*Прикладная эконометрика, 2016, NN, с. ХХ–ХХ.*

*Applied Econometrics, 2016, NN, pp. ХХ–ХХ.*

***Р. Ю. Архипов[[1]](#footnote-2), П. К. Катышев[[2]](#footnote-3)***

**ПРОИЗВОДСТВО ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ В РОССИИ И ВВП: АНАЛИЗ КОИНТЕГРАЦИИ**

**1. Введение**

Считается, что производство электроэнергии не является прямым отражением объема ВВП и его прироста. На динамику производства электроэнергии действует особый набор факторов, характерный для определенного периода времени. Еще в 1990–х годах в условиях тяжелого кризиса российской экономики (спад ВВП в 1998 году на 43% по отношению к 1990 году) спрос на электроэнергию реагировал более плавно (за те же 8 лет он сократился лишь на 25%). В то время даже проводились попытки рассматривать динамику электропотребления как отражение скрытой экономической активности. Промышленный спад экономики обычно отражается на спросе на электроэнергию, что связано со структурой потребления, определяемой промышленностью (50% спроса), другими секторами хозяйства, а также погодой.

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 её 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. Особенностью работы является то, 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 I квартала 1999 года по II квартал 2015 года, 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, 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 втором квартале 2009 года.

**2. Данные**

В работе использованы квартальные данные с I квартала 1999 по II квартал 2015 гг. (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 года, млрд. руб. (Росстат)
2. *M2* – денежный агрегат М2 в постоянных ценах 2008 года, 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 года, млрд. руб. Консолидированный бюджет Российской Федерации составляют федеральный бюджет и консолидированные бюджеты субъектов Российской Федерации. 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 России и производства электроэнергии.

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, Dolado (1993) из программного пакета R (adf.test). Также ряды были проверены на стационарность 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 нам, что верная спецификация модели для теста KPSS, скорее всего, содержит константу и тренд.

**Табл. 1.** Результаты тестирования рядов на единичные корни

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Тест** | **Н0** | ***GDP*** | ***M2*** | ***REER*** | ***CBEX\_Q*** | ***PMPNE\_E*** |
| ADF | Unit root | –2.674 | –2.223 | –2.430 | –2.529 | –1.558 |
| KPSS | Level stationarity | 0.985 | 1.007 | 0.864 | 1.025 | 0.999 |
| KPSS | Trend stationarity | 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 таблице 2.

**Табл. 2.** Результаты тестирования первых разностей рядов на единичные корни

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Тест** | **Н0** | ***GDP*** | ***M2*** | ***REER*** | ***CBEX\_Q*** | ***PMPNE\_E*** |
| ADF | Unit root | –3.578 | –4.915 | –8.629 | –11.140 | –8.670 |
| KPSS | Level stationarity | 0.593 | 0.505 | 0.673 | 0.327 | 0.117 |
| KPSS | Trend stationarity | 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 связана с тем, что верной 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 переменными, соответствующими этим рядам. 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. Поэтому коинтеграционное уравнение лучше понимать не как долгосрочное равновесие, а как равновесие, устойчивое на некотором (довольно длительном) промежутке времени. Это равновесие, построенное по данным, описывающим определенный период (Gregory, Hansen, 1996). Поэтому далее понятие долгосрочного равновесия или долгосрочной взаимосвязи будет пониматься именно в этом смысле.

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 гг. в стране было несколько таких изменений. В такой непредсказуемой экономике долгосрочные взаимосвязи, описываемые коинтеграционным соотношением, могут меняться, поэтому необходимо изучить возможность изменения коинтеграционного соотношения.

Работа (Gregory, Hansen, 1996) предполагает такую возможность, так как рассматривает модели, в которых коинтеграционный вектор различен на разных участках 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 неизвестен.

