

Экономический журнал ВШЭ. 2016. Т. 20. № 4. С. 588–623.
HSE Economic Journal, 2016, vol. 20, no 4, pp. 588–623.

Тестирование наличия изломов в тренде структурной компоненты ВВП Российской Федерации¹

Полбин А.В., Скроботов А.А.

В статье делается попытка протестировать наличие структурных сдвигов в долгосрочных темпах роста структурной компоненты российского ВВП, а также провести их датировку. Для решения поставленных задач используется методология коинтегрирующей регрессии, в которой допускается долгосрочная зависимость логарифма уровня российского реального ВВП от логарифма уровня реальных мировых цен на нефть. В уравнение коинтегрирующей регрессии также вводится детерминированный линейный тренд, в котором допускаются изломы (изменения угла наклона без каких-либо сдвигов в уровне) и который интерпретируется в качестве долгосрочного уровня структурной компоненты ВВП РФ. Результаты эмпирического анализа свидетельствуют в пользу наличия двух структурных сдвигов в данном показателе на периоде с 1995 г.: в III квартале 1998 г. и в III квартале 2007 г., при этом дата второго сдвига идентифицируется на три квартала раньше по сравнению с аналогичной оценкой, полученной с помощью одномерных статистических тестов. Полученный результат может говорить о том, что структурные проблемы российской экономики начались раньше кризиса 2008–2009 гг. и на относительно высокие темпы роста непосредственно перед данным кризисом отечественную экономику вытягивали только нефтяные цены.

Результаты эмпирического анализа также показывают, что в спецификации коинтегрирующей регрессии с кусочно-линейным непрерывным трендом оценка долгосрочной эластичности по ценам на нефть снижается примерно в два раза по сравнению с оценками, полученными ранее в литературе

¹ Авторы выражают благодарность С.М. Дробышевскому, А.В. Зубареву, С.М. Селезневу, М.Ю. Турунцевой, Е. Курозуми и анонимному рецензенту за конструктивные обсуждения и ценные замечания.

Полбин Андрей Владимирович – к.э.н., заведующий лабораторией макроэкономического моделирования Института экономической политики им. Е.Т. Гайдара, старший научный сотрудник Центра экономического моделирования энергетики и экологии Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ. E-mail: apolbin@gmail.com

Скроботов Антон Андреевич – научный сотрудник Лаборатории макроэкономического прогнозирования Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ. E-mail: antonskrobotov@gmail.com

Статья поступила: 03.02.2016/Статья принята: 15.11.2016.

с помощью аналогичных моделей, и составляет приблизительно 0,1. Оценка средних темпов роста структурной компоненты до III квартала 2007 г. составляет 5,3% в год и 1,3% в год в последующие периоды времени. Свидетельств в пользу дополнительного третьего сдвига в окрестности текущего экономического кризиса не было обнаружено.

Ключевые слова: структурные сдвиги; долгосрочный рост; цены на нефть; единичные корни; российская экономика.

1. Введение

Сложившиеся в последние годы тенденции в динамике ВВП Российской Федерации не вызывают какого-либо оптимизма, особенно на фоне весьма интенсивного экономического развития до кризиса 2008–2009 гг. (ВВП в среднем увеличивался на 7% в год). Во многих исследованиях наблюдаемое замедление экономического роста связывается с проблемами отечественной экономики внутреннего характера, с исчерпанием факторов восстановительного роста после трансформационного спада и с замедлением роста структурной компоненты выпуска² (см., например: [Дробышевский, Полбин, 2015; Идрисов, Синельников-Мурылев, 2014; Кудрин, Гурвич, 2014]). Но может быть и другое более простое объяснение: растущие нефтяные цены являлись преобладающим фактором роста российской экономики. Период бурного роста нефтяных цен давно прекратился, поэтому какого-либо значительного экономического роста в последние годы не наблюдалось.

В настоящей работе делается попытка выявить природу изменений в экономическом росте РФ и ответить на вопрос, объясняется ли наблюдаемое замедление темпов роста российского ВВП в последние семь лет сугубо внешнеэкономическими условиями, или в отечественной экономике также происходили изменения внутренних долгосрочных факторов роста. Ответ на поставленный вопрос о наличии сдвигов в долгосрочном росте структурной компоненты, на наш взгляд, не является очевидным и требует формального статистического тестирования. Обе гипотезы о причинах изменений в средних темпах роста ВВП являются оправданными.

Для иллюстрации на рис. 1 мы сопоставили временной ряд логарифма уровня ВВП РФ в постоянных ценах 2003 г.³ с искусственно смоделированным временным рядом

² Следуя работе [Казакова, Синельников-Мурылев, 2009], под структурной компонентой ВВП мы будем понимать составляющую ВВП, очищенную от влияния важнейшего фактора внешнеэкономической конъюнктуры для экономики России – нефтяных цен. Влияние нефтяных цен на выпуск в долгосрочном периоде может происходить, например, через канал накопления капитала в связи с увеличением доходности инвестирования в отдельных отраслях экономики, а в краткосрочном периоде через неокейнсианские каналы за счет изменения загрузки мощностей в ответ на изменения агрегированного спроса (подробнее см.: [Идрисов и др., 2014]).

³ Для построения графика был использован ВВП российской экономики с I квартала 1995 г. по II квартал 2015 г. в постоянных ценах 2003 г., который был построен сцеплением временных рядов в постоянных ценах 2003 г. и 2008 г. Источник данных: Национальные Счета, Росстат. Использовались данные, построенные в старой методологии до внедрения положений СНС 1993 г. в 2015 г. Сезонная компонента удалена с помощью фильтра X-12-ARIMA.

$\log GDP_t^*$, построенным согласно следующему стохастическому процессу без каких-либо изменений в параметрах модели:

$$(1) \quad \log GDP_t^* = 8,3 + 0,005t + 0,2 \log p_t^{oil} + 0,01\varepsilon_t,$$

где $\log p_t^{oil}$ – логарифм реальных цен на нефть марки Brent (дефлированных на сезонно сглаженный индекс потребительских цен США)⁴; t – тренд (единица измерения – квартал); $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ – случайная ошибка.



Рис. 1. Временной ряд логарифма реального ВВП

Здесь мы предположили наличие долгосрочной зависимости ВВП, GDP_t^* , от нефтяных цен с эластичностью по реальным ценам на нефть, равной 0,2. Аналогичные по величине оценки долгосрочной эластичности ВВП РФ по ценам на нефть были получены в работах [Beck et al., 2007; Kuboniwa, 2014; Rautava, 2013]. Также мы предположили умеренные долгосрочные темпы роста структурной компоненты ВВП 2% в год (0,5% в квартал)⁵. Как показано на графике, искусственно смоделированный временной ряд демонстрирует схожие тенденции с фактической динамикой реального ВВП РФ. Как и для ВВП РФ, в нем можно выделить три отчетливых сегмента с существенно различными средни-

⁴ Источник данных для цен на нефть: International Financial Statistics, IMF. Источник данных для сезонно сглаженного индекса потребительских цен США: Federal Reserve Economic Data (FRED).

⁵ Первая разность логарифма уровня ВВП равна темпу роста реального ВВП с точностью до членов второго порядка. Соответственно, в дальнейшем под темпом роста ВВП мы будем понимать $\Delta \log GDP_t$.

ми темпами роста. Соответственно, гипотеза о том, что наблюдаемые изломы реального ВВП РФ обусловлены сугубо внешнеэкономическими факторами, представляется оправданной. Если же предположить, что зависимость отечественного выпуска от нефтяных цен в долгосрочной перспективе близка к нулю, то наблюдаемые изломы в трендовой функции ВВП РФ должны объясняться сдвигами в долгосрочных темпах роста его структурной компоненты, что обосновывает альтернативную гипотезу. Выбор между данными гипотезами в настоящей работе производится на основе методов регрессионного анализа.

Решение поставленной задачи идентификации структурных сдвигов может иметь ряд важных практических применений. Во-первых, наличие сдвигов нужно учитывать при построении прогнозов, особенно долгосрочных, так как стандартные эконометрические методы без учета сдвигов могут давать сильно смещенные и несостоятельные оценки параметров процесса порождения данных. Соответственно, в условиях российской экономики мы можем получить сильно смещенные оценки эластичности выпуска по ценам на нефть и долгосрочных темпов роста структурной компоненты ВВП, что приведет к некорректным прогнозам будущего экономического развития. Данная проблема будет касаться и условных прогнозов с заданными траекториями структурной компоненты и нефтяных цен из-за некорректной оценки эластичности выпуска по ценам на нефть.

Во-вторых, соответствующие смещения параметров могут приводить к неправильной идентификации фазы делового цикла и неверным рекомендациям по выработке мер денежно-кредитной политики в области стимулирования выпуска. Современная денежно-кредитная политика Банка России во многом опирается на оценку фазы делового цикла и на понятие разрыва выпуска [Юдаева, 2014], а сами оценки данных показателей, полученные с помощью различных методов, на регулярной основе публикуются в докладах о денежно-кредитной политике (см., например: [Банк России, 2015]). Проблематика построения оценок компоненты делового цикла РФ в настоящий момент активно обсуждается и в академической литературе [Дубовский и др., 2015; Орлова, Егиев, 2015; Смирнов и др., 2015; Синельников-Мурылев и др., 2014]. В свою очередь, как показано в работе Перрона и Вада [Perron, Wada, 2009], наличие структурного сдвига в долгосрочных темпах роста может кардинально повлиять на декомпозицию ВВП на трендовую и циклическую компоненты.

Несмотря на то, что основной целью настоящей работы является тестирование наличия сдвигов в долгосрочных темпах роста структурной компоненты российского ВВП, в первом разделе для полноты анализа мы остановимся на результатах одномерных тестов на наличие структурных сдвигов и единичного корня во временном ряде логарифма ВВП. Во-первых, нам необходимо определить порядок интегрированности ряда ВВП. Логарифм выпуска может быть стационарным около детерминированного тренда и, соответственно, в данном случае никакой речи о коинтегрирующей регрессии идти не может. Во-вторых, одномерное представление для временного ряда ВВП является более общим. Если существует коинтеграция между выпуском и нефтяными ценами, то существует и одномерное представление для стохастического процесса выпуска. Обратное же неверно. Наличие сдвигов в модели коинтегрирующей регрессии влечет за собой наличие сдвигов в одномерном представлении процесса порождения данных для ВВП.

Действительно, пусть динамика выпуска GDP_t описывается в виде следующей долгосрочной взаимосвязи:

$$\log GDP_t = \mu + \beta t + \gamma \log p_t^{oil} + u_t,$$

где μ , β , γ – параметры; u_t – стационарный процесс с нулевым средним.

Пусть также в довольно общем случае логарифм нефтяных цен является нестационарным процессом следующего вида:

$$\log p_t^{oil} = \phi + \log p_{t-1}^{oil} + v_t,$$

где ϕ – параметр сноса; v_t – стационарный процесс с нулевым средним.

Тогда после элементарных математических преобразований можем получить следующий одномерный нестационарный стохастический процесс для выпуска:

$$\log GDP_t = \beta + \phi\gamma + \log GDP_{t-1} + u_t - u_{t-1} + \gamma v_t,$$

где ошибка $u_t - u_{t-1} + \gamma v_t$ по определению является стационарным процессом с нулевым средним.

Следовательно, наличие сдвига в параметре долгосрочного темпа роста структурной компоненты β будет также означать наличие сдвига в параметре темпов роста $\beta + \phi\gamma$ в одномерном представлении временного ряда для выпуска. Если при этом логарифм реальных нефтяных цен является случайным блужданием без сноса, о чем свидетельствуют, например, результаты работы [Alquist et al., 2013], т.е. $\phi = 0$, то долгосрочные темпы роста реального ВВП и его структурной компоненты совпадут. Конечно, наличие сдвига в одномерном представлении временного ряда не гарантирует наличие сдвига именно в структурной компоненте. Данный сдвиг может происходить за счет изменений конъюнктурной компоненты⁶.

Тем не менее для полноты картины во втором разделе статьи мы останавливаемся на одномерных статистических тестах, цель которых заключается в определении порядка интегрированности и в получении предварительных результатов относительно наличия структурных сдвигов, в третьем разделе переходим к тестам на основе модели коинтегрирующей регрессии.

