

# СПЕКТРАЛЬНАЯ ОЦЕНКА КОМПОНЕНТЫ БИЗНЕС-ЦИКЛА ВВП РОССИИ С УЧЕТОМ ВЫСОКОЙ ЗАВИСИМОСТИ ОТ УСЛОВИЙ ТОРГОВЛИ

*А.В. Полбин, А.А. Скроботов*

В статье предложен новый подход декомпозиции реального ВВП российской экономики на трендовую и циклическую компоненты на основе модели коинтегрирующей регрессии. Особенность подхода заключается в том, что при построении компоненты долгосрочного тренда мы, во-первых, учитываем наличие долгосрочной зависимости уровня реального ВВП РФ от нефтяных цен. В рамках данной предпосылки при падении нефтяных цен также происходит и снижение перманентного уровня реального ВВП. Во-вторых, мы допускаем наличие изломов в структурной компоненте выпуска (очищенной от влияния нефтяных цен составляющей российского ВВП). Это позволяет нам учитывать изменения в долгосрочных фазах экономического развития России и выделять такие периоды, как период трансформационного спада и восстановительного роста. При построении компоненты бизнес-цикла на первом шаге из временного ряда логарифма ВВП удаляется нестационарная компонента, состоящая из детерминированного тренда со структурными сдвигами и компоненты,

© Полбин А.В., Скроботов А.А., 2018 г.

*Полбин Андрей Владимирович*, к.э.н., зав. лабораторией математического моделирования экономических процессов Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ, зав. лабораторией макроэкономического моделирования Института экономической политики им. Е.Т. Гайдара, Москва, apolbin@gmail.com

*Скроботов Антон Андреевич*, научный сотрудник Лаборатории макроэкономического прогнозирования Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ, Москва, antonskrobotov@gmail.com

характеризующей долгосрочное влияние нефтяных цен на отечественную экономику. На втором шаге из стационарного остатка с помощью методов спектрального анализа выделяется компонента бизнес-цикла с периодичностью колебаний от 6 до 32 кварталов. Согласно полученным результатам на периоде 2014–2016 гг. компонента бизнес-цикла была нулевой, а не отрицательной, о чем могут свидетельствовать альтернативные подходы. Режим денежно-кредитной политики плавающего обменного курса рубля позволил реальному ВВП РФ достаточно мягко скорректироваться к своему новому (более низкому из-за падения нефтяных цен) потенциальному уровню, циклические колебания же оказались достаточно умеренными.

*Ключевые слова:* бизнес-цикл, деловой цикл, разрыв выпуска, российская экономика, ВВП, цены на нефть, коинтегрирующая регрессия, структурные сдвиги, спектральный анализ, полосовой фильтр.

*JEL:* C18, C22, C51, E32, F41.

## ВВЕДЕНИЕ

При выработке мер денежно-кредитной политики центральные банки в современных условиях опираются на формальные экономико-математические модели и на широкий набор показателей экономической активности, а одним из наиболее важных таких показателей является разрыв выпуска, или циклическая компонента выпуска, под которой понимается отклонение фактического уровня выпуска от его потенциального значения.

К настоящему моменту в академической литературе предложено достаточно много оценок циклической компоненты выпуска российской экономики. В работах (Синельников-Мурылев, Дробышевский и др., 2014; Oomes, Dynnikova, 2006) декомпозиция проводилась на основе методологии производственной функции; в работах (Апокин, Белоусов и др., 2014; Дубовский, Кофанов и др., 2015; Орлова, Егиев, 2015; Zubarev, Trunin, 2017) были построены модели ненаблюдаемых компонент. В работах (Апокин, Белоусов

и др., 2014; Zubarev, Trunin, 2017) циклическая компонента выпуска также выделялась на основе фильтра Ходрика–Прескотта, а в работах (Лыкова, Букина, 2016; Шульгин, 2014) полученные на основе фильтра Ходрика–Прескотта циклические компоненты макроэкономических показателей являлись предметом прикладного экономического анализа. В работе (Клепач, Куранов, 2013) декомпозиция макроэкономических показателей РФ проводилась с использованием методов спектрального анализа. В свою очередь, различные оценки разрыва выпуска РФ можно найти в Докладах о денежно-кредитной политике Банка России (см., например, (Банк России, 2015)).

В настоящей работе предлагается альтернативный подход к оценке бизнес-цикла российской экономики на базе модели коинтегрирующей регрессии работы (Полбин, Скроботов, 2016). В рамках нашего подхода волатильность циклической компоненты выпуска РФ значительно снижается, разрыв выпуска колеблется в диапазоне приблизительно  $\pm 4\%$ , что согласуется с классическими представлениями о бизнес-цикле. Оценка фазы бизнес-цикла также не остается без изменений по сравнению с существующими в литературе оценками.

Особенность нашего подхода заключается в более «точном», по нашему мнению, моделировании трендовой функции реального ВВП РФ. Во-первых, мы допускаем наличие долгосрочной зависимости потенциального выпуска от условий торговли, в качестве *прокси* для которых в условиях превалирования углеводородов в российском экспорте мы используем нефтяные цены. Предполагается, что в долгосрочном периоде существует положительная зависимость уровня ВВП отечественной экономики от условий торговли, которую можно объяснить через канал накопления капитала (Idrisov, Kazakova et al., 2015). Улучшение условий торговли увеличивает доходность инвестирования как экспортно-ориентированных секторов, так и секторов производства неторгуемых товаров (из-за увеличения спроса увеличиваются цены на

неторгуемые товары), что приводит к увеличению объема капитала в экономике, выпуска, капиталовооруженности одного работника и его производительности. Эмпирические модели с аналогичной спецификацией относительно долгосрочной зависимости уровня реального ВВП нефтеэкспортирующих экономик от уровня нефтяных цен оценивались в работах (Esfahani, Mohaddes et al., 2014; Kuboniwa, 2014).

Во-вторых, чтобы описать различные этапы экономического развития России, такие как трансформационный спад, восстановительный рост и текущая стадия развития с низкими темпами роста, мы допускаем наличие структурных сдвигов в трендовой функции реального ВВП РФ. Фактически мы допускаем изломы в детерминированном тренде в модели коинтегрирующей регрессии, а само наличие детерминированного тренда мы соотносим с внутренними факторами экономического развития, такими как долгосрочное увеличение эффективности использования факторов производства. Проблема замедления внутренних факторов экономического роста в России также обсуждалась, например, в работах (Идрисов, Синельников-Мурылев, 2014; Кудрин, Гурвич, 2014). В работе (Полбин, Скроботов, 2016) приведены формальные статистические свидетельства в пользу наличия изломов в детерминированном тренде.

После удаления тренда из временного ряда реального ВВП мы переходим к оценке его циклической компоненты с помощью методов спектрального анализа. Из стационарного остатка коинтегрирующей регрессии с помощью фильтра, предложенного в работе (Christiano, Fitzgerald, 2003), удаляются колебания с периодичностью ниже 6 кварталов и выше 32 кварталов, что согласуется с классическим определением бизнес-цикла. В первом разделе настоящей работы приводится краткий обзор существующих методов декомпозиции, во втором разделе формулируется эконометрическая модель и проводится оценка циклической компоненты реального ВВП РФ.