В работе (Gregory, Hansen, 1996) используются следующие обозначения.  **—** одномерный вектор,  **—** *m*–мерный вектор. Тогда стандартная модель коинтеграции, которая подразумевает отсутствие структурных сдвигов, может быть записана в следующем виде:

 (1)

Здесь предполагается, что исходные ряды  и  имеют порядок интеграции, равный 1, то есть содержат единичный корень, а ряд  является стационарными, т.е. *I*(0)–процессом. Как уже отмечалось выше, во многих случаях модель (1) интерпретируется как долгосрочное равновесие между переменными  и , при этом считается, что коэффициенты  и  не меняются со временем.

Однако может быть такая ситуация, когда коинтеграция присутствует некоторый довольно длительный период времени, после чего меняется на новое долгосрочное равновесие. Этот структурный сдвиг будет отражен в изменении константы  и/или вектора коэффициентов наклона . При этом предполагается, что момент изменения коинтеграционного вектора заранее неизвестно.

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

 (2)

где  **—** неизвестный параметр, который указывает на долю времени, прошедшего от начала наблюдений до момента сдвига, во всем периоде наблюдений,  — количество наблюдений. Квадратные скобки означают целую часть, т.е.  — это момент изменения коинтеграционного соотношения.

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

 (модель С). (3)

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

 (модель C/T). (4)

Также первая модель может быть усложнена дополнительным изменением коэффициентов наклона в момент сдвига до модели C/S (constant/slope):

 (модель C/S). (5)

Здесь  и  представляют собой коэффициенты наклона и константы до структурного сдвига, а  и  — соответствующие изменения после момента сдвига. Иными словами, на интервале времени  коинтеграционный вектор есть .

Подход, предложенный в работе (Gregory, Hansen, 1996), позволяет проверять гипотезу **H0**, против альтернативной гипотезы **H1** для каждой из трех моделей коинтеграции со структурным свдигом:

**H0:** отсутствие коинтеграции между рядами;

**H1:** наличие коинтеграции со структурным сдвигом.

Тестовые статистики при этом строятся для каждой из трёх моделей (3)–(5), для всех возможных параметров структурного сдвига  рассчитывается тестовая статистика, при этом *T* выбирается, как любое компактное подмножество . В данной статье авторами выбрано множество , так как мы считаем, что коинтеграционное соотношение наблюдалось на некотором промежутке времени. (???)

В работе (Gregory, Hansen, 1996) предложены следующие три тестовые статистики.

Выбирается компактное множество  и для каждого значения параметра  оценивается одна из трёх моделей коинтеграции со структурным сдвигом (3)–(5) методом МНК, откуда получается вектор остатков . Далее берется их первая разность после чего строится регрессия  на  и на лагированные значения первых разностей . При этом число *K* выбирается перебором вниз, начиная с некоторого , до получения первого значимого коэффициента при соответствующей переменной . Статистика  представляет собой *t*–статистику коэффициента перед переменной . Иными словами, величина  — это обычная статистика теста Дики–Фуллера при фиксированном значении .

Две других статистики связаны с тестом Филлипса (Phillips, 1987) и строятся следующим образом. Сначала с помощью МНК оценивается регрессия остатков  на лагированные значения остатков , откуда получаются остатки второго уровня . Далее строится регрессия остатков  на лагированные значения остатков , откуда получается вектор коэффициентов , и вычисляются статистики Филлипса:

, (6)

, (7)

где

, (8)

, (9)

,  (10)

, (11)

, (12)

, (13)

. (14)

В данной статье авторами выбрано множество . так как мы считаем, что коинтеграционное соотношение наблюдалось на некотором промежутке времени. (???)

Наконец, для тестирования коинтеграции надо найти минимумы (по ) статистики  и статистик Филлипса  и  (6)–(7), т.е. вычислить величины

, (15)

, (16)

. (17)

При малых значениях этих статистик гипотеза о наличии единичного корня в остатках отвергается. При этом структурный сдвиг имеет место в момент , где  — точка минимума величин  и , .