2. Результаты одномерного статистического анализа

Классические работы по тестированию структурных сдвигов в долгосрочных темпах роста опираются на одномерное представление исследуемого временного ряда (см., например: [Perron, 2006; Aue, Horvath, 2012; Jandhyala et al., 2016]). И в настоящем разделе мы применим базовый аппарат одномерных статистических тестов в качестве отправной точки исследования.

⁶ Могут также наблюдаться синхронные структурные сдвиги определенной величины в динамике нефтяных цен, которые будут нивелировать сдвиги в структурной компоненте ВВП, и каких-либо сдвигов в одномерном представлении процесса порождения данных для ВВП в данном случае не будет наблюдаться.

Выявление наличия структурных сдвигов, т.е. изменений в параметрах процесса порождения данных, является достаточно нетривиальной задачей на выборках малой размерности. Пусть, для определенности, логарифм уровня ВВП в постоянных ценах является $I(1)$ процессом (возможно, с учетом наличия структурных сдвигов) и первая разность рассматриваемого показателя описывается следующим уравнением:

$$(2) \quad \Delta \log GDP_t = \beta + v_t,$$

где $\Delta \log GDP$ – первая разность логарифма уровня ВВП в постоянных ценах; β – его безусловное математическое ожидание; v_t – некоторый стационарный процесс с нулевым средним.

В отдельные периоды времени темпы роста ВВП могут быть на систематически высоком уровне, в другие периоды времени темпы роста могут оказаться низкими. Различие в средних темпах роста на отдельных временных отрезках может объясняться, с одной стороны, изменением параметра безусловного математического ожидания β , т.е. структурным сдвигом, с другой стороны, реализацией последовательности в среднем положительных или отрицательных случайных шоков и, возможно, высокой автокоррелированностью процесса v_t , что препятствует быстрому затуханию во времени влияния данных шоков.

Соответственно, проблема тестирования наличия структурных сдвигов заключается в задаче выбора между этими двумя случаями и определении вероятности того, что на отдельных отрезках времени среднее значение реализации случайной величины v_t отлжно от нуля. В асимптотической теории по структурным сдвигам⁷ к бесконечности стремится как размер всей выборки, так и минимальная ширина отрезка, в пределах которого система должна эволюционировать без каких-либо изменений в параметрах. И на отрезках времени большой продолжительности идентифицировать наличие структурного сдвига достаточно легко, так как значимое отклонение среднего v_t от нуля по теореме Биркгофа – Хинчина будет являться маловероятным событием. На выборках же малой размерности, что особо актуально для российской экономики, значимое отклонение среднего v_t от нуля является достаточно вероятным событием и, соответственно, можно неверно идентифицировать наличие структурного сдвига в ситуации простой последовательной реализации в среднем положительных или отрицательных шоков.

В данных условиях весьма актуальным становится привлечение дополнительной информации в виде уточнения эмпирической модели и использования дополнительных

⁷ Под асимптотической теорией по структурным сдвигам мы понимаем теорию получения асимптотических распределений при некоторых общепринятых предположениях на датировку сдвига. Обычно в данной теории акцентируется внимание не на собственно дате структурного сдвига, скажем, T_1 , а на так называемой доле даты сдвига относительно объема выборки T , т.е. величине $\lambda_1 = T_1 / T$. Данная величина показывает местоположение сдвига в выборке, что является удобным для получения необходимых результатов. В дальнейшем для простоты изложения мы будем говорить о дате сдвига, принимая во внимание, что корректнее говорить именно о доле даты сдвига.

данных для увеличения робастности выводов статистического анализа. В частности, Хансеном [Hansen, 1995] было показано, что при тестировании гипотезы о наличии единичного корня включение в модель стационарных регрессоров, имеющих объясняющую силу, способно сильно увеличить мощность исходных тестов. Наличие дополнительной информации о структуре ошибки в уравнении (2) мы попробуем учесть в разделе 3 в рамках моделирования зависимости отечественного выпуска от мировых цен на нефть.

2.1. Оценивание количества структурных сдвигов

В эмпирическом анализе мы использовали ВВП российской экономики с I квартала 1995 г. по II квартал 2015 г. в постоянных ценах 2003 г., который был построен сцеплением временных рядов в постоянных ценах 2003 г. и 2008 г. Из полученного ряда была удалена мультипликативная сезонная компонента с помощью фильтра X-12-ARIMA в программном пакете Eviews, после чего ряд был прологарифмирован. Чувствительность результатов работы к сезонному сглаживанию обсуждается в Приложении 1.

За время рецензирования настоящей статьи и подготовки ее к публикации, с одной стороны, появилось еще несколько дополнительных точек, и выборку можно было бы расширить, с другой стороны, в 2015 г. Росстат перешел на новую методологию расчета ВВП, что делает временные ряды несопоставимыми. На сегодняшний день в новой методологии доступен временной ряд ВВП в постоянных ценах только с I квартала 2011 г. по II квартал 2016 г. В данных условиях в базовом эконометрическом анализе мы останавливаемся на показателе ВВП с I квартала 1995 г. по II квартал 2015 г. в постоянных ценах 2003 г., построенном в старой методологии. Для робастности выводов мы также проанализируем чувствительность полученных результатов в модели коинтегрирующей регрессии раздела 3 к выбору альтернативного показателя реального ВВП, построенного на периоде с I квартала 1995 г. по II квартал 2016 г., который будет получен с помощью сцепления временных рядов в старой и новой методологии.

Если ряд логарифма ВВП является стационарным, то тестировать количество структурных сдвигов можно на основе следующей модели:

$$(3) \quad \begin{aligned} \log GDP_t &= \mu_0 + \beta_0 t + \mu_1 DU_t(T_1^0) + \beta_1 DT_t(T_1^0) + \dots + \mu_m DU_t(T_m^0) + \beta_m DT_t(T_m^0) + u_t, \\ u_t &= \alpha u_{t-1} + \varepsilon_t, \end{aligned}$$

где T_j^0 , $j = 1, \dots, m$ – даты структурных сдвигов; $DU_t(T_j^0) = I(t > T_j^0)$ – переменная, отвечающая за сдвиг в уровнях; $DT_t(T_j^0) = (t - T_j^0)I(t > T_j^0)$ – переменная, отвечающая за изменение наклона тренда; $I(\bullet)$ – индикатор-функция, а ошибки ε_t удовлетворяют предположениям [Phillips, Solo, 1992] (являются стационарным линейным процессом).

Другими словами, если процесс $\log GDP_t$ является стационарным относительно детерминированной компоненты, то $|\alpha| < 1$ и можно получать обычные статистические выводы на основе оценивания данной регрессии в уровнях, т.е. равномерно наиболее мощными несмещенными (UMPV, uniformly most powerful unbiased) тестами для проверки ги-

тесты о коэффициентах μ_j и β_j , $j = 1, \dots, m$ будут обычные t -тесты. Если процесс имеет единичный корень, то $\alpha=1$ и для построения равномерно наиболее мощных несмещенных тестов на коэффициенты в модели необходимо переходить к модели в первых разностях следующего вида:

$$(4) \quad \Delta \log GDP_t = \beta_0 + \mu_1 D_t(T_1^0) + \beta_1 DU_t(T_1^0) + \dots + \mu_m D_t(T_m^0) + \beta_m DU_t(T_m^0) + \Delta u_t,$$

где $D_t(T_j^0) = I(t = T_j^0)$, $j = 1, \dots, m$.

При неправильном выборе порядка интегрированности тесты на значимость коэффициентов при переменных, отвечающих за сдвиги, будут приводить к ложным выводам (либо переоценивать количество сдвигов, либо недооценивать). Для решения проблемы определения количества сдвигов мы используем процедуру Собрейра и Нунеса [Sobreira, Nunes, 2016], которая является робастной к порядку интегрированности исходного ряда. Мы также рассмотрели в нашем исследовании процедуру Кейривала и Перрона [Kejriwal, Perron, 2010a]. Однако, хотя данная процедура является состоятельной, ее сложно использовать на малых выборках.

Причина заключается в том, что на каждом следующем шаге процедура использует выборки заведомо меньшего объема, поскольку при тестировании наличия l сдвигов против того, что на самом деле ряд содержит $l+1$ сдвиг, фактически производится тестирование наличия единственного сдвига в каждом из $l+1$ сегментов, заключающихся между сдвигами. Если сегменты в какой-то момент становятся достаточно малы, то процедура последовательного тестирования наличия l сдвигов против того, что на самом деле ряд содержит $l+1$ сдвигов для всех $l = 0, 1, \dots$, во многих случаях не остановится. Требование рассматривать каждый сегмент по отдельности происходит от особого вида тестовой статистики, являющейся логарифмом от среднего значения экспоненты статистики Вальда по всем возможным датам сдвигов. Применяя процедуру Кейривала и Перрона [Kejriwal, Perron, 2010a] для российского ВВП, мы получили, что эта процедура не остановилась, чего, в целом, и следовало ожидать для российских макроэкономических рядов небольшой продолжительности. Подход Собрейра и Нунеса [Sobreira, Nunes, 2016], однако, не подвержен недостатку процедуры [Kejriwal, Perron, 2010a], поскольку использует информацию по всей выборке, т.е., как будет показано ниже, F -статистики строятся на основе модели, включающей в себя всю выборку. Следовательно, далее мы описываем и применяем в нашем анализе только процедуру [Sobreira, Nunes, 2016]. Отметим, что тесты [Sobreira, Nunes, 2016; Kejriwal, Perron, 2010a] являются состоятельными, т.е. при проверке гипотезы о количестве сдвигов, меньшем, чем истинное, гипотеза будет отвергаться с вероятностью, стремящейся к единице. При проверке гипотезы о количестве сдвигов, равном истинному, существует вероятность ошибки первого рода, что влечет выбор более высокого значения количества сдвигов, чем истинное⁸.

⁸ Здесь мы акцентируем внимание на том, что оценка количества сдвигов не является состоятельной по формальному определению состоятельности оценки, но асимптотически она не будет давать меньшее значение количества сдвигов, чем истинное. Например, пусть число сдвигов равно k . Мы (асимптотически) с вероятностью единица не выберем число сдвигов, меньшее,

Процедура [Sobreira, Nunes, 2016] аналогична процедуре для стационарного случая, предложенной в работе [Bai, Perron, 1998], и заключается в следующем. Сначала тестируется гипотеза об отсутствии сдвига с помощью построения определенной статистики, о которой будет сказано ниже, против альтернативы о наличии одного сдвига. Если гипотеза не отвергается, процедура останавливается. В противном случае оценивается дата сдвига на основе минимизации суммы квадратов остатков по всем возможным датам сдвига. После этого оцененная дата сдвига фиксируется в модели, и производится тестирование гипотезы об отсутствии дополнительного сдвига против альтернативы о его наличии (это эквивалентно тестированию гипотезы о наличии только одного сдвига против альтернативы о наличии двух сдвигов). Снова при неотвержении гипотезы процедура останавливается. В противном случае производится оценивание дат двух сдвигов путем глобальной минимизации суммы квадратов остатков, а затем производится тестирование наличия дополнительного, третьего, сдвига.

Тестовая статистика, проверяющая нулевую гипотезу о наличии l сдвигов против альтернативы, что сдвигов $l+1$, строится как

$$(5) \quad F_{\lambda}^*(l+1|l) = \lambda \left(S_0(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_{l+1}), S_1(\tilde{\lambda}_1, \dots, \tilde{\lambda}_{l+1}) \right) \cdot F_0^*(l+1|l) + \\ + b_{\xi}^{l+1|l} \left[1 - \lambda \left(S_0(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_{l+1}), S_1(\tilde{\lambda}_1, \dots, \tilde{\lambda}_{l+1}) \right) \right] \cdot F_1^*(l+1|l),$$

где $F_0^*(l+1|l) = \max_{1 \leq i \leq l+1} F_0^{(i)}$, $F_1^*(l+1|l) = \max_{1 \leq i \leq l+1} F_1^{(i)}$, а $F_0^{(i)}$ и $F_1^{(i)}$ – F -статистики для проверки гипотезы об отсутствии дополнительного сдвига в i -ом сегменте в случае $I(0)$ и $I(1)$ ошибок, соответственно $b_{\xi}^{l+1|l}$ – шкалирующая константа.

