

Прикладная эконометрика, 2016, т. 44, с. 38–49.

Applied Econometrics, 2016, v. 44, pp. 38–49.

Р. Ю. Архипов, П. К. Катышев¹

Производство электроэнергии в России и ВВП: анализ коинтеграции

Исследуется проблема коинтеграции некоторых макропоказателей российской экономики (ВВП, денежная масса M2, расходы консолидированного бюджета, реальный эффективный обменный курс) и производства электроэнергии. Предполагается, что на рассматриваемом интервале времени (1999–2015 гг.) возможен эндогенный структурный сдвиг, в результате которого может измениться коинтеграционное соотношение. Установлено наличие коинтеграции рассматриваемых временных рядов и получена оценка момента структурного изменения.

Ключевые слова: временные ряды; единичный корень; коинтеграция; структурное изменение.

JEL classification: C20; C22; E01.

1. Введение

Среди специалистов нет единого мнения по вопросу о взаимосвязи между производством/потреблением электроэнергии и ВВП. Этим темам посвящено большое количество теоретических и эмпирических работ. Отметим, не претендуя, конечно, на полноту обзора, работы (Григорьев, Курдин, 2013; Нигматулин, 2014; Динамика потребления..., 2016). Так, многие экономисты считают, что производство электроэнергии не является прямым отражением объема ВВП и его прироста. В 1990-х годах в условиях кризиса российской экономики, когда спад ВВП в 1998 г. по отношению к 1990 г. составил 43%, спрос на электроэнергию реагировал на кризис более плавно, и за те же 8 лет сократился лишь на 25%. Некоторые специалисты (Елисеева, 2004; Fiege, Urban, 2007; Костин, 2011) предлагают использовать расхождение в динамике ВВП и потребления электроэнергии для оценки скрытой экономической активности (теневой экономики).

Во время кризиса 2008–2009 гг. снижение производства электроэнергии шло одновременно со спадом ВВП, при этом падение ВВП было несколько более глубоким. В целом в развитых странах объем выработки электроэнергии стабилен, а динамика ее потребления схожа с тенденциями общеэкономических приростов и спадов.

В данной работе строятся и оцениваются модели долговременных связей между макроэкономическими показателями России, такими как ВВП, расходы консолидированного бюджета, реальный эффективный обменный курс, и производством электроэнергии. Одной

¹ Архипов Роман Юрьевич — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва; arkhipovru@gmail.com.

Катышев Павел Константинович — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва; pkatyshev@hse.ru.

из первых работ, посвященных анализу коинтеграции макропоказателей российской экономики и мировых цен на нефть, является статья (Rautava, 2004), в которой с помощью теста Йохансена (Johansen, 1991) установлена коинтеграция ВВП, государственных доходов, реального эффективного обменного курса и цен на нефть. Особенность настоящей работы заключается в том, что при анализе коинтеграции предполагается возможность эндогенного структурного сдвига. Необходимость исследования структурного сдвига вызвана тем, что на рассматриваемом промежутке времени возможны различного рода экономические шоки, анализ которых необходим для получения более точных результатов. В работе рассматривается период с 1-го квартала 1999 г. по 2-й квартал 2015 г., в течение которого в российской экономике происходили различные события, влияющие на движение валютного курса и инфляции. Сдвиги в объеме и структуре производства электроэнергии в России в 2008–2015 гг. определялись сложной реформой электроэнергетики (включая приватизацию РАО ЕЭС), а также приватизацией тепловой энергетики, конкуренцией компаний с разными технологическими комплексами за доли российского рынка.

Временные ряды, описывающие соответствующие показатели, как правило, являются нестационарными, однако их первые разности уже стационарны, т. е. данные ряды являются интегрированными порядка 1 (обозначение $I(1)$). Хорошо известно, что непосредственное использование обычных моделей регрессии может породить эффект «ложной регрессии», и выводы, полученные с помощью стандартных статистических тестов, могут оказаться ошибочными. Ключевым фактором при исследовании временных рядов типа $I(1)$ является наличие (или отсутствие) коинтеграции. Однако зачастую из-за различных экономических шоков коинтеграционное соотношение может меняться со временем, что приводит к необходимости рассматривать коинтеграцию при наличии эндогенного структурного сдвига. Результаты, полученные в данной работе, указывают на наличие коинтеграции в присутствии эндогенного структурного сдвига между макроэкономическими показателями российской экономики и производством электроэнергии. При этом все тесты, проведенные для разных моделей структурного сдвига, указывают на его наличие во 2-м квартале 2009 г. Кроме того, коинтегрированными оказываются ряды ВВП и производства электроэнергии. Таким образом, эмпирически подтверждается тот факт, что производство электроэнергии служит индикатором экономической активности и может быть использовано для прогноза ВВП.

