

АНАЛИЗ ХАРАКТЕРА ПРИЧИННО-СЛЕДСТВЕННОЙ СВЯЗИ МЕЖДУ ДИНАМИКОЙ ЦЕН НА НЕФТЬ И ИНДЕКСОМ РТС

Александр Владимирович БОГУЧАРСКОВ

аспирант департамента финансовых рынков и банков,
Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации, Москва, Российская Федерация
bogucharskov92@mail.ru

История статьи:

Принята 06.03.2017
Принята в доработанном виде 20.03.2017
Одобрена 04.04.2017
Доступна онлайн 15.05.2017

УДК 336.7

JEL: G17

<https://doi.org/10.24891/fc.23.17.1003>

Аннотация

Предмет. Нелинейная коинтеграция между ценой на нефть марки Brent и российским долларовым индексом РТС в период с 01.02.2006 по 01.02.2017.

Цели. Изучение влияния международных цен на нефть на российский рынок акций, а также обнаружение возможных структурных изменений в зависимости двух переменных.

Методология. Был применен тест на пороговую коинтеграцию Грекори–Хансена, чтобы исследовать возможные эндогенные сдвиги и нелинейную взаимосвязь между индексом РТС и ценой на нефть. Для того чтобы получить более полное представление о долговременной связи между динамикой российского рынка акций и нефти марки Brent, тесты на коинтеграцию были применены на трех периодах: с 01.02.2006 по 31.02.2009, с 11.01.2010 по 31.07.2014, и с 01.08.2014 по 01.02.2017. Для тестирования коинтеграционного отношения цен на нефть и индекса РТС были применены предложенные А. Грекори и Б. Хансеном модифицированные ADF^* , Z_a^* и Z_t^* тесты. В эмпирическом исследовании также используется версия теста Грейнджа Тода–Ямamoto, представляющая модифицированный тест Вальда, для выявления причинно-следственной связи между динамикой нефти и индекса РТС, после которой можно судить о направленности влияния между переменными.

Результаты. Используемые в работе тесты выявили структурные сдвиги в динамике переменных и показали возросшую зависимость между динамикой российского рынка акций и ценой на нефть после финансового кризиса 2008–2009 гг.

Область применения результатов. Результаты исследования могут быть применены для моделирования факторных зависимостей российского рынка акций.

Выводы. Влияние динамики международной цены на нефть и других значимых факторов должно браться в расчет при принятии инвестиционных решений и в целом для формирования финансовой политики государства.

Ключевые слова: индекс РТС, нефть Brent, тест Грекори–Хансена, тест Тода–Ямamoto

Сегодня Россию причисляют к списку самых могущественных нефтяных держав. Сырая нефть является вторым по величине источником поставок первичной энергии в России после природного газа. Влияние изменения цен сырой нефти на доходность акционерного капитала уже давно находится под пристальным вниманием инвесторов, политиков и исследователей. По большинству количественных показателей емкости российский фондовый рынок занимает место во второй пятерке развивающихся стран. По ряду качественных показателей он вышел в лидеры среди развивающихся рынков. Вместе с тем по многим другим качественным показателям (ликвидность рынка, дивидендная доходность, количество

торгуемых компаний и т.д.) сохраняется значительное отставание от ведущих развивающихся рынков и тем более – от развитых рынков. Российский фондовый рынок демонстрирует основные отличительные черты, присущие большинству развивающихся рынков, в особенности отмечается наличие сильной зависимости от цен на экспортируемое сырье.

