

**Институт экономической политики
имени Е.Т. Гайдара**

Научные труды № 167Р

С. Синельников-Мурылев, С. Дробышевский,
М. Казакова, М. Алексеев

**Декомпозиция темпов роста
ВВП России**

**Издательство
Института Гайдара
Москва / 2015**

УДК [330.101.541:330.35](470+571)
ББК 65.012.332(2Рос)

Д28 **Декомпозиция темпов роста ВВП России** / С. Синельников-Мурылев [и др.]. - М. : Изд-во Ин-та Гайдара, 2015. - 128 с. : ил. - (Научные труды / Ин-т экон. политики им. Е.Т. Гайдара; № 167Р). - ISBN 978-5-93255-414-2.

Агентство СІР РГБ

В настоящей работе авторами предлагается методика декомпозиции темпов роста российского ВВП на структурную, внешнеторговую и конъюнктурную составляющие. Данная методика основана на алгоритме разложения макроэкономических показателей развитых стран, который был доработан с учетом специфики российской экономики, заключающейся в высокой зависимости от внешнеторговых условий (динамика мировых цен на нефть). Полученные результаты декомпозиции имеют практическую ценность с точки зрения оценки эффективности мер экономической политики в России на различных этапах цикла.

S. Sinelnikov-Murylev, S. Drobyshevsky, M. Kazakova, M. Alexeev
Decomposition of Russia's GDP Growth Rates

This work proposes a methodology of decomposition of the Russian GDP growth into structural, foreign trade and cyclical components. This approach is based on the decomposition algorithm for macroeconomic indicators used in developed countries, considering also high dependence of the Russian economy on terms of trade (dynamics of world oil prices). The results are of practical value in terms of assessing the effectiveness of economic policy in Russia at various stages of the cycle.

JEL Classification: E32, F43, O11, O47.

УДК [330.101.541:330.35](470+571)
ББК 65.012.332(2Рос)

ISBN 978-5-93255-414-2

© Институт Гайдара, 2015

Оглавление

Введение	5
Глава 1. Выделение структурной и конъюнктурной составляющих экономических показателей:	
обзор зарубежного опыта	7
1.1. Разложение ВВП	8
1.2. Разложение дефицита государственного бюджета	13
1.3. Разложение уровня безработицы	13
Глава 2. Понятие и методология оценки потенциального ВВП (выпуска) и разрыва в выпуске	15
2.1. Определение потенциального ВВП и разрыва в выпуске	15
2.2. Методология анализа величины потенциального ВВП и разрыва в выпуске в различных странах	20
2.3. Основные эконометрические методы, используемые для оценки потенциального ВВП	34
2.4. Критерии выбора различных методов оценки потенциального ВВП	45
2.4.1. Согласованность с экономической и статистической теориями	47
2.4.2. Точность и стабильность оценок	48
2.4.3. Прозрачность	49
2.4.4. Требования к информации	50
2.4.5. Проблема потери конечных наблюдений выборки (end-of-sample)	50
2.4.6. Сравнение результатов, полученных разными методами оценки потенциального ВВП	51
2.4.7. Методы, используемые правительствами и другими политиками	52
Глава 3. Методология разложения макроэкономических показателей на структурную, внешнеторговую и конъюнктурную составляющие	56
3.1. Методика оценки потенциального (структурного) ВВП, используемая ОЭСР	56
3.2. Методология разложения темпов роста ВВП России на структурную, внешнеторговую и циклическую составляющие	59
Выводы и рекомендации	78

Литература	85
Приложения	95
Приложение 1	95
Приложение 2	108
Приложение 3	111
Приложение 4	114

Введение

В настоящее время в российском экспертном сообществе активно обсуждается вопрос, насколько экономика России приблизилась к границе своих производственных возможностей и, соответственно, будут ли эффективны в нынешней ситуации предлагаемые меры стимулирования экономического роста, включающие мероприятия в рамках бюджетной и денежно-кредитной политики [Дробышевский и др., 2011а; Улюкаев и др., 2008; Кнобель, 2013]. Существует точка зрения, что прежняя модель экономического роста в России, основанная на благоприятной конъюнктуре мировых цен на энергоносители и предполагающая рост за счет стимулирования внутреннего спроса, исчерпала свои возможности [Мау, 2013]. Уровень цен на нефть в настоящее время остается высоким, однако уже не дает столь значительной прибавки к темпу роста ВВП РФ, как это было в 2000–2007 гг. Высокие цены на нефть лишь смягчили падение российской экономики в период мирового кризиса 2008–2009 гг. [Мау, 2010], а сейчас позволяют сохранить темп экономического роста на уровне, близком к нулю [Замараев и др., 2013].

Разложение темпов экономического роста на различные компоненты, в том числе обусловленные внешнеэкономической конъюнктурой, представляет собой трудоемкую задачу. Предлагаемая нами методика основана на методологии разложения макроэкономических показателей на структурную, внешнеторговую и конъюнктурную (деловые циклы и случайные шоки) составляющие, которая применяется в развитых странах (ОЭСР) и которая доработана нами с учетом специфики российской экономики. Эта специфика заключается в высокой степени зависимости от условий внешней торговли, аппроксимируемых при помощи динамики ми-

ровых цен на нефть. Полученные нами результаты позволяют выявить разные стадии развития экономики России, в частности, период, когда имел место перегрев (когда фактический темп роста ВВП практически совпадает с потенциальным, т.е. разрыв между фактическим и потенциальным ВВП (output gap) близок к нулю и стимулирующие меры приводили не к ускорению роста, а к повышению инфляции), и период спада экономики. Кроме того, разработанная нами методика позволяет выделить составляющую темпов роста, обусловленную отклонением фактической цены на нефть от среднесноголетней, и таким образом выявить вклад условий торговли в рост ВВП. Наконец, данная методика позволяет оценить составляющую темпов роста ВВП РФ, определяемую бизнес-циклом, а также случайными шоками (к которым, в частности, относится шок мирового кризиса 2008–2009 гг.).

Полученная методика разложения темпов роста российского ВВП на компоненты позволяет оценивать различные меры экономической политики на разных этапах экономического цикла с точки зрения их эффективности для сохранения устойчивых темпов роста в долгосрочной перспективе¹.

¹ Авторы выражают благодарность Р.М. Энтову, Г.И. Идрисову и А.В. Полбину за плодотворное обсуждение и ценные комментарии.

Глава 1. Выделение структурной и конъюнктурной составляющих экономических показателей: обзор зарубежного опыта

Структурная составляющая экономического показателя является его фундаментальной частью. Наиболее значимый признак структурной составляющей – медленное изменение во времени. Это свойство обычно и используется при эконометрическом выделении структурной компоненты. В противоположность структурной составляющей ставится конъюнктурная составляющая, которая определяется текущей ситуацией на рынке и, соответственно, быстро изменяется. Таким образом, как показано в работе [Hodrick, Prescott, 1997], исходный ряд показателей рассматривается как сумма двух составляющих: $y_t = g_t + c_t$, где g_t – структурная часть, а c_t – конъюнктурная часть, обычно имеющая циклический характер и/или зависящая от других, быстро меняющихся параметров.

Наиболее распространенными примерами такого разложения в экономической науке являются разложение ВВП развитой страны на составляющую долгосрочного тренда и циклические отклонения от этого тренда, называемые бизнес-циклами, выделение структурного и циклического дефицитов государственного бюджета и структурной составляющей безработицы, называемой уровнем NAIRU [Казакова, Синельников-Мурылев, Кадочников, 2009]. Проанализируем указанные примеры более подробно.

1.1. Разложение ВВП

Наблюдение за ростом доходов на душу населения в развитых странах за последние два столетия позволило выделить несколько характерных черт экономического роста. Во-первых, экономический рост в этих странах имеет примерно постоянный тренд, среднее значение которого составляет около 1,6% в год. Во-вторых, отклонения от этого тренда носят циклический характер. Периоды ускоренного подъема сменяются замедлением, а периоды замедления переходят в ускоренный рост, таким образом, рост колеблется вокруг своего долгосрочного значения [Barro, 1991; Mankiw, Romer, Weil, 1992; Hall, Jones, 1999]. Эти наблюдения позволили выделить две относительно независимые проблемы: (1) чем определяется долгосрочный экономический рост и (2) чем определяются бизнес-циклы.

В своей модели Солоу [Solow, 1956] предполагал, что в экономике существует агрегированная производственная функция, которая обладает свойством убывающей отдачи от масштаба. Кроме того, Солоу предположил, что индивиды имеют некоторую заданную склонность к сбережениям, равную отношению инвестиций к выпуску. При некоторых предположениях в такой экономике существует одно стационарное состояние, в котором выпуск на душу населения растет со скоростью развития технологий, а уровень дохода на душу населения больше в тех странах, у которых больше склонность к потреблению.