2. Данные

В работе использованы квартальные данные с 1-го квартала 1999 г. по 2-й квартал 2015 г. (всего 66 наблюдений). Данные включают в себя временные ряды, полученные из официальной статистики, опубликованной на сайтах Росстата, Минфина РФ и Центрального Банка России. В качестве исследуемых факторов и основных переменных для построения моделей рассматриваются следующие показатели.

1. *GDP* — ВВП России в постоянных ценах 2008 г., млрд руб. (Росстат).
2. *M2* — денежный агрегат M2 в постоянных ценах 2008 г., млрд руб. В соответствии с национальным определением этот показатель включает в себя наличные деньги в обращении вне банковской системы, остатки средств в национальной валюте на расчетных, текущих и иных счетах до востребования, а также на счетах срочных депозитов и иных привлеченных на срок средств. (Центральный Банк России).

3. *REER* — реальный эффективный валютный курс рубля, рассчитанный на основе отношения индексов потребительских цен (ИПЦ) внутри страны и за рубежом, взвешенных пропорционально доле каждой страны во внешнеторговом обороте. В данной работе используется этот показатель, потому что он включает в себя совокупный эффект, оказываемый на экономику внутренним и внешним темпом роста цен и реальным валютным курсом. (Центральный Банк России).

4. *CBEX_Q* — расходы консолидированного бюджета в постоянных ценах 2008 г., млрд руб. Консолидированный бюджет Российской Федерации составляют федеральный бюджет и консолидированные бюджеты субъектов РФ. Расходы бюджета — денежные средства, направляемые на финансовое обеспечение задач и функций государства и местного самоуправления. (Минфин РФ).

5. *PMPNE_E* — производство электроэнергии в России, млрд кВт·ч. Показатель включает данные генерирующих предприятий (мощностей), производящих электроэнергию: тепловые электростанции, гидроэлектростанции, атомные электростанции и электростанции, работающие на возобновляемых источниках энергии. (Росстат).

В рядах *GDP*, *M2*, *CBEX_Q* и *PMPNE_E* явно присутствует сезонность, поэтому они были скорректированы с помощью процедуры X13 из программного пакета R.

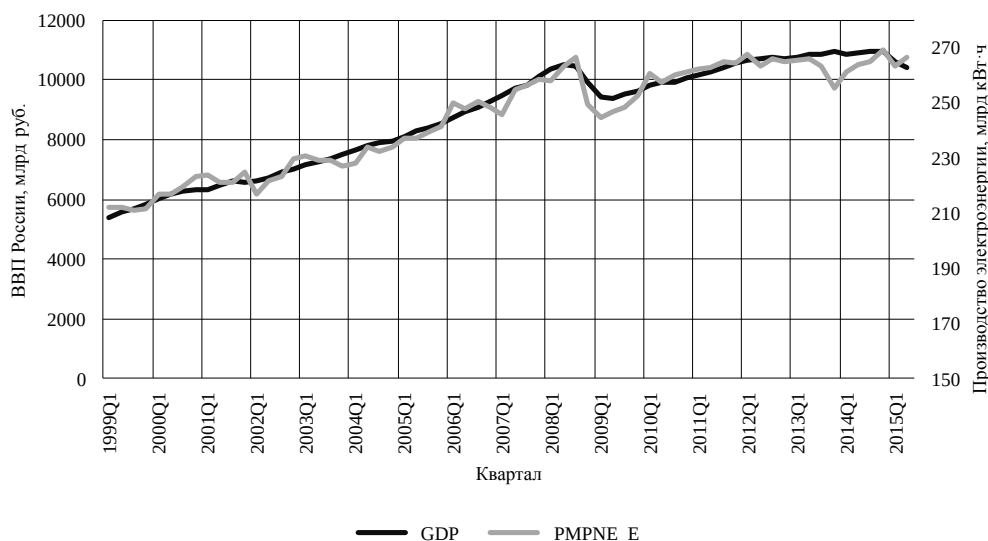


Рис. 1. Динамика изменения ВВП (GDP) России и производства электроэнергии (PMPNE_E)

Визуально (рис. 1) наблюдается сходство динамики производства электроэнергии и ВВП России, что может быть связано с их коинтеграцией.