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

**H0:** есть единичный корень в остатках  (или отсутствие коинтеграции между исходными рядами  и ),

против альтернативы

**H1:** нет единичного корня в остатках  (или наличие коинтеграции со структурным сдвигом между рядами  и ).

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  используется логарифмированный ряд ВВП России (*GDP*); экзогенными переменными  являются (все ряды в логарифмах) денежный агрегат *М2*, расходы консолидированного бюджета (*CBEX\_Q*), реальный эффективный валютный курс рубля (*REER*), производство электроэнергии в России (*PMPNE\_E*). Результаты оценки коинтеграционного соотношения для различных моделей, а также моменты структурного сдвига приведены в Таблице 3.

**Таблица 3.** Результаты оценки коинтеграции со структурным сдвигом

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Квартальные данные:  1999Q1 – 2015Q2 | | Квартальные данные:  1999Q1 – 2013Q3 | |
| Модель | Значение статистики | Момент сдвига | Значение статистики | Момент сдвига |
|  |  | | | |
| **C** | –4.61 | (2009 Q2) | –5.93\*\* | (2009 Q2) |
| **C/T** | –3.84 | (2009 Q2) | –5.41 | (2009 Q2) |
| **C/S** | –5.47 | (2009 Q1) | –5.80 | (2009 Q1) |
|  |  | | | |
| **C** | –4.76 | (2009 Q2) | –5.99\*\* | (2009 Q2) |
| **C/T** | –3.93 | (2009 Q2) | –5.46 | (2009 Q2) |
| **C/S** | –5.59 | (2009 Q2) | –5.85 | (2009 Q1) |
|  |  | | | |
| **C** | –39.91 | (2009 Q2) | –44.82 | (2009 Q2) |
| **C/T** | –30.64 | (2009 Q2) | –40.08 | (2009 Q2) |
| **C/S** | –47.45 | (2009 Q1) | –43.14 | (2009 Q2) |

\* нулевая гипотеза отвергается на 10% уровне значимости.

\*\* нулевая гипотеза отвергается на 5% уровне значимости.

\*\*\* нулевая гипотеза отвергается на 1% уровне значимости.

При исследовании квартальных данных с 1999 по 2015 гг. тесты не отвергают на 10% уровне значимости гипотезу об отсутствии коинтеграции. Однако, минимумы всех статистик, кроме  и  для модели C/S (5), а значит, и структурный сдвиг, приходятся на 2 квартал 2009 года. Минимум статистик  и  для модели со структурным сдвигом C/S (5), в которой изменение происходит как в коэффициенте константы, так и в коэффициентах наклона приходится на 1 квартал 2009 года. Так как все модели достигают минимума в одной точке, то можем сделать вывод, что коинтеграция со структурным сдвигом между рядами присутствует, а сам факт структурного сдвига приходится на 2 квартал 2009 года.

Возможно, что необходимо отбросить часть наблюдений, с 4 квартала 2013 по 2 квартал 2015 года, так как именно в этот период экономическое состояние России было весьма изменчивым. При исследовании ряда с 1999 по 2013 год значение всех статистик уменьшается и статистики  и отвергают на 5% уровне значимости гипотезу об отсутствии коинтеграции в пользу модели коинтеграции со структурным сдвигом C (3), в которой изменение происходит только в константе. Минимумы всех статистик, кроме  и  для модели C/S (5), а значит, и структурный сдвиг для этих моделей, как и ранее, приходятся на 2 квартал 2009 года. Минимум статистик  и  для модели со структурным сдвигом C/S (5), в которой изменение происходит как в коэффициенте константы, так и в коэффициентах наклона приходится на 1 квартал 2009 года. Таким образом, все модели указывают на наличие структурного сдвига во 2 квартале 2009 года, что было связано с финансово–экономическим кризисом 2008–2010 годов.

Значимость тестов в целом выросла при исследовании более короткого промежутка времени, однако сократилось число наблюдений. Зависимость корректности теста от числа наблюдений была исследована в работе Gregory, Hansen (1996). Данный факт говорит о том, что часть наблюдений с 4 квартала 2013 по 2 квартал 2015 года действительно вносила много неопределённости в данные.