## 1. ОСНОВНЫЕ МЕТОДЫ ВЫДЕЛЕНИЯ ЦИКЛИЧЕСКОЙ КОМПОНЕНТЫ

В настоящем разделе мы кратко рассмотрим основные методы декомпозиции временного ряда на трендовую и циклическую компоненты. С более подробным обзором соответствующих подходов можно ознакомиться в работе (Canova, 2007, ch. 3). Наиболее простым методом декомпозиции временного ряда на трендовую и циклическую компоненты является очистка временного ряда от детерминированной функции времени. Очевидно, использование данного метода оправдано для стационарных около детерминированного тренда временных рядов.

Пусть процесс порождения данных для анализируемого показателя (например, логарифма реального ВВП)  $y_t$  определяется как<sup>1</sup>

$$y_t = \tau_t + y_t^c, \quad (1)$$

где  $\tau_t$  является детерминированной функцией от времени (например, в случае линейного тренда  $\tau_t = \mu + \beta t$ , в случае квадратичного тренда  $\tau_t = \mu + \beta t + \gamma t^2$ , а  $y_t^c$  – циклической компонентой (например,  $y_t^c$  может иметь ARMA-представление))<sup>2</sup>.

Тогда базовый метод наименьших квадратов дает суперсостоятельные оценки параметров детерминированной функции от времени, и, соответственно, остатки от МНК регрессии  $y_t$  на  $\tau_t$  могут выступать в качестве оценки циклической компоненты анализируемого показателя. Подход очистки временного ряда от линейного либо квадратичного тренда с целью получения циклической компоненты использовался, например, в работах (Lucas,

1973; Sargent, 1978) при тестировании моделей деловых циклов.

В регрессионное уравнение для детерминированной компоненты также могут включаться структурные сдвиги, в рамках которых в некоторые моменты времени в исторической ретроспективе происходили изменения параметров детерминированной функции от времени. Например, в работе (Perron, 1989) приведены аргументы в пользу наличия сегментированного линейного тренда во временных рядах США, когда в отдельные моменты времени у линейного тренда макроэкономического показателя наблюдалось изменение угла наклона. В свою очередь, неучет наличия данных изломов в трендовой функции может существенно исказить оценки циклической компоненты (Perron, Wada, 2009).

В представленном выше случае, когда анализируемый временной ряд является стационарным около детерминированного тренда, определение тренда и цикла является интуитивно понятным. Под трендовой компонентой понимается детерминированная функция от времени, а под циклической – стохастическая часть уравнения (1), которая является стационарным процессом со средним, равным нулю. И циклическая компонента по определению является ортогональной к трендовой компоненте. Соответственно, в определенном смысле мы можем анализировать деловые циклы и строить соответствующие теоретические модели, абстрагируясь от наличия тренда, долгосрочного роста.

Ситуация осложняется, когда анализируемый временной ряд является интегрированным первого или более высокого порядка. Как определить тренд и цикл для процесса случайного блуждания или более сложного – в контексте своей ковариационной структуры – стохастического процесса? В работе (Beveridge, Nelson, 1981) было предложено очищать временные ряды от долгосрочных эффектов стохастических шоков и очищенный временной ряд определять как циклическую компоненту. Согласно формальному определению Бевериджа и Нельсона (Beveridge, Nelson,

<sup>1</sup> Для простоты предполагается, что для временного ряда  $y_t$  уже проведена сезонная корректировка, если это было необходимо.

<sup>2</sup> В некоторых исследованиях также рассматривается спецификация с дополнительной составляющей временного ряда  $y_t$  – иррегулярной компонентой.

1981) стохастическим трендом нестационарного временного ряда в момент времени  $t$  является предельный прогноз на бесконечный горизонт уровня анализируемого временного ряда за вычетом детерминированного тренда, если таковой имеется в данных, условно на доступной информации в момент времени  $t$ .

В таком определении предельный прогноз на бесконечный горизонт как раз характеризует перманентные эффекты стохастических шоков. Временной ряд за вычетом стохастического и детерминированного тренда будет являться циклической компонентой. Инновации к трендовой и циклической компоненте в декомпозиции Бевериджа–Нельсона оказываются совершенно коррелированными. Для того чтобы вычислить тренд Бевериджа–Нельсона в показателе  $y_t$ , можно, например, сначала оценить модель ARIMA, на основе которой далее в каждый момент времени  $t$  построить прогноз на достаточно большой горизонт и скорректировать его на детерминированный тренд, если таковой имеется в данных (Beveridge, Nelson, 1981). Альтернативой может являться применение методов работы с моделью в форме состояние-наблюдение (Morley, 2002).

Разложение Бевериджа–Нельсона можно легко обобщить на многомерный случай. Если имеется вектор макроэкономических показателей размерностью больше единицы, то при выполнении определенных условий регулярности для описания динамики вектора переменных можно построить модель векторной авторегрессии (VAR). При этом данный вектор может содержать как нестационарные, так и стационарные переменные, только нестационарные переменные необходимо привести к стационарному виду за счет взятия первых разностей, а в условиях наличия коинтеграции перейти к спецификации модели коррекции ошибок (VECM).

В работе (Evans, Reichlin, 1994) при выделении тренда и цикла Бевериджа–Нельсона во временном ряде выпуска обсуждалась возможность использования дополнительной информации в виде включения в модель та-

ких переменных, как безработица, загрузка мощностей, норма сбережений и опережающие индикаторы. В работе (King, Plosser et al., 1991) выделялся общий стохастический тренд в выпуске, потреблении и инвестициях США на базе оценки VECM-модели, который трактовался как стохастический тренд эффективности производства в односекторной модели экзогенного экономического роста.

Но существуют и альтернативные подходы определения тренда и цикла в многомерных временных рядах, в которых исследователи пытаются разложить вектор неструктурных ошибок в регрессионных уравнениях на структурные шоки, имеющие экономическую интерпретацию, а далее соотнести вклад одних шоков в динамику макроэкономических показателей как трендовую компоненту, а других – как циклическую компоненту. Например, в работе (Blanchard, Quah, 1989) оценивалась двумерная VAR-модель для безработицы и темпов роста выпуска, на основе которой проводилась идентификация шоков предложения и шоков спроса с помощью наложения ограничений на долгосрочные импульсные отклики. Авторы предполагали, что только шоки предложения могут оказывать ненулевое влияние на уровень выпуска в долгосрочном периоде.

При декомпозиции выпуска на трендовую и циклическую компоненты авторы работы (Blanchard, Quah, 1989) трендовой считали ту часть выпуска, динамика которой обусловлена шоками предложения, а циклической – шоками спроса. Другими словами, в данном определении в трендовой компоненте учитывается не только долгосрочное влияние шоков предложения, но и их краткосрочное влияние. Декомпозиция (Blanchard, Quah, 1989) является менее универсальной по сравнению с декомпозицией (Beveridge, Nelson, 1981), так как непосредственно зависит от теоретических идентификационных ограничений, которые накладываются на ковариационную матрицу ошибок в VAR-модели.