Также здесь $S_0(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_{l+1})$ и $S_1(\tilde{\lambda}_1, \dots, \tilde{\lambda}_{l+1})$ – KPSS-статистики при количестве сдвигов, равном $l+1$. KPSS-статистика при заданном количестве сдвигов – это обычная KPSS-статистика, в которой используются остатки от регрессии исходного временного ряда на соответствующую детерминированную компоненту. Оценки долей дат сдвигов $\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_{l+1}$ и $\tilde{\lambda}_1, \dots, \tilde{\lambda}_{l+1}$ получены на основе минимизации сумм квадратов остатков для моделей в уровнях и в первых разностях соответственно. Шкалирующая функция $\lambda(\cdot)$ построена с возможностью асимптотически выбирать нужную статистику для случаев $I(0)$ и $I(1)$. Другими словами, если ошибки являются $I(0)$, то $\lambda(\cdot) \rightarrow 1$ и $F_{\lambda}^*(l+1|l) = F_0^*(l+1|l)$, а если ошибки являются $I(1)$, то $\lambda(\cdot) \rightarrow 0$ и $F_{\lambda}^*(l+1|l) = b_{\xi}^{l+1|l} F_1^*(l+1|l)$. Шкалирующая константа $b_{\xi}^{l+1|l}$ предназначена для того, чтобы вне зависимости от порядка интегрированности ошибок критические значения были бы одинаковыми.

чем k , но можем с ненулевой вероятностью выбрать количество сдвигов, большее, чем k . Как было показано на симуляциях авторами цитированных работ, на конечных выборках процедура с большой вероятностью выбирает истинное число сдвигов.

В работе [Sobreira, Nunes, 2016] обозначается известная проблема, что если сдвиги имеют противоположные знаки, их сложно обнаружить на конечных выборках последовательными процедурами, даже если они умеренной величины. Более конкретно, в этой ситуации $F_{\lambda}^*(1|0)$ имеет низкую мощность, и процедура останавливается уже на первом шаге. Возможная модификация для предотвращения этого явления – при неотвержении гипотезы об отсутствии одного сдвига дополнительно тестировать, например, гипотезу об отсутствии сдвигов против альтернативы, что в данных имеется два сдвига. Если гипотеза об отсутствии не отвергается, тогда мы заключаем, что сдвигов в действительности нет. В противном случае переходим к тесту $F_{\lambda}^*(3|2)$. В качестве тестов на отсутствие сдвигов авторы предлагают использовать так называемые двойные максимальные тесты (Double Maximum Tests), следуя подходу [Bai, Perron, 1998].

Мы используем тест [Sobreira, Nunes, 2016], описанный выше, для определения количества сдвигов в ряде. Результаты приведены в табл. 1. Как показано в таблице⁹, тест $F(1|0)$ отвергает нулевую гипотезу об отсутствии одного сдвига в пользу одного сдвига, на втором шаге тест $F(2|1)$ отвергает гипотезу о наличии только одного сдвига против альтернативы о наличии двух сдвигов, а на третьем шаге тест $F(3|2)$ не отвергает гипотезу о наличии только двух сдвигов.

Таблица 1.

**Результаты последовательных тестов
на определение количества сдвигов**

	$F_{\lambda}^*(1 0)$	$F_{\lambda}^*(2 1)$	$F_{\lambda}^*(3 2)$
Значение статистики	11,39**	13,05**	9,12
Однопроцентное критическое значение	12,91	15,16	16,16
Пятипроцентное критическое значение	9,41	10,97	11,80
Десятипроцентное критическое значение	7,68	9,33	10,38

Примечание. Здесь и в последующих таблицах приняты обозначения: * – уровень значимости 10%; ** – уровень значимости 5%; *** – уровень значимости 1%.

**2.2. Тестирование гипотезы единичного корня
при наличии структурных сдвигов и их датировка**

После того как мы определили количество сдвигов во временном ряде с помощью робастной к порядку интегрированности процедуры, мы можем тестировать гипотезу о

⁹ Для последовательных тестов на определение количества сдвигов здесь и далее нет необходимости вычислять оценки дат сдвигов, поскольку целью является тестировать значимость сдвигов, и тесты являются обоснованными, хотя оценки дат сдвигов для различных моделей (с различным количеством сдвигов) в общем случае не должны совпадать. Подробнее см.: [Bai, Perron, 1998].

наличии единичного корня условно на полученном количестве сдвигов. После этого на основе модели либо в уровнях, либо в разностях мы можем уточнить наши результаты о количестве сдвигов (используя подход [Bai, Perron, 1998], разработанный для стационарных моделей). В качестве первого подхода тестирования гипотезы о наличии единичного корня мы применяем подход, предложенный в работе [Skrobotov, 2015], в котором используется тестовая регрессия Дики – Фуллера, основанная на оценке даты сдвига, предложенной в статье [Harvey, Leybourne, 2013]. Данный подход наиболее робастен к величине сдвига и к начальному значению. Вектор оценок дат сдвигов строится следующим образом:

$$(6) \quad (\hat{T}_1^D, \dots, \hat{T}_m^D) = \arg \min_{T_1, \dots, T_m \in T, \bar{\rho} \in D} S(\bar{\rho}, T_1, \dots, T_m),$$

где $S(\bar{\rho}, T_1, \dots, T_m)$ – сумма квадратов остатков в регрессии:

$$\mathbf{y}^{\bar{\rho}} = \mathbf{X}^{\bar{\rho}}(\lambda)\beta + \mathbf{u}^{\bar{\rho}},$$

где $\mathbf{y}^{\bar{\rho}} = [\log GDP_1, (1 - \bar{\rho}L)\log GDP_2, \dots, (1 - \bar{\rho}L)\log GDP_T]'$,

$\mathbf{X}^{\bar{\rho}}(T_1, \dots, T_m) = [x_1, (1 - \bar{\rho}L)x_2, \dots, (1 - \bar{\rho}L)x_T]'$ – (квази) GLS-детрендрованные ряды,

$x_t = (1, t, DU(T)_1, DT_1(T)_1, \dots, DU(T_m), DT_1(T_m))'$, а $D = \{\rho'_1, \rho'_2, \dots, \rho'_{h-1}, 1\}$ – h -элементное множество, где $|\rho'_i| < 1$ для любого i и, без потери общности, $-1 < \rho'_1 < \rho'_2 < \dots < \rho'_{h-1} < 1$.

Множество D в работе [Harvey, Leybourne, 2013] предлагается выбирать как $D = \{0, 2; 0, 4; 0, 6; 0, 8; 0, 9; 0, 95; 0, 975; 1\}$. После этого исходный временной ряд детрендровывается (очищается от детерминированной компоненты, включающей в себя сдвиги, используя полученные оценки дат сдвигов), и полученные остатки \tilde{u}_i^{tb} используются в следующей ADF-регрессии:

$$(7) \quad \tilde{u}_i^{tb} = \rho \tilde{u}_{i-1}^{tb} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta \tilde{u}_{i-j}^{tb} + e_i, \quad t = p + 2, \dots, T.$$

Тестовой статистикой для проверки гипотезы единичного корня будет t -статистика для проверки $\rho = 1$ в регрессии (7) с использованием критических значений для случая с двумя сдвигами в тренде. Далее мы обозначаем этот тест как $ADF - OLS(\hat{T}_1^D, \hat{T}_2^D)$.

В качестве второго подхода тестирования гипотезы о наличии единичного корня для дополнительных статистических оснований мы также приводим статистику $MDF - GLS_2$, предложенную в работе [Harvey et al., 2013], основанную на минимизации тестовой статистики в ADF-регрессии на основе GLS-детрендрованных данных.

Кроме этого мы можем тестировать обратную гипотезу, гипотезу о стационарности, при наличии двух сдвигов. Для тестирования такой гипотезы мы применяем подход [Carrion-i-Silvestre, Sanso-i-Rossello, 2005], где использовался тест KPSS для случая двух

сдвигов. Мы обращаемся к двум вариантам оценивания долгосрочной дисперсии ошибок: тесту $KPSS_2^{SPC}$ с использованием подхода [Sul et al., 2005] и тесту $KPSS_2^K$ с использованием подхода [Andrews, 1991; Kurozumi, 2002].

Результаты тестирования приведены в табл. 2. Полученные оценки дат сдвигов определяются в следующие моменты времени: II квартал 1998 г. и III квартал 2008 г. Ни тест $ADF - OLS(\hat{T}_1^D, \hat{T}_2^D)$, ни тест $MDF - GLS_2$ не отвергают нулевую гипотезу о наличии единичного корня ни на одном разумном уровне значимости. Тест $KPSS_2^{SPC}$ с использованием подхода [Sul et al., 2005] к оценке долгосрочной дисперсии не отвергает гипотезу о стационарности, тест $KPSS_2^K$ с использованием подхода [Andrews, 1991; Kurozumi, 2002] к оценке долгосрочной дисперсии отвергает гипотезу о стационарности на однопроцентном уровне. Учитывая, что один из тестов на стационарность отвергает нулевую гипотезу на однопроцентном уровне значимости, мы ориентируемся на этот результат и отвергаем гипотезу о стационарности. Таким образом, нулевая гипотеза о наличии единичного корня не отвергается, а нулевая гипотеза стационарности отвергается.

Таблица 2.

Результаты тестов на единичный корень и стационарность

	$MDF - GLS_2$	$ADF - OLS(\hat{T}_1^D, \hat{T}_2^D)$	$KPSS_2^{SPC}$	$KPSS_2^K$
Значение статистики	-3,59	-2,59	0,014	0,060***
Однопроцентное критическое значение	-5,04	-5,91	0,057	0,057
Пятипроцентное критическое значение	-4,56	-5,37	0,044	0,044
Десятипроцентное критическое значение	-4,29	-5,12	0,038	0,038

Не отвергнув гипотезу единичного корня, теперь мы переходим к модели в первых разностях и тестируем гипотезу о наличии сдвигов с помощью подхода [Bai, Perron, 1998; 2003] для уточнения результатов. На первом шаге мы снова оцениваем количество и даты структурных сдвигов для временного ряда в первых разностях¹⁰. Даты сдвигов оцениваются в III квартале 1998 г. и II квартале 2008 г. и отличаются от предшествующих оценок на один квартал. Тестирование гипотезы о том, что во временном ряде нет сдвигов против альтернативы о том, что существует один сдвиг, приводит к неопровержению нулевой гипотезы (см. табл. 3). Как уже было отмечено, это может происходить из-за того, что сдвиги имеют противоположный знак. Поэтому мы дополнительно проверяем гипотезу об отсутствии сдвигов против альтернативы о наличии двух сдвигов. Данная гипотеза отвергается даже на однопроцентном уровне значимости. После этого переходим к тесту

¹⁰ Для расчетов мы используем код, написанный авторами на языке GAUSS и доступный по ссылке: <http://people.bu.edu/perron/code.html>

$\sup F(3|2)$, который уже не отвергает гипотезу о наличии двух сдвигов в пользу трех (результаты приведены в табл. 3).

Таблица 3.

**Результаты последовательных тестов
на определение количества сдвигов в модели для первых разностей**

	$\sup F(1 0)$	$\sup F(2 0)$	$\sup F(3 2)$
Значение статистики	4,62	10,34***	1,53
Однопроцентное критическое значение	12,29	9,36	13,89
Пятипроцентное критическое значение	8,58	7,22	10,13
Десятипроцентное критическое значение	7,04	6,28	8,51

Кроме этого мы также можем оценить количество сдвигов на основе информационных критериев, таких как BIC и LWZ [Liu et al.,1997]¹¹. В табл. 4 приводятся значения информационных критериев. Согласно обоим критериям наилучшей моделью является модель с двумя сдвигами (минимальные значения обозначены звездочкой).

Таблица 4.

