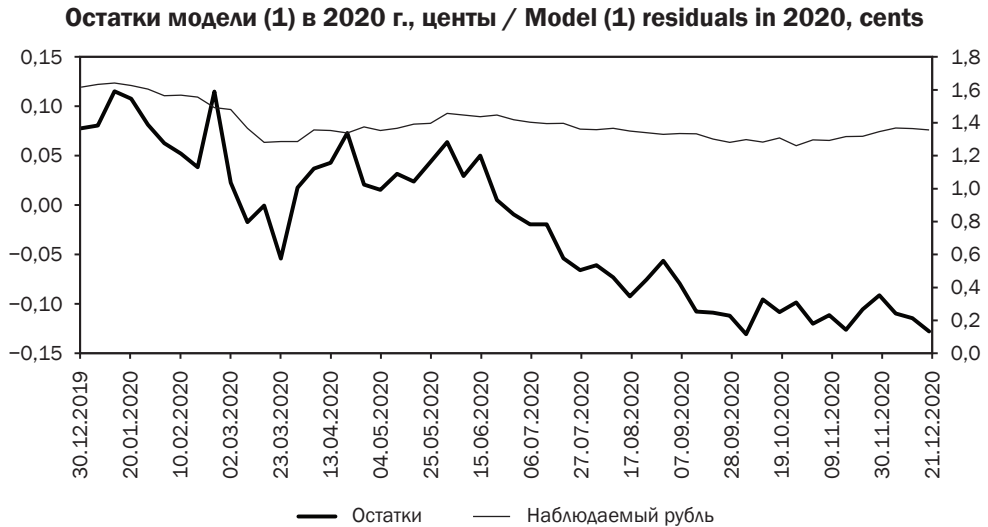


Источник: рассчитано автором / Source: author's calculations.

В коинтегрированной системе, где переменные имеют общий стохастический тренд, остатки коинтегрирующего уравнения стационарны. Они редко и недалеко отходят от нуля (своего математического ожидания) и часто пересекают нулевую линию. Иначе говоря, у переменных короткая память на внешние шоки. Их средние и дисперсии не зависят от времени, потому что шоки не сохраняются в памяти и стохастический тренд не возникает.

Когда переменные некоинтегрированы, их нестационарные остатки надолго и намного отходят от нуля и редко пересекают нулевую линию. Каждый шок сохраняется в памяти переменных, образуя стохастический тренд, который толкает их (до очередного шока) все дальше от среднего уровня, и концепция долгосрочного равновесия теряет практический смысл. Такую картину мы видим на графике остатков модели (1) в 2020 г. В году 52 недели, но остатки только трижды пересекли нулевую линию, увлекаемые вниз стохастическим трендом от наблюдаемого рубля (рис. 4).

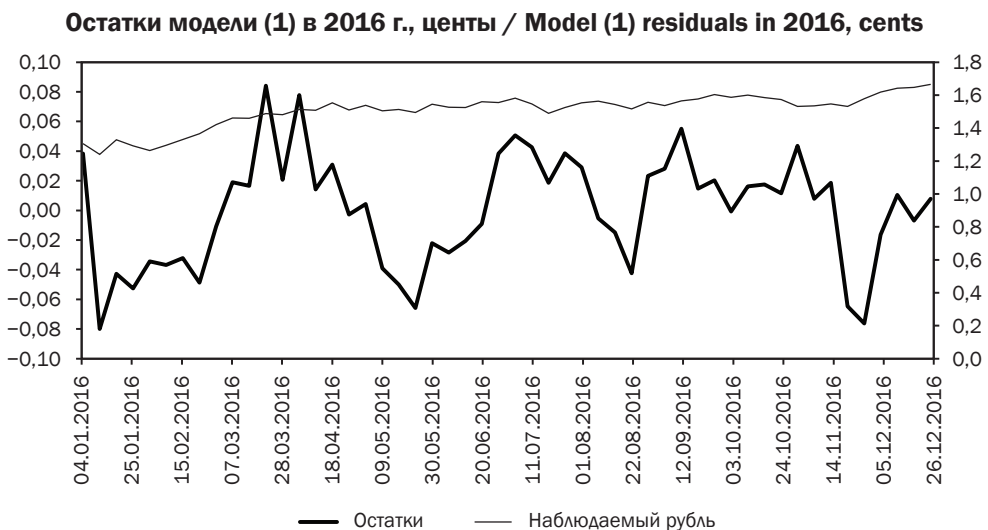
Рисунок 4



Источник: рассчитано автором / Source: author's calculations.