Многие участники рынка называют влияние нефтяных котировок на российский фондовый рынок существенным. Нефтегазовый сектор составляет около 50% удельного веса в индексе РТС, поэтому влияние динамики международной цены на нефть должно браться в расчет при принятии

инвестиционных решений и в целом для всей финансовой политики государства. Теоретически повышение цен на нефть приводит к повышению темпов инфляции, снижению уровня потребления и повышению издержек производства. Все это в конечном итоге влияет на цены акций [1, 2]. Влияние нефтяных цен на российский фондовый рынок осуществляется по двум каналам: через изменение рыночной стоимости нефтяных акций, составляющих значительную долю в индексе РТС, и через увеличение или сокращение сальдо платежного баланса и денежной массы [3]. Однако поведение динамики стоимости акций в результате изменения цен на нефть может быть нетривиальным. Российский фондовый рынок может реагировать на изменение цены на нефть исходя из размера скачков, настроений на рынке и влияния других внешних и внутренних факторов.

В 2014 г. произошло резкое падение мировых цен на нефть (более чем на 50%), которое по большому счету продолжается до сих пор, сменяясь короткими периодами и незначительного повышения стоимости. Падение мировых цен на нефть оказало серьезное негативное влияние на российский рынок акций. Индекс РТС, представляющий топ-50 компаний с наибольшим объемом капитализации, максимально подробно отражает долларовую стоимость отечественного рынка и позволяет наблюдать за его динамикой и корреляцией с фондовыми рынками развитых стран. Данное явление уже приобретает долгосрочный характер, поэтому следует считать, что динамика цен на нефть пережила серьезный структурный сдвиг.

Существуют различные причины спада на рынке нефти, которые широко известны и являются отражением рыночных факторов. Это боевые действия на Ближнем Востоке, укрепление доллара, падение уровня спроса, сланцевая революция, спекуляции на рынке и т.д. [4] Среди экспортёров нефти Россия, вероятно, испытывает самые сильные трудности из-за данного процесса, так как одновременно с падением цен на нефть на экономику страны оказывают влияние

санкции (включая собственный запрет на импорт продовольственных товаров из ЕС).

Таким образом, понимание восприимчивости движения российского рынка акций по отношению к макроэкономическим показателям и внешним факторам, таким как динамика международных цен на сырую нефть, чрезвычайно важно для инвесторов в принятии инвестиционных решений и в целом для формирования финансовой политики государства [5, 6].

Цель данного исследования – изучить долгосрочную связь между ценой на нефть и российским рынком акций за последние 11 лет на основе коинтеграционного подхода. В настоящей статье используется методология нелинейной пороговой коинтеграции. Этот способ используется с рядами, в которых возвращение к равновесию не происходит, пока отклонение не превышает некоторого критического значения.

В статье был применен тест на пороговую коинтеграцию А. Грегори и Б. Хансена, чтобы исследовать возможные эндогенные сдвиги и нелинейную взаимосвязь между индексом РТС и ценой на нефть. В исследовании также используется версия Тода–Ямamoto теста Грейнджера.

Ежедневные данные по цене на сырую нефть марки Brent и индекса РТС разбиты на три периода:

- промежуток времени наибольшей волатильности на рынке, связанный с финансовым кризисом, с февраля 2006 г. по декабрь 2009 г. (период 1);
- время стагнации на российском рынке акций с января 2010 г. по июль 2014 г. (период 2);
- период санкций в отношении России и спада на нефтяном рынке с августа 2014 г. по январь 2017 г. (период 3).

На *рис. 1* представлен график динамики цен на нефть марки Brent и индекса РТС, на основании которого можно судить о зависимости двух переменных во времени, а также о возможном наличии долговременной

причинной связи, для чего и будут применены тесты на наличие коинтеграции.

Коинтеграция значительно упрощает процедуры и методы, используемые в целях анализа, поскольку в этом случае можно получать результаты путем применения в качестве исходных данных непосредственно уровней изучаемых рядов, тем самым в полном объеме учитывается информация, содержащаяся в исходных данных. В основе понятия коинтеграции лежит предположение о том, что в некоторых случаях отсутствие стационарности у многомерного процесса вызвано общим стохастическим трендом, который может быть устранен путем взятия определенной линейной комбинации компонент процесса, в результате чего эта линейная комбинация будет стационарной. Поэтому такая комбинация позволяет бороться с ложной регрессией и связывать причинно-следственную связь нестационарные показатели изучаемых объектов. Результаты, получаемые с помощью коинтеграционного подхода, могут эффективно использоваться в качестве индикаторов кризисной ситуации российского фондового рынка, а также в моделировании возможных экономических потрясений и нововведений на финансовом рынке.