**Значения информационных критериев
для различного количества сдвигов**

	Количество сдвигов					
	0	1	2	3	4	5
BIC	-7,98	-8,03	-8,20*	-8,10	-8,00	-7,90
LWZ	-7,97	-7,93	-8,02*	-7,84	-7,66	-7,47

Таким образом, результаты проведенного одномерного статистического анализа свидетельствуют в пользу того, что временной ряд логарифма реального ВВП РФ является интегрированным первого порядка. Соответственно в следующем разделе мы будем тестировать и оценивать модель коинтегрирующей регрессии. Результаты тестов нам также говорят в пользу гипотезы о наличии двух структурных сдвигов в долгосрочных темпах роста ВВП и дают точечные оценки дат сдвигов в III квартале 1998 г. и во II квартале 2008 г. Но данные результаты могут быть обусловлены как наличием сдвигов в долго-

¹¹ Как отмечается в работе [Bai, Perron, 2003], выбор количества сдвигов согласно BIC хорошо работает, когда сдвиги присутствуют в данных, но слишком часто говорит об их наличии в условиях их отсутствия, особенно когда имеет место серийная корреляция. Критерий LWZ работает лучше при нулевой гипотезе об отсутствии сдвигов (даже с серийной корреляцией), накладывая больший штраф. Однако высокий штраф приводит к плохим результатам, когда сдвиги имеются в данных.

срочном росте структурной компоненты, так и фактической реализацией шоков нефтяных цен, или наличием сдвигов в стохастическом процессе для нефтяных цен.

3. Результаты тестирования наличия сдвига в коинтегрирующей регрессии

В настоящей части работы тестируется наличие сдвига в долгосрочных темпах роста структурной компоненты реального ВВП РФ. Мы будем предполагать, что уровень нефтяных цен оказывает долгосрочное влияние на российский реальный ВВП, что можно формализовать в виде следующего коинтеграционного соотношения:

$$(8) \quad \log GDP_t = \mu + \beta t + \gamma \log p_t^{oil} + u_t,$$

где γ – долгосрочная эластичность реального ВВП по ценам на нефть; u_t – стационарный стохастический процесс.

Аналогичный вид долгосрочной зависимости, в которой в коинтеграционное соотношение для логарифма реального ВВП входят детерминированный тренд и логарифм цен на нефть, использовался в эконометрическом анализе российской экономики в работах [Kuboniwa, 2014; Rautava, 2013].

В целом, стационарный процесс u_t может содержать в себе как шоки нефтяных цен, так и шоки структурной компоненты, независимые от нефтяных цен. Но по определению эффект u_t на ВВП затухает с течением времени, и, соответственно, β представляет собой долгосрочные темпы роста структурной компоненты реального ВВП.

Зачастую рассуждения относительно зависимости российской экономики от нефтяных цен начинаются с описания механизмов воздействия через каналы спроса, т.е., по существу, опираются на кейнсианские теоретические предпосылки, использование которых может являться оправданным для описания краткосрочной зависимости, но не долгосрочной. Наличие цен на нефть в коинтеграционном соотношении (8) можно обосновать с помощью неоклассической теории через канал накопления капитала.

Например, в работе [Esfahani et al., 2014] для обоснования положительной зависимости уровня производства товаров и услуг нефтедобывающих стран от уровня нефтяных цен использовалась модификация модели Солоу, в которой определенная доля выручки от продажи нефти сберегалась в виде накопления физического капитала. Таким образом, более высокий уровень нефтяных цен соответствует более высокому уровню капитала в экономике и выпуска. В работе [Идрисов и др., 2014] анализируются многосекторные аспекты влияния нефтяных цен на экономику с высокой зависимостью от экспорта нефти, в контексте которых повышение нефтяных цен приводит к увеличению доходности инвестирования в нефтедобывающих секторах, в смежных с добычей нефти отраслях экономики и в секторах производства неторгуемых товаров за счет роста их относительных цен по отношению к инвестиционным товарам. В свою очередь, рост доходности стимулирует накопление капитала в данных секторах экономики и может привести к увеличению капиталовооруженности в целом по экономике и увеличению реального ВВП в долгосрочном периоде.

Несомненно, возможны и отрицательные последствия от роста мировых цен для реального ВВП за счет отвлечения факторов производства из торгуемого сектора за иск-

лючением энергоресурсов, в котором может наблюдаться более высокий темп роста производительности по сравнению с другими секторами, за счет ухудшения институциональной среды и других каналов негативного влияния на выпуск в контексте голландской болезни (см., например: [Mehlum et al., 2006; Sachs, Warner, 1997]).

Наличие детерминированного тренда в уравнении (8) говорит о том, что при фиксированном уровне реальных цен на нефть и в условиях отсутствия случайных шоков экономика растет постоянным темпом β (возможно в условиях наличия структурных сдвигов в данном показателе). В настоящем исследовании мы будем придерживаться неоклассических моделей экзогенного роста и детерминированный тренд в уравнении (8) будем интерпретировать в качестве долгосрочного роста эффективности труда во всех секторах экономики, который обеспечивает наличие траектории сбалансированного роста реального ВВП¹².

Придерживаясь данной интерпретации, мы допускаем только непрерывные изменения в детерминированной компоненте реального ВВП во время структурного сдвига. Предполагается, что во время структурного сдвига может поменяться только угол наклона детерминированного тренда без изменения его уровня. То есть мы допускаем наличие таких событий, которые могут повлиять на темпы роста эффективности труда, но не приводят к резким скачкам эффективности в рамках одного периода времени. Тем не менее в нашей модели резкие изменения потенциального ВВП возможны за счет резкого изменения нефтяных цен.

В условиях российской действительности наиболее явным и интерпретируемым сдвигом в величине угла наклона детерминированной компоненты β может являться переход от периода трансформационного спада к периоду восстановительного роста, когда фаза интенсификации трансформационных процессов и структурных сдвигов [Бессонов, 2000], сопровождающаяся резким снижением совокупной факторной производительности [Бессонов, 2004] из-за нарушения хозяйственных связей между фирмами [Blanchard, Kremer, 1997], сменяется фазой интенсивного восстановления производственных процессов. Другим примером сдвига в величине угла наклона может являться исчерпание возможностей быстрого роста за счет канала имитации технологий при существенном сокращении разрыва в производительности труда между отечественной и зарубежными экономиками и формирования необходимости обеспечивать рост за счет собственных разработок. Искомую модель при m сдвигах в долгосрочных темпах роста структурной компоненты ВВП можно записать в виде

$$(9) \quad \log GDP_t = \mu + \beta_0 t + \beta_1 DT_t(\hat{T}_1) + \dots + \beta_m DT_t(\hat{T}_m) + \gamma \log p_t^{oil} + u_t,$$

где $DT_t(T_i) = (t - T_i) I(t > T_i)$ для $i = 1, \dots, m$.

В целом, возможны и сдвиги в параметре эластичности по ценам на нефть γ . Априорно одномоментные изменения в параметре γ являются крайне нереалистичными, так

¹² Конечно, выдвинутые предпосылки выступают именно гипотезами, которые по ряду причин могут не выполняться. Например, эффективность труда может иметь стохастический тренд, и в данном случае коинтеграционного уравнения вида (8) не существует. Либо эффективность труда в отдельных секторах экономики растет весьма разнородно, что приводит к нетривиальным последствиям для темпов роста реального ВВП.

как влекут за собой в рамках спецификации (9) резкие шоковые изменения в ВВП при неизменных ценах на нефть. Подобрать реалистичные события под данные изменения представляется крайне сложным. Более реалистичными кажутся структурные сдвиги, влекущие за собой изменения в предельной эластичности отечественной экономики по нефтяным ценам, например, когда в рамках экономической политики, направленной на диверсификацию отечественной экономики, предельное влияние изменения нефтяных цен ослабевает. Но в любом случае нет никаких оснований полагать, что сдвиги в эластичности по ценам на нефть должны происходить в те же периоды времени, что и сдвиги в долгосрочных темпах роста. Идентификация и тестирование наличия дополнительных сдвигов в эластичности по ценам на нефть сильно осложняет задачу, и мы оставляем ее для дальнейших исследований.

3.1. Тестирование наличия сдвигов в коинтегрирующей регрессии

Перейдем к формальным статистическим процедурам. В настоящей части работы протестируем наличие сдвигов в коинтегрирующей регрессии. Однако, насколько нам известно, в эконометрической литературе на текущий момент еще не предлагалась процедура определения количества сдвигов в детерминированном тренде в коинтегрирующей регрессии. В работе [Bai et al., 1998] авторы рассмотрели построение доверительного интервала для даты сдвига в тренде в коинтегрирующей регрессии, но не анализировали проблему тестирования наличия данного сдвига. В работе [Kejriwal, Perron, 2010b] были разработаны тесты, которые тестируют значимость структурных сдвигов в коинтегрирующей регрессии, а также последовательные тесты, позволяющие определить количество этих сдвигов. Однако авторы рассмотрели сдвиги только в константе.

Следуя работе [Kejriwal, 2008], на первом этапе определения количества сдвигов в долгосрочных темпах роста структурной компоненты реального ВВП РФ воспользуемся информационными критериями BIC и LWZ. Мы применяем те же самые критерии и для временного ряда $\log GDP_t^*$, смоделированного согласно уравнению (1), который по построению не имеет сдвигов в долгосрочных темпах роста структурной компоненты, но визуально демонстрирует наличие двух изломов в угле наклона. Результаты приведены в табл. 5¹³.

Как показано в таблице, для коинтегрирующей регрессии оба критерия говорят о наличии двух сдвигов в долгосрочных темпах роста структурной компоненты реального ВВП РФ, а для искусственно смоделированного нами ряда $\log GDP_t^*$ критерии не обнаруживают никаких сдвигов.

¹³ Результаты данной таблицы были получены на основе оценки коинтегрирующей регрессии, в которой даты сдвигов выбирались исходя из минимизации суммы квадратов остатков, после чего на основе полученных остатков были рассчитаны информационные критерии.

Таблица 5.

**Значения информационных критериев
для различного количества сдвигов**

	Количество сдвигов					
	0	1	2	3	4	5
BIC						
$\log GDP_t$	-6,32	-6,75	-8,25*	-8,20	-8,18	-8,08
$\log GDP_t^*$	-9,15*	-9,10	-8,99	-8,86	-8,72	-8,58
LWZ						
$\log GDP_t$	-6,29	-6,60	-7,98*	-7,80	-7,65	-7,43
$\log GDP_t^*$	-9,13*	-8,96	-8,71	-8,47	-8,19	-7,92

Однако, хотя и информационные критерии состоятельно оценивают количество сдвигов, хотелось бы иметь формальные тесты и уровень значимости, на котором обнаруживаются сдвиги. Мы будем использовать подход [Kejriwal, Perron, 2010b], допуская сдвиги в тренде и используя критические значения, полученные на основе симуляций Монте-Карло. Подход [Kejriwal, Perron, 2010b] аналогичен подходу [Bai, Perron, 1998] в контексте коинтегрирующей регрессии, и тестовые статистики строятся следующим образом. Для проверки гипотезы об отсутствии сдвигов против альтернативы, что имеется k сдвигов, строится статистика

$$\sup F(k|0) = \sup_{\lambda \in \Lambda} \frac{SSR_0 - SSR_k}{\hat{\omega}^2},$$

где λ – вектор оценок долей дат сдвигов; Λ – допустимое множество долей сдвигов; SSR_0 – сумма квадратов остатков при нулевой гипотезе об отсутствии сдвигов; SSR_k – сумма квадратов остатков при альтернативной гипотезе о наличии k сдвигов; $\hat{\omega}^2$ – оценка долгосрочной дисперсии ошибок u_t в коинтегрирующей регрессии.

Последовательные тесты $F(l+1|l)$ строятся аналогично описанным в разделе 2.1, т.е. $F(l+1|l) = \max_{1 \leq i \leq l+1} F^{(i)}$, где $F^{(i)}$ является F -статистикой для проверки дополнительного сдвига в коинтегрирующей регрессии¹⁴. Для каждого шага используются оцен-

¹⁴ Отличительной особенностью данных тестов от тестов Бай и Перрона является оценивание долгосрочной дисперсии ошибок: для предотвращения искажения размера и немонотонной мощности на малых выборках Кейривал и Перрон предлагают использовать остатки при нулевой гипотезе для вычисления этой оценки (с квадратичным спектральным ядром), но для вычисления ширины окна (основанном на методе [Andrews, 1991]) предлагают использовать остатки при альтернативной гипотезе.