В дальнейшем рассматриваются логарифмы исходных показателей без изменения обозначений.

Все ряды явно нестационарные, однако перед построением и оценкой моделей необходимо определить порядок интеграции рассматриваемых временных рядов. Для получения корректной спецификации тестов на единичные корни была использована процедура Banerjee et al. (1993) из программного пакета R (adf.test). Также ряды были проверены на ста-

циональность тестом Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) (1992) из того же программного пакета (*kpss.test*). Результаты тестирования приведены в табл. 1. Визуальный анализ графиков показателей подсказывает, что правильная спецификация модели для теста KPSS, скорее всего, содержит константу и тренд.

Таблица 1. Результаты тестирования рядов на единичные корни

Тест	Нулевая гипотеза	<i>GDP</i>	<i>M2</i>	<i>REER</i>	<i>CBEX_Q</i>	<i>PMPNE_E</i>
ADF	Единичный корень	–2.674	–2.223	–2.430	–2.529	–1.558
KPSS	Стационарность	0.985	1.007	0.864	1.025	0.999
KPSS	Стационарность с трендом	0.250	0.245	0.236	0.214	0.221

Согласно ADF-тесту, для всех рядов нулевая гипотеза о наличии единичного корня не отвергается на 5%-ном уровне значимости. В тесте KPSS нулевая гипотеза о стационарности, наоборот, отвергается (на уровне значимости 1%) для всех рядов в спецификации с константой и в спецификации с трендом.

Проверив первые разности рядов этими же тестами, приходим к выводу, что они являются стационарными рядами. Результаты теста приведены в табл. 2.

Таблица 2. Результаты тестирования первых разностей рядов на единичные корни

Тест	Нулевая гипотеза	<i>GDP</i>	<i>M2</i>	<i>REER</i>	<i>CBEX_Q</i>	<i>PMPNE_E</i>
ADF	Единичный корень	–3.578	–4.915	–8.629	–11.140	–8.670
KPSS	Стационарность	0.593	0.505	0.673	0.327	0.117
KPSS	Стационарность с трендом	0.052	0.062	0.088	0.042	0.038

Для теста ADF гипотеза о наличии единичного корня отвергается на уровне значимости 1% для ряда расходов консолидированного бюджета и ряда производства электроэнергии в России. Однако для всех рядов, кроме реального эффективного обменного курса рубля, нулевая гипотеза теста KPSS о стационарности не отвергается на уровне значимости 10% в спецификации с константой. То, что гипотеза отвергается тестом для реального эффективного обменного курса, скорее всего, связано с тем, что правильной спецификацией является как раз спецификация с трендом. В тесте KPSS в спецификации с трендом гипотеза о стационарности не отвергается для всех рядов на уровне 10%.

Таким образом, можно сделать вывод, что все ряды являются интегрированными порядка 1, т. е. рядами $I(1)$.

3. Модели

Коинтеграция временных рядов интерпретируется как существование долгосрочной взаимозависимости, долгосрочного равновесия между факторами, описываемыми этими рядами. Понятие долгосрочного равновесия подразумевает, что динамика переменных будет всегда соответствовать данному равновесию (Engle, Granger, 1987). Но со временем в экономике могут произойти различные шоки, например, сдвиги в объеме и структуре производства электроэнергии в России. В этом случае коинтеграционное уравнение, которое считается долгосрочным равновесием, не будет выполняться.

В течение рассматриваемого периода динамика исследуемых переменных может претерпевать резкие изменения в связи со сменой экономической конъюнктуры, обусловленной кризисами и иными экономическими шоками. Это особенно актуально для России, где в промежутке с 1999 по 2015 г. в стране было несколько подобных изменений. В такой непредсказуемой экономике долгосрочные взаимосвязи, описываемые коинтеграционным соотношением, могут меняться.