В 1961 г. Н. Калдор [Kaldor, 1961], обобщив накопившиеся к тому времени многочисленные эмпирические исследования, сформулировал следующие утверждения:

- выпуск на душу населения со временем возрастает, и темпы его роста не имеют тенденции к убыванию,
- объем физического капитала на одного работника возрастает со временем,
- реальная норма доходности капитала почти стабильна,
- отношение физического капитала к выпуску почти постоянно,
- доли труда и капитала в национальном доходе почти постоянны,
- темпы роста выпуска на работника существенно различаются в разных странах.

В 1989 г. П. Ромер [Romer, 1989] добавил к этим утверждениям еще несколько:

- средние темпы экономического роста не зависят от величины дохода на душу населения,
- рост международной торговли положительно коррелирует с ростом производства,
- квалифицированные и неквалифицированные работники имеют тенденцию к миграции в богатые страны,
- уровня роста капитала недостаточно для объяснения роста производства.

По результатам оценки классической модели Солоу, коэффициенты, отражающие влияние темпов роста сбережений и численности населения на экономический рост, оказались завышенными, что, вероятно, связано с отсутствием в модели переменной человеческого капитала. Можно назвать две причины подобного результата¹. Во-первых, при любом темпе роста накопления человеческого капитала более высокие нормы сбережения или темпы роста населения означают более высокий уровень дохода и, соответственно, человеческого капитала. Следовательно, в классической модели Солоу накопление физического капитала и рост численности населения оказывают более существенное влияние на доход по сравнению с моделью, учитывающей человеческий капитал. Во-вторых, накопление человеческого капитала коррелирует с нормами сбережений и темпами роста населения, т.е. неучет переменной человеческого капитала может приводить к смещенным оценкам коэффициентов при переменных нормы сбережений и темпа роста населения.

Поскольку простая модель Солоу не могла объяснить значительного различия в уровне дохода на душу населения в мире, было предложено множество усовершенствованных моделей, так или иначе ослабляющих довольно жесткие предпосылки модели Солоу либо добавляющих новые объясняющие переменные. В частности, в работе [Mankiw, Romer, Weil, 1992], в которой кроме физического капитала используются понятия человеческого капитала и его накопления, авторами было обнаружено, что накопление человеческого капитала в действительности коррелирует с нормой сбережений и темпом роста населения. Более того, расширенная модель [Mankiw, Romer, Weil, 1992] объясняет около 80% межстрановых различий в доходе.

Модель, предложенная в вышеупомянутой работе, не подтверждает экзогенность склонности индивидов к сбережению, а также

¹ Подробнее см. [Mankiw, Romer, Weil, 1992].

решает общую задачу максимизации потребления по всем периодам с учетом дисконтирования будущего потребления. В этой модели важную роль играет дисконтирование и возможность замещения потребления между периодами.

В свою очередь, так называемый класс *Ak* моделей акцентирует внимание на наличии экстерналий в экономических взаимоотношениях. Стационарный рост в такой модели зависит от параметров функции полезности индивидов и роста уровня технологий.

В последнее время наиболее популярными становятся исследования влияния на экономический рост таких институтов, как права собственности, способ построения права (прецедентное, гражданское и т.д.), политический строй и др. [North, Weingast, 1989; Acemoglu, Johnson, 2005]. В статье [Barro, McCleary, 2003] исследовалось влияние религии на экономический рост.

Конъюнктурной составляющей ВВП считают его колебания в ходе **бизнес-циклов**. Циклическое поведение экономических показателей является предметом многочисленных исследований, равно как и споров. В классическом смысле под циклической компонентой валового внутреннего продукта подразумевают бизнес-цикл экономики.

Среди экономистов до сих пор нет единого мнения относительно причин и природы циклов. Разногласия зачастую сводятся к тому, как определить понятие бизнес-циклов. Большинство экономистов до сих пор сходятся на определении, которое было дано в работе [Burns, Mitchell, 1946, p. 7]: «экономические циклы – это тип колебаний в совокупной экономической активности наций, организующих свою деятельность преимущественно в форме частного предпринимательства, цикл состоит из периода подъема, наблюдаемого одновременно во многих видах экономической активности, который сменяется также общим для всей экономики периодом спада, сокращением производства с последующим оживлением, переходящим в фазу подъема следующего цикла, такая смена фаз цикла является повторяющейся, но необязательно периодической, продолжительность экономических циклов колеблется от одного года до 10–12 лет, при этом нельзя выделить из них более короткие циклы сходного типа и равной амплитуды».

Согласно Й. Шумпетеру [Schumpeter, 1939], существует множество типов циклов, которые можно классифицировать в зависимости от их периодичности. Циклы Kitchin длятся от 3 до 4 лет и связаны с изменениями запасов производства (inventory cycles). Циклы среднего периода, или циклы Juglar, охватывают в среднем период

от 6 до 20 лет и являются инвестиционными циклами, определяемыми конъюнктурными явлениями, которые влияют на поведение экономических игроков. И наконец, длительные циклы (циклы Кондратьева), порождаемые инновациями, длятся до 50 лет¹.

В работе [Zhang, Conn, 2007] предлагается следующее определение бизнес-цикла: временной ряд экономического показателя характеризуется классическим циклом, если частота циклической компоненты с большей спектральной плотностью составляет от 2 до 10 лет. В соответствии с данным определением долгосрочный тренд авторы определяют как вариации временных рядов с частотой более 10 лет, а нерегулярную компоненту – как временные ряды с частотой менее 2 лет.

Наиболее распространенными считаются два подхода к анализу бизнес-циклов: теория реальных деловых циклов (РДЦ) и неокейнсианская теория. В *теории реальных деловых циклов*, впервые представленной Ф. Кидлендом и Э. Прескоттом [Kydland, Prescott, 1982], основное внимание акцентируется на шоках в уровне технологического развития, т.е. на шоках предложения, при стандартных предпосылках о конкурентности рынка и гибкости цен. Очевидно, что в такой экономике при положительном шоке производительности спрос на труд, заработные платы, занятость и производство на душу населения должны вырасти. При отрицательном шоке производительности в экономике будут происходить противоположные процессы, и она вернется на долгосрочный тренд через несколько периодов времени.

Согласно неокейнсианской теории цены в краткосрочном периоде являются жестко фиксированными. Это означает, что любые колебания спроса должны приводить к соответствующему изменению равновесного выпуска в экономике, а производитель обязуется поставить объем товара, соответствующий спросу на этот товар при заданных ценах. Таким образом, в рамках моделей, принадлежащих к неокейнсианской школе, была предпринята попытка более полно объяснить негибкость номинальных цен и заработной платы. Активно исследуется несколько вариантов возникновения жесткости цен и заработной платы (см., например, [Lucas, 1972; Phelps, 1970]): трудовые контракты, профсоюзы, неявные контракты между фирмами и рабочими, теория эффективной заработной платы, «издержки меню» (затраты фирм на изменение номинальных цен).

¹ См. также [Kalasopatan, Letondu, 2008].

В целом, если факторами экономического роста служили фундаментальные переменные, такие как предпочтения агентов, географические характеристики и уровень развития финансовых институтов, институтов прав собственности, религия, то факторами роста за счет конъюнктурной составляющей были шоки спроса и предложения, пролонгированные и усиленные за счет экономических механизмов.

Разногласия различных научных школ не ограничились спорами по поводу причин или природы бизнес-циклов, они коснулись и меры измерения подобного феномена.

Как отмечают [Zhang, Conn, 2007], нестационарный временной ряд в годовом исчислении (y_t) может быть разложен на долгосрочный тренд (μ_t) и стационарную компоненту (e_t), где $t = \overline{1 \dots T}$ обозначает год. Следует отметить, что данное разложение является упрощенной формой декомпозиции. Другие методики раскладывают стационарную компоненту ряда на сглаженную циклическую и нерегулярную составляющие.

Как показано в [Stock, Watson, 1988], временные ряды макроэкономических показателей содержат изменяющиеся тренды. Более того, моделирование таких трендов как случайного блуждания с дрейфом оказывается хорошим приближением поведения многих агрегированных экономических переменных в долгосрочном периоде. Так, вариации в трендах темпов роста экономики США составляют значительную (в количественном смысле) часть изменений послевоенного реального ВВП на душу населения. Таким образом, подтверждается наличие сдвигов в тренде в долгосрочной перспективе, даже если речь идет об анализе на относительно коротком периоде. При этом существует эмпирическое доказательство того, что стохастические тренды содержатся не только в агрегированных переменных, взаимосвязь существует также между изменениями в этом тренде и движениями бизнес-цикла. Это подчеркивает важность оценки не только краткосрочных результатов политики роста, но и долгосрочных результатов стабилизационной политики.