Для сравнения взят 2016 г. из третьего режима, где обнаружена коинтеграция. Прodelав 13 пересечений, остатки возвращались к своему среднему значению. Они тесно «прижаты» к нулю, меняясь в симметричном диапазоне от 0,08 до -0,08 цента, тогда как в 2020 г. максимум был около 0,15 цента, а минимум – около -0,10 цента.

Рисунок 5



Источник: рассчитано автором / Source: author's calculations.

Каковы политико-экономические причины распада коинтеграции в четвертом режиме? Начать с того, что успешные усилия стран — экспортеров нефти, включая Россию, привели в декабре 2016 г. к заключению Венского соглашения о добыче нефти, которое в ноябре 2017 г. было продлено до конца 2018 г. В декабре 2018 г. договорились о дальнейшем снижении добычи нефти, а в декабре 2019 г. — еще об одном. В результате удалось более или менее стабилизировать нефть, пока не наступил «ковидный» 2020-й.

Коронавирусная пандемия среди прочего вызвала сокращение мирового спроса на нефть. С 69,93 долл. США в среднем за неделю с 23 января 2019 г. нефть упала до 23,48 долл. США в среднем за неделю с 23 марта 2020 г. Свой «вклад» внесла и затеянная Саудовской Аравией ценовая война. В апреле Венское соглашение было продлено еще на два года (до 1 мая 2022 г.). Нефть настолько стабилизировалась, что ADF-тест признал ее в 2020 г. почти стационарной (табл. 4). Рубль тоже оказался стационарным, а коинтеграция двух переменных, из которых хотя бы одна стационарная, невозможна.

Пока участники нефтяного рынка пытались стабилизировать цены, ограничивая предложение нефти, набирали силу другие факторы курсообразования. Низкая инфляция и высокая ключевая ставка Банка России стимулировали приток иностранного капитала для портфельных инвестиций, а с ним и рост спроса на рубль. Растущий рубль «отрывался» от стабилизированной нефти. Экс-глава Международного валютного фонда К. Лагард отмечала, что рубль в результате приобретает фундаментальную устойчивость и иностранные инвесторы активнее вкладываются в российские ценные бумаги¹⁶. Так, в марте 2015 г. доля нерезидентов в номинальной стоимости облигаций федерального займа равнялась 18 %, а в марте 2020 г. — 32 %¹⁷. Рост спроса нерезидентов на российские рублевые активы укреплял рубль, пока не пришел коронавирус.

Ослабляла связь рубля с нефтью в четвертом режиме и внешняя торговля. Импорт товаров и услуг почти непрерывно сокращался в 2017–2018 гг., рос в первые три квартала 2019 г. и обрушился в первые два квартала 2020 г. [Банк России, 2020, с. 5]. Спрос на американскую валюту для оплаты импорта имел тенденцию к сокращению. С конца 2017 г. до конца 2018 г. рубль упорно «отвязывался» от нефти. Разительный контраст с динамикой в третьем квартале (рис. 1).

Далее можно отметить такой встроенный стабилизатор рубля, как введенное Минфином в 2018 г. бюджетное правило, которое предписывает покупать иностранную валюту для Фонда национального благосостояния (ФНБ) за счет нефтегазовых доходов, полученных при нефти выше 40 долл. США (с индексацией на 2 % в год), и тем самым ослабляет влияние нефти на рубль. В 2018–2020 гг. ФНБ трижды крупно пополнялся американской валютой, а списания были сравнительно невелики, так что остаток на счете ФНБ в Банке России сильно подрос (рис. 6)¹⁸.