Теоретической основой данной работы является статья (Gregory, Hansen, 1996), где рассматриваются модели, в которых коинтеграционный вектор может быть различным на разных интервалах времени, причем сдвиг является эндогенным. Это означает, что смена коинтеграционного вектора происходит не в указанный период времени, а в момент, который зависит от исходных данных и заранее не известен.

В работе (Gregory, Hansen, 1996) используются следующие обозначения: y_{1t} — одномерный вектор (скаляр), y_{2t} — m -мерный вектор. Тогда стандартная модель коинтеграции, которая подразумевает отсутствие структурных сдвигов, может быть записана в следующем виде:

$$y_{1t} = \mu + \alpha' y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (1)$$

Здесь предполагается, что исходные ряды y_{1t} и y_{2t} имеют порядок интеграции 1, т. е. содержат единичный корень, а ряд e_t является стационарным, т. е. процессом $I(0)$. Как отмечалось выше, во многих случаях модель (1) интерпретируется как долгосрочное равновесие между переменными y_{1t} и y_{2t} , при этом считается, что коэффициенты μ и α не меняются со временем.

Однако может возникнуть такая ситуация, когда коинтеграция существует в течение некоторого (довольно длительного) периода времени, после чего меняется на новое долгосрочное равновесие. Этот структурный сдвиг будет отражен в изменении константы μ и/или вектора коэффициентов наклона α . При этом предполагается, что момент изменения коинтеграционного вектора заранее не известен.

Чтобы смоделировать структурный сдвиг, Gregory, Hansen (1996) вводят фиктивную переменную

$$\varphi_{it} = \begin{cases} 0, & \text{если } t \leq [n\tau], \\ 1, & \text{если } t > [n\tau], \end{cases} \quad (2)$$

где $\tau \in [0, 1]$ — неизвестный параметр, который означает долю времени, прошедшего от начала наблюдений до момента сдвига, во всем периоде наблюдений, n — число наблюдений. Квадратные скобки обозначают целую часть числа, тем самым $[n\tau]$ — это момент изменения коинтеграционного соотношения.

В (Gregory, Hansen, 1996) рассматриваются три вида моделей структурного сдвига. Самая простая форма — это сдвиг уровня в коинтеграционном соотношении, который может быть смоделирован изменением константы μ при неизменных коэффициентах наклона α . Модель C (constant) выглядит следующим образом:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{it} + \alpha' y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (\text{модель C}). \quad (3)$$

Здесь μ_1 представляет собой константу до структурного сдвига, а μ_2 — изменение константы после момента сдвига. В первую модель можно включить временной тренд и включить модель C/T (constant/trend):

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1t} + \beta t + \alpha' y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (\text{модель C/T}). \quad (4)$$

Также первая модель может быть усложнена возможностью изменения коэффициентов наклона в момент сдвига, что дает модель C/S (constant/slope):

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1t} + \alpha_1' y_{2t} + \alpha_2' y_{2t} \varphi_{1t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (\text{модель C/S}). \quad (5)$$

Здесь α_1 и μ_1 представляют собой коэффициенты наклона и константы до структурного сдвига, а α_2 и μ_2 — соответствующие изменения после момента сдвига. Иными словами, при $t > [n\tau]$ коинтеграционный вектор есть $[\mu_1 + \mu_2, (\alpha_1 + \alpha_2)']$.

Подход, предложенный в работе (Gregory, Hansen, 1996), позволяет проверить гипотезу H_0 против альтернативной гипотезы H_1 :

H_0 : отсутствие коинтеграции между рядами;

H_1 : наличие коинтеграции со структурным сдвигом для каждой из трех моделей коинтеграции со структурным сдвигом.

Для решения этой задачи в (Gregory, Hansen, 1996) предложены три тестовые статистики, которые строятся следующим образом.