ки дат сдвигов, полученных путем минимизации сумм квадратов остатков по всем возможным датам сдвигов (состоятельность этих оценок доказывается в работе [Kejriwal, Perron, 2008]). Асимптотические критические значения для тестов $\sup F(k|0)$ и $F(l+1|l)$ получены на основе симуляций Монте-Карло с 20000 повторений с использованием размера выборки длиной 1000 на основе процесса порождения данных при нулевой гипотезе.

Результаты приведены в табл. 6¹⁵. Гипотеза об отсутствии сдвигов в долгосрочных темпах роста структурной компоненты реального ВВП РФ не отвергается в пользу гипотезы о наличии одного сдвига, но отвергается на десятипроцентном уровне значимости в пользу гипотезы о наличии двух сдвигов¹⁶. Как уже было отмечено для одномерных тестов, неопровержение гипотезы об отсутствии сдвигов в пользу одного сдвига и опровержение данной гипотезы в пользу двух сдвигов может быть обусловлено разными знаками в изменениях угла наклона долгосрочного роста. Затем мы тестируем гипотезу о наличии двух сдвигов против альтернативы, что сдвигов три, и тест не отвергает нулевую гипотезу. В условиях того, что оба информационных критерия выбирают два сдвига, а десятипроцентный уровень значимости является приемлемым при малом количестве наблюдений, мы приходим к выводу, что сдвигов в долгосрочных темпах роста структурной компоненты реального ВВП РФ было два. Мы проводим аналогичную процедуру для искусственно смоделированного нами ряда $\log GDP_t^*$ и заключаем, что он не содержит сдвигов.

Таблица 6.

**Результаты последовательных тестов на определение количества сдвигов
в коинтегрирующей регрессии**

	$\sup F(1 0)$	$\sup F(2 0)$	$\sup F(3 2)$
Значение статистики			
$\log GDP_t$	4,86	4,42*	6,92
$\log GDP_t^*$	4,83	3,62	-
Однопроцентное критическое значение	9,22	6,83	11,88
Пятипроцентное критическое значение	6,21	5,04	8,60
Десятипроцентное критическое значение	4,95	4,14	7,13

¹⁵ Количество опережающих и запаздывающих разностей для регрессий, по которым строятся F -статистики, выбирается согласно ВИС (см. раздел 3.2).

¹⁶ Для временного ряда реального ВВП без исключения сезонной компоненты, но с включением сезонных дамми-переменных в эконометрическую модель (9), гипотеза об отсутствии сдвигов отвергается в пользу гипотезы о наличии двух сдвигов на однопроцентном уровне значимости. Соответствующие таблицы представлены в Приложении 1.

3.2. Тестирование наличия коинтеграции и оценка параметров модели

Отметим, что хотя мы обнаружили два сдвига, тесты типа [Kejriwal, Perron, 2010b] основаны на предположении, что существует коинтеграция и ошибки являются стационарными. Однако в случае отсутствия коинтеграции количество сдвигов переоценивается. Поэтому нужно проверить гипотезу о том, что переменные действительно коинтегрированы при условии того, что количество сдвигов равно выбранному с помощью используемого нами подхода. Тогда при нахождении статистических свидетельств о коинтегрированности анализируемых временных рядов идентифицированное количество сдвигов с помощью статистических тестов раздела 3.1 будет корректным.

Обычным подходом для проверки рядов на коинтегрированность является оценивание коинтегрирующей регрессии, а затем тестирование ряда полученных остатков на наличие единичного корня (отсутствие коинтеграции) или на стационарность (наличие коинтеграции). основополагающей работой в этом направлении была работа Энгла и Грейнджера [Engle, Granger, 1987]. Основным фактом, который надо учитывать при проверке на коинтеграцию, является то, что предельные распределения уже не будут соответствовать распределениям Дики – Фуллера или Крамера – фон Мизеса (распределение KPSS теста), а будут зависеть от количества временных рядов, включающихся в коинтегрирующую регрессию. В случае отсутствия сдвигов при этом пользуются таблицами Маккиннона [MacKinnon, 2010].

Наличие структурных сдвигов также влияет на результаты тестов на наличие или отсутствие коинтеграции. Например, если мы тестируем гипотезу об отсутствии коинтеграции, эта гипотеза будет часто не отвергаться, если в коинтегрирующей регрессии содержатся структурные сдвиги (см., например: [Gregory, Hansen, 1996]). С другой стороны, гипотеза о наличии коинтеграции при наличии сдвигов будет часто отвергаться, если мы не будем учитывать сдвиги, когда они фактически присутствуют в данных (см., например: [Arai, Kurozumi, 2007; Carrion-i-Silvestre, Sanso-i-Rossello, 2006]). Соответственно, здесь предельные распределения зависят не только от количества временных рядов в регрессии, но и от количества и типа структурных сдвигов.

Для тестирования наличия или отсутствия коинтеграции при наличии сдвигов нам нужно первоначально оценить датировку этих сдвигов. На основе минимизации суммы квадратов остатков по всем возможным датам сдвигов (предполагая, что их два) мы получаем точечные оценки для дат сдвигов в III квартале 1998 г. и III квартале 2007 г. Первая дата сдвига соответствует нашей одномерной модели, а вторая сдвигается влево, до III квартала 2007 г.

После этого, получив оценки дат сдвигов, построим регрессию

$$(10) \quad \log GDP_t = \mu + \beta_0 t + \beta_1 DT_t(\hat{T}_1) + \beta_2 DT_t(\hat{T}_2) + \gamma \log p_t^{oil} + u_t,$$

и полученные остатки \hat{u}_t проверим на наличие единичного корня.

Аналогично работе [Gregory, Hansen, 1996], тестом на единичный корень будет обычный ADF-тест с надлежащими критическими значениями. Тестом на стационарность будет статистика KPSS (с коррекцией долгосрочной дисперсии согласно работе [Sul et al.,

2005]), также с надлежащими критическими значениями. Асимптотические критические значения получены на основе 20000 повторений симуляций Монте-Карло с использованием размера выборки длиной 1000. Результаты представлены в табл. 7. Наряду с тестами на коинтеграцию в условиях наличия двух сдвигов в табл. 7 также приведены тесты при предположениях отсутствия сдвигов и при предположении наличия только одного сдвига. В последнем случае дата одного сдвига также выбиралась на основе минимизации суммы квадратов остатков.

Таблица 7.

Результаты тестов на коинтеграцию

	Отсутствие коинтеграции	Наличие коинтеграции
Отсутствие сдвигов		
Тестовая статистика	-2,64	0,078
Десятипроцентное критическое значение	-3,49	0,099
Пятипроцентное критическое значение	-3,77	0,123
Однопроцентное критическое значение	-4,30	0,181
Один сдвиг (I квартал 2008 г.)		
Тестовая статистика	-3,95*	0,108**
Десятипроцентное критическое значение	-3,88	0,064
Пятипроцентное критическое значение	-4,15	0,079
Однопроцентное критическое значение	-4,67	0,113
Два сдвига (III квартал 1998 г. и III квартал 2007 г.)		
Тестовая статистика	-4,43**	0,033
Десятипроцентное критическое значение	-4,15	0,048
Пятипроцентное критическое значение	-4,42	0,056
Однопроцентное критическое значение	-4,97	0,081

Как показано в табл. 7, при предположении об отсутствии сдвигов в долгосрочных темпах роста реального ВВП РФ гипотеза об отсутствии коинтеграции не отвергается, так же как и не отвергается гипотеза о ее наличии на любом приемлемом уровне значи-

мости. Неотвержение первой гипотезы может быть связано с потерей мощности из-за неучета сдвигов, а неотвержение второй может быть связано с тем, что сдвиги в тренде имеют разные знаки в процессе порождения данных.

В условиях наличия только одного сдвига гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергается на десятипроцентном уровне значимости, гипотеза о наличии коинтеграции отвергается на пятипроцентном уровне значимости. Таким образом, результаты тестов оказались несогласованными между собой, что свидетельствует в пользу нашего предположения о низкой мощности теста на стационарность при разных знаках сдвигов в тренде. Если мы предположим, что существуют два структурных сдвига, то результаты тестов становятся согласованными друг с другом. Так, гипотеза, об отсутствии коинтеграции отвергается на пятипроцентном уровне значимости, а гипотеза о наличии коинтеграции не отвергается ни на одном разумном уровне значимости. Таким образом, результаты формальных статистических тестов позволяют нам считать ряды ВВП и цен на нефть коинтегрированными.

Протестировав наличие коинтеграции в модели со структурными сдвигами, перейдем к оценке параметров коинтегрирующей регрессии (10). Отметим, что хотя оценка коинтегрирующего вектора $(\mu, \beta_0, \beta_1, \beta_2, \gamma)$, полученная при оценивании регрессии с пониженным рангом, согласно работе [Johansen, 1991], является состоятельной и асимптотически нормальной, получить оценку коинтегрирующего вектора можно и на основе регрессии (10), оценивая ее методом наименьших квадратов. Однако в отличие от метода Йохансена, предельное распределение t -статистики для этой оценки будет зависеть от мешающих параметров из-за коррелированности регрессора и ошибки, и, следовательно, мы не можем пользоваться обычными статистическими выводами.

Для получения t -статистик, не зависящих от мешающих параметров, были разработаны различные методы, наиболее популярными из которых являются динамический OLS (Dynamic OLS, DOLS), предложенный в работах [Saikkonen, 1991; Stock, Watson, 1993], полностью модифицированный OLS (fully-modified OLS, FMOLS), предложенный в работе [Phillips, Hansen, 1990] и метод канонической коинтегрирующей регрессии (Canonical Co-integrating Regressions, CCR), предложенный в работе [Park, 1992]¹⁷. На основе этих методов можно получить t -статистику для коэффициентов коинтегрирующего вектора, имеющую стандартное нормальное распределение.

Хотя все три метода являются асимптотически эквивалентными, метод DOLS является предпочтительным на конечных выборках (см., например: [Carrion-i-Silvestre, Sanso-i-Rossello, 2006]). Суть метода DOLS заключается в добавлении в коинтегрирующую регрессию опережающих (*leads*) и запаздывающих (*lags*) разностей объясняющей переменной, так же как и первой разности этой переменной.

Соответственно, оценку параметров модели (10) мы проводим с помощью метода DOLS. Для выбора количества лагов мы используем информационный критерий Шварца¹⁸, который выбирает количество опережающих и запаздывающих разностей равным нулю.

¹⁷ Аналитическое сравнения этих трех методов см. в работе [Kurozumi, Hayakawa, 2009].

¹⁸ Как показано в работе [Choi, Kurozumi, 2012], информационный критерий Шварца предпочтителен в использовании для снижения среднеквадратичной ошибки оценки коинтегрирующего вектора.

Таким образом, согласно данному критерию, для устранения коррелированности регрессора с ошибкой достаточно включить только первую разность логарифма нефтяных цен. Для оценивания долгосрочной дисперсии мы используем квадратичное спектральное ядро с автоматическим выбором ширины окна согласно работе [Andrews, 1991]. Результаты оценки параметров модели представлены в табл. 8. Отметим, что высокая статистическая значимость коэффициентов β_1 и β_2 , которые отражают изменения в углах наклона тренда при переходе от одного режима к последующему, является еще одним дополнительным свидетельством в пользу наличия данных двух структурных сдвигов в модели коинтегрирующей регрессии. Сделаем также для коэффициентов β_i линейное преобразование и для большей наглядности в табл. 9 представим оценки темпов роста на отдельных отрезках времени.

Таблица 8.

Оценки параметров коинтегрирующей регрессии

Период	Точечная оценка	Стандартная ошибка
μ	8,045***	0,047
β_0	-0,003***	0,001
β_1	0,016***	0,001
β_2	-0,010***	0,001
γ	0,088***	0,017

Таблица 9.