При этом остается непонятным, почему краткосрочные эффекты от шоков предложе-

ния никак не соотносятся с циклической компонентой. В неокейнсианских моделях динамика приспособления макроэкономических показателей к долгосрочному равновесию в ответ на шоки предложения зависит от проводимой денежно-кредитной политики. А роль денежно-кредитной политики обычно анализируется в контексте деловых циклов. Соответственно, удаление из временного ряда для получения циклической компоненты краткосрочной динамики, обусловленной шоками предложения, является весьма дискуссионным шагом.

Другим популярным подходом к декомпозиции временного ряда на трендовую и циклическую компоненты является разложение на основе модели ненаблюдаемых компонент с применением фильтра Калмана (Harvey, 1985; Clark, 1987). В основе разложения временных рядов первого порядка интегрированности при помощи модели ненаблюдаемых компонент лежит предположение о том, что временной ряд содержит случайную трендовую составляющую (случайное блуждание со сносом), а циклическая компонента является ARMA-процессом. Другими словами, простую модель ненаблюдаемых компонент можно записать как

$$y_t = \tau_t + y_t^c; \quad (2)$$

$$\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \eta_t; \quad (3)$$

$$A(L)y_t^c = B(L)\varepsilon_t, \quad (4)$$

где  $A(L)$  и  $B(L)$  – лаговые полиномы порядка  $p$  и  $q$  соответственно, с корнями, лежащими вне единичного круга, а ошибки некоррелированы во времени и распределены нормально:

$$\begin{bmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \sim N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_\eta^2 & \sigma_{\eta\varepsilon} \\ \sigma_{\eta\varepsilon} & \sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix} \right). \quad (5)$$

В модели ненаблюдаемых компонент обычно предполагается, что шоки с трендовой и циклической компонентами некоррелированы,  $\sigma_{\eta\varepsilon} = 0$  (Harvey, 1985; Clark, 1987).

Данное предположение необходимо для идентификации параметров. Как отмечает Кларк (Clark, 1987), единственной альтернативой к предположению о независимости является предположение о полной зависимости шоков к трендовой и циклической компонентам. В условиях нулевой корреляции между шоками оцененный тренд достаточно гладко изменяется во времени. В случае же совершенной корреляции между шоками декомпозиция на основе ненаблюдаемых компонент сводится к декомпозиции Бевериджа–Нельсона (Beveridge, Nelson, 1981) по модели ARIMA, которая на практике дает вполне изменчивый тренд и циклические колебания малой амплитуды (см., например, (Morley, Nelson et al., 2003)).

В ситуации, когда декомпозиция на трендовую и циклическую компоненты производится для временного ряда второго порядка интегрированности, предполагается, что параметр сноса в уравнении (3) также меняется во времени и описывается с помощью процесса случайного блуждания (Harvey, 1985; Clark, 1987):

$$\mu_t = \mu_{t-1} + v_t. \quad (6)$$

В описанных выше подходах на первом этапе декомпозиции делается попытка построить и оценить релевантную эконометрическую модель для описания анализируемого временного ряда. В заключение мы рассмотрим гибридные процедуры, основанные на фильтрации временных рядов. Мы остановимся на наиболее популярных в литературе фильтрах: на фильтре Ходрика–Прескотта (Hodrick, Prescott, 1997) и на полосовом спектральном фильтре (Baxter, King, 1999; Christiano, Fitzgerald, 2003).

Ходрик и Прескотт (Hodrick, Prescott, 1997), обсуждая подход удаления из временного ряда детерминированного линейного тренда с целью получения цикла, отмечают, что при теоретической интерпретации трендовой компоненты мы обычно обращаемся к моделям экономического роста, согласно которым тренд является функцией медленно



меняющихся во времени капитала, труда и технологического прогресса. По мнению авторов, моделирование данного сложного процесса в виде некоторого линейного тренда с постоянным темпом роста является крайне нереалистичным описанием действительности. Ходрик и Прескотт (Hodrick, Prescott, 1997) выдвигают аргументы в пользу более гибкого описания трендовой компоненты с медленно меняющимся во времени углом наклона тренда и предлагают фильтр, декомпозицию на трендовую и циклическую составляющие, фильтр, в котором производится на основе минимизации следующего функционала:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T ((\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1}))^2, \quad (7)$$

где параметр  $\lambda$  регулирует гладкость тренда.

Чем больше параметр  $\lambda$ , тем больше штраф в целевой функции за изменение угла наклона в тренде. При  $\lambda \rightarrow \infty$  оценка трендовой компоненты фильтра Ходрика–Прескотта стремится к линейному тренду, а при  $\lambda \rightarrow 0$  оценка трендовой компоненты стремится к фактической динамике анализируемого временного ряда. Выбор конкретного значения параметра  $\lambda$  является неоднозначным и зависит от априорных представлений исследователя о роли бизнес-цикла в динамике макроэкономических показателей. Ходрик и Прескотт (Hodrick, Prescott, 1997) при анализе бизнес-цикла США рекомендовали использовать на квартальных данных значение  $\lambda$ , равное 1600.

Параметр  $\lambda$  имеет и статистическую интерпретацию. Фильтр Ходрика–Прескотта является оптимальным для выделения тренда во временном ряде второго порядка интегрирования  $I(2)$ , в котором циклическая компонента и вторая разность трендовой компоненты являются независимыми, одинаково распределенными нормальными случайными величинами, а параметр  $\lambda$  является отношением дисперсии циклической компоненты к дисперсии шоков трендовой компоненты (Hodrick, Prescott, 1997). Таким образом,  $\lambda = 1600$  означает, что стандартное отклонение цикла в 40 раз пре-

вышает стандартное отклонение второй разности трендовой компоненты.

Однако вопрос оправданности применения фильтр Ходрика–Прескотта для временных рядов с другими статистическими характеристиками (например, первого порядка интегрированности) остается дискуссионным. В работе (Harvey, Jaeger, 1993) продемонстрировано, что фильтр Ходрика–Прескотта может часто порождать ложные циклические колебания.

Полосовой (Band Pass) фильтр для выделения компоненты бизнес-цикла использует спектральные (частотные) характеристики временного ряда. Бакстер и Кинг (Baxter, King, 1999) находят использование полосового фильтра для выделения циклических колебаний весьма привлекательным, в частности, потому, что данный фильтр способен выделять циклическую компоненту, которая в наибольшей степени согласуется с классическим определением бизнес-цикла Бернса и Митчелла (Burns, Mitchell, 1946). В данном определении под бизнес-циклом понимаются колебания в некотором среднесрочном диапазоне частот, и на практике обычно используется диапазон колебаний с периодичностью от 6 до 32 кварталов.

Согласно теореме о спектральном разложении (Cramér, Leadbetter, 1967) представим стационарный временной ряд в виде

$$y_t = \mu + \int_0^\pi \alpha(\omega) \cos(\omega t) d\omega + \int_0^\pi \delta(\omega) \sin(\omega t) d\omega, \quad (8)$$

где  $\alpha(\omega)$ ,  $\delta(\omega)$  – случайные величины.

Соответственно в рамках данного представления естественным образом возникает задача отсекаания высоко- и низкочастотных колебаний. С теоретической точки зрения колебания в заданном диапазоне частот можно выделить с нулевой погрешностью с помощью «идеального» фильтра:

$$x_t = \sum_{i=-\infty}^{+\infty} c_i y_{t-i}, \quad (9)$$

должным образом подобрав его параметры  $c_i$ .