Выбирается компактное множество $T \subset (0, 1)$, и для каждого значения параметра $\tau \in T$ методом МНК оцениваются модели (3)–(5), откуда получаются остатки $\hat{e}_{t,\tau}$ (для каждой модели свои). Далее берется их первая разность $\Delta \hat{e}_{t,\tau}$, после чего строится регрессия $\Delta \hat{e}_{t,\tau}$ на $\hat{e}_{t-1,\tau}$ и на лагированные значения первых разностей $\Delta \hat{e}_{t-1,\tau}, \dots, \Delta \hat{e}_{t-K,\tau}$. Число K выбирается последовательным уменьшением, начиная с некоторого $K_{\max}$, до получения первого значимого коэффициента при соответствующей переменной $\Delta \hat{e}_{t-K,\tau}$. Статистика ADF_τ представляет собой t -статистику коэффициента перед переменной $\hat{e}_{t-1,\tau}$. Иными словами, величина ADF_τ — это обычная статистика теста Дики–Фуллера при фиксированном значении τ .

Две других статистики связаны с тестом Филлипса (Phillips, 1987) и строятся следующим образом. Сначала с помощью МНК оценивается регрессия остатков $\hat{e}_{t,\tau}$ на лагированные значения остатков $\hat{e}_{t-1,\tau}$, откуда получаются остатки второго уровня $u_{t,\tau}$. Далее строится регрессия остатков $u_{t,\tau}$ на лагированные значения остатков $u_{t-1,\tau}$, откуда получается вектор коэффициентов $\beta_{t,\tau}$ и вычисляются статистики Филлипса:

$$Z_{a,\tau} = n(p-1), \quad (6)$$

$$Z_{t,\tau} = \frac{p-1}{\sqrt{s}}, \quad (7)$$

где

$$p = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (\hat{e}_{i,\tau} \hat{e}_{i+1,\tau} - \lambda)}{\sum_{i=1}^{n-1} (\hat{e}_{i,\tau})^2}, \quad (8)$$

$$s = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^{n-1} (\hat{e}_{i,\tau})^2}, \quad (9)$$

$$\lambda = \sum_{j=1}^{[bandwidth]} w_j \frac{\sum_{i=1}^{n-2-j} u_{i,\tau} u_{j+i,\tau}}{n-2}, \quad (10)$$

$$w_j = \frac{75}{(6\pi j / \text{bandwidth})^2} \cdot \frac{\sin(1.2\pi j / \text{bandwidth})}{(1.2\pi j / \text{bandwidth}) - \cos(1.2\pi j / \text{bandwidth})}, \quad (11)$$

$$\text{bandwidth} = 1.3221 \cdot \sqrt[n]{a(n-2)}, \quad (12)$$

$$a = \frac{4(\beta_{u,\tau})^2}{(1 - \beta_{u,\tau})^2}, \quad (13)$$

$$\sigma^2 = 2\lambda + \frac{\sum_{i=1}^{n-2} (u_{i,\tau})^2}{n-2}. \quad (14)$$

Формально множество T может быть любым компактным подмножеством интервала $(0, 1)$. Однако неформально предполагается, что есть достаточно много наблюдений до момента структурного сдвига и достаточно много наблюдений после него, иными словами, считается, что момент структурного сдвига достаточно удален от границ интервала наблюдений. Поэтому в данной статье авторами выбрано множество $T = [0.15, 0.85]$.

Наконец, для тестирования коинтеграции надо найти минимумы (по τ) статистики ADF_τ и статистик Филлипса $Z_{a,\tau}$ и $Z_{t,\tau}$ (6)–(7), т. е. вычислить величины

$$ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF_\tau, \quad (15)$$

$$Z_a^* = \inf_{\tau \in T} Z_{a,\tau}, \quad (16)$$

$$Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_{t,\tau}. \quad (17)$$

При малых значениях этих статистик гипотеза о наличии единичного корня отвергается в пользу гипотезы о наличии коинтеграции. При этом структурный сдвиг имеет место в момент $[n\tau]$, где τ — точка минимума величин ADF_τ и $Z_{a,\tau}$, $Z_{t,\tau}$.

Критические значения для соответствующих статистик (15)–(17) рассчитаны в работе (Gregory, Hansen, 1996) в зависимости от уровня значимости, типа модели и числа регрессоров m , что позволяет тестировать гипотезу

H_0 : есть единичный корень в процессах e_t (отсутствие коинтеграции между исходными рядами y_{1t} и y_{2t})

против альтернативы

H_1 : нет единичного корня в процессах e_t (наличие коинтеграции со структурным сдвигом между рядами y_{1t} и y_{2t}).