Существуют несколько стандартных методологий по исследованию рядов на коинтеграцию, такие как тест Йохансена-Юселиуса, метод авторегрессии с распределенными лагами (ARDL test) и т. д. Во многих исследованиях, использующих линейную модель, коинтеграционный вектор сдвигается, но его считают стационарным при альтернативной гипотезе. Таким образом, при довольно большом диапазоне данных стандартные методологии выглядят несостоятельными ввиду того, что предполагают, что соотношение не изменяется в периоде исследования временного ряда. Предположение о том, что коинтеграционное отношение остается таким же в течение всего периода эмпирического исследования, часто нарушается в связи с наличием структурных сдвигов в течение длительного временного промежутка. Структурные сдвиги могут

изменить отношения среди исследуемых переменных из-за экономических и политических кризисов, технологических подъемов и т.д. [7]

Ученые А. Грегори и Б. Хансен [7] представили тест на коинтеграцию, который подразумевает возможность наличия структурных сдвигов временных рядов. Тест широко известен как тест на пороговую коинтеграцию (threshold cointegration test) [8]. Он позволяет оценить коинтеграцию с эндогенным структурным сдвигом, который может присутствовать в константе (level shift model, C), в тренде (level shift with trend, C/T) или в оцененном коэффициенте при переменной модели (regime shift, C/S) [9]. В зависимости от выбранного типа модели используются разные критические значения, позволяющие подтвердить или опровергнуть гипотезу о наличии структурного сдвига в коинтеграционном соотношении. Для цели исследования в teste Грегори-Хансена (GH-тест) принимается наличие одного структурного сдвига на заданном промежутке. В случае с двумя переменными модель структурного сдвига выглядит так [7]:

$$LRTS_t = \mu_0 + \mu_1 \varphi_{t\tau} + \alpha_1 LBrent + \alpha_2 \varphi_{tr} LBrent + \varepsilon_t,$$

где $LRTS_t$ – ежедневные значения индекса РТС после закрытия торгов в результате логарифмической трансформации;

$LBrent$ – ежедневная цена закрытия барреля нефти марки Brent после логарифмической трансформации;

μ_0, μ_1 – параметры до и во время структурного сдвига соответственно;

α_1, α_2 – коинтеграционные коэффициенты до структурного сдвига;

α_2 – изменение коинтеграционного коэффициента;

φ_{tr} – фиктивная переменная для эндогенного структурного разрыва:

$$\varphi_{tr} = \begin{cases} 0, & \text{если } t \leq [n\tau] \\ 1, & \text{если } t > [n\tau]. \end{cases}$$

Параметр τ принадлежит множеству $(0; 1)$ и говорит о структурном сдвиге, который изначально неизвестен. Квадратные скобки обозначают целое число [7].

В методологии о наличии коинтеграции в исследуемых данных сначала проверяется, выполняются ли основные предположения о теории интегрированности, для чего ряды тестируются на наличие единичных корней [10]. Анализ на интегрированность проводится на основе расширенного теста Дики–Фуллера (*ADF*-тест), где в качестве нулевой гипотезы выступает гипотеза о наличии единичного корня.