Можно выделить два разных подхода к измерению бизнес-циклов¹:

А) *подход отклонений от тренда (циклический)*: в рамках данного метода цикл определяется как отклонение временного ряда от своего долгосрочного тренда. Концепция потенциального роста

¹ Более подробно эти подходы описаны в работе [Zhang, Conn, 2007].

имеет прочные теоретические основы, и определение того, выше или ниже своего тренда находится показатель, несет важную информацию. Следовательно, подход отклонения от тренда позволяет получить расширенную характеристику динамики краткосрочных экономических показателей. Данный метод часто используется для расчета отклонения выпуска от своего потенциального уровня, так как дает возможность без особых сложностей сравнивать динамику различных показателей, например отраслевого показателя многофакторной производительности, как это делается в Австралийском статистическом бюро (ABS)¹, поскольку все они транслируются в стандартизованные циклы. Кроме того, оцененные подобным образом циклические составляющие легко интерпретируются.

Б) *Подход цикла темпа роста*: данный метод предполагает исследование циклического поведения темпа роста ряда экономического показателя. Поскольку большинство экономических временных рядов являются, скорее, волатильными, возникает необходимость фильтрации темпов роста для отделения важных изменений от шума.

1.2. Разложение дефицита государственного бюджета

Под **структурным дефицитом государственного бюджета** подразумевается разность между текущими государственными расходами и теми доходами, которые поступили бы в государственный бюджет в условиях полной занятости при существующей системе налогообложения. Структурный дефицит является следствием экспансионистской фискальной политики правительства. **Циклический дефицит государственного бюджета** представляет собой разность между фактическим и структурным бюджетным дефицитом и является результатом циклического развития экономических процессов, сглаженного действием встроенных стабилизаторов. Во время спада к структурному дефициту бюджета добавляется циклический, во время бума структурный дефицит уменьшается на абсолютную величину циклического. Фактический бюджетный дефицит во время спада больше структурного дефицита, а во время бума – меньше его.

1.3. Разложение уровня безработицы

Структурная составляющая безработицы ассоциируется с естественным уровнем безработицы, который обычно называют

¹ См. [Zhang, Conn, 2007].

уровнем NAIRU (non accelerating inflation rate of unemployment), т.е. с уровнем безработицы, который может поддерживаться в долгосрочной перспективе без постоянного увеличения инфляции. Как показано в работе [Friedman, 1968], естественный уровень безработицы представляет собой уровень, который может быть смоделирован из вальрасовской системы уравнений общего равновесия, при условии, что в ней заложены текущие структурные характеристики рынков труда и товаров, включая несовершенства рынка, стохастические колебания спроса и предложения, издержки сбора информации о трудовых вакансиях и имеющемся предложении труда, издержки мобильности и т.д. **Конъюнктурная составляющая уровня безработицы** зависит от текущих факторов, определяющих разность между существующим на данный момент уровнем безработицы и ее естественным значением. Как следует из модифицированной кривой Филлипса, наиболее часто рассматриваемым фактором является изменение инфляции, однако, кроме него, иногда добавляют внешние шоки предложения, такие как изменение цен на нефть и колебания обменного курса. К конъюнктурной составляющей также можно отнести сезонный фактор, если, конечно, сезонность отмечена в соответствующих данных.

Опыт разложения ВВП на долгосрочный тренд и циклическую составляющую, являющегося предметом настоящего исследования, будет подробнее проанализирован далее.

Глава 2. Понятие и методология оценки потенциального ВВП (выпуска) и разрыва в выпуске

2.1. Определение потенциального ВВП и разрыва в выпуске

Как было показано в параграфе 1.1, одним из примеров выделения структурной составляющей макроэкономического показателя является оценка **потенциального ВВП и разрыва в выпуске** (*англ.* output gap).

Различные экономические школы предлагают несколько понятий **потенциального выпуска (объема производства)**. Во вводных курсах экономической теории потенциальным называется выпуск, соответствующий точке на кривой производственных возможностей общества при существующих природных, технологических и институциональных ограничениях [*Solow, 1956; 1957; 1962*].

Согласно макроэкономической теории потенциальный выпуск (\bar{Y}) представляет собой максимальный уровень выпуска при полном использовании всех факторов производства и нормальном уровне загрузки мощностей (60–65%). При выпуске на уровне потенциального долгосрочная кривая совокупного предложения (LRAS) вертикальна, таким образом, в долгосрочном периоде шоки совокупного спроса (AD) не влияют на величину выпуска (Y), а уровень производства не зависит от темпа инфляции¹.

¹ [*Romer, 1996, С. 227–230*].

По мнению сторонников неоклассической теории¹, потенциальный выпуск определяется как уровень выпуска, который мог бы сложиться, если бы цены и заработные платы были полностью гибкими, при этом другие искажения, вызываемые налогами и несовершенной конкуренцией, не рассматриваются. Иными словами, это максимальный выпуск в экономике, при котором не происходит инфляционного роста цен.

Можно также сказать, что при уровне выпуска меньше потенциального в экономике не наблюдается перегрева и не возникает эффекта «бутылочного горлышка», а предельные издержки растут не слишком быстро. В терминах естественного уровня безработицы определение потенциального выпуска можно сформулировать следующим образом: потенциальным считается уровень выпуска, при котором безработица соответствует своему естественному уровню NAIRU, т.е. уровню безработицы, который, как показано в параграфе 1.3, может поддерживаться в долгосрочной перспективе без постоянного увеличения инфляции. NAIRU представляет собой уровень безработицы, который существует в экономике всегда и соответствует вальрасовскому равновесию (см., например, [Ball, Mankiw, 2002; Phelps, 1968; Friedman, 1968 и др.]). Однако данное определение потенциального ВВП является не вполне корректным ввиду того, что NAIRU, как показано выше, имеет место при любом состоянии экономики, в том числе, при перегреве, когда фактический уровень ВВП превышает потенциальный и предельные издержки растут высокими темпами. Таким образом, NAIRU не может полностью ассоциироваться с естественным уровнем безработицы.

Поскольку некоторая часть факторов, в частности труд, остается не вовлеченной в производство естественным образом, фактический уровень выпуска, как правило, меньше потенциального. Таким образом, возникает **разрыв в выпуске** (output gap) как разница между фактическим и потенциальным выпусками.

Сдвиг кривой долгосрочного совокупного предложения, иными словами, изменения потенциального (или естественного) уровня выпуска, может быть вызван:

- изменениями на рынке труда (например, в результате притока мигрантов или изменения естественного уровня безработицы),

¹ См., например, [Razin, 2004].

- изменениями капитала (как физического, так и человеческого) и появлением новых технологий и, как следствие, изменениями производительности,
- изменениями объемов вовлекаемых в производство природных ресурсов (земля, полезные ископаемые и климатические условия).

С точки зрения экономического развития два вида колебаний объема производства привлекают особое внимание. Одним из них является долговременное и стабильное отклонение уровня безработицы от исторически сложившейся средней величины. Такой же интерес представляют одновременные колебания макроэкономических переменных вокруг своих трендов – феномен, известный как **экономический (деловой) цикл**¹. В отличие от периодов хронической безработицы экономические циклы состоят из относительно краткосрочных колебаний объемов выпуска, занятости, цен, процентных ставок и др., длящихся, как правило, 3–4 года.

Отличительной чертой деловых циклов является то обстоятельство, что основные макроэкономические переменные – объем производства, цены, инвестиции, предпринимательская прибыль, а также разного рода переменные денежного обращения – имеют постоянную тенденцию к синхронному движению [Mitchell, 1951]. Эти колебания обычно измеряются по реальному ВВП. Согласно Й. Шумпетеру [Schumpeter, 1939], существует много типов циклов, которые, как показано в параграфе 1.1, классифицируются в зависимости от их периодичности.

Потенциальный ВВП не является максимальным уровнем производства, которого может достичь экономика. Однако потенциальный ВВП может рассматриваться как максимальный выпуск, устойчивый в долгосрочной перспективе.

Бюджетное управление конгресса США (англ. Congressional Budget Office, CBO) определяет потенциальный ВВП как «показатель устойчивого производства, при котором степень использования ресурсов никак не влияет на уровень инфляционного давления». Фактический ВВП, превышающий потенциальный уровень, сдерживает дальнейший рост и способствует инфляционному давлению. Если фактический ВВП ниже потенциального, некоторые производственные факторы простаивают, а инфляция имеет тенденцию к снижению. Другой взгляд на потенциальный ВВП заключается в использовании данного показателя в качестве оценки дол-

¹ [Razin, 2004, с. 18–22, 44–45].