Но «идеальный» фильтр является математической абстракцией, и на практике бесконечное число наблюдений недоступно. Эффективные алгоритмы фильтрации и приближения «идеального» полосового фильтра на конечных выборках, минимизирующих некоторую меру ошибки приближения к «идеальному» полосовому фильтру, были исследованы в работах (Baxter, King, 1999; Christiano, Fitzgerald, 2003). Бакстер и Кинг (Baxter, King, 1999) предложили использовать симметричный фильтр с фиксированным окном и с неизменными параметрами:

$$x_t = \sum_{i=-K}^{+K} a_i y_{t-i}, \quad a_i = a_{-i}. \quad (10)$$

Бакстер и Кинг (Baxter, King, 1999) при разработке полосового фильтра также наложили ограничение равенства суммы коэффициентов нулю, что делает фильтр робастным к наличию во временном ряде квадратичного тренда и стохастического тренда до второго порядка интегрирования (данные нестационарные компоненты автоматически удаляются). Однако при применении такого фильтра приходится жертвовать  $K$  первыми и  $K$  последними наблюдениями, что снижает актуальность его использования для анализа текущей ситуации. В работе (Christiano, Fitzgerald, 2003) был предложен несимметричный фильтр с меняющимися параметрами, который уже дает оценку циклической компоненты на всем имеющемся временном диапазоне. Данный метод требует предварительного удаления из анализируемого временного ряда тренда, что несколько осложняет процедуру фильтрации, но одновременно позволяет учесть специфику анализируемого временного ряда, например, наличие структурных сдвигов в тренде.

Таким образом, использование полосового спектрального фильтра (Christiano, Fitzgerald, 2003) для выделения компоненты бизнес-цикла представляется весьма перспективным. В следующем разделе мы применим его для декомпозиции временного ряда реального ВВП РФ. Безусловно, данный фильтр

также не является единственно верным. Он может порождать искажения и ложные колебания, если, например, спектр анализируемого стохастического процесса концентрируется вне диапазона частот бизнес-цикла (Guay, St.-Amant, 2005).

## 2. РАЗЛОЖЕНИЕ ВРЕМЕННОГО РЯДА НА ОСНОВЕ КОИНТЕГРИРУЮЩЕЙ РЕГРЕССИИ

В настоящем разделе мы переходим к декомпозиции реального ВВП российской экономики на трендовую компоненту и компоненту бизнес-цикла. Наше разложение основано на работе (Полбин, Скроботов, 2016), в которой была предложена модель коинтеграционной зависимости логарифма реального ВВП РФ от логарифма реальных цен на нефть и детерминированного тренда с изломами. В работе (Полбин, Скроботов, 2016) были идентифицированы два структурных сдвига в угле наклона детерминированного тренда, т.е. в долгосрочных темпах экономического роста, на периоде с 1995 г.: в III квартале 1998 г. и в III квартале 2007 г.

Первый структурный сдвиг ассоциируется с переходом российской экономики от фазы трансформационного спада к фазе восстановительного роста. К моменту второго структурного сдвига факторы восстановительного роста были исчерпаны и российская экономика вступила в фазу крайне медленно-го поступательного долгосрочного развития с темпами роста 1,3% в год (Полбин, Скроботов, 2016). Оценка даты второго сдвига оказывается на три квартала раньше начала кризиса 2008–2009 гг., что может говорить о том, что структурные проблемы в российской экономике начались раньше данного кризиса и на высокие темпы экономического роста непосредственно перед кризисом вытягивали только цены на нефть. Понятно, что три квартала могут являться и статистической по-

грешностью. Но результаты по декомпозиции настоящей работы являются стабильными, если в качестве второго сдвига в модели коинтегрирующей регрессии выбирать II квартал 2008 г.<sup>3</sup>, а не III квартал 2007 г. Тем не менее, как отмечается в работе (Замулин, 2016), многие аналитики обращали внимание на замедление роста промышленности в России еще до наступления кризиса 2008–2009 гг., но затем внимание переключилось на кризис.

Таким образом, эмпирическая модель коинтегрирующей регрессии настоящей работы имеет вид

$$y_t = \mu + \beta_0 t + \beta_1 DT_t(T_1) + \beta_2 DT_t(T_2) + \gamma p_t^{oil} + u_t, \quad (11)$$

где  $DT_t(T_j) = (t - T_j)I(t > T_j)$  – переменные, отвечающие за изменение наклона тренда;  $I(\bullet)$  – индикатор-функция (значение которой равно единице, если выражение в скобках верно, и нулю – в противном случае);  $T_1$  и  $T_2$  – даты сдвигов;  $y_t$  – логарифм реального ВВП;  $p_t^{oil}$  – логарифм реальных цен на нефть;  $g$  – долгосрочная эластичность реального ВВП по ценам на нефть;  $u_t$  – стационарный стохастический процесс с нулевым средним.

Значительной проблемой при проведении эконометрических расчетов является смена в 2015 г. Росстатом методологии построения ВВП в постоянных ценах. В частности, в ВВП стала включаться стоимость жилищных услуг, производимых и потребляемых собственниками жилья. Переход на новую методологию делает 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.

<sup>3</sup> Под датой сдвига понимается последний момент времени, в котором система функционирует в старом режиме. Здесь система в новом режиме будет функционировать начиная с III квартала 2008 г.

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 IV 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. При этом до определенного момента на официальном сайте были доступны данные в старой методологии по II квартал 2015 г. Соответственно, мы бы могли провести декомпозицию реального ВВП в старой методологии на периоде по IV квартал 2015 г. Однако это лишает нас всякой возможности проводить оценку цикла на самой актуальной статистической информации. В данных условиях нами было принято решение сцепить временные ряды реального ВВП на периодах с I квартала 1995 г. по IV квартал 2011 г. и с IV квартала 2011 г. по IV квартал 2016 г. в старой и в новой методологиях, жертвуя тем самым однородностью данных. В качестве переменной реальных цен на нефть мы использовали номинальные цены на нефть марки Brent, дефлированные на сезонно сглаженный индекс потребительских цен США<sup>4</sup>.

Мы считаем регрессию (11) коинтегрирующей, исходя из формальных статистических тестов, результаты которых приведены в табл. 1. Во втором столбце приводятся тестовая статистика для проверки гипотезы об отсутствии коинтеграции и соответствующие ей критические значения. Мы используем стандартную ADF-статистику с выбором числа лагов согласно информационному критерию Шварца. Эта статистика равна –4,46, что меньше даже 1%-го критического значения, так что гипотеза о некоинтегрированности отвергается. В третьем столбце приводятся тестовая статистика для проверки гипотезы о коинтегрированности и соответствующие ей критические значения. Мы используем KPSS-статистику, применяя оценку долгосрочной дисперсии с квадратичным спектральным

<sup>4</sup> Источник: Federal Reserve Economic Data (FRED).



ядром и автоматическим выбором ширины окна согласно работе (Andrews, 1991), а также с граничным условием 0, как в (Sul et al., 2005). Эта статистика равна 0,030, что меньше 10%-го критического значения, так что гипотеза о коинтегрированности не отвергается.