Оценки долгосрочных темпов роста структурной компоненты реального ВВП, % годовых

Период	Точечная оценка	Стандартная ошибка
I кв. 1995 г. – III кв. 1998 г.	-1,19***	0,44
IV кв. 1998 г. – III кв. 2007 г.	5,28***	0,33
IV кв. 2007 г. – II кв. 2015 г.	1,33***	0,30

Как показано в табл. 9, в коинтегрирующей регрессии оценки долгосрочных темпов структурной компоненты реального ВВП во всех трех режимах оказываются статистически значимыми. Результаты оценки говорят о том, что на периоде с I квартала 1995 г. по III квартал 1998 г. наблюдался трансформационный спад с долгосрочным темпом роста, приблизительно равным -1,2% в год. Точечная оценка долгосрочных темпов роста структурной компоненты на периоде восстановительного роста (IV квартала 1998 г. – III квартал 2007 г.) составляет приблизительно 5,3% в год, что на 2% меньше фактически достигнутых темпов роста реального ВВП РФ на рассматриваемом периоде

времени (примерно 7% в год), которые были достигнуты, в том числе, за счет роста мировых цен на нефть. Также коинтегрирующая регрессия дает положительную и статистически значимую оценку долгосрочных темпов роста после второго структурного сдвига (IV квартал 2007 г. – II квартал 2015 г.). То есть в последние годы для структурной компоненты, в целом, наблюдалось поступательное движение, но темпы роста были достаточно низки и составляли примерно 1,3% в год.

Не меньший интерес представляет величина долгосрочной эластичности реального ВВП по ценам на нефть. Оценка данного показателя в коинтегрирующей регрессии с двумя структурными сдвигами составляет 0,088 со стандартным отклонением 0,017, т.е. при десятипроцентном изменении нефтяных цен реальный ВВП в долгосрочном периоде изменяется приблизительно на 1%. Полученная оценка говорит об экономически значимой зависимости российской экономики от нефтяных цен. Так, при двукратном падении нефтяных цен падение реального ВВП может составить приблизительно 6% ($0,88 \log(0,5) \approx -0,06$). Тем не менее оценка долгосрочной эластичности в коинтегрирующей регрессии с двумя структурными сдвигами оказывается достаточно умеренной по сравнению со спецификацией модели без сдвигов, в которой оценка долгосрочной эластичности составляет порядка 0,2 (получено в собственных расчетах, а также схожие оценки долгосрочной эластичности ВВП РФ по ценам на нефть в окрестности 0,2 были получены в работах [Beck et al., 2007; Kuboniwa, 2014; Rautava, 2013]). При этом в эконометрических спецификациях, наиболее близких к нашей, в работах [Kuboniwa, 2014] и [Rautava, 2013] были получены оценки величины угла наклона детерминированного тренда, равные 2,9 и 2% соответственно. Таким образом, оценки на основе коинтегрирующей регрессии со сдвигами в долгосрочных темпах роста структурной компоненты ВВП в период восстановительного роста отводят большую роль структурной компоненте экономического роста и меньшую роль конъюнктурной составляющей.

3.3. Анализ чувствительности результатов к выбору правого конца отрезка времени

Как было отмечено в начале раздела 2.1, за время рецензирования настоящей статьи и подготовки ее к публикации появилось еще несколько дополнительных точек для ВВП РФ, рассчитанного в новой методологии, согласно которой в ВВП, в частности, стала включаться стоимость жилищных услуг, производимых и потребляемых собственниками жилья. На настоящий момент на официальном сайте Росстата в новой методологии доступен временной ряд ВВП в постоянных ценах 2011 г. только на периоде с I квартала 2011 г. по II квартал 2016 г. Также доступен временной ряд ВВП в постоянных ценах 2008 г. в старой методологии на периоде с I квартала 1995 г. по IV квартал 2011 г.

В целом, переход на новую методологию делает данные временные ряды несопоставимыми, что осложняет построение эконометрических моделей, так как параметры процесса порождения данных могут существенно измениться и предположения об однородности каких-либо коэффициентов между отдельными подпериодами могут оказаться нерелевантными. Например, с одной стороны, включение в ВВП дополнительного сектора с существенно отличной от других секторов эластичностью по ценам на нефть может привести к структурному сдвигу в данном показателе для агрегированного ВВП. С другой стороны, если новый сектор достаточно медленно приспосабливается к циклическим шо-

кам экономики, то возможны изменения в краткосрочных кросскорреляционных свойствах временного ряда реального ВВП.

В Приложении 2 в табл. П2.1–П2.4 мы приводим результаты тестов в модели коинтегрирующей регрессии с использованием временного ряда ВВП с I квартала 1995 г. по II квартал 2016 г., полученные сцеплением временных рядов ВВП в постоянных ценах в старой методологии на периоде с I квартала 1995 г. по IV квартал 2011 г. и в новой методологии на периоде с I квартала 2011 г. по II квартал 2016 г., предполагая, что сопоставимость временных рядов не была нарушена. Оба информационных критерия, так же как и в предыдущем анализе, выбирают два сдвига, *sup F*-тест выбирает три сдвига на пятипроцентном уровне значимости. При этом третий сдвиг идентифицируется в I квартале 2011 г. Результаты оценки параметров коинтегрирующей регрессии для модели с тремя сдвигами методом DOLS (табл. П2.4) дают статистически незначимые оценки параметра β_3 изменения угла наклона в I квартале 2011 г. (*P*-значение равно 0,11). Соответственно, рассмотренные процедуры определения количества сдвигов не дают согласованных свидетельств в пользу наличия третьего сдвига в долгосрочных темпах роста структурной компоненты. И мы останавливаемся на более устойчивом выводе, что сдвигов было два: в III квартале 1998 г. и в III квартале 2007 г. Статистические свидетельства *sup F*-теста в пользу наличия третьего сдвига в I квартале 2011 г. могут быть обусловлены сцеплением двух временных рядов, построенных в разных методологиях.

Другой проблемой для статистических тестов может являться переход Банка России в конце 2014 г. от управляемого номинального обменного курса рубля к плавающему, что могло изменить краткосрочную взаимосвязь выпуска отечественной экономики с ценами на нефть (см., например: [Ващелюк и др., 2015; Дробышевский, Полбин, 2016]) и внести определенные смещения в соответствующие тестовые статистики. Для проверки робастности выводов к изменению в денежно-кредитной политике мы повторили тесты на базе коинтегрирующей регрессии на периоде с I квартала 1995 г. по III квартал 2014 г. с использованием ВВП в старой методологии. Результаты представлены в Приложении 3. Выводы по сравнению с базовым эконометрическим анализом остались неизменными.

4. Заключение

В настоящей работе была протестирована гипотеза о наличии сдвигов в долгосрочных темпах роста структурной компоненты реального ВВП РФ, под которой мы понимаем составляющую ВВП, очищенную от влияния важнейшего фактора внешнеэкономической конъюнктуры для экономики России – нефтяных цен. Влияние нефтяных цен на выпуск отечественной экономики в долгосрочном периоде может происходить, например, через канал накопления капитала в связи с увеличением доходности инвестирования в отдельных отраслях экономики. Для построения соответствующих тестов в работе использовалась модель коинтегрирующей регрессии, в которой предполагалась (и тестировалась) зависимость логарифма российского реального ВВП от логарифма реальных нефтяных цен и от кусочно-линейного непрерывного тренда, который мы интерпретировали в качестве долгосрочного показателя структурной компоненты и наличие изломов в котором было объектом статистических тестов.

Согласно результатам эмпирического анализа на периоде с I квартала 1995 г. по II квартал 2015 г. наблюдалось два сдвига в долгосрочных темпах роста структурной ком-

поненты ВВП: в III квартале 1998 г. и в III квартале 2007 г. Об этом свидетельствуют как информационные критерии, так и статистические тесты. Выводы о наличии и датировке сдвигов являются стабильными к выбору правого конца отрезка времени для регрессионного анализа. Согласно нашим оценкам, долгосрочные темпы роста структурной компоненты на периоде восстановительного роста (IV квартал 1998 г. – III квартал 2007 г.) составляли примерно 5,3% в год. Далее на периоде (IV квартал 2007 г. – II квартал 2015 г.) для структурной компоненты, в целом, наблюдалось поступательное движение, но темпы роста были достаточно низки и составляли приблизительно 1,3% в год. Свидетельств в пользу дополнительного, третьего, сдвига в долгосрочных темпах роста структурной компоненты реального ВВП в окрестности текущего экономического кризиса не было обнаружено. Масштаб наблюдаемого падения выпуска во время текущего кризиса согласуется с прогнозируемым снижением выпуска из-за ухудшения внешнеэкономических условий в контексте полученной оценки долгосрочной эластичности ВВП по реальным нефтяным ценам. Данная оценка составляет 0,088, т.е. при двукратном падении нефтяных цен долгосрочный уровень отечественного выпуска снижается на 6% ($0,88 \log\{0,5\} \approx -0,06$).

Приложение 1.

Анализ чувствительности результатов к сезонному сглаживанию

В качестве альтернативных методов по устранению сезонной компоненты мы рассмотрели метод TRAMO/SEATS и метод скользящего среднего. Все результаты работы достаточно стабильны к использованию данных альтернативных подходов. Мы также повторили все тесты для временного ряда реального ВВП без исключения сезонной компоненты, но с включением сезонных дамми-переменных в эконометрических моделях. Результаты одномерного статистического анализа оказались крайне нестабильными, выводы же на основе коинтегрирующей регрессии не изменились. В таблицах П1.1–П1.3 представлены результаты тестов на структурные сдвиги и на коинтеграцию для модели с сезонными дамми-переменными. Ключевое отличие заключается в том, что гипотеза об отсутствии сдвигов в долгосрочных темпах роста структурной компоненты реального ВВП РФ отвергается на однопроцентном уровне значимости в пользу гипотезы о наличии двух сдвигов, в то время как для сезонно сглаженного временного ряда данный результат выполнялся только на десятипроцентном уровне значимости.

Таблица П1.1.

Значения информационных критериев для различного количества сдвигов

	Количество сдвигов					
	0	1	2	3	4	5
BIC	-6,24	-6,62	-7,71*	-7,63	-7,55	-7,42
LWZ	-6,21	-6,47	-7,44*	-7,23	-7,02	-6,76

Таблица П1.2.

**Результаты последовательных тестов
на определение количества сдвигов в коинтегрирующей регрессии**

	sup $F(1 0)$	sup $F(2 0)$	sup $F(3 2)$
Значение статистики	6,54**	8,10***	5,94
Однопроцентное критическое значение	9,22	6,83	11,88
Пятипроцентное критическое значение	6,21	5,04	8,60
Десятипроцентное критическое значение	4,95	4,14	7,13

Таблица П1.3.

Результаты тестов на коинтеграцию

	Отсутствие коинтеграции	Наличие коинтеграции
Отсутствие сдвигов		
Тестовая статистика	-2,01	0,189***
Десятипроцентное критическое значение	-3,49	0,099
Пятипроцентное критическое значение	-3,77	0,123
Однопроцентное критическое значение	-4,30	0,181
Один сдвиг (I квартал 2008 г.)		
Тестовая статистика	-2,79	0,115***
Десятипроцентное критическое значение	-3,88	0,064
Пятипроцентное критическое значение	-4,15	0,079
Однопроцентное критическое значение	-4,67	0,113
Два сдвига (III квартал 1998 г. и III квартал 2007 г.)		
Тестовая статистика	-4,89**	0,039
Десятипроцентное критическое значение	-4,15	0,048
Пятипроцентное критическое значение	-4,42	0,056
Однопроцентное критическое значение	-4,97	0,081

Приложение 2.

Результаты модели коинтегрирующей регрессии на периоде с I кв. 1995 г. по II кв. 2016 г.

Таблица П2.1.

Значения информационных критериев для различного количества сдвигов

	Количество сдвигов					
	0	1	2	3	4	5
BIC	-6,31	-6,72	-8,30*	-8,29	-8,21	-8,16
LWZ	-6,29	-6,57	-8,03*	-7,91	-7,69	-7,51

Таблица П2.2.

Результаты последовательных тестов на определение количества сдвигов в коинтегрирующей регрессии

	$\sup F(1 0)$	$\sup F(2 0)$	$\sup F(3 2)$
Значение статистики $\log GDP_t$	3,68	4,27*	9,40**
Однопроцентное критическое значение	9,22	6,83	11,88
Пятипроцентное критическое значение	6,21	5,04	8,60
Десятипроцентное критическое значение	4,95	4,14	7,13

Таблица П2.3.

Результаты тестов на коинтеграцию

	Отсутствие коинтеграции	Наличие коинтеграции
Отсутствие сдвигов		
Тестовая статистика	-2,83	0,063
Десятипроцентное критическое значение	-3,49	0,099
Пятипроцентное критическое значение	-3,77	0,123
Однопроцентное критическое значение	-4,30	0,181

Окончание табл. П2.3.