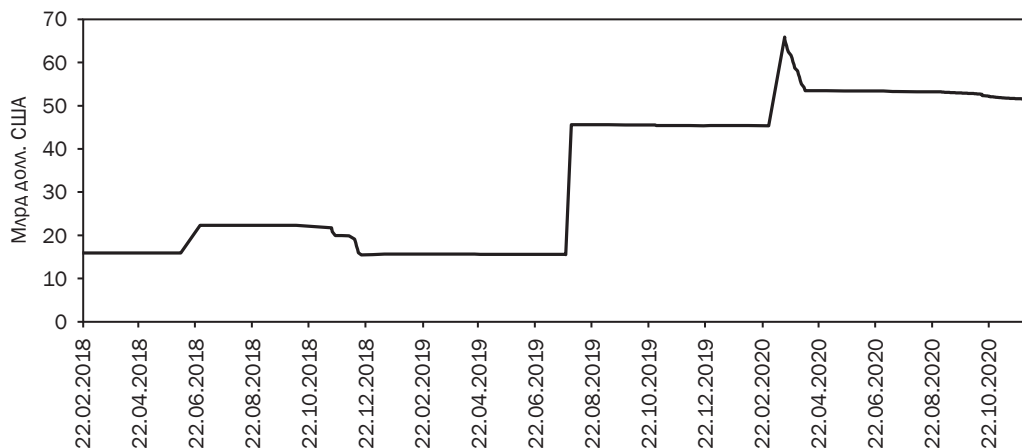
Наконец, антироссийские санкции тоже расшатывали связь рубля с нефтью, нарушая работу вышеупомянутых каналов влияния нефти на рубль. В частности, они ослабляли эффект богатства тем, что вызывали отток капитала из России, когда нефть дорожала и Россия богатела. Вместо перебалансировки инвестиций в пользу богатеей России международные инвесторы ставили свою экспансию в России на паузу или даже выводили капиталы из России, ослабляя тем самым спрос на рубль.

¹⁶ URL: <https://ria.ru/20200128/1563932801.html>.

¹⁷ URL: http://cbr.ru/statistics/?Prtd=sec_st; <https://www.nsd.ru/publications/press-relizy/nrd-nachal-publikatsiyu-doli-investitsiy-nerezidentov-v-ofz/>.

¹⁸ URL: <https://minfin.gov.ru/ru/performance/nationalwealthfund/statistics/balances/2020/>.

Остаток по счету Федерального казначейства в Банке России по учету средств Фонда национального благосостояния, млрд долл. США / The Federal Treasury's account balance in the Bank of Russia, billions of US dollars



Источник: рассчитано автором / Source: author's calculations.

Например, санкции против RUSAL в апреле 2018 г. и предложения по дополнительным санкциям в августе того же года привели к оттоку капитала на фоне роста нефти. Если бы не санкции, прямых иностранных инвестиций в России было бы больше.

Эти процессы освободили рубль от коинтегрирующих «объятий» нефти. Разрыв между рублем и нефтью, образующий остатки модели (1), расширился настолько (рис. 1), что тест Энга — Грэнджера зафиксировал переход остатков из стационарного состояния в нестационарное, а с ним и конец коинтеграции.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Анализ временных рядов за последние 20 лет показал, что в третьем режиме (12.09.2011–23.10.2017) положительная корреляция рубля и нефти сочеталась с коинтеграцией. Коинтеграция повысила корреляцию, но главное в том, что рубль оказался в долгосрочной, равновесной зависимости от нефти, и любое отклонение от равновесия вынуждало его возвращаться в коинтегрирующие «объятия» нефти. Таков был статус слабо экзогенной нефти в этой паре. В четвертом режиме (30.10.2017–28.12.2020) рубль действительно «оторвался» от нефти в том смысле, что их коинтеграция распалась. Перефразируя М. Мюррея, можно сказать, что собака потерялась, потому что она и ее подвыпившая хозяйка утратили механизм восстановления долгосрочной взаимосвязи. Сказались успешные усилия нефтедобывающих стран по стабилизации нефтяных цен, сокращение российского импорта, жесткая монетарная политика Банка России, встроенный стабилизатор обменного курса, активируемый бюджетным правилом Минфина, и антироссийские санкции. Коинтеграция, как выяснилось, приходит и уходит. Но собаку могут найти и вернуть хозяйке.