Для оценивания коинтегрирующей регрессии (11) мы используем динамический метод наименьших квадратов (DOLS) Стока и Ватсона (Stock, Watson, 1991). Причина заключается в том, что в регрессии (11) регрессор  $p_t^{oil}$  может быть коррелирован с ошибкой  $u_t$  (вследствие коррелированности шоков, влияющих на цены на нефть и шоков  $u_t$ ). Хотя при наличии коинтеграции оценки параметров, полученные на основе обычного метода наименьших квадратов, остаются суперсостоятельными, на конечных (и особенно малых) выборках они могут быть существенно смещенными, а соответствующие этим коэффициентам  $t$ -статистики не будут являться асимптотически стандартными нормальными. Включение дополнительных опережающих и запаздывающих разностей переменной  $p_t^{oil}$ , а также ее первой разности (что является сутью метода DOLS) позволяет уменьшить смещение на конечных выборках, что также позволяет использовать квантили стандартного нормального распределения для проверки гипотез об оцененных коэффициентах.

Оценки параметров модели (11), полученные с помощью динамического метода наименьших квадратов (DOLS) (Stock, Watson, 1991), приведены в табл. 2 (число опережающих и запаздывающих разностей выби-

рается на основе информационного критерия Шварца, BIC, а стандартные ошибки вычисляются непараметрически на основе квадратичного спектрального ядра и автоматического выбора ширины согласно работе (Andrews, 1991)). Оценка долгосрочной эластичности реального ВВП по реальным ценам на нефть составила 0,069. Оценка угла наклона детерминированного тренда (внутренние факторы роста) во время восстановительного роста до III квартала 2007 г. включительно составила примерно 5,6% в год и примерно 1,4% в год в последующие периоды времени.

Перейдем к декомпозиции реального ВВП РФ на трендовую составляющую и компоненту бизнес-цикла. При выделении компоненты тренда мы будем придерживаться определения Бевериджа и Нельсона (Beveridge, Nelson, 1981). Согласно результатам обширного эмпирического исследования (Alquist, Kilian et al., 2013) реальные цены на нефть плохо прогнозируются. Крайне сложно подобрать модели, способные значимо улучшить прогноз нефтяных цен по сравнению с наивным прогнозом случайного блуждания. Соответственно, в данных условиях мы будем придерживаться предпосылки, что переменная  $p_t^{oil}$  является случайным блужданием и ее долгосрочный прогноз (условно на информации в момент времени  $t$ ) равен ее значению в момент времени  $t$ . Следовательно, компонента стохастического тренда Бевериджа–Нельсона реального ВВП РФ равна  $\gamma p_t^{oil}$ ,

Таблица 1  
Результаты тестов на коинтеграцию

| Нулевая гипотеза           | Отсутствие коинтеграции | Наличие коинтеграции |
|----------------------------|-------------------------|----------------------|
| Тестовая статистика        | -4,46                   | 0,030                |
| 10%-е критическое значение | -3,49                   | 0,099                |
| 5%-е критическое значение  | -3,77                   | 0,123                |
| 1%-е критическое значение  | -4,30                   | 0,181                |

Таблица 2  
Оценки параметров коинтегрирующей регрессии

| Параметр  | Точечная оценка | Стандартная ошибка |
|-----------|-----------------|--------------------|
| $\mu$     | 8,844***        | 0,011              |
| $\beta_0$ | -0,002          | 0,002              |
| $\beta_1$ | 0,016***        | 0,002              |
| $\beta_2$ | -0,010***       | 0,002              |
| $\gamma$  | 0,069***        | 0,011              |
| $R^2$     | 0,996           |                    |

Примечание. \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

а итоговый тренд Бевериджа–Нельсона с учетом детерминированной компоненты равен

$$\mu + \beta_0 t + \beta_1 DT_t(T_1) + \beta_2 DT_t(T_2) + \gamma p_t^{oil}.$$

Удалив из временного ряда реального ВВП оценку тренда Бевериджа–Нельсона  $\mu + \beta_0 t + \beta_1 DT_t(T_1) + \beta_2 DT_t(T_2) + \gamma p_t^{oil}$ , мы выделили из стационарного остатка компоненту бизнес-цикла периодичность от 6 до 32 кварталов с помощью фильтра (Christiano, Fitzgerald, 2003). Результаты оценки тренда приведены на рис. 1, а оценки бизнес-цикла – на рис. 2. Для сравнения на рисунках также представлены декомпозиции на базе фильтра Ходрика–Прескотта с параметром лямбда, равным 1600, и при простом удалении из временного ряда реального ВВП непрерывного линейного тренда с двумя структурными сдвигами в III квартале 1998 г. и во II квартале 2008 г. Даты этих сдвигов могли бы быть выбраны исследователем, например, из простого визуального анализа графика уровня реального ВВП РФ или на основе одномерного статистического анализа по идентификации и датировке сдвигов.

Как показано на рис. 2, оценка компоненты бизнес-цикла на базе модели коинтегрирующей регрессии значительно отличается от оценок, полученных с помощью

альтернативных подходов. Первое отличие наблюдается в меньшей амплитуде ее колебаний. Так, в окрестности кризиса 2008–2009 гг. размах колебаний, полученных с помощью коинтегрирующей регрессии, составляет примерно 8%, тогда как амплитуда колебаний в альтернативных моделях – примерно 14%.

Здесь в качестве альтернативы мы привели простейшие одномерные методы детрендирования, но они отражают общую суть существующих подходов, в которых не учитывается зависимость потенциального ВВП РФ от нефтяных цен. В имеющихся исследованиях по российской экономике (Zubarev, Trunin, 2017; Орлова, Егиев, 2015; Синельников-Мурылев, Дробышевский и др., 2014) в окрестности кризиса 2008–2009 гг. оценки циклической компоненты на пике и на дне сильно отличаются от подхода к подходу, но разность уровня циклической компоненты на пике и на дне примерно одинакова среди исследований и составляет приблизительно 14%.

Второе отличие наблюдается в оценке фазы бизнес-цикла. Например, когда альтернативные подходы указывают на значительный перегрев в экономике в 2013–2014 гг., наша оценка компоненты бизнес-цикла близка к нулю. Во время кризиса 2015–2016 гг. альтернативные подходы уже говорят об от-