госрочного тренда. Согласно этой точке зрения, ВВП состоит из долгосрочного тренда (который, как правило, растет и, следовательно, является нестационарным) и краткосрочных колебаний (стационарные) вокруг этого тренда. Краткосрочные колебания носят в основном циклический характер, но также могут быть связаны с некоторыми случайными шоками, которые не имеют циклического характера. Одним из вопросов при оценке долгосрочного ВВП является различие шоков, которые имеют только краткосрочные эффекты, и шоков, которые влияют на долгосрочный (например, потенциальный) ВВП.

Концепция разрыва в выпуске (или производственного разрыва) тесно связана с потенциальным ВВП. Разрыв определяется как разница между фактическим и потенциальным уровнями ВВП. Последней, как правило, рассматривается в качестве индикатора условий предложения, тогда как разрыв в выпуске отражает излишек (или недостаток) спроса. Производственный разрыв иллюстрирует временные отклонения от потенциального объема производства под влиянием изменений спроса.

Существуют три основных направления практического использования концепций потенциального ВВП и производственного разрыва [*Cotis, Elmeskov, Mourougane, 2004*]:

- разработка политики, направленной на регулирование спроса и предложения,
- прогнозирование инфляционных рисков для целей денежно-кредитной политики,
- оценка и разработка бюджетной политики в целях балансировки государственных доходов и расходов.

Результаты оценки потенциального ВВП и разрыва в выпуске зависят от временного горизонта [*Ladiray, Mazzi, Sartori, 2003*]. В долгосрочном периоде рост потенциального объема производства является эндогенным, так как, в принципе, технический прогресс и, следовательно, производительность труда и капитала, а также демографические изменения (количество труда) являются эндогенными. В краткосрочной перспективе, однако, эти факторы могут рассматриваться как экзогенные. Временной горизонт является ключевым вопросом в определении потенциального объема производства. Использование одного и того же методологического подхода может привести к разным оценкам потенциального ВВП и производственного разрыва в зависимости от временного периода и частоты статистических данных. Принято, что изменения оценок потенциального объема производства находятся в обратной зави-

симости от временного горизонта и частоты данных. Как правило, центральные банки, главная цель которых в предотвращении инфляционного давления, отдают предпочтение короткому периоду времени в своих оценках потенциального ВВП, тогда как МВФ и Всемирный банк, которые часто имеют дело с долгосрочной стратегией роста развивающихся стран, ориентируются на долгосрочный период.

Другим экономическим понятием, тесно связанным с потенциальным ВВП, является не ускоряющий инфляцию уровень безработицы (NAIRU). В действительности потенциальный ВВП иногда определяется как выпуск, который может быть произведен при «полной занятости», которая, в свою очередь, определяется как уровень занятости, не создающий инфляционное давление. Связь между безработицей и ростом производства часто формально описывается статистическим соотношением, известным как «закон Оукена». Данный закон постулирует отрицательную корреляцию (первоначально в виде простой линейной зависимости) между (изменениями) уровнем безработицы и (изменениями) ростом производства. Связь NAIRU с инфляцией описывается также с помощью кривой Филлипса, в соответствии с которой изменение цен в среднесрочной перспективе равно изменению заработной платы с поправкой на изменения производительности (подробнее см. далее в работе).

Далеко не все экономисты считают особенно информативным и полезным с точки зрения экономической политики понятие потенциального ВВП. Основными аргументами в данном случае являются [Giorno et al., 1995]:

- использование потенциального ВВП в качестве инструмента для определения степени инфляционного давления является ошибочным, поскольку инфляция является в первую очередь денежным феноменом и зависит главным образом от роста денежной массы, а не от стадии бизнес-цикла,
- потенциальный ВВП слишком нестабилен и зависит от очень многих факторов, поэтому его невозможно оценить точно. Таким образом, данный показатель не может быть инструментом экономической политики. В пользу этого аргумента говорят существенные различия в оценках потенциального ВВП, полученные с помощью различных методов (см. ниже),
- даже если потенциальный ВВП был измерен корректным образом, политика управления спросом в ответ на изменения величины производственного разрыва часто является контрпродук-

тивной из-за неопределенности результатов реализации политики, отставаний в эффектах этой политики (например, спрос реагирует с опозданием и на момент реакции разрыв в выпуске может уже измениться), а также давления на политиков, которое может привести к неправильным экономическим мерам как реакции на существующий разрыв в выпуске [*Ladiray, Mazzi, Sartori, 2003*].

Приведенные выше рассуждения были широко распространены в 1990-х годах, поскольку в этот период многие оценки потенциального ВВП в США указывали на необходимость ужесточения политики в целях предотвращения инфляции. Тем не менее в реальности роста инфляции не происходило, а жесткая политика не была реализована. Опыт начала 2000-х годов, однако, ослабил аргументы относительно ужесточения экономической политики. Фискальная и монетарная политики во время и после рецессии 2001 г. были основаны на том, что спрос упал ниже своего потенциального уровня, и эти политики действительно, по-видимому, способствовали смягчению спада. Более поздний опыт финансового и экономического кризиса 2008–2009 гг. и его последствий еще больше подтвердил значение показателя разрыва в выпуске в определении степени инфляционного давления и потенциальной роли правительства в стимулировании спроса. Несмотря на мягкую денежно-кредитную политику, в США и многих других крупных экономиках в течение значительного периода времени не наблюдалось устойчивых всплесков инфляции.

2.2. Методология анализа величины потенциального ВВП и разрыва в выпуске в различных странах

Хотя концепция потенциального ВВП относительно понятна с точки зрения теории, его оценка представляет собой трудную задачу, и ее результат во многом зависит от выбранного подхода. Можно выделить следующие группы методов оценки потенциального ВВП [*Chagny, Döpke, 2001; Ladiray, Mazzi, Sartori, 2003*].

(I) Одномерные неструктурные подходы (например, линейное детрендрование, *peak-to-peak*, или сплит-линейное детрендрование, фильтр Хендерсона, фазовый фильтр среднего тренда (*phase average trend filter*, ПАТ), фильтр Бакстера–Кинга¹, фильтр Ходрика–Прескотта², декомпозиция Стока и Уотсона, декомпозиция Хар-

¹ См. [*Baxter, King, 1999*].

² См. [*Hodrick, Prescott, 1997*].

ви, декомпозиция Бевериджа–Нельсона, метод ненаблюдаемых компонент, полосовой фильтр, фильтр Калмана¹). Приведенные выше методы оценки основаны на статистических процедурах (некоторые формы детрендирования) без каких-либо конкретных ссылок на экономическую теорию. Использование неструктурных методов отчасти объясняется их относительной простотой и тем, что они требуют меньше информации, чем методы, в основе которых лежат какие-либо теоретические воззрения. Эти свойства особенно важны для стран, которые не располагают достаточным объемом данных для применения более сложных методов оценки потенциального ВВП. Кроме того, указанные методы могут быть применены для моделирования любого интересующего нас временного ряда. Это позволяет анализировать циклическое поведение экономики во всех отраслях. Неструктурные подходы, таким образом, удобны с точки зрения исследования стилизованных фактов экономического цикла.

(II) Многомерные неструктурные подходы (например, многомерные версии фильтра Ходрика–Прескотта, декомпозиции Бевериджа–Нельсона, метода ненаблюдаемых компонент и фильтра Калмана). Они основаны на анализе многомерных методов временных рядов и могут рассматриваться как расширение одномерных неструктурных подходов. Статистические связи между различными переменными могут как соответствовать положениям экономической теории, так и не основываться на ней [*Cotis, Elmeskov, Mourougane, 2004*].

(III) Прямые методы, основанные на данных обследований. Потенциальный ВВП и производственный разрыв могут быть рассчитаны по данным обследований предприятий. Использование этого подхода возможно на коротком временном горизонте, когда технология считается фиксированной и ресурсы рассматриваются как взаимодополняющие. Например, в исследовании Европейской комиссии в 2000 г. приводятся согласованные временные ряды загрузки производственных мощностей. При предположении о взаимодополняемости производственных факторов потенциальный объем производства равен сумме фактического объема производства и разрыва (в процентном отношении) между «полным» использованием имеющихся производственных мощностей (например, максимальное использование, соответствующее долгосрочно-

¹ См, например, работу [*Pasricha, 2006*].

му периоду и отсутствию инфляционного давления) и фактической загрузкой мощностей.