Список источников

- Алехин Б. И. Рубль и нефть: скованные одной цепью // Финансовая аналитика: проблемы и решения. 2016а. № 16. С. 2–19.
- Алехин Б. И. Американские горки российского рубля // Финансовая аналитика: проблемы и решения. 2016b. № 23. С. 2–24.
- Алехин Б. И. Американские горки российского рубля — II // Финансовая аналитика: проблемы и решения. 2018. № 2. С. 154–169.
- Канторович Г. Г. Анализ временных рядов // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2003. № 1. С. 79–103.
- Митин И. Н., Грач И. Д., Неволин И. В. Статистическое исследование связи между инструментами денежно-кредитной политики // Экономический анализ: теория и практика. 2019. № 1. С. 179–196.
- Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2015 год и период 2016 и 2017 годов / Центральный банк Российской Федерации, 2014.
- Платежный баланс России. № 3 (5). III квартал 2020 года / Банк России, 15 октября 2020 г. URL: http://www.cbr.ru/collection/collection/file/29364/balance_of_payments_2020-03_5.pdf.
- Bai J., Perron P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes // *Econometrica*. 1998. Vol. 66. No. 1. P. 47–78.
- Beckmann J., Czudaj R. L., Arora V. The relationship between oil prices and exchange rates: Revisiting theory and evidence // *Energy Economics*. 2020. Vol. 88 (C). URL: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104772>.
- Buetzer S., Habib M., Stracca L. Global Exchange Rate Configuration. Do Oil Shocks Matter? / European Central Bank, Working Paper Series No. 1442. June 2012.
- Butt S., Ramakrishnan C., Loganathan N. et al. Evaluating the exchange rate and commodity price nexus in Malaysia: evidence from the threshold cointegration approach // *Financial Innovation*. 2020. Vol. 6. Article number: 22.
- Cashin P., Céspedes L. F., Sahay R. Commodity currencies and the real exchange rate / Central Bank of Chile. Working Paper No. 236, 2003.
- Chen Y.-Ch., Rogoff K., Rossi B. Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices? / NBER Working Paper No. 13901, 2008. URL: <https://doi.org/10.3386/w13901>.
- Coudert V., Couharde C., Mignon V. Does Euro or Dollar Pegging Impact the Real Exchange Rate? The Case of Oil and Commodity Currencies // *The World Economy*. 2011. Vol. 34 (9). P. 1557–1592.
- Engle R. Wald, Likelihood Ratio and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics / *Handbook of Econometrics*. Vol. II. Ed. by Z. Griliches and M. D. Intriligator. Amsterdam: Elsevier Science Publ., 1984.
- Engle R., Granger C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // *Econometrica*. 1987. Vol. 55. Iss 2. P. 251–276.
- Granger C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods // *Econometrica*. 1969. Vol. 37. Iss. 3. P. 424–438.
- Granger C. W. J., Newbold P. Spurious Regressions in Econometrics / University of Nottingham, England. May 1973.
- Habib M. M., Kalamova M. M. Are There Oil Currencies? The Real Exchange Rate of Oil Exporting Countries / ECB Working Paper series No. 839. December 2007.
- MacKinnon J. Critical Values for Cointegration Tests / Queen's Economics Department Working Paper No. 1227, 2010.
- Murray M. P. A Drunk and Her Dog: An Illustration of Cointegration and Error Correction // *The American Statistician*. 1994. Vol. 48. No. 1. P. 37–39.