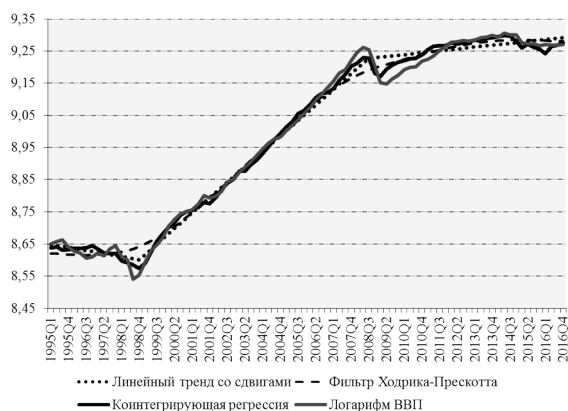


Рис. 1. Оценки трендовой компоненты в сопоставлении с ВВП

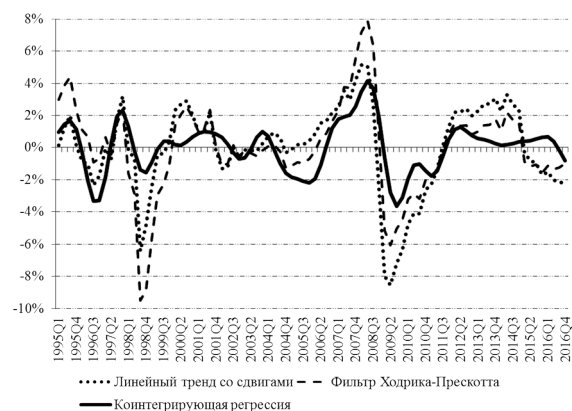


Рис. 2. Оценки циклической компоненты

рицательном разрыве, наша же оценка компоненты бизнес-цикла также остается приблизительно нулевой. Согласно предложенной в настоящей работе методологии фактический спад ВВП во время последнего кризиса оказался приблизительно равен снижению перманентного уровня ВВП из-за спада нефтяных цен и соответственно снижению перманентного дохода отечественной экономики. Такому мягкому падению реального ВВП мог поспособствовать плавающий обменный курс рубля (Дробышевский, Полбин, 2016). В окрестности же кризиса 2008–2009 гг. Банк России придерживался политики управляемого обменного курса рубля, и согласно полученным оценкам в данное время амплитуда циклической компоненты была наибольшей по сравнению с другими периодами времени. Данное наблюдение может служить косвенным свидетельством в пользу того, что с ростом гибкости обменного курса снижается волатильность делового цикла.

Если опираться на оценку компоненты бизнес-цикла в качестве индикатора для выработки мер денежно-кредитной политики, то полученные в настоящей работе результаты говорят в пользу того, что необходимости для смягчения денежно-кредитной политики с целью стимулировать деловую активность в экономических условиях 2015–2016 гг. не было. Из данного тезиса не следует, что ключевая процентная ставка Банка России в ближайшем будущем никаким образом не должна изменяться. На наш взгляд, определенного ее снижения в краткосрочной перспективе вполне можно ожидать в рамках реализации долгосрочных целей по снижению и стабилизации инфляции. Здесь речь идет прежде всего об отсутствии необходимости каких-либо кардинальных мер стимулирующей денежно-кредитной политики. При этом следует также понимать, что полученная оценка компоненты бизнес-цикла не является единственно правильной. Она предложена с целью расширения набора индикаторов для аналитической поддержки решений в области экономической политики и стимулирования дискуссии о раз-

работке эффективных мер денежно-кредитной политики.

Другим вариантом построения меры отдаленности фактического ВВП от своего потенциального значения с целью выработки рекомендаций для денежно-кредитной политики мог бы выступать разрыв выпуска по сравнению с его эффективным по Парето уровнем (см., например, (Vetlov, Hlédik et al., 2011)). Например, в теории реального бизнес-цикла (см., например, (Kydland, Prescott, 1982)) циклические колебания обусловлены технологическими шоками и являются равновесным исходом в совершенно конкурентной среде, т.е. эффективными по Парето, и их не нужно стабилизировать. В неокейнсианских же моделях с неабсолютно гибкими ценами и несовершенной конкуренцией циклические колебания могут быть неэффективными, что обосновывает разработку оптимальных мер и правил денежно-кредитной политики. Однако такой подход также несвободен от критики. Как отмечается в работе (Chari, Kehoe et al., 2009), эффективные и неэффективные шоки в экономике могут приводить к эквивалентной динамике наблюдаемых исследователем макроэкономических показателей. Соответственно в общем случае без дополнительных предположений, которые могут быть достаточно спорными, уровень эффективного выпуска определить невозможно.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе показано, что в условиях наличия структурных сдвигов в долгосрочных темпах роста российской экономики, а также наличия зависимости уровня реального ВВП РФ от уровня реальных цен на нефть в долгосрочном периоде оценка компоненты бизнес-цикла ВВП претерпевает значительные изменения по сравнению с аналогичными оценками, построенными на базе классических методов декомпозиции. Во-первых, сильно снижается

амплитуда колебаний циклической компоненты. Во-вторых, изменяется оценка фазы бизнес-цикла.

Согласно полученным результатам на периоде 2014–2016 гг. компонента бизнес-цикла выпуска была в среднем нулевой, а не отрицательной, как могут говорить альтернативные подходы. Режим денежно-кредитной политики плавающего обменного курса рубля позволил реальному ВВП РФ достаточно мягко скорректироваться к своему новому (более низкому из-за падения нефтяных цен) потенциальному уровню, колебания же в спектре делового цикла оказались умеренными. В данных условиях мы не видим необходимости для какого-либо значительного смягчения денежно-кредитной политики с целью стимулировать повышение выпуска РФ.

## Список литературы

- Апокин А., Белоусов Д., Голощапова И., Ипатова И., Солнцев О. О фундаментальных недостатках современной денежно-кредитной политики // Вопросы экономики. 2014. № 12. С. 80–100.
- Банк России. Доклад о денежно-кредитной политике. 2015. № 3. Сент. М.: Центральный банк Российской Федерации, 2015.
- Дубовский Д.Л., Кофанов Д.А., Сосунов К.А. Датировка российского бизнес-цикла // Экономический журнал ВШЭ. 2015. Т. 19. № 4. С. 554–575.
- 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.
- Замулин О.А. Россия в 2015 г.: рецессия со стороны предложения // Журнал новой экономической ассоциации. 2016. Т. 29. № 1. С. 181–185.
- Идрисов Г., Синельников-Мурылев С. Формирование предпосылок долгосрочного роста: как их понимать? // Вопросы экономики. 2014. № 3. С. 4–20.
- Клепач А., Куранов Г. О циклических волнах в развитии экономики США и России // Вопросы экономики. 2013. № 11. С. 4–33.
- Кудрин А., Гурвич Е. Новая модель роста для российской экономики // Вопросы экономики. 2014. № 12. С. 4–36.
- Формирование бюджетно-налоговой политики России в условиях внешних шоков // Вестник Института экономики Российской академии наук. 2016. № 6. С. 52–65.
- Орлова Н., Егиев С. Структурные факторы замедления роста российской экономики // Вопросы экономики. 2015. № 12. С. 69–84.
- Полбин А.В., Скроботов А.А. Тестирование наличия изломов в тренде структурной компоненты ВВП Российской Федерации // Экономический журнал ВШЭ. 2016. Т. 20. № 4. С. 588–623.
- Синельников-Мурылев С., Дробышевский С., Казакова М. Декомпозиция темпов роста ВВП России в 1999–2014 годах // Экономическая политика. 2014. № 5. С. 7–37.
- Шульгин А.Г. Сколько правил монетарной политики необходимо при оценке DSGE-модели для России? // Прикладная эконометрика. 2014. № 36 (4). С. 3–31.
- Andrews D.W.K. Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation // Econometrica. 1991. Vol. 59. P. 817–858.
- Alquist R., Kilian L., Vigfusson R.J. Forecasting the price of oil // Handbook of Economic Forecasting. 2013. Vol. 2. P. 427–507.
- Baxter M., King R.G. Measuring business cycles: Approximate band-pass filters for economic time series // Review of Economics and Statistics. 1999. Vol. 81. № 4. P. 575–593.
- Beveridge S., Nelson C. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to the measurement of the business cycle // Journal of Monetary Economics. 1981. Vol. 7. P. 151–174.
- Blanchard O., Quah D. The dynamic effect of aggregate demand and supply disturbances // American Economic Review. 1989. Vol. 79. P. 655–673.
- Burns A.M., Mitchell W.C. Measuring business cycles. N.Y.: NBER, 1946.
- Canova F. Methods for applied macroeconomic research. Princeton University Press, 2007.