Ученые А. Грегори и Б. Хансен, однако, показали, что расширенный тест Дики–Фуллера (*ADF*) и Z_α , Z_t тесты приводят к неправильной спецификации коинтеграции, если структурные сдвиги неизвестны изначально, и предложили модифицированные ADF^* , Z_α^* и Z_t^* тесты [7] для проверки коинтеграционного отношения лежащих в основе переменных. В этой теории рассматриваются наименьшие значения так, как и малые значения t -статистики ($\tau \in T$). Результаты моделирования представлены в табл. 1.

$$ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau); \quad (2)$$

$$Z_\alpha^* = \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau); \quad (3)$$

$$Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau). \quad (4)$$

В табл. 1 представлен тест Грегори–Хансена. Расчеты произведены в программе Eviews 8. Анализ произведен с максимальным количеством лагов 8. В скобках представлены точки разрыва (τ) в виде дат. Модифицированные ADF^* , Z_t^* и Z_α^* тесты отклоняют нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции на 5-процентном уровне значимости для всех наблюдаемых периодов кроме периода 1. Это говорит о том, что с момента финансового кризиса 2008–2009 гг. мы можем наблюдать наличие коинтеграционных процессов между динамикой индекса РТС и ценой на нефть. Высокий уровень волатильности привел к

структурным изменениям в эмпирическом отношении российского рынка акций, номинированного в долларах США, и ценой на нефть.

Точки разрыва тестов Z_t^* , Z_α^* (26.09.2007) и ADF^* (10.12.2014) говорят о наличии структурных сдвигов в динамике цен на нефть и индекса РТС. В первом случае можно говорить о переходе двух переменных в зону перекупленности, предшествующую рецессии 2008–2009 гг. Вторая точка разрыва характеризует трансформацию в динамике цен на нефть и индекса РТС с учетом сложившихся макроэкономических факторов. Спад и дальнейшая негативная тенденция на рынке нефти вызвала структурные сдвиги в коинтеграционном отношении с индексом РТС. Точки разрыва в периоде 3 в тестах ADF^* , Z_t^* и Z_α^* совпадают с результатом ADF^* теста для всего периода исследования, поэтому с полной уверенностью можно сказать, что спад и дальнейшая негативная тенденция на рынке нефти вызвала структурные сдвиги в коинтеграционном отношении с индексом РТС.

Наличие пороговой коинтеграции показывает, что существует взаимовлияние двух исследуемых переменных. Таким образом, с инвестиционной точки зрения интеграция международной цены на сырую нефть и российский рынок акций после 2009 г. предполагает, что диверсификация портфеля путем покупки акций, входящих в российский фондовый индекс РТС и иных активов, связанных с динамикой цен на нефть, несостоятельна и не позволяет заметно снизить рыночный риск [11, 12].

После выяснения того, что коинтеграционное отношение существует между динамикой индекса РТС и ценами на нефть марки Brent во втором и третьем периодах, необходимо провести последний шаг в исследовании, чтобы проверить, есть ли причинно-следственная связь между изучаемыми переменными. Это достигается путем постановления гипотезы Фишера. Поэтому в исследовании была применена версия теста причинности Грейнджа на основе методологии Тода–Ямamoto (Toda–Yamamoto

(TY), 1995) [13]. Если гипотеза выполняется, то мы можем сказать, что индекс РТС реагирует на изменение цен на нефть, и наоборот [14].

Методология *TY* работает как модифицированный тест Вальда (MWALD) [15] для ограничения на параметры *VAR* (*k*) (*k* – длина лага). Правильный порядок системы (*k*) увеличивается максимальным порядком интегрирования (*dmax*). В случае с двумя переменными *TY* версия теста Грейнджера может выглядеть так:

$$Y_t = \varpi + \sum_{i=1}^m \theta_i Y_{t-i} + \varepsilon, \quad (5)$$

где $m = k + d \max$;

$$\begin{aligned} Y_t &= \begin{pmatrix} LRTS_t \\ LBrent_t \end{pmatrix}; \\ Y_{t-i} &= \begin{pmatrix} LRTS_{t-i} \\ LBrent_{t-i} \end{pmatrix}; \\ \theta_i &= \begin{pmatrix} a_{11,i} & a_{12,i} \\ a_{21,i} & a_{22,i} \end{pmatrix}; \\ \varpi &= \begin{pmatrix} \varpi_1 \\ \varpi_2 \end{pmatrix}; \\ \varepsilon &= \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}. \end{aligned}$$

В teste на причинность Тода–Ямamoto используется распределение χ^2 с тремя степенями свободы согласно соответствующей длине лага наряду с соответствующей вероятностью. В teste использована максимальная длина лага, равная двум. Результаты teste представлены в табл. 2. Знаки после переменных обозначают принадлежность их к соответствующим периодам.