**5. Выводы**

Концепция коинтеграции, предложенная ещё в работе Granger (1981) и сформулированная в работе Engle, Granger (1987), формулируется как линейная комбинация нестационарных рядов, которая 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 была исследована на примере взаимосвязи макропоказателей России (ВВП, денежный агрегат М2, реальный эффективный обменный курс рубля, расходы консолидированного бюджета) и производством электроэнергии в Росиии. Результаты, полученные в данной работе, 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 квартале 2009 года. Данный факт связан с финансово–экономическим кризисом 2008–2010 годов, а также сложной реформой электроэнергетики (включая приватизацию РАО ЕЭС) в эти годы, что привело к сдвигам в объеме и структуре производства электроэнергии в России.

**4. Результаты оценки зависимости ВВП России   
от производства электроэнергии в России**

В качестве независимой переменной  используется логарифмированный ряд ВВП России (LGDP), в качестве эндогенных переменных используются ряды в логарифмах: денежного агрегата М2 (LM2), расходов консолидированного бюджета (LCBEX\_Q), реального эффективного валютного курса рубля (LREER), производства электроэнергии в России (LPMPNE\_E). Результаты оценки коинтеграционного соотношения для различных моделей, а также моменты структурного сдвига приведены в таблице (Табл. 3).

**Табл. 3.** Результаты оценки коинтеграции со структурным сдвигом

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

\*, \*\*, \*\*\* нулевая гипотеза отвергается на 10%, 5%, 1%–ном уровне значимости.

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

Возможно, что необходимо отбросить часть наблюдений, с 4 квартала 2013 по 2 квартал 2015 года, так как именно в этот период экономическое состояние России было весьма изменчивым. При исследовании ряда с 1999 по 2013 год статистика  отвергает на 5% уровне значимости, а статистика  на 1% уровне значимости гипотезу об отсутствии коинтеграции в пользу модели коинтеграции со структурным сдвигом C (3), в которой изменение происходит только в константе. Минимум статистики , а значит и структурный сдвиг приходится уже на 3 квартал 2009 года, а минимум статистики , как и ранее на 2 квартал 2009 года. На 5% уровне значимости гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергается в пользу модели коинтеграции со структурным сдвигом C/T (4), в которой изменение происходит только в константе при наличии тренда. Минимумы статистик также приходятся на 2 квартал 2009 года. Для модели коинтеграции со структурным сдвигом C/S (5), 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 квартала 2009 года. Таким образом, все модели указывают на наличие структурного сдвига во 2 квартале 2009 года, что было связано с финансово–экономическим кризисом 2008–2010 годов.

Значимость тестов в целом не выросла, а в некоторых, наоборот, снизилась при исследовании более короткого промежутка времени, так как сократилось число наблюдений и упала мощность теста. Зависимость мощности теста от числа наблюдений была исследована в работе Gregory, Hansen (1996).

**5. Выводы**

Концепция коинтеграции, предложенная ещё в работе Granger (1981) и сформулированная в работе Engle, Granger (1987), формулируется как линейная комбинация нестационарных рядов, которая 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 была исследована на примере взаимосвязи макропоказателей России (ВВП, денежный агрегат М2, реальный эффективный обменный курс рубля, расходы консолидированного бюджета) и производством электроэнергии в Росиии. Результаты, полученные в данной работе, 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 квартале 2009 года. Данный факт связан с финансово–экономическим кризисом 2008–2010 годов, а также сложной реформой электроэнергетики (включая приватизацию РАО ЕЭС) в эти годы, что привело к сдвигам в объеме и структуре производства электроэнергии в России.

**6. Список литературы**

Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., and 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: 251–276.

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

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

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in the presence of linear trend / *Econometrica* 59: 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: 159–178.

Phillips, P.C.B. (1987). Time series regression with a unit root / *Econometrica*, 55: 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: 315–327.

1. **Архипов Роман Юрьевич** — НИУ ВШЭ, Москва; arkhipovru@gmail.com. [↑](#footnote-ref-2)
2. **Катышев Павел Константинович** — НИУ ВШЭ, Москва; pkatyshev@hse.ru. [↑](#footnote-ref-3)