- Chari V.V., Kehoe P.J., McGrattan E.R. New Keynesian models: Not yet useful for policy analysis // *American Economic Journal: Macroeconomics*. 2009. Vol. 1. № 1. P. 242–266.
- Christiano L.J., Fitzgerald T.J. The band pass filter // *International Economic Review*. 2003. Vol. 44. № 2. P. 435–465.
- Clark P.K. The cyclical component of US economic activity // *The Quarterly Journal of Economics*. 1987. Vol. 102. № 4. P. 797–814.
- Cramér H., Leadbetter M.R. Stationary and related stochastic processes: Sample function properties and their applications. N.Y.: Wiley, 1967.
- 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.
- Evans G., Reichlin L. Information, forecasts, and measurement of the business cycle // *Journal of Monetary Economics*. 1994. Vol. 33. № 2. P. 233–254.
- Guay A., St.-Amant P. Do the Hodrick–Prescott and Baxter–King filters provide a good approximation of business cycles? // *Annales d'Economie et de Statistique*. 2005. № 77. P. 133–155.
- Harvey A.C. Trends and cycles in macroeconomic time series // *Journal of Business & Economic Statistics*. 1985. Vol. 3. № 3. P. 216–227.
- Harvey A.C., Jaeger A. Detrending, stylized facts and the business cycle // *Journal of Applied Econometrics*. 1993. Vol. 8. № 3. P. 231–247.
- Hodrick R., Prescott E. Post-War US business cycles: An empirical investigation // *Journal of Money Banking and Credit*. 1997. Vol. 29. P. 1–16.
- Idrisov G., Kazakova M., Polbin A. A theoretical interpretation of the oil prices impact on economic growth in contemporary Russia // *Russian Journal of Economics*. 2015. Vol. 1. № 3. P. 257–272.
- King R., Plosser C., Stock J., Watson M. Stochastic trends and economic fluctuations // *American Economic Review*. 1991. Vol. 81. P. 819–840.
- Kydland F., Prescott E.C. Time to build and aggregate fluctuations // *Econometrica*. 1982. Vol. 50. № 6. P. 1345–1370.
- 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.
- Lucas R.E. Some international evidence on output-inflation tradeoffs // *The American Economic Review*. 1973. Vol. 63. № 3. P. 326–334.
- Morley J.C. A state-space approach to calculating the Beveridge–Nelson decomposition // *Economics Letters*. 2002. Vol. 75. № 1. P. 123–127.
- Morley J.C., Nelson C.R., Zivot E. Why are the Beveridge–Nelson and unobserved-components decompositions of GDP so different? // *Review of Economics and Statistics*. 2003. Vol. 85. № 2. P. 235–243.
- Oomes N., Dynnikova O. The utilization-adjusted output gap: Is the Russian economy overheating? // *IMF Working Papers WP/06/68*. 2006.
- Perron P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis // *Econometrica*. 1989. Vol. 57. P. 1361–1401.
- Perron P., Wada T. Let's take a break: Trends and cycles in U.S. real GDP // *Journal of Monetary Economics*. 2009. Vol. 56. P. 749–765.
- Sargent T.J. Estimation of dynamic labor demand schedules under rational expectations // *Journal of Political Economy*. 1978. Vol. 86. № 6. P. 1009–1044.
- 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. P. 517–546.
- Vetlov I., Hlédik T., Jonsson M., Kucsera H., Pisani M. Potential output in DSGE models. European Central Bank Working Paper Series № 1351. 2011.
- Zubarev A.V., Trunin P.V. The analysis of the dynamics of the Russian economy using the output gap indicator // *Studies on Russian Economic Development*. 2017. Vol. 28. № 2. P. 126–132.

Рукопись поступила в редакцию 25.04.2017 г.

# SPECTRAL ESTIMATION OF THE BUSINESS CYCLE COMPONENT IF THE RUSSIAN GDP UNDER HIGH DEPENDENCE ON THE TERMS OF TRADE

A.V. Polbin, A.A. Skrobotov

Polbin Andrey V., Gaidar Institute for Economic Policy, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration, Moscow, Russia, apolbin@gmail.com  
Skrobotov Anton A., Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration, Moscow, Russia, antonskrobotov@gmail.com

The article proposes a new approach for decomposition of the real GDP of the Russian economy into trend and business cycle components based on the cointegrating regression model. The novelty of the approach is that when building the components of the long-term trend, firstly, we take into account the long-run dependence of the Russian real GDP on oil prices. Under this assumption the fall of oil prices leads to a decline in the permanent level of the real GDP. Secondly, we allow the presence of breaks in the long-run trend of non-oil component of the output. This allows us to take into account the changes in the long-term phases of Russia's economic development and distinguish periods of transformational decline and recovery growth. The business cycle component is estimated in two steps. At the first step, the non-stationary component consisting of a deterministic trend with structural breaks, and components characterizing the long-run impact of oil prices on the Russian economy are eliminated from the series of GDP (in logs). At the second step, the component of the business cycle with a periodicity of fluctuations from 6 to 32 quarters is extracted from the stationary residuals using spectral analysis methods. We find that the business cycle component for the period from 2014 to 2016 was zero while other methods give negative estimates. The new monetary policy regime of the floating exchange rate allowed the Russian real GDP to be adjusted quickly to its new lower potential level because of a drop in oil prices, while cyclical fluctuations were rather moderate.

**Key words:** business cycle, output gap, Russian economy, GDP, oil prices, cointegrating regression, structural breaks, spectral analysis, band pass filter.