На целом промежутке исследования нулевая гипотеза на 5-процентном уровне значимости

не может быть отвергнута в случае связи *LRTS* к *LBrent*, наоборот, результаты зависимости *LBrent* и *LRTS* говорят о причинной связи. В периоде 1 и 2 наблюдается двунаправленная причинная связь между *LRTS* и *LBrent*. В периоде 3 исследование показало, что гипотеза о наличии связи *LRTS* и *LBrent* отвергается, но в то же время зависимость *LBrent* и *LRTS* очевидна. Этот тест показывает, что после спада на рынке нефти и соответствующей динамики российского рынка акций в 2014 г. цена на сырую нефть оказывает влияние на РТС. Отсутствие односторонней причинно-следственной связи от *LRTS* к *LBrent* указывает на экзогенную природу динамики цены на нефть в отношении рассматриваемой второй переменной. Версия *TY* теста Грейнджера не преподнесла никаких сюрпризов. Она лишь подтвердила полученные и обоснованные выводы теста Грегори–Хансена о возросшей долговременной причинно-следственной связи российского фондового рынка и динамики международных цен на черное золото.

Итак, анализ характера причинно-следственной связи между динамикой цен на нефть и индексом РТС показал наличие коинтеграционной зависимости с января 2010 г., а также существование структурных изменений. Вместе с тем изменение цен на нефть помимо прямого влияния на российскую экономику оказывает и косвенное [16]. Эффект понижения цен на нефть негативно воздействует на объем производства, капитализацию, обменный курс и т.д. [17], результатом чего может стать существенное изменение бюджетных показателей, увеличение налогового и неналогового бремени отечественных предпринимателей и уменьшение уровня доходов населения России.

Таблица 1**Результаты теста Грегори–Хансена****Table 1****Gregory and Hansen test results**

$LRTS = f(LBrent)$	Весь исследуемый период	Период 1 (01.02.2006– 31.12.2009)	Период 2 (11.01.2010– 31.07.2014)	Период 3 (01.08.2014– 01.02.2017)
ADF^*	−8,37 (10.12.2014)	−3,31 (01.02.2008)	−5,54 (15.03.2011)	−5,53 (11.12.2014)
Z_t^*	−0,2 (26.09.2007)	−0,009 (25.08.2006)	−0,42 (08.09.2010)	−0,11 (10.12.2014)
Z_a^*	−0,04 (26.09.2007)	−0,001 (25.08.2006)	−0,04 (08.09.2010)	−0,009 (10.12.2014)

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 2**Тест Тода–Ямamoto (MWALD)****Table 2****Toda–Yamamoto causality test (MWALD)**

Нулевая гипотеза	Количество наблюдений	χ^2	Вероятность
<i>LBrent</i> не влияет на <i>LRTS</i>	2 722	78,94	<0,01
<i>LRTS</i> не влияет на <i>LBrent</i>		1,23	0,54
<i>LBrent</i> ₁ не влияет на <i>LRTS</i> ₁	967	31,8	<0,01
<i>LRTS</i> ₁ не влияет на <i>LBrent</i> ₁		7,67	0,02
<i>LBrent</i> ₂ не влияет на <i>LRTS</i> ₂	1 129	4,78	0,09
<i>LRTS</i> ₂ не влияет на <i>LBrent</i> ₂		19,46	<0,01
<i>LBrent</i> ₃ не влияет на <i>LBrent</i> ₃	626	57,85	<0,01
<i>LRTS</i> ₃ не влияет на <i>LBrent</i> ₃		1,13	0,56