References

- Alekhin B.I. (2016a). Oil and the Russian Ruble: Two Links of the Same Chain. *Finansovaia Analitika: Problemy i Reshenia — Financial Analytics: Problems and Solutions*, no. 16. pp. 2–19 (In Russ.).
- Alekhin B.I. (2016b). A Roller Coaster Ride for the Russian Ruble. *Finansovaia Analitika: Problemy i Reshenia — Financial Analytics: Problems and Solutions*, no. 23. pp. 2–24 (In Russ.).
- Alekhin B.I. (2018). A Roller Coaster Ride for the Russian Ruble. Part 2. *Finansovaia Analitika: Problemy i Reshenia — Financial Analytics: Problems and Solutions*, vol. 11, no. 2, pp. 154–169 (In Russ.).
- Bai J., Perron P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, vol. 66, no. 1, pp. 47–78.
- Bank of Russia (2014). Main Directions for a Unified State Monetary Policy in 2015 and in 2016–2017 (In Russ.).
- Bank of Russia (2020). Russia's Balance of Payments, no. 3 (5). 3rd quarter 2020 (In Russ.). Available at: http://www.cbr.ru/collection/collection/file/29364/balance_of_payments_2020-03_5.pdf.
- Beckmann J., Czudaj R.L., Arora V. (2020). The relationship between oil prices and exchange rates: Revisiting theory and evidence. *Energy Economics*, vol. 88. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104772>.

- Buetzer S., Habib M., Stracca L. (2012). Global Exchange Rate Configuration. Do Oil Shocks Matter? European Central Bank, Working Paper Series No. 1442, June.
- Butt S., Ramakrishnan C., Loganathan N. et al. (2020). Evaluating the exchange rate and commodity price nexus in Malaysia: evidence from the threshold cointegration approach. *Financial Innovation*, vol. 6, no. 22.
- Cashin, P., Céspedes L.F., Sahay R. (2003). Commodity currencies and the real exchange rate. Central Bank of Chile, Working Paper No. 236, 2003.
- Chen Y.-Ch., Rogoff K., Rossi B. (2008). Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices? NBER Working Paper No. 13901.
- Coudert V., Couharde C., Mignon V. (2011). Does Euro or Dollar Pegging Impact the Real Exchange Rate? The Case of Oil and Commodity Currencies. *The World Economy*, 2011, vol. 34 (9), pp. 1557–1592.
- Engle R. (1984). 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 Publ., pp. 776–826.
- Engle R., Granger C.W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, vol. 55, iss. 2, pp. 251–276.
- Granger C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, vol. 37, iss. 3, pp. 424–438.
- Granger C.W.J., Newbold P. (1973). Spurious Regressions in Econometrics, University of Nottingham, England.
- Habib M.M., Kalamova M.M. (2007). Are There Oil Currencies? The Real Exchange Rate of Oil Exporting Countries. ECB Working Paper series, no. 839, December.
- Kantorovich G.G. (2003). Time Series Analysis. *Jurnal Vysshei Shkoly Ekonomiki – HSE Economic Journal*, no. 1, pp. 79–103 (In Russ.).
- MacKinnon J. (2010). Critical Values for Cointegration Tests. Queen's Economics Department Working Paper No. 1227.
- Mitin I.N., Grachev I.D., Nevolin I.V. (2019). Statistical Investigation into Relations Between the Monetary Policy Tools. *Ekonomicheskii Analiz: Teoria i Praktika – Economic Analysis: Theory and Practice*, vol. 18, iss. 1, pp. 179–196 (In Russ.).
- Murray M.P. (1994). A Drunk and Her Dog: An Illustration of Cointegration and Error Correction. *The American Statistician*, vol. 48, no. 1, pp. 37–39.

Информация об авторе

Борис Иванович Алехин, доктор экономических наук, профессор кафедры финансов и кредита Российского государственного гуманитарного университета, г. Москва

Information about the author

Boris I. Alekhin, Doctor of Economic Sciences, Professor, Department of Finance and Credit, Russian State University for the Humanities, Moscow

Статья поступила в редакцию 13.01.2021
Одобрена после рецензирования 04.02.2021
Принята к публикации 15.02.2021

Article submitted Jan 13, 2021
Approved after reviewing Feb 4, 2021
Accepted for publication Feb 15, 2021