	Отсутствие коинтеграции	Наличие коинтеграции
Один сдвиг (I квартал 2008 г.)		
Тестовая статистика	-3,43	0,059
Десятипроцентное критическое значение	-3,88	0,064
Пятипроцентное критическое значение	-4,15	0,079
Однопроцентное критическое значение	-4,67	0,113
Два сдвига (III квартал 1998 г. и III квартал 2007 г.)		
Тестовая статистика	-4,57**	0,031
Десятипроцентное критическое значение	-4,15	0,048
Пятипроцентное критическое значение	-4,42	0,056
Однопроцентное критическое значение	-4,97	0,081

Таблица П2.4.

**Оценки параметров коинтегрирующей регрессии
в модели с тремя сдвигами**

Период	Точечная оценка	Стандартная ошибка
μ	8,849***	0,047
β_0	-0,003***	0,001
β_1	0,016***	0,001
β_2	-0,012***	0,002
β_3	0,004	0,003
γ	0,093***	0,017

Приложение 3.

Результаты модели коинтегрирующей регрессии на периоде с I кв. 1995 г. по III кв. 2014 г.

Таблица П3.1.

Значения информационных критериев для различного количества сдвигов

	Количество сдвигов					
	0	1	2	3	4	5
BIC	-6,28	-6,73	-8,35*	-8,30	-8,22	-8,17
LWZ	-6,25	-6,58	-8,07*	-7,89	-7,68	-7,51

Таблица П3.2.

Результаты последовательных тестов на определение количества сдвигов в коинтегрирующей регрессии

	$\sup F(1 0)$	$\sup F(2 0)$	$\sup F(3 2)$
Значение статистики $\log GDP_t$	5,22	4,26*	6,54
Однопроцентное критическое значение	9,22	6,83	11,88
Пятипроцентное критическое значение	6,21	5,04	8,60
Десятипроцентное критическое значение	4,95	4,14	7,13

Таблица П3.3.

Результаты тестов на коинтеграцию

	Отсутствие коинтеграции	Наличие коинтеграции
	Отсутствие сдвигов	
Тестовая статистика	-2,47	0,082
Десятипроцентное критическое значение	-3,49	0,099
Пятипроцентное критическое значение	-3,77	0,123
Однопроцентное критическое значение	-4,30	0,181

Окончание табл. ПЗ.3.

	Отсутствие коинтеграции	Наличие коинтеграции
Один сдвиг (I квартал 2008 г.)		
Тестовая статистика	-3,59	0,105**
Десятипроцентное критическое значение	-3,88	0,064
Пятипроцентное критическое значение	-4,15	0,079
Однопроцентное критическое значение	-4,67	0,113
Два сдвига (III квартал 1998 г. и III квартал 2007 г.)		
Тестовая статистика	-4,33*	0,030
Десятипроцентное критическое значение	-4,15	0,048
Пятипроцентное критическое значение	-4,42	0,056
Однопроцентное критическое значение	-4,97	0,081

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Банк России. Доклад о денежно-кредитной политике № 3, сентябрь 2015. М.: Центральный банк Российской Федерации, 2015.

Бессонов В.А. О трансформационных структурных сдвигах российского промышленного производства // Экономический журнал ВШЭ. 2000. Т. 4. № 2. С. 184–219.

Бессонов В.А. О динамике совокупной факторной производительности в российской переходной экономике // Экономический журнал ВШЭ. 2004. Т. 8. № 4. С. 542–587.

Вацелюк Н.В., Полбин А.В., Трунин П.В. Оценка макроэкономических эффектов шока ДКП для российской экономики // Экономический журнал ВШЭ. 2015. Т. 19. № 2. С. 169–198.

Дробышевский С., Полбин А. Декомпозиция динамики макроэкономических показателей РФ на основе DSGE-модели // Экономическая политика. 2015. № 2. С. 20–42.

Дробышевский С., Полбин А. О роли плавающего курса рубля в стабилизации деловой активности при внешнеэкономических шоках // Проблемы теории и практики управления. 2016. №6. С. 66–71.

Дубовский Д.Л., Кофанов Д.А., Сосунов К.А. Датировка российского бизнес-цикла // Экономический журнал ВШЭ. 2015. Т. 19. № 4. С. 554–575.

Идрисов Г., Синельников-Мурылев С. Формирование предпосылок долгосрочного роста: как их понимать? // Вопросы экономики. 2014. № 3. С. 4–20.

- Идрисов Г.И., Казакова М.В., Полбин А.В.* Теоретическая интерпретация влияния нефтяных цен на экономический рост в современной России // Экономическая политика. 2014. № 5. С. 150–171.
- Казакова М.В., Синельников-Мурылев С.Г.* Конъюнктура мирового рынка энергоносителей и темпы экономического роста в России // Экономическая политика. 2009. № 5. С. 118–135.
- Кудрин А., Гурвич Е.* Новая модель роста для российской экономики // Вопросы экономики. 2014. № 12. С. 4–36.
- Орлова Н., Егиев С.* Структурные факторы замедления роста российской экономики // Вопросы экономики. 2015. № 12. С. 69–84.
- Смирнов С. В., Кондрашов Н. В., Петроневич А. В.* Поворотные точки российского экономического цикла, 1981–2015 гг. // Экономический журнал ВШЭ. 2015. Т. 19. № 4. С. 534–553.
- Синельников-Мурылев С., Дробышевский С., Казакова М.* Декомпозиция темпов роста ВВП России в 1999–2014 годах // Экономическая политика. 2014. № 5. С. 7–37.
- Юдаева К.* О возможностях, целях и механизмах денежно-кредитной политики в текущей ситуации // Вопросы экономики. 2014. № 9. С. 4–12.
- Alquist R., Kilian L., Vigfusson, R.J.* Forecasting the Price of Oil // Handbook of Economic Forecasting. 2013. Vol. 2. P. 427–507.
- Andrews D.W.K.* Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation // Econometrica. 1991. Vol. 59. P. 817–858.
- Arai Y., Kurozumi E.* Testing for the Null Hypothesis of Cointegration with a Structural Break // Econometric Reviews. 2007. Vol. 26. P. 705–739.
- Aue A., Horvath L.* Structural Breaks in Time Series // Journal of Time Series Analysis. 2012. Vol. 34. P. 1–16.
- Bai J., Lumsdaine R.L., Stock J.H.* Testing for and Dating Breaks in Integrated and Cointegrated Time Series // Review of Economic Studies. 1998. Vol. 65. P. 395–432.
- Bai J., Perron P.* Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes // Econometrica. 1998. Vol. 66. P. 47–78.
- Bai J., Perron P.* Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models // Journal of Applied Econometrics. 2003. Vol. 18. P. 1–22.
- Beck R., Kamps A., Mileva E.* Long-term Growth Prospects for the Russian Economy // ECB Occasional Paper. 2007. № 58.
- Blanchard O., Kremer M.* Disorganization // The Quarterly Journal of Economics. 1997. Vol. 112. P. 1091–1126.
- Carrion-i-Silvestre J.L., Sanso-i-Rossello A. J.* The KPSS Test with Two Structural Breaks // Spanish Economic Review. 2005. Vol. 9. P. 105–127.
- Carrion-i-Silvestre J.L., Sanso-i-Rossello A. J.* Testing the Null of Cointegration with Structural Breaks // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 2006. Vol. 68. P. 623–646.
- Choi I., Kurozumi E.* Model Selection Criteria for the Leads and Lags Cointegrating Regression // Journal of Econometrics. 2012. Vol. 169. P. 224–238.
- Engle R., Granger C.W.J.* Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // Econometrica. 1987. Vol. 55. P. 251–276.
- Esfahani H.S., Mohaddes K., Pesaran M.H.* An Empirical Growth Model for Major Oil Exporters // Journal of Applied Econometrics. 2014. Vol. 29. P. 1–21.
- Gregory A.W., Hansen B.E.* Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts // Journal of Econometrics. 1996. Vol. 70. P. 99–126.
- Hansen B.E.* Rethinking the Univariate Approach to Unit Root Testing: Using Covariates to Increase Power // Econometric Theory. 1995. Vol. 11. P. 1148–1171.
- Harvey D.I., Leybourne S.J.* Break Date Estimation for Models with Deterministic Structural Change // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 2013. Vol. 76. P. 623–642.
- Harvey D.I., Leybourne S.J., Taylor A.M.R.* Testing for Unit Roots in the Possible Presence of Multiple Trend Breaks using Minimum Dickey-Fuller Statistics // Journal of Econometrics. 2013. Vol. 177. P. 265–284.

- Jandhyala V., Fotopoulos S., MacNeill I., Liu P.* Inference for Single and Multiple Change-points in Time Series // *Journal of Time Series Analysis*. 2016. Forthcoming.
- Johansen S.* Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models // *Econometrica*. 1991. Vol. 59. P. 1551–1580.
- Kejriwal M.* Cointegration with Structural Breaks: An Application to the Feldstein-Horioka Puzzle // *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*. 2008. Vol. 12. Article 3.
- Kejriwal M., Perron P.* A Sequential Procedure to Determine the Number of Breaks in Trend with an Integrated or Stationary Noise Component // *Journal of Time Series Analysis*. 2010a. Vol. 31. P. 305–328.
- Kejriwal M., Perron P.* Testing for Multiple Structural Changes in Cointegrated Regression Models // *Journal of Business and Economic Statistics*. 2010b. Vol. 28. P. 503–522.
- Kuboniwa M.* A Comparative Analysis of the Impact of Oil Prices on Oil-rich Emerging Economies in the Pacific Rim // *Journal of Comparative Economics*. 2014. Vol. 42. P. 328–339.
- Kurozumi E.* Testing for Stationarity with a Break // *Journal of Econometrics*. 2002. Vol. 108. P. 63–99.
- Kurozumi E., Hayakawa K.* Asymptotic Properties of the Efficient Estimators for Cointegrating Regression Models with Serially Dependent Errors // *Journal of Econometrics*. 2009. Vol. 149. P. 118–135.
- Liu J., Wu S., Zidek J.V.* On Segmented Multivariate Regressions // *Statistica Sinica*. 1997. Vol. 7. P. 497–525.
- MacKinnon J.G.* Critical Values for Cointegration Tests: QED Working Paper № 1227. 2010.
- Mehlum H., Moene K., Torvik R.* Institutions and the Resource Curse // *The Economic Journal*. 2006. Vol. 116. P. 1–20.
- Park J.Y.* Canonical Cointegrating Regressions // *Econometrica*. 1992. Vol. 60. P. 119–143.
- Perron P.* Dealing with Structural Breaks // *Palgrave Handbooks of Econometrics* / T.C. Mills, K. Patterson (eds.) Vol. 1 *Econometric Theory*, Ch. 8. Basingstoke: Palgrave MacMillan, 2006. P. 278–352.
- Perron P., Wada T.* Let's Take a Break: Trends and Cycles in US real GDP // *Journal of Monetary Economics*. 2009. Vol. 56. P. 749–765.
- Phillips P.C.B., Hansen B.E.* Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes // *Review of Economic Studies*. 1990. Vol. 57. P. 99–125.
- Phillips P.C.B., Solo V.* Asymptotics for Linear Processes // *Annals of Statistics*. 1992. Vol. 20. P. 971–1001.
- Rautava J.* Oil Prices, Excess Uncertainty and Trend Growth // *Focus on European Economic Integration*. 2013. Vol. 4. P. 77–87.
- Sachs J.D., Warner A.M.* Fundamental Sources of Long-Run Growth // *American Economic Review*. 1997. Vol. 87. P. 184–188.
- Saikkonen P.* Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regression // *Econometric Theory*. 1991. Vol. 7. P. 1–21.
- Skrobotov A.* On Trend Breaks and Initial Condition in Unit Root Testing. 2015. Unpublished manuscript.
- Sobreira N., Nunes L.C.* Tests for Multiple Breaks in the Trend with Stationary or Integrated Shocks // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2016. Forthcoming.
- Stock J.H., Watson M.W.* A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems // *Econometrica*. 1993. Vol. 61. P. 783–820.
- Sul D., Phillips P.C.B., Choi C.Y.* Prewhitening Bias in HAC Estimation // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2005. Vol. 67. 517–546.