Если статистики меньше критического значения, то нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергается в пользу гипотезы о наличии коинтеграции со структурным сдвигом.

4. Результаты оценивания и тестирования коинтеграции макропоказателей российской экономики

В качестве зависимой переменной y_{1t} используется логарифмированный ряд ВВП России (GDP); экзогенными переменными y_{2t} являются денежный агрегат $M2$, расходы консо-

лидированного бюджета ($CBEX_Q$), реальный эффективный валютный курс рубля ($REER$), производство электроэнергии в России ($PMPNE_E$)². Результаты оценки коинтеграционного соотношения для различных моделей, а также моменты структурного сдвига приведены в табл. 3.

Таблица 3. Результаты оценки коинтеграции со структурным сдвигом

Модель	Квартальные данные: 1999Q1–2015Q2		Квартальные данные: 1999Q1–2013Q3	
	Значение статистики	Момент сдвига	Значение статистики	Момент сдвига
ADF*				
C	–6.39***	2009Q1	–5.79**	2009Q3
C/T	–6.33**	2009Q2	–5.94**	2009Q2
C/S	–5.96	2009Q2	–5.86	2009Q2
Z_t^*				
C	–6.44***	2009Q2	–6.12***	2009Q2
C/T	–6.39***	2009Q2	–5.99**	2009Q2
C/S	–5.87	2009Q2	–5.93	2009Q2
Z_a^*				
C	–50.51	2009Q2	–44.06	2009Q2
C/T	–49.62	2009Q2	–42.97	2009Q2
C/S	–47.54	2009Q2	–41.60	2009Q2

Примечание. **, *** — нулевая гипотеза отвергается на 5, 1%-ном уровне значимости соответственно.

При исследовании квартальных данных с 1999 по 2015 г. (левая половина табл. 3) статистики ADF* и Z_t^* отвергают на 1%-ном уровне значимости гипотезу об отсутствии коинтеграции в пользу модели (3) коинтеграции со структурным сдвигом C, в которой изменение происходит только в константе. Минимум статистики ADF*, а значит, и структурный сдвиг, приходится на 1-й квартал 2009 г., а минимум статистики Z_t^* приходится на 2-й квартал 2009 г. На 5%-ном уровне значимости для статистики ADF* и на 1%-ном уровне для статистики Z_t^* гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергается в пользу модели (4) коинтеграции со структурным сдвигом C/T, в которой изменение происходит только в константе при наличии тренда. Минимум статистик также приходится на 2-й квартал 2009 г. Для модели (5) коинтеграции со структурным сдвигом C/S, в которой изменение происходит как в константе, так и в коэффициенте наклона, гипотеза об отсутствии коинтеграции не отвергается, однако, минимум статистик также достигается для 2-го квартала 2009 г. Отсюда следует вывод, что коинтеграция со структурным сдвигом между рядами присутствует, а сам факт структурного сдвига приходится на 2-й квартал 2009 г.

В период с 4-го квартала 2013 г. по 2-й квартал 2015 г. экономика России подверглась дополнительным шокам, связанным, в первую очередь, с введением санкций западными странами. Это обстоятельство априори может существенно повлиять на анализ коинтеграции. Поэтому кажется целесообразным провести исследование для наблюдений с 1-го квартала

² Все ряды — в логарифмах.

1999 г. по 3-й квартал 2013 г. В правой половине табл. 3 приведены результаты оценивания и тестирования для этого интервала времени. Видно, что статистика ADF^* отвергает на 5%-ном уровне значимости, а статистика Z_t^* — на 1%-ном уровне значимости гипотезу об отсутствии коинтеграции в пользу модели (3) коинтеграции со структурным сдвигом С, в которой изменение происходит только в константе. Минимум статистики ADF^* , а значит, и структурный сдвиг, приходится уже на 3-й квартал 2009 г., а минимум статистики Z_t^* , как и ранее, на 2-й квартал 2009 г. На 5%-ном уровне значимости гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергается в пользу модели (4) коинтеграции со структурным сдвигом С/Т, в которой изменение происходит только в константе при наличии тренда. Минимумы статистик также приходятся на 2-й квартал 2009 г. Для модели (5) коинтеграции со структурным сдвигом С/С, в которой изменение происходит как в коэффициенте константы, так и в коэффициентах наклона, гипотеза об отсутствии коинтеграции со структурным сдвигом не отвергается, однако, минимум статистик также достигается для 2-го квартала 2009 г.