(IV) Структурные подходы. Эти подходы вытекают из конкретной экономической теории или модели. Можно выделить две основные группы структурных методов: методы, основанные на агрегированных производственных функциях и многомерных методах с теоретическими предпосылками в структурных векторных авторегрессиях (SVAR). В рамках подходов производственных функций устанавливается в явном виде взаимосвязь между факторами производства (в основном труд и капитал), совокупной производительностью факторов производства и выпуском. При отклонениях фактического ВВП от потенциального факторы производства используются либо не в полной мере, либо сверх меры. Таким образом, подходы производственной функции предполагают анализ характера и процесса перехода к неравновесному состоянию. Методики, основанные на SVAR, имеют довольно слабые предпосылки о взаимосвязи между факторами производства, а также о тренде и отклонениях компонентов потенциального ВВП и, возможно, о факторах, влияющих на них (см. [Blanchard, Quah, 1989]).

Приведенная выше классификация методов оценки потенциального ВВП является несколько упрощенной, поскольку некоторые современные методы в явном виде дополняют традиционные статистические фильтры с дополнительной экономической информацией (в большинстве случаев речь идет о кривой Филлипса, законе Оукена или об информации об индикаторах деловой активности).

Классификация и краткое описание подходов, используемых для выделения потенциального ВВП (и разрыва в выпуске), приведены в работе [Cotis, Elmeskov, Mourougane, 2004], см. табл. 1. Примеры использования указанных в таблице подходов описаны нами далее в работе.

Таблица 1

Оценка потенциального выпуска и разрыва в выпуске

Метод	Описание
<i>Тренд</i>	
Линейный тренд	Трендовая компонента выпуска представляет собой линейную функцию, зависящую от времени. Выделение трендовой компоненты предполагает оценивание линейной регрессии логарифма реального ВВП на константу и временной тренд.
Кусочный тренд	Трендовая компонента ВВП рассчитывается как линейный тренд в течение каждого цикла, причем цикл определяется как период между пиками экономического роста.

Окончание таблицы 1

<i>Одномерные фильтры</i>	
Фильтр Ходрика–Прескотта	Данный фильтр выделяет трендовую компоненту путем введения возможности выбора между качеством подгонки к реальным данным и степенью сглаженности тренда.
Полосовой фильтр	Представляет собой линейный фильтр, исключаящий медленно изменяющиеся («трендовые») компоненты и компоненты с очень высокой частотой («нерегулярные») изменений, оставляя промежуточные компоненты («бизнес-цикл»).
Декомпозиция Бевериджа–Нельсона	Этот метод накладывает ограничения на тренд и цикл в целях декомпозиции тренд/цикл.
Фильтр Калмана	Данная техника предполагает, что макроэкономические временные ряды состоят из трендовой, циклической и изменчивой компонент, напрямую ненаблюдаемых. Эти три компонента могут быть восстановлены путем наложения достаточных ограничений на процессы тренда и цикла.
<i>Многомерные фильтры</i>	
Фильтр Ходрика–Прескотта	Потенциальный выпуск минимизирует средневзвешенное значение суммы отклонений выпуска от потенциального уровня, изменений потенциального темпа роста и ошибок в трех соотношениях: кривой Филлипса, законе Оукена и зависимости между отклонениями производительности и выпуска от своих потенциальных значений.
Декомпозиция Бевериджа–Нельсона	Предполагается, что тренд является случайным блужданием, однако случайный шок, сдвигающий этот тренд, является линейной комбинацией инноваций в ВВП и других переменных, которая содержит полезную информацию для определения долгосрочного ВВП.
Фильтр Калмана	Расширение одномерного случая путем принятия во внимание дополнительных уравнений, например кривой Филлипса.
<i>Подходы на основе анализа производственной функции</i>	
Полная структурная модель	Все факторы в производственной функции пересчитаны эндогенно.
Производственная функция с экзогенными трендами	Все факторы производственной функции определяются экзогенно при помощи одно- или многомерных фильтров.
Структурная модель векторной авторегрессии (VAR)	Структурная модель векторной авторегрессии, оценивающая потенциальный выпуск и разрыв в выпуске и основанная на структурных предпосылках о природе экономических колебаний.

Источник: [Cotis, Elmeskov, Mourougane, 2004].

Как видно из приведенной в *табл. 1* классификации, для оценки потенциального ВВП могут быть использованы различные исключительно статистические методы. В Приложении 1 рассматриваются наиболее популярные из этих методов с акцентом на одномерные подходы, поскольку многомерные подходы, на наш взгляд, не являются столь же интуитивно понятными. Кроме того, нами не

будут анализироваться методы, основанные на обследованиях предприятий, более подробно будут описаны подходы на основе оценки производственной функции, которые используются в США, ЕС и Канаде.

Далее нами будет приведен обзор работ, посвященных оценке потенциального ВВП при помощи методик, описанных в *табл. 1*. Заметим, что достаточно часто выделение цикла из статистической серии осуществляется с помощью фильтра, разработанного Бакстером и Кингом [*Baxter, King, 1999*], который позволяет различать составляющие циклические и направленные определенным образом, а также нерегулярные флуктуации серии¹. Фильтр Бакстера–Кинга, в отличие от фильтра Ходрика–Прескотта, позволяет отделить циклы средней длины от нерегулярных колебаний (шума), несмотря на определенные неудобства, а именно несмотря на потерю нескольких лет данных в начале и в конце серии из-за использования средней скользящей симметричной величины. Чтобы избежать потери данных в конце периода, необходимо до применения фильтра рассчитать серию на несколько лет вперед. Таким образом, если даже фильтр не позволяет произвести наблюдения за последними годами, то годы настоящего периода сохраняются.

Следует отметить, что с учетом определения потенциального ВВП, приведенного в параграфе 1.2 данной работы, применение фильтров в качестве методов его оценки не вполне корректно, поскольку ВВП, очищенный от циклических колебаний, необязательно является потенциальным (т.е. ВВП, имеющим место при использовании существующих факторов производства и нормальном уровне загрузки мощностей). Метод производственной функции, в отличие от фильтров, позволяет оценить величину потенциального ВВП путем выделения вклада факторов производства в темпы экономического роста. В основе рассматриваемого метода лежит оценка лог-линейной зависимости добавленной стоимости от затрат труда, капитала и совокупной факторной производительности. При данной оценке средней доли труда (коэффициент при логарифме переменной затрат труда) рассчитывается факторная производительность, которая в дальнейшем сглаживается при помощи фильтра Ходрика–Прескотта в целях получения трендовой факторной производительности. Затем последняя снова подставляется в производственную функцию наряду с текущим запасом капитала и

¹ Фильтр Бакстера–Кинга является оптимальным приближением к идеальному фильтру и позволяет оставить только те составляющие, колебания которых заключены в предварительно определенные периоды интервала – от 6 до 10 лет.

оцененным «потенциальным» уровнем безработицы (на основе полученного ранее уровня безработицы $NAIRU^1$), откуда находится логарифм потенциального выпуска сектора бизнеса. Потенциальный выпуск экономики в целом в итоге рассчитывается путем прибавления реальной добавленной стоимости сектора государственного управления к потенциальному выпуску сектора бизнеса (в целях расчетов потенциальный выпуск сектора государственного управления считается равным текущей добавленной стоимости этого сектора).

Для оценки потенциального ВВП Японии в работе [*Bank of Japan, 2003*] был применен подход, несколько отличающийся от описанного выше. В рамках данного подхода ВВП определяется авторами через макроэкономическую производственную функцию Кобба–Дугласа из трех переменных²:

- фактор капитала (определяется величиной запаса капитала, используемого в текущем периоде),
- фактор труда (определяется как число работающих, умноженное на количество отработанных часов),
- совокупная факторная производительность (СФП), которая определяет степень эффективности производства ВВП.

Потенциальный выпуск оценивается авторами исходя из соотношений между указанными выше переменными. Авторы записывают производственную функцию в лог-линейной форме следующего вида:

$$\text{Ln}Y = (1-\alpha)\text{Ln}K + \alpha\text{Ln}L + \text{Ln}T, \quad (1)$$

где Y – объем ВВП,
 K – фактор капитала,
 L – фактор труда,
 T – СФП.

¹ Необходимо отметить, что отождествление уровня $NAIRU$ со структурным или потенциальным уровнем безработицы не вполне корректно. Тем не менее в целях упрощения расчетов мы будем в дальнейшем использовать $NAIRU$ при оценке потенциальных затрат труда и потенциального ВВП.

² Авторы отмечают, что, за исключением переменной ВВП, переменные в данной функции определяются на основе дополнительных расчетов ввиду отсутствия явно наблюдаемых данных по ним.

Таким образом, предполагается, что ВВП определяется из взаимодействия между капиталом, трудом и СФП. Следовательно, это позволяет оценить потенциальный ВВП:

$$\text{Ln}Y^* = (1-\alpha)\text{Ln}K^* + \alpha\text{Ln}L^* + \text{Ln}T, \quad (1')$$

где Y^* – потенциальный объем ВВП,
 K^* – потенциальный объем капитала,
 L^* – потенциальный объем труда.