Testing for Structural Breaks in the Long-run Growth Rate of the Russian Economy

Andrey Polbin¹, Anton Skrobotov²

¹ Gaidar Institute for Economic Policy,
3–5, Gazetny per., Moscow, 125009, Russian Federation.
E-mail: apolbin@gmail.com

² Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration,
82, Vernadskogo prosp., Moscow, 119571, Russian Federation.
E-mail: antonskrobotov@gmail.com

The paper is devoted to testing for and dating structural breaks in the long-run growth rate of the structural component of the Russian GDP. To solve this problem we use the methodology of cointegrating regression in which we allow the long-run dependence of the logarithm of the Russian real GDP on the logarithm of the real oil prices. Also, cointegrating regression equation includes the deterministic linear trend in which breaks in the slope are allowed (without any level shifts). This deterministic trend is interpreted as long run level of the structural component of the Russian GDP. The empirical results are in favor of the existence of two structural breaks in the long-run growth rate of the structural component in the period from 1995: in the 3rd quarter of 1998 and in the 3rd quarter of 2007. The point estimate of the second break three quarters early than the corresponding estimates from the univariate statistical tests. This result could indicate that the structural problems of the Russian economy started before the crisis of 2008–2009 and the relatively high growth rate immediately before this crisis was due to sharp oil prices increase.

The empirical results also show that in the cointegrating regression with piecewise continuous linear trend, the long-run elasticity of oil prices decreases approximately by 2 in comparison to estimates obtained in the literature with similar models without allowing existence of structural breaks. Our estimate of the elasticity is about 0,1. The estimate of the long-run growth rate of the structural component is about 5,3% per year until the 3rd quarter of 2007 and about 1,3% per year in subsequent periods. We haven't found evidences for the presence of the third break in the vicinity of the current economic crisis.

Key words: structural breaks; long-run growth; oil prices; unit roots; Russian economy.

JEL Classification: C12, C18, C22, E32, F43.

* *
*

References

- Bank of Russia (2015) *Doklad o denezhno-kreditnoj politike no 3, sentjabr' 2015* [Report on Monetary Policy no 1, September 2015]. Moscow: The Central Bank of the Russian Federation.
- Bessonov V.A. (2000) O transformacionnyh strukturnyh sdvigah rossijskogo promyshlennogo proizvodstva [On Transitional Structural Changes in the Russian Industrial Production]. *HSE Economic Journal*, 4, 2, pp. 184–219.
- Bessonov V.A. (2004) O dinamike sovokupnoj faktornoj proizvoditel'nosti v rossijskoj perehodonj ekonomike [On Dynamics of Total Factor Productivity in the Russian Transitional Economy]. *HSE Economic Journal*, 8, 4, pp. 542–587.
- Vashchelyuk N.V., Polbin A.V., Trunin P.V. Otsenka macroekonomicheskikh efektov shoka DKP dlja rossijskoj ekonomiki [Estimation of the Monetary Policy Shock's Influence on the Russian Economy]. *HSE Economic Journal*, 19, 2, pp. 169–198.
- Drobyshevskij S., Polbin A. (2015) Dekompozicija dinamiki macroekonomicheskikh pokazatelej RF na osnove DSGE-modeli [Decomposition of the Structural Shocks Contribution to the Russian Macroeconomic Indicators Dynamics on the Basis of the DSGE Model]. *Economic Policy*, 2, pp. 20–42.
- Drobyshevskij S., Polbin A. (2016) O roli plavayushchego kursa rublya v stabilizacii delovoj aktivnosti pri vneshneekonomicheskikh shokah [On the Role of the Floating Exchange Rate of the Ruble in Stabilizing Business Activity under Foreign Trade Shocks]. *Theoretical and Practical Aspects of Management*, 6, pp. 66–71.
- Dubovskij D.L., Kofanov D.A., Sosunov K.A. (2015) Datirovka rossijskogo biznes-tsikla [Dating of the Russian Business Cycle]. *HSE Economic Journal*, 19, 4, pp. 554–575.
- Idrisov G., Sinelnikov-Murylev S. (2014) Formirovanie predposylok dolgosrochnogo rosta: kak ih ponimat'? [Forming Sources of Long-run Growth: How to Understand Them?]. *Voprosy Ekonomiki*, 3, pp. 4–20.
- Idrisov G.I., Kazakova M.V., Polbin A.V. (2014) Teoreticheskaja interpretacija vlijaniya neftjanyh tsen na ekonomicheskij rost v sovremennoj Rossii [Oil Prices Impact on Economic Growth in Contemporary Russia: A Theoretical Interpretation]. *Economic Policy*, 5, pp. 150–171.
- Kazakova M.V., Sinelnikov-Murylev S. (2009) Konyunktura mirovogo rynka energonositelej i tempy ekonomicheskogo rosta v rossii [Economic Situation on the World Energy Carriers Market and Rates of Economic Growth in Russia]. *Economic Policy*, 5, pp. 118–135.
- Kudrin A., Gurchik E. (2014) Novaja model' rosta dlja rossijskoj ekonomiki [A New Growth Model for the Russian Economy]. *Voprosy Ekonomiki*, 12, pp. 4–36.
- Orlova N., Egiev S. (2015) Strukturnye faktory zamedlenija rosta rossijskoj ekonomiki [Structural Factors of Russian Economic Slowdown]. *Voprosy Ekonomiki*, 12, pp. 69–84.
- Smirnov S.V., Kondrashov N.V., Petronevich A.V. (2015) Povоротnye tochki rossijskogo ekonomicheskogo tsikla, 1981–2015 gg. [Dating Turning Points of the Russian Economic Cycle, 1981–2015]. *HSE Economic Journal*, 19, 4, pp. 534–553.
- Sinelnikov-Murylev S., Drobyshevskij S., Kazakova M. (2014) Dekompozitsija tempov rosta VVP Rossii v 1999–2014 godah [Decomposition of Russian GDP Growth Rates in 1999–2014]. *Economic Policy*, 5, pp. 7–37.
- Judaeva K. (2014) O vozmozhnostjakh, tseljah i mehanizmah denezhno-kreditnoj politiki v tekushhej situacii [On the Opportunities, Targets and Mechanisms of Monetary Policy under the Current Conditions]. *Voprosy Ekonomiki*, 9, pp. 4–12.
- Alquist R., Kilian L., Vigfusson R.J. (2013) Forecasting the Price of Oil. *Handbook of Economic Forecasting*, 2, pp. 427–507.

- Andrews D.W.K. (1991) Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation. *Econometrica*, 59, pp. 817–858.
- Arai Y., Kurozumi E. (2007) Testing for the Null Hypothesis of Cointegration with a Structural Break. *Econometric Reviews*, 26, pp. 705–739.
- Aue A., Horvath L. (2012) Structural Breaks in Time Series. *Journal of Time Series Analysis*, 34, pp. 1–16.
- Bai J., Lumsdaine R.L., Stock J.H. (1998) Testing for and Dating Breaks in Integrated and Cointegrated Time Series. *Review of Economic Studies*, 65, pp. 395–432.
- Bai J., Perron P. (1998) Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66, pp. 47–78.
- Bai J., Perron P. (2003) Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18, pp. 1–22.
- Beck R., Kamps A., Mileva E. (2007) *Long-term Growth Prospects for the Russian Economy*. ECB Occasional Paper. No 58.
- Blanchard O., Kremer M. (1997) Disorganization. *The Quarterly Journal of Economics*, 112, pp. 1091–1126.
- Carrion-i-Silvestre J.L., Sanso-i-Rossello A. J. (2005) The KPSS Test with Two Structural Breaks. *Spanish Economic Review*, 9, pp. 105–127.
- Carrion-i-Silvestre J.L., Sanso-i-Rossello A.J. (2006) Testing the Null of Cointegration with Structural Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68, pp. 623–646.
- Choi I., Kurozumi E. (2012) Model Selection Criteria for the Leads and Lags Cointegrating Regression. *Journal of Econometrics*, 169, pp. 224–238.
- Engle R., Granger C.W.J. (1987) Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, pp. 251–276.
- Esfahani H.S., Mohaddes K., Pesaran M.H. (2014) An Empirical Growth Model for Major Oil Exporters. *Journal of Applied Econometrics*, 29, pp. 1–21.
- Gregory A.W., Hansen B.E. (1996) Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70, pp. 99–126.
- Hansen B.E. (1995) Rethinking the Univariate Approach to Unit Root Testing: Using Covariates to Increase Power. *Econometric Theory*, 11, pp. 1148–1171.
- Harvey D.I., Leybourne S.J. (2013) Break Date Estimation for Models with Deterministic Structural Change. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76, pp. 623–642.
- Harvey D.I., Leybourne S.J., Taylor A.M.R. (2013) Testing for Unit Roots in the Possible Presence of Multiple Trend Breaks Using Minimum Dickey-Fuller Statistics. *Journal of Econometrics*, 177, pp. 265–284.
- Jandhyala V., Fotopoulos S., MacNeill I., Liu P. (2016) Inference for Single and Multiple Change-points in Time Series. *Journal of Time Series Analysis*. Forthcoming.
- Johansen S. (1991) Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59, pp. 1551–1580.
- Kejriwal M. (2008) Cointegration with Structural Breaks: An Application to the Feldstein-Horioka Puzzle. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 12, Article 3.
- Kejriwal M., Perron P. (2010a) A Sequential Procedure to Determine the Number of Breaks in Trend with an Integrated or Stationary Noise Component. *Journal of Time Series Analysis*, 31, pp. 305–328.
- Kejriwal M., Perron P. (2010b) Testing for Multiple Structural Changes in Cointegrated Regression Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 28, pp. 503–522.
- Kuboniwa M. (2014) A Comparative Analysis of the Impact of Oil Prices on Oil-rich Emerging Economies in the Pacific Rim. *Journal of Comparative Economics*, 42, pp. 328–339.
- Kurozumi E. (2002) Testing for Stationarity with a Break. *Journal of Econometrics*, 108, pp. 63–99.
- Kurozumi E., Hayakawa K. (2009) Asymptotic Properties of the Efficient Estimators for Cointegrating Regression Models with Serially Dependent Errors. *Journal of Econometrics*, 149, pp. 118–135.
- Liu J., Wu S., Zidek J.V. (1997) On Segmented Multivariate Regressions. *Statistica Sinica*, 7, pp. 497–525.

- MacKinnon J.G. (2010) *Critical values for cointegration tests*. QED Working Paper no 1227.
- Mehlum H., Moene K., Torvik R. (2006) Institutions and the Resource Curse. *The Economic Journal*, 116, pp. 1–20.
- Park J.Y. (1992) Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica*, 60, pp. 119–143.
- Perron P. (2006) Dealing with Structural Breaks. *Palgrave Handbooks of Econometrics: Vol. 1 Econometric Theory*, Ch. 8. (eds. T.C. Mills, K. Patterson), Palgrave MacMillan, Basingstoke, pp. 278–352.
- Perron P., Wada T. (2009) Let's Take a Break: Trends and Cycles in US Real GDP. *Journal of Monetary Economics*, 56, pp. 749–765.
- Phillips P.C.B., Hansen B.E. (1990) Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economic Studies*, 57, pp. 99–125.
- Phillips P.C.B., Solo V. (1992) Asymptotics for Linear Processes. *Annals of Statistics*, 20, pp. 971–1001.
- Rautava J. (2013) Oil Prices, Excess Uncertainty and Trend Growth. *Focus on European Economic Integration*, 4, pp. 77–87.
- Sachs J.D., Warner A.M. (1997) Fundamental Sources of Long-Run Growth. *American Economic Review*, 87, pp. 184–188.
- Saikkonen P. (1991) Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regression. *Econometric Theory*, 7, pp. 1–21.
- Skrobotov A. (2015) *On Trend Breaks and Initial Condition in Unit Root Testing*. Unpublished manuscript.
- Sobreira N., Nunes L.C. (2016) Tests for Multiple Breaks in the Trend with Stationary or Integrated Shocks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Forthcoming.
- Stock J.H., Watson M.W. (1993) A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61, pp. 783–820.
- Sul D., Phillips P.C.B., Choi C.Y. (2005) Prewhitening Bias in HAC Estimation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 517–546.