Таким образом, с точки зрения анализа коинтеграции принципиальных отличий между двумя интервалами наблюдений нет. Все модели указывают на наличие структурного сдвига во 2-м квартале 2009 г., что, в первую очередь, связано с финансово-экономическим кризисом 2008–2010 гг.

Отметим, что без структурного сдвига стандартные тесты отвергают наличие коинтеграции рассматриваемых рядов.

С точки зрения анализа взаимосвязи между ВВП и производством электроэнергии представляет интерес выявление коинтеграции только между этими двумя рядами без структурного сдвига. Применим к уравнению

$$y_{1t} = \mu + \alpha \cdot y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n, \quad (18)$$

где $\{y_{1t}\}, t = 1, \dots, n$ — ВВП, $\{y_{2t}\}, t = 1, \dots, n$ — производство электроэнергии, специально ориентированный на выявление коинтеграции динамический метод наименьших квадратов (dynamic least squares), реализованный в пакете EViews 8. Результаты тестирования для интервала 1999Q1–2015Q2 приведены в табл. 4.

Таблица 4. Результаты тестирования коинтеграции ВВП производства электроэнергии

Тест	Нулевая гипотеза	P-значение
Hansen instability	Ряды коинтегрированы	> 0.2
Engle–Granger	Ряды не коинтегрированы	0.002
Phillips–Ouliaris	Ряды не коинтегрированы	0.002

Таким образом, ВВП и производство электроэнергии можно считать коинтегрированными. В этом случае для оценки коинтеграционного вектора достаточно применить к уравнению (18) обычный метод наименьших квадратов. Получаем соотношение

$$GDP = -6.102 + 2.758 \cdot PMPNE_E + \hat{e}, \quad R^2 = 0.966, \quad (19)$$

в котором уровень значимости переменных меньше 1%. Для интервала 1999Q1–2013Q3 выводы не меняются, а именно, ряды коинтегрированы, и соответствующее коинтеграционное соотношение мало отличается от (19):

$$GDP = -6.054 + 2.749 \cdot PMPNE_E + \hat{e}, \quad R^2 = 0.967.$$

Отметим, что аналогичные процедуры не выявляют коинтеграции ВВП с любым другим рассматриваемым временным рядом.

5. Выводы

Концепция коинтеграции, предложенная еще в работе (Granger, 1981) и развитая в (Engle, Granger, 1987), предполагает, что линейная комбинация нестационарных рядов является стационарной в течение некоторого длительного промежутка времени. Однако, как показывает практика, из-за различных экономических шоков коинтеграционное соотношение может меняться со временем, что приводит к необходимости изучения коинтеграции с эндогенным структурным сдвигом.

В данной работе проблема коинтеграции при наличии эндогенного структурного сдвига исследована на примере взаимосвязи макропоказателей России (ВВП, денежный агрегат М2, реальный эффективный обменный курс рубля, расходы консолидированного бюджета) и производства электроэнергии в России. Полученные результаты указывают на наличие коинтеграции (в присутствии эндогенного структурного сдвига) между макроэкономическими показателями российской экономики и производством электроэнергии, что эмпирически подтверждает тот факт, что производство электроэнергии служит индикатором экономической активности. При этом все тесты, проведенные для разных моделей структурного сдвига, указывают на его наличие во 2-м квартале 2009 г. Данный факт связан с финансово-экономическим кризисом 2008–2010 гг., а также сложной реформой электроэнергетики (включая приватизацию РАО ЕЭС) в эти годы, что привело к сдвигам в объеме и структуре производства электроэнергии в России.

Список литературы

Григорьев Л. М., Курдин А. А. (2013). Экономический рост и спрос на энергию. *Экономический журнал ВШЭ*, 17 (3), 414–432.

Динамика потребления энергии как индикатор экономической активности (2016). *Бюллетень социально-экономического кризиса в России*, 10. <http://ac.gov.ru/files/publication/a/7945.pdf>.

Елисеева И. И. (2004). Измерение теневой экономической деятельности в России. *Безопасность Евразии*, 2 (16), 260–282.