На основе полученной из уравнения (1') оценки потенциального ВВП разрыв в выпуске рассчитывается путем подстановки потенциального ВВП (Y^*) в следующую формулу:

$$\text{Разрыв в выпуске} = \frac{\text{Фактический ВВП} - \text{Потенциальный ВВП}}{\text{Потенциальный ВВП}} * 100\%, \quad (2)$$

иными словами, разрыв в выпуске представляет собой долю (в процентах) в потенциальном ВВП разницы между фактическим и потенциальным ВВП, соответственно, снижение текущего объема ВВП (т.е. совокупного спроса) свидетельствует о расширении (в отрицательном смысле) разрыва в выпуске.

В работе [Turner, Richardson, Rauffet, 1996] отмечается, что полученная описанным выше способом оценка производственной функции сектора бизнеса в Японии показывает, что функция Кобба–Дугласа для используемых данных неприемлема и вместо этого следует использовать производственную функцию с постоянной отдачей от масштаба (CES), в которой эластичность замещения между трудом и капиталом равна 0,4. В этом случае декомпозиция роста потенциального ВВП на компоненты представляет собой более сложную процедуру по сравнению с описанной ранее.

В статье [Sato, 2001] оценка потенциального ВВП основана на следующей модели.

Предполагается, что в экономике имеется агрегированная производственная функция с постоянной эластичностью замещения:

$$\begin{aligned} \bar{\bar{Y}}^{-\rho} &= (\bar{AK})^{-\rho} + (\bar{BL})^{-\rho}, \\ \rho &= (1-\sigma)/\sigma \end{aligned} \quad (3)$$

где σ – постоянная эластичность замещения,

\bar{Y} – потенциальный ВВП,

K – потенциальный объем затрат капитала, как правило, аппроксимируемый текущим объемом затрат капитала,

\bar{L} – потенциальный объем затрат труда.

Пусть r^* – целевая номинальная норма отдачи от капитала. Целевая реальная норма отдачи описывается выражением $(P_K/P_Y)r^*$, где P_K и P_Y – цены капитала и выпуска соответственно. Функция максимизации прибыли выглядит следующим образом:

$$MPK = (P_K/P_Y)r^* . \quad (4)$$

Для уравнения (3) имеем

$$MPK = A^{-\rho} (\bar{Y}/K)^{1/\sigma} \quad (4')$$

Таким образом, целевое соотношение выпуска и капитала записывается как:

$$(\bar{Y}/K)^* = A^{1-\sigma} (r^* P_K/P_Y)^{1/\sigma} \quad (5)$$

Если при изменении технологии происходит рост объема затрат труда (иными словами, $A = \bar{A}$, т.е. постоянно) и целевая норма отдачи от капитала стабильна, получаем:

$$\bar{Y}^* = CK^* , \quad (6)$$

где C – правая часть уравнения (5). Условие (6) также должно выполняться при текущих \bar{Y} и K :

$$\bar{Y} = CK . \quad (6')$$

Пусть $g(x)$ – темп роста какой-либо переменной x . Тогда уравнение (6') означает, что $g(\bar{Y}) = g(K)$, т.е. темп роста производственных мощностей равен темпу роста капитала.

В работе показано, что, поскольку отклонения текущего выпуска от потенциального объясняются циклическими колебаниями совокупного спроса, уравнение (6') может быть оценено как регрессия Y на условную (оценочную) величину K и некоторые циклические переменные, что позволяет получить оценку \bar{Y} . Оценка такой регрессии может быть выполнена на любом уровне агрегирования в зависимости от доступности статистических данных. В Японии Агентство экономического планирования публикует квартальные оценки валового запаса основного капитала (GK) в постоянных ценах для 10 секторов экономики (промышленность подразделяется на 15 отраслей, а торговля – на оптовую и розничную). В статье [Sato, 2001] экономика Японии разделяется на производственный сектор 1 (составляющий около 30% всего объема ВВП) и непроизводственный сектор 2. Такое разделение объясняется не только высокой долей производственного сектора в ВВП, но и тем фактом, что с 1950 г. Министерство международной торговли и промышленности Японии ежемесячно публикует индекс использования производственных мощностей (Q/\bar{Q}). Этот индекс часто критикуется за небольшой охват товаров и включение крупных фирм, однако является наилучшей альтернативой в целях расчетов в рассматриваемой статье.

Авторами оценивается следующее уравнение:

$$\ln Y_i = a_1 \ln GK_i + a_2 \ln Q/\bar{Q} + a_0, \quad i=1,2\text{-промышленные секторы. (7)}$$

Модель оценивается на годовых данных ВВП и валового запаса основного капитала за период с 1970 по 1998 г. Обе переменные измерены в постоянных ценах 1990 г.

В докладе [Goldman Sachs, 2003] прогноз роста экономики стран BRIC до 2050 г. основан на оценке модели роста Солоу, предполагающей, что формально динамика ВВП описывается функцией Кобба–Дугласа:

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}, \quad (8)$$

$$\text{причем } K_{t+1} = K_t(1 - \delta) + \left(\frac{I_t}{Y_t} \right) * Y_t, \quad (9)$$

а изменение уровня технологии (A) соответствует принципу сходящегося развития развивающимися странами развитых стран:

$$\frac{A_t}{A_{t-1}} = 1,3\% - \beta \ln \left(\frac{\text{Income per capita}_{\text{DC}}}{\text{Income per capita}_{\text{US}}} \right), \quad (10)$$

где Y – ВВП,

L – труд (численность населения в трудоспособном возрасте),

K – запас капитала,

A – технический прогресс (или СФП),

δ – норма амортизации,

I – инвестиции,

$\text{Income per capita}_{\text{DC}}$ – доход на душу населения развивающихся стран,

$\text{Income per capita}_{\text{US}}$ – доход на душу населения развитых стран,

β – скорость конвергенции,

1,3% – оценка долгосрочного темпа роста СФП США, полученная в результате эмпирических исследований.

По результатам оценки описанной выше модели в докладе [Goldman Sachs, 2003] делаются следующие выводы:

- при прочих равных условиях менее чем через 40 лет размер экономики¹ стран BRIC в совокупности будет превышать размер экономики шести крупнейших мировых держав – G6 (США, Япония, Великобритания, Германия, Франция и Италия) в долларовом эквиваленте,
- к 2025 г. размер экономики BRIC составит более половины экономики G6,
- из всей G6 только Япония и США к 2050 г. останутся крупнейшими по размеру экономиками в долларовом эквиваленте.

Помимо [Bank of Japan, 2003; Sato, 2001; Goldman Sachs, 2003] можно выделить целый ряд работ, посвященных исследованию экономического роста на основе оценки модели Солоу.

Например, согласно полученным результатам, полученным Р. Барро в работе [Barro, 1991], в 98 странах за период 1960–1985 гг. реальные темпы роста подушевого ВВП положительно образом зависят от начального человеческого капитала (число учащихся средних школ в 1960 г.), отрицательным – от начального уровня реального подушевого ВВП. В странах с более высоким

¹ Размер экономики стран в работе определяется объемом ВВП.

уровнем человеческого капитала более низкий уровень фертильности и более высокая доля инвестиций в физические активы в ВВП. Рост находится в обратной зависимости от доли государственного потребления в ВВП, но не зависит от доли государственных инвестиций в ВВП. Темпы роста положительно зависят от индикаторов политической стабильности и отрицательно – от прокси искажений рынка (market distortions).

В работе [Mankiw, Romer, Weil, 1992] проводятся международные сопоставления экономического роста на основе оценки модели роста Солоу с учетом дифференциации уровня жизни. Авторы показывают, что межстрановые различия в темпах роста хорошо объясняются расширенной моделью Солоу, учитывающей накопление человеческого и физического капитала. В работе [Islam, 1995] на динамических панельных данных исследуется конвергенция темпов роста, кроме того, в указанной работе предполагается, что агрегированная производственная функция в разных странах различна. [Durlauf, Quah, 1998] проводят обзор последних эмпирических работ в области межстрановых оценок темпов экономического роста, центральной частью которых является не оценка на основе производственной функции, а ответ на вопрос, почему одни страны растут быстрее других. В статье [Evans, 1998] предлагается методика, использующая панельные данные в целях сопоставления теорий эндогенного роста, предсказывающих различия в траекториях роста, и теорий экзогенного роста, предсказывающих параллельные траектории сбалансированного роста. В [Richards, 2000] рассматривается производственная функция с эндогенным остаточным технологическим прогрессом, проводится эконометрическая оценка этой функции в целях анализа долгосрочного экономического роста. Межстрановые регрессии роста оцениваются в [Bond, Hoeffler, Temple, 2001] при помощи обобщенного метода моментов (GMM). Наконец, в работе [Gundlach, 2006] предлагается новая спецификация модели роста Солоу, где в качестве объясняющей переменной используется показатель институциональной технологии, а отношение капитала к выпуску входит в константу регрессии. Как отмечается в [Cotis, Elmeskov, Mourougane, 2004], в МВФ и ЕЦБ не существует универсального метода оценки потенциального ВВП. В каждой стране отделения этих организаций определяют метод, наиболее подходящий к данной конкретной стране.