Источник: авторская разработка

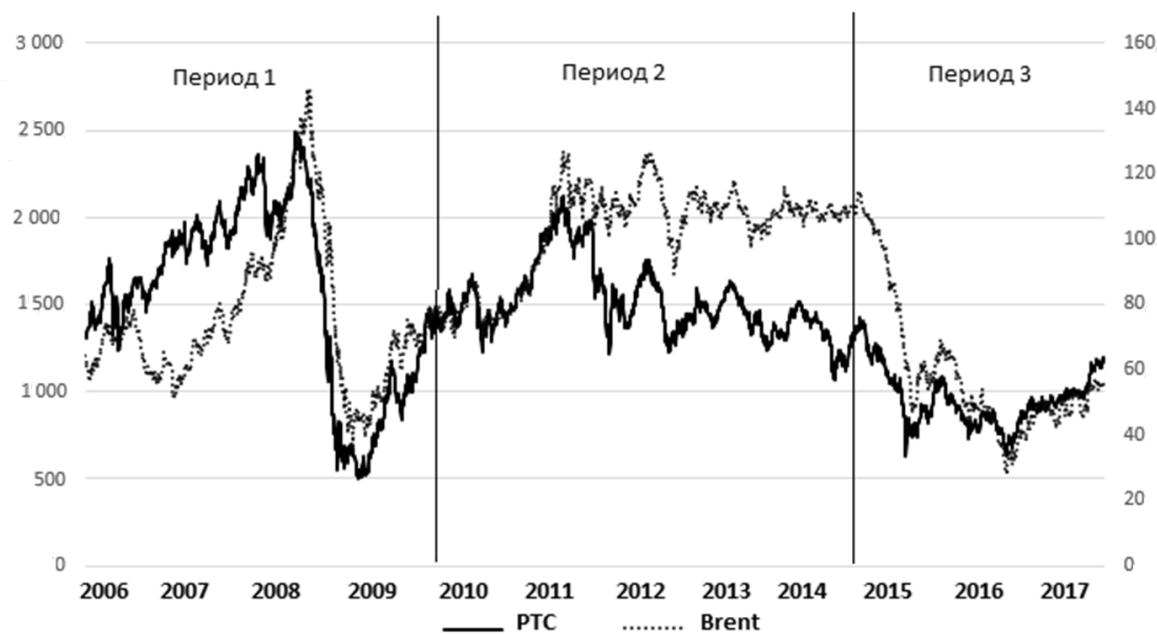
Source: Authoring

Рисунок 1

Динамика цен на нефть марки Brent и индекса РТС (2006–2017 гг.)

Figure 1

Movements of crude oil Brent prices and RTS index (2006–2017)



Источник: данные сайта «инвестфонды» URL: <http://world.investfunds.ru/indicator/view/624/>;
<http://stocks.investfunds.ru/indicators/view/218/>

Source: Data from Investfunds website. Available at: <http://world.investfunds.EN/indicator/view/624/>;
<http://stocks.investfunds.ru/indicators/view/218/>. (In Russ.)