Костин А. В. (2011). Опыт измерения теневой экономики в западной литературе. *Вестник НГУ. Серия: Социально-экономические науки*, 11 (4), 34–43.

Нигматулин Б. И. (2014). Прогноз электропотребления, ВВП, инвестиций в основной капитал в России. <http://www.proatom.ru/modules.php?name=News&file=article&sid=5114>.

Banerjee A., Dolado J. J., Galbraith J. W., Hendry D. F. (1993). *Cointegration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford University Press, Oxford.

Engle R. F., Granger C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251–276.

Fiege E. L., Urban I. (2007). Measuring underground (unobserved, non-observed, unrecorded) economies in transition countries: can we trust GDP? *Munich Personal RePEc Archive*. <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/7345/>.

Granger C. W. J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16 (1), 121–130.

Gregory A. W., Hansen B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70 (1), 99–126.

Johansen S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in the presence of linear trend. *Econometrica*, 59 (6), 1551–1580.

Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P., Shin Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54 (1–3), 159–178.

Phillips P. C. B. (1987). Time series regression with a unit root. *Econometrica*, 55 (2), 277–301.

Rautava J. (2004). The role of oil prices and real exchange rate in Russia's economy — a cointegration approach. *Journal of Comparative Economics*, 32 (2), 315–327.

Поступила в редакцию 25.05.2016;
принята в печать 19.08.2016.

Arkhipov R., Katyshev P. Electric power generation and GDP in Russia: Cointegration analysis. *Applied Econometrics*, 2016, v. 44, pp. 38–49.

Roman Arkhipov

National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russian Federation;
arkhipovu@gmail.com

Pavel Katyshev

National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russian Federation;
pkatyshev@hse.ru

Electric power generation and GDP in Russia: Cointegration analysis

We consider the problem of cointegration of the macro indices of Russian economy (GDP, money aggregate M2, budget expenses, real effective exchange rate) and electric power generation. It is assumed that on time interval (1999–2015) under consideration a structural change (regime shift) is allowed, and as a result the cointegration relationship may be changed. The existence of cointegration is established and the moment of the structural change is estimated.

Keywords: time series; unit root; cointegration; structural change.

JEL classification: C20; C22; E01.

References

Grigoryev L., Kurdin A. (2013). Economic growth and demand for energy. *HSE Economic Journal*, 17 (3), 414–432 (in Russian).

Dinamika potreblenija jenerгии kak indikator jekonomicheskoy aktivnosti (2016). Bjulleten' social'no-jekonomicheskogo krizisa v Rossii, 10. <http://ac.gov.ru/files/publication/a/7945.pdf> (in Russian).

Eliseeva I. I. (2004). Izmerenie tenevoj jekonomicheskoy dejatel'nosti v Rossii. *Bezopasnost' Evrazii*, 2 (16), 260–282 (in Russian).

Kostin A. V. (2011). The experience of estimation the size of the shadow economy in Western literature. *Vestnik NGU, Serija: Social'no-jekonomicheskie nauki*, 11 (4), 34–43 (in Russian).

Nigmatulin B. I. (2014). Prognoz jelektropotreblenija, VVP, investicij v osnovnoj kapital v Rossii. <http://www.proatom.ru/modules.php?name=News&file=article&sid=5114> (in Russian).

Banerjee A., Dolado J. J., Galbraith J. W., Hendry D. F. (1993). *Cointegration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford University Press, Oxford.

Engle R. F., Granger C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251–276.

Fiege, E. L., Urban, I. (2007). Measuring underground (unobserved, non-observed, unrecorded) economies in transition countries: can we trust GDP? *Munich Personal RePEc Archive*, <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/7345/>.

Granger C. W. J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16 (1), 121–130.

Gregory A. W., Hansen B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70 (1), 99–126.

Johansen S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in the presence of linear trend. *Econometrica*, 59 (6), 1551–1580.

Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P., Shin Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54 (1–3), 159–178.

Phillips P. C. B. (1987). Time series regression with a unit root. *Econometrica*, 55 (2), 277–301.

Rautava J. (2004). The role of oil prices and real exchange rate in Russia's economy — a cointegration approach. *Journal of Comparative Economics*, 32 (2), 315–327.

Received 25.05.2016; accepted 19.08.2016.