Согласно [Giorno et al., 1995], в странах ОЭСР потенциальный ВВП оценивается разными методами, в частности, тренд в ВВП выделялся при помощи метода расщепления (split) временного

тренда, а также двух альтернативных методов: сглаживания ряда реального ВВП при помощи фильтра Ходрика–Прескотта (который более подробно будет рассмотрен в параграфе 2.3 работы) и оценивания потенциального выпуска на основе подхода производственной функции с учетом основных предпосылок, меняющихся в зависимости от изучаемой страны (см. [De Masi, 1997]). При этом авторы отмечают, что последний подход оказался наилучшим.

В [Hofman, Tapia, 2003] авторы выделяют два подхода к оценке потенциального ВВП: во-первых, речь идет о группе статистических техник детрендирования, причем в данной работе используется фильтр Ходрика–Прескотта, позволяющий выделить тренд в ВВП. Во-вторых, производственные функции, позволяющие исследователю больше приблизиться к концепции границы производства при заданных факторах. В [Hofman, Tapia, 2003] оценивается потенциальный ВВП за период 1950–2002 гг. для 9 стран Латинской Америки, составляющих около 90% ее ВВП: Аргентина, Боливия, Бразилия, Чили, Колумбия, Коста-Рика, Мексика, Перу и Венесуэла. В работе показано, что ряд, полученный в результате применения фильтра Ходрика–Прескотта, практически не отличается от ряда фактического ВВП, т.е. оценка потенциального ВВП может быть заниженной. Отличие результата, полученного при применении метода производственной функции к исходному ряду ВВП, составляет 3–4 п.п.

[Torres, Martin, 1989] определяют потенциальный ВВП как уровень ВВП, совместимый со стабильной инфляцией в среднесрочном периоде. Авторы оценивают потенциальный ВВП для ряда стран ОЭСР на базе модели INTERLINK¹, в которой устойчивость равновесий на рынке труда и на рынке продукции достигается именно при использовании вышеуказанной концепции потенциального уровня ВВП.

В работе [Cotis, Elmeskov, Mourougane, 2004] отмечается, что, поскольку МВФ проводит мониторинг ситуации в очень разнородных странах (с точки зрения охвата и качества экономической статистики), подход к оценке потенциального ВВП в этих странах базируется, как правило, на методе производственной функции (см. выше) с учетом основных предпосылок, меняющихся в зависимости от изучаемой страны (см. [De Masi, 1997]).

¹ Подробнее о данной модели см.: Richardson P. (1988) The structure and simulation properties of OECD's INTERLINK model // OECD Economic Studies. No. 10 (Spring). P. 57–122.

Для США применяется как метод расщепления временного тренда, так и фильтр Ходрика–Прескотта, полосовой фильтр и метод производственной функции (см., в частности, [СВО, 2001]). Авторы отмечают, что полученные МВФ оценки потенциального ВВП используются в дальнейшем для исследования структурных трендов или влияния шоков предложения (см. [IMF, 2002]).

При разработке контрольного значения для темпа роста денежной массы ЕЦБ рассматривает несколько оценок потенциального ВВП еврозоны, в том числе полученных другими организациями, однако не делает акцента на конкретных оценках. Вместе с тем доминирующей в Европейской системе центральных банков становится методика фильтра Ходрика–Прескотта (см. [Bouthevillain et al., 2001]). Оценка потенциального ВВП и разрыва в выпуске проводится с учетом прогнозной ценовой динамики и других индикаторов (см. [ECB, 2000]).

В вышеупомянутой статье [Cotis, Elmeskov, Mourougan, 2004] авторы рассматривают, насколько отличаются оценки разрыва в выпуске в разных странах, полученные при помощи различных методов измерения потенциального ВВП, указанных в *табл. 1*.

Оказывается, что корреляция результатов, полученных разными методиками, составляет примерно 0,7–0,9, хотя в некоторых случаях для отдельных методик или отдельных стран она может быть намного меньше (см. [Chagny, Döpke, 2001; Dupasquier, Guay, St-Amant, 1997; Scott, 2000]). Эта корреляция отражает тот факт, что оцененные разрывы в выпуске, как правило, изменяются синхронно, хотя в некоторые моменты времени различия могут быть существенными¹. Аналогичная ситуация для большинства методик (за исключением структурных VAR) описывается в работе [Cerra, Chaman Saxena, 2000] применительно к Швеции.

Однако, несмотря на то что профиль оцененного различными способами разрыва в выпуске примерно одинаков, этого нельзя сказать о размере данного разрыва (см. [Canova, 1998]). Например, применение метода линейного тренда приводит к более существенным разрывам по сравнению с фильтром Ходрика–Прескотта (что можно частично устранить при помощи введения временного сдвига). В [Mc Morrow, Röger, 2001] было показано, что применительно к странам ЕС использование фильтра Ходрика–Прескотта приводит к большей величине разрыва в выпуске, чем в случае фильтра Калмана. Вместе с тем в случае Новой Зеландии авторы в [Claus Con-

¹ См. работу [Mc Morrow, Röger, 2001], где оценивался разрыв в выпуске для стран Евросоюза при помощи фильтра Ходрика–Прескотта и производственной функции.

way, Scott, 2000] указывают на значительную амплитуду разрывов выпуска, полученных при помощи структурных VAR и фильтра Калмана, по сравнению с оценками одномерного и многомерного фильтров Ходрика–Прескотта. [Kuttner, 1994] показывает, что размер разрыва в выпуске для США, оцененный через фильтр Калмана (одномерный случай), существенным образом сокращается при включении уравнения, описывающего динамику инфляции (т.е. при переходе к многомерному случаю). В любом случае, различия в амплитуде разрывов в конкретный момент времени оказались не большими по сравнению с неопределенностью их оценки (см. [Dupasquier, Guay, St-Amant, 1997]).

Наряду со своими собственными статистическими свойствами, техники оценки разрыва в выпуске часто анализируются в ракурсе их соотношения с другими индикаторами в целях проверки того, насколько одинаковую картину бизнес-циклов позволяют получить различные методики. Как правило, разрывы в выпуске сопоставляются с использованием производственных мощностей или с данными статистических обзоров. В целом существующие исследования предполагают положительную корреляцию между оценками разрывов и другими индикаторами (см. [Camba-Mendez, Rodriguez-Palenzuela, 2001]). Исключениями являются декомпозиция Бевериджа–Нельсона и структурные VAR, в случае применения которых корреляция разрывов с другими показателями бизнес-циклов не всегда положительная ([Mc Morrow, Röger, 2001]).

Оценка разрыва в выпуске позволяет также объяснить динамику инфляции в прошлых периодах. В целом было обнаружено, что результаты оценки играют некоторую роль в объяснении динамики инфляции (см., например, [Mc Morrow, Röger, 2001; Chagny, Döpke, 2001]). В [Mc Morrow, Röger, 2001] в этом смысле указывается на схожесть результатов применения фильтра Ходрика–Прескотта и производственной функции. Результаты, полученные в работе [Claus, Conway, Scott, 2000], предполагают, что техника структурных VAR менее эффективна по сравнению с другими методиками с точки зрения объяснения инфляции в Новой Зеландии. Тем не менее в работе [Chagny, Döpke, 2001] было обнаружено, что, напротив, динамика инфляции в еврозоне лучше всего описывается при помощи метода структурных VAR. В статье [Rünstler, 2002] также показано, что разрывы в выпуске, оцененные при помощи многомерного фильтра Калмана, в большей степени связаны с инфляцией в еврозоне за последние десятилетия. В работе [Kichian, 1999] делается вывод, что модели многомерного фильтра Калмана (в рамках

которых используется уравнение ценовой кривой Филлипса) полезны для оценки разрывов в выпуске для анализа инфляционного давления в Канаде.