Список литературы

1. Reboredo J.C. How do crude oil prices co-move? A Copula Approach. *Energy Economics*, 2011, no. 33(5), pp. 948–955. doi: 10.1016/j.eneco.2011.04.006
2. Reboredo J.C. Is there dependence and systemic risk between oil and renewable energy stock prices? *Energy Economics*, 2015, vol. 48, pp. 32–45. doi: 10.1016/j.eneco.2014.12.009
3. Федорова Е.А., Панкратов К.А. Влияние макроэкономических факторов на фондовый рынок России // Проблемы прогнозирования. 2010. № 2. С. 78–83.
4. Reboredo J.C., Ugolini A. Quantile dependence of oil price movements and stock returns. *Energy Economics*, 2016, vol. 54, pp. 33–49. doi: 10.1016/j.eneco.2015.11.015
5. Qiang Ji. System analysis approach for the identification of factors driving crude oil prices. *Computers and Industrial Engineering*, 2012, vol. 63(3). doi: 10.1016 / j.cie.2011.07.021
6. De Villiers J.U. Global Financial Markets. *CFA Digest*, 2001, vol. 31(3), pp. 46–47. doi: 10.2469 / dig.v31.n3.919
7. Gregory A.W., Hansen B.E. Residual-Based Tests For Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 1992, vol. 70(1), pp. 99–126. doi: 10.1016 / 0304-4076 (69) 41685-7
8. Ghosh S., Kanjilal K. Co-movement of International Crude Oil Price and Indian Stock Market: Evidences from nonlinear Cointegration tests. *Energy Economics*, 2016, vol. 53, no. 1, pp. 111–117. doi: 10.1016 / j.eneco.2014.11.002
9. Иванова М.А. Анализ характера причинно-следственной связи между инфляцией и заработной платой в России // Проблемы прогнозирования. 2016. № 5. С. 119–132.
10. Phillips P.C.B. Time Series Regression With a Unit Root. *Econometrica*, 1987, vol. 55, no. 2, pp. 277–301. doi: 10.2307 / 1913237
11. Kilian L., Park C. The impact of oil price shocks on the U.S. stock market. *International Economic Review*, 2009, vol. 50, iss. 4, pp. 1267–1287. doi: 10.1111 / j.1468-2354.2009.00568.x
12. Reboredo J.C. Nonlinear effects of oil shocks on stock returns: a Markov-switching approach. *Applied Economics*, 2010, vol. 42, iss. 29, pp. 3735–3744. doi: 10.1080 / 00036840802314606
13. Toda H.Y., Yamamoto T. Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 1995, vol. 66, no. 1-2, pp. 225–250. doi: 10.1016 / 0304-4076 (94) 01616-8
14. Clarke J.A., Mirza S. A comparison of some common methods for detecting Granger noncausality. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 2006, vol. 76, no. 3, pp. 207–231. doi: 10.1080 / 10629360500107741
15. Ghosh S. Oil price shocks on Indian economy: Evidence from Toda Yamamoto and Markov regime-switching VAR. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 2014, no. 7(1), pp. 122–139. doi: 10.1080 / 17520843.2013.856333
16. Apergis N., Miller S.M. Do Structural Oil-Market Shocks Affect Stock Prices? URL: http://digitalcommons.uconn.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1390&context=econ_wpapers.
17. Miller J.I., Ratti R.A. Crude oil and stock markets: Stability, instability, and bubbles. *Energy Economics*, 2009, no. 31(4), pp. 559–568. doi: 10.1016 / j.eneco.2009.01.009

Информация о конфликте интересов

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

**ANALYSIS OF CAUSAL RELATIONSHIPS BETWEEN OIL PRICE MOVEMENTS
AND RTS INDEX****Aleksandr V. BOGUCHARSKOV**Financial University under Government of Russian Federation, Moscow, Russian Federation
bogucharskov92@mail.ru**Article history:**

Received 6 March 2017

Received in revised form

20 March 2017

Accepted 4 April 2017

Available online

15 May 2017

JEL classification: G17<https://doi.org/10.24891/fc.23.17.1003>**Abstract****Subject** This article explores a nonlinear cointegration between crude oil Brent price and RTS index for the period from 1 February 2006 to 1 February 2017.**Objectives** The objective of the study is to investigate the impact of international oil prices on the Russian stock market, as well as to identify possible structural breaks in time series data.**Methods** I apply the Gregory-Hansen test for threshold cointegration to investigate possible shifts of the endogenous and non-linear relationship between RTS index and oil price. The study also uses the Toda-Yamamoto version of Granger causality test. It represents the modified Wald test for identification of causal relationship between price oil movements and RTS index, after which it is possible to view the route of influence between variables.**Results** The tests revealed structural breaks in the movements of variables and showed an increasing dependence between changes in oil prices and the Russian stock market after the 2008–2009 financial crisis. The research results may be applied to simulate the factor relationship of the Russian stock market.**Conclusions** The impact of changes in international oil prices and other significant factors should be taken into account when making investment decisions and developing the financial policy of the State.**Keywords:** RTS Index, crude oil Brent, Gregory-Hansen test, Toda-Yamamoto test