**JEL:** C18, C22, C51, E32, F41.

## References

- Alquist R., Kilian L., Vigfusson R.J. (2013). Forecasting the price of oil. *Handbook of Economic Forecasting*, vol. 2, pp. 427–507.
- Andrews D.W.K. (1991). Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica*, vol. 59, pp. 817–858.
- Apokin A., Belousov D., Goloshchapova I. Ipatova I. Solntsev O. (2014). On the fundamental deficiencies of current monetary policy. *Voprosy Ekonomiki*, no. 12, pp. 80–100 (in Russian)
- Bank of Russia. (2015). Report on monetary policy, no. 1, September 2015. Moscow, The Central Bank of the Russian Federation (in Russian).
- Baxter M., King R.G. (1999). Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series. *Review of Economics and Statistics*, vol. 81, no. 4, pp. 575–593.
- Beveridge S., Nelson C. (1981). A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to the measurement of the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, vol. 7, pp. 151–174.
- Blanchard O., Quah D. (1989). The dynamic effect of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, vol. 79, pp. 655–673.
- Burns A.M., Mitchell W.C. (1946). Measuring business cycles. New York, NBER.
- Canova F. (2007). Methods for applied macroeconomic research. Princeton University Press.
- Chari V.V., Kehoe P.J., McGrattan E.R. (2009). New Keynesian models: Not yet useful for policy analysis. *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 1, no. 1, pp. 242–266.
- Christiano L.J., Fitzgerald T.J. (2003). The band pass filter. *International Economic Review*, vol. 44, no. 2, pp. 435–465.
- Clark P.K. (1987). The cyclical component of US economic activity. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 102, no. 4, pp. 797–814.
- Cramér H., Leadbetter M.R. (1967). Stationary and related stochastic processes: Sample function properties and their applications. New York, Wiley.
- Drobyshevskij S., Polbin A. (2016). 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*, no. 6, pp. 66–71 (in Russian).
- Dubovskij D.L., Kofanov D.A., Sosunov K.A. (2015). Dating of the Russian business cycle. *HSE Economic Journal*, vol. 19, no. 4, pp. 554–575 (in Russian).
- Esfahani H.S., Mohaddes K., Pesaran M.H. (2014). An empirical growth model for major oil exporters. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 29, pp. 1–21.
- Evans G., Reichlin L. (1994). Information, forecasts, and measurement of the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, no. 2, pp. 233–254.
- Guay A., St-Amant P. (2005). Do the Hodrick-Prescott and Baxter-King filters provide a good approximation of business cycles? *Annales d'Economie et de Statistique*, no. 77, pp. 133–155.
- Harvey A.C. (1985). Trends and cycles in macroeconomic time series. *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 3, no. 3, pp. 216–227.
- Harvey A.C., Jaeger A. (1993). Detrending, stylized facts and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8, no. 3, pp. 231–247.
- Hodrick R., Prescott E. (1997). Post-War US business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money Banking and Credit*, vol. 29, pp. 1–16.
- Idrisov G., Kazakova M., Polbin A. (2015). A theoretical interpretation of the oil prices impact on economic growth in contemporary Russia. *Russian Journal of Economics*, vol. 1, no. 3, pp. 257–272.
- Idrisov G., Sinelnikov-Murylev S. (2014). Forming sources of long-run growth: How to understand them? *Voprosy Ekonomiki*, no. 3, pp. 4–20 (in Russian).
- King R., Plosser C., Stock J., Watson M. (1991). Stochastic trends and economic fluctuations. *American Economic Review*, vol. 81, pp. 819–840.
- Klepach A., Kuranov G. (2013). Cyclical waves in the economic development of the U.S. and Russia. *Voprosy Ekonomiki*, no. 11, pp. 4–33 (in Russian).
- 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*, vol. 42, pp. 328–339.
- Kudrin A., Gurvich E. (2014). A new growth model for the Russian economy. *Voprosy Ekonomiki*, no. 12, pp. 4–36 (in Russian).
- Kydland F., Prescott E.C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, vol. 50, no. 6, pp. 1345–1370.
- Lucas R.E. (1973). Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *The American Economic Review*, vol. 63, no. 3, pp. 326–334.
- Lukova L., Bukina I. (2016). The formation of Russian fiscal policy in the conditions of external shocks. *The Bulletin of the Institute of Economics of the Russian Academy of Sciences*, no. 6, pp. 52–65 (in Russian).
- Morley J.C. (2002). A state-space approach to calculating the Beveridge–Nelson decomposition. *Economics Letters*, vol. 75, no. 1, pp. 123–127.
- Morley J.C., Nelson C.R., Zivot E. (2003). Why are the Beveridge–Nelson and unobserved-components decompositions of GDP so different? *Review of Economics and Statistics*, vol. 85, no. 2, pp. 235–243.
- Oomes N., Dynnikova O. (2006). The utilization-adjusted output gap: Is the Russian economy overheating? IMF Working Papers WP/06/68.
- Orlova N., Egiev S. (2015). Structural factors of Russian economic slowdown. *Voprosy Ekonomiki*, no. 12, pp. 69–84 (in Russian).
- Perron P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, vol. 57, pp. 1361–1401.
- Perron P., Wada T. (2009). Let's take a break: Trends and cycles in U.S. real GDP. *Journal of Monetary Economics*, vol. 56, pp. 749–765.
- Polbin A., Skrobotov A. (2016). Testing for structural breaks in the long-run growth rate of the Russian economy. *HSE Economic Journal*, vol. 20, no. 4, pp. 588–623 (in Russian).
- Sargent T.J. (1978). Estimation of dynamic labor demand schedules under rational expectations. *Journal of Political Economy*, vol. 86, no. 6, pp. 1009–1044.
- Shulgin A. (2014). How much monetary policy rules do we need to estimate DSGE model for Russia? *Applied Econometrics*, no. 36 (4), pp. 3–31 (in Russian).
- Sinelnikov-Murylev S., Drobyshevskij S., Kazakova M. (2014). Decomposition of Russian GDP growth rates in 1999–2014. *Economic Policy*, no. 5, pp. 7–37 (in Russian).

- 
- Stock J.H., Watson M.W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, vol. 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*, vol. 67, pp. 517–546.
- Vetlov I., Hlédik T., Jonsson M., Kucsera H., Pisani M. (2011). Potential output in DSGE models. European Central Bank working paper series No.1351.
- Zamulin O. (2016). Russia in 2015: A supply-side recession. *Journal of the New Economic Association*, vol. 29, no. 1, pp. 181–185 (in Russian).
- Zubarev A.V., Trunin P.V. (2017). The analysis of the dynamics of the Russian economy using the output gap indicator. *Studies on Russian Economic Development*, vol. 28, no. 2, pp. 126–132.

*Manuscript received 25.04.2017*

---

## МОДЕЛЬ ИНДИКАТИВНОГО ПЛАНИРОВАНИЯ РАЗВИТИЯ СОЦИАЛЬНОЙ СФЕРЫ РЕГИОНА НА ПРИМЕРЕ ЗАБАЙКАЛЬСКОГО КРАЯ<sup>1</sup>

*Л.Л. Яковлева*

В статье предложен подход к разработке модельного инструментария, позволяющего оценить последствия реализации конкретного индикативного плана развития социальной сферы региона, определяющего динамику показателей уровня жизни населения. Возможности подхода показаны на примере Забайкальского края, для которого оцениваются перспективы реализации Стратегии развития Забайкальского края до 2030 года.

Начальное состояние социальной сферы региона задается на основе оценки мощностей соответствующих отраслей в натуральном измерении, численности и возрастной структуры населения, позволяющей определить значение индикаторов обеспеченности населения услугами социальных отраслей в базовом году. Для заданного долгосрочного индикативного плана необходимо построить прогноз динамики развития социальной сферы в рамках заданного сценария внешних условий и оценить реализуемость исходного индикативного плана. Механизм формирования расходной части бюджета, направляемого на нужды отраслей социальной сферы, представляет собой алгоритм принятия решения, основу которого составляют прогнозы доходов и потребностей отраслей в совокупности с процедурами распределения по приоритетам. Входные параметры алгоритма – заявки отраслей на бюджетное финансирование в структуре

---

© Яковлева Л.Л., 2018 г.

*Яковлева Лидия Леонидовна*, доцент, Забайкальский государственный университет, Чита, lidia70@mail.ru

<sup>1</sup> Работа выполнена при финансовой поддержке Российского гуманитарного научного фонда (проект № 16-02-00102а).