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2017

References

1. Reboredo J.C. How do crude oil prices co-move? A Copula Approach. *Energy Economics*, 2011, no. 33(5), pp. 948–955. doi: 10.1016/j.eneco.2011.04.006
2. Reboredo J.C. Is there dependence and systemic risk between oil and renewable energy stock prices? *Energy Economics*, 2015, vol. 47, iss. 7, pp. 32–45. doi: 10.1016/j.eneco.2014.12.009
3. Fedorova E.A., Pankratov K.A. [Influence of macroeconomic indicators on Russian stock market]. *Problemy prognozirovaniya = Problems of Forecast*, 2010, no. 2, pp. 78–83. (In Russ.)
4. Reboredo J.C., Ugolini A. Quantile dependence of oil price movements and stock returns. *Energy Economics*, 2016, vol. 54, pp. 33–49. doi: 10.1016/j.eneco.2015.11.015
5. Qiang Ji. System analysis approach for the identification of factors driving crude oil prices. *Computers and Industrial Engineering*, 2012, vol. 63(3). doi: 10.1016 / j.cie.2011.07.021
6. De Villiers J.U. Global Financial Markets. *CFA Digest*, 2001, vol. 31(3), pp. 46–47. doi: 10.2469 / dig.v31.n3.919
7. Gregory A.W., Hansen B.E. Residual-Based Tests For Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 1992, vol. 70(1), pp. 99–126. doi: 10.1016 / 0304-4076 (69) 41685-7
8. Ghosh S., Kanjilal K. Co-movement of International Crude Oil Price and Indian Stock Market: Evidences from nonlinear Cointegration tests. *Energy Economics*, 2016, vol. 53, no. 1, pp. 111–117. doi: 10.1016 / j.eneco.2014.11.002

9. Ivanova M.A. [Analysis of causal relationship between inflation and wages in Russia]. *Problemy prognozirovaniya = Problems of Forecasting*, 2016, no. 5, pp. 119–132. (In Russ.)
10. Phillips P.C.B. Time Series Regression With a Unit Root. *Econometrica*, 1987, vol. 55, no. 2, pp. 277–301. doi: 10.2307 / 1913237
11. Kilian L., Park C. The impact of oil price shocks on the U.S. stock market. *International Economic Review*, 2009, vol. 50, iss. 4, pp. 1267–1287. doi: 10.1111 / j.1468-2354.2009.00568.x
12. Reboredo J.C. Nonlinear effects of oil shocks on stock returns: a Markov-switching approach. *Applied Economics*, 2010, vol. 42, iss. 29, pp. 3735–3744. doi: 10.1080 / 00036840802314606
13. Toda H.Y., Yamamoto T. Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 1995, vol. 66, no. 1-2, pp. 225–250. doi: 10.1016 / 0304-4076 (94) 01616-8
14. Clarke J.A., Mirza S. A comparison of some common methods for detecting Granger noncausality. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 2006, vol. 76, no. 3, pp. 207–231. doi: 10.1080 / 10629360500107741
15. Ghosh S. Oil price shocks on Indian economy: Evidence from Toda Yamamoto and Markov regime-switching VAR. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 2014, no. 7(1), pp. 122–139. doi: 10.1080 / 17520843.2013.856333
16. Apergis N., Miller S.M. Do Structural Oil-Market Shocks Affect Stock Prices? Available at: http://digitalcommons.uconn.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1390&context=econ_wpapers.
17. Miller J.I., Ratti R.A. Crude oil and stock markets: Stability, instability, and bubbles. *Energy Economics*, 2009, no. 31(4), pp. 559–568. doi: 10.1016 / j.eneco.2009.01.009

Conflict-of-interest notification

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