Оценки разрыва в выпуске могут быть использованы для краткосрочных прогнозов будущей инфляции (см. [*Camba-Mendez, Rodriguez-Palenzuela, 2003; Slevin, 2001; De Brouwer, 1998*]). В статье [*De Brouwer, 1998*] показано, что в случае Австралии включение переменной разрыва в выпуск в модель, описывающую динамику инфляции (независимо от используемого метода), предполагает улучшение ее прогнозных свойств по сравнению с уравнением без этого разрыва. В уравнениях, в которых используется многомерный фильтр Ходрика–Прескотта или производственная функция, ошибки прогноза наименьшие. [*Kichian, 1999*] показывает, что модели фильтра Калмана работают лучше с точки зрения прогноза инфляции. Напротив, [*Rünstler, 2002*] отмечает ограниченность применения оценок разрыва в выпуске, полученных через многомерный фильтр Калмана, к инфляции в еврозоне. В исследовании [*Orphanides, van Norden, 2002*] было показано, что при всем многообразии способов оценки разрыва в выпуске реальные его оценки несут мало информации в терминах прогноза инфляции.

Ограничивая свой анализ одномерным и многомерным фильтрами Ходрика–Прескотта, а также структурными VAR, [*Rennison, 2003*] обнаруживает, что комбинация многомерного фильтра Ходрика–Прескотта и структурной VAR, как правило, позволяет получить более адекватную оценку разрыва в выпуске в конце выборки, и в большинстве случаев полученные таким образом оценки сильно коррелируют с реальным разрывом.

Далее будут рассмотрены основные эконометрические методы оценки потенциального ВВП, описанные более подробно в нашей предыдущей работе¹.

2.3. Основные эконометрические методы, используемые для оценки потенциального ВВП

Тренд заданного вида (см., например, [*Baxter, King, 1999*]). Это наиболее простой метод оценки потенциального выпуска. Суть этого метода состоит в задании функционального вида ряда потенциального ВВП с точностью до некоторого количества неизвестных

¹ См. Казакова М.В., Синельников-Мурылев С.Г., Кадочников П.А. Анализ структурной и конъюнктурной составляющих налоговой нагрузки в российской экономике. Научные труды ИЭПП № 129Р. 2009. С. 23–28.

параметров. Запишем это как g_t , где функция зависит от вектора параметров a . В предположении, что циклическая составляющая C_t колеблется около нуля, выделение тренда для достаточно длинного временного ряда эквивалентно минимизации отклонений значений ряда от его структурной составляющей: $\min_a \{(y_t - g_t(a))^2\}$. Примером выделения тренда во временном ряду y_t может служить эконометрическая оценка регрессии следующего вида¹:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_0 t + \varepsilon_t, \quad (11)$$

где t – трендовая компонента ряда y_t .

Полученное в результате оценки уравнения (11) теоретическое значение зависимой переменной представляет собой компоненту тренда в исходном временном ряду y_t .

Нахождение вектора параметров в задаче выделения тренда означает определение потенциального ВВП, представленного функцией g_t . Заметим, что предположение о колебаниях циклической составляющей ряда около среднего значения является существенной, поскольку в противном случае часть этой составляющей перейдет в полученный тренд и исказит результат. Для справедливости этого предположения необходимо иметь достаточно длинный ряд, чтобы быть уверенным, что циклическая составляющая не была постоянно выше или ниже своего среднего значения.

Метод скользящего среднего. Поскольку зачастую ряды экономических данных не имеют такого ярко выраженного тренда, как доход на душу населения, накладывание определенного функционального вида на g_t является слишком сильной предположкой. Тем

более что тренд может меняться в связи с происходящими структурными преобразованиями в экономике. В этом случае, как правило, используется процедура скользящего среднего, которая, как показано в [Baxter, King, 1999], представляет собой линейный фильтр такого вида:

¹ Необходимо отметить, что методика выделения тренда применима только к временным рядам вида TS (от англ. – trend stationary), которые приводятся к стационарному процессу с помощью включения в регрессию линейного тренда.

$$g_t = \sum_{k=-K}^K a_k y_{t-k} \quad (12)$$

Здесь потенциальный ВВП определяется как некоторое взвешенное среднее от реализаций ряда на определенном интервале. Очевидно, что чем больше интервал, выражающийся параметром K , тем более гладкий получается ряд. Кроме того, чем большие веса даются крайним значениям, тем более гладким получается ряд. Обычными предпосылками, которые накладываются на этот ряд, являются симметричность весов относительно среднего, т.е. $a_k = a_{-k}$ и $\sum a_k = 1$, что означает, что фильтр не вносит фазовых отклонений в исследуемый ряд.

По мнению [Baxter, King, 1999], преимуществами такого фильтра являются простота в использовании, наглядность полученных результатов и отсутствие жестких предпосылок относительно постоянства или вида структурной составляющей. Одновременно недостатком и преимуществом этого метода является неопределенность в выборе длины коридора и весов усреднения. Если выбирать большой коридор, то увеличивается количество отсеченных на концах данных, а значит, уменьшается ряд потенциального ВВП. Если брать коридор достаточно узким, то полученный ряд потенциального ВВП может содержать нежелательные скачки и высокочастотные колебания. Аналогичная неопределенность возникает с выбором весов. Если большой вес дать центральным компонентам, то ряд получается недостаточно гладким, а если веса невелики, то ряд получается очень ровным. В итоге можно получить множество вариантов ряда потенциального выпуска, отличающихся по степени сглаженности.

Полосовой фильтр ([Baxter, King, 1999]). Этот фильтр является частным случаем метода скользящего среднего, решающего проблему выбора весов. Полосовой фильтр был разработан специально для выделения компоненты бизнес-циклов для соответствующих рядов.

Идея состоит в том, что любой линейный фильтр имеет свою амплитудно-частотную характеристику, которая отражает его «пропускную способность» для периодических сигналов разной частоты. Для идеального фильтра (фильтра с бесконечным коридором) можно так подобрать веса a_k , что фильтр будет пропускать только заданный диапазон частот. Если предположить, что компо-

нента потенциального ВВП не может иметь частот выше определенного значения, существуют такие веса, что фильтр выделит только эти частоты. Авторами работы было показано, что для конечного коридора можно подобрать веса таким образом, что шумы на более высоких частотах будут минимальны.

Основной целью фильтров является выделение циклической компоненты ряда, или компоненты бизнес-цикла. В статье [Baxter, King, 1999] используется определение делового цикла, данное в [Burns, Mitchell, 1946], в которой длина делового цикла составляет не менее 6 кварталов (т.е. 18 месяцев), но не более 32 кварталов (т.е. 8 лет) (для Америки). Для выделения таких циклов требуется полосовой фильтр, оставляющий неизменными компоненты с частотами от 6 до 32 кварталов и не пропускающий иные частоты (т.е. идеальный полосовой фильтр).

В работе [Baxter, King, 1999] приводится 6 различных требований к разрабатываемому фильтру. Во-первых, фильтр должен извлечь компоненты указанных частот, оставляя неизменными свойства ряда. Во-вторых, требуется, чтобы идеальный полосовой фильтр не вносил сдвига фазы, т.е. не изменял временные соотношения ряда на любой частоте. В-третьих, требуется, чтобы полученный фильтр был оптимальным приближением идеального полосового фильтра, в связи с чем в вышеупомянутой статье определяется специфическая квадратичная функция потерь для несоответствий между идеальным и полученным фильтрами. В-четвертых, результатом применения фильтра должны быть стационарные временные ряды, даже если рассматриваемый ряд содержит некую трендовую компоненту роста. В-пятых, полученные оценки бизнес-циклов не должны зависеть от длины рассматриваемого периода, технически это означает, что рассматриваемые скользящие средние являются инвариантами времени, и коэффициенты в них не зависят от точки в выборке. И наконец, последним требованием является удобство в использовании метода.

Общая проблема построения данного фильтра заключается в том, что он приближается к идеальному при увеличении ширины коридора скользящего среднего, что означает необходимость исключения из рассмотрения значений ряда на краях выборки. Авторы работы рекомендуют исследователям использовать скользящие средние учитывающие как данные за три предыдущих года, так и за три последующих при обработке квартальных или годовых данных.

Результатом применения метода скользящего среднего к временному ряду y_t является следующий ряд:

$$y^*_t = \sum_{k=-K}^K a_k y_{t-k} \quad (13)$$

Для удобства запишем скользящее среднее с помощью лагового оператора L :

$$a(L) = \sum_{k=-K}^K a_k L^k, \quad (14)$$

где L определено как $L^k x_t = x_{t-k}$ для положительных и отрицательных значений k .

Рассматриваемые нами скользящие средние будут симметричны, т.е. для весов будет выполняться свойство $a_k = a_{-k}$, $k=1, \dots, K$. Важным свойством метода скользящего среднего также является изолирование тренда из экономического ряда, для чего необходимо, чтобы сумма весов равнялась нулю. Можно показать простыми математическими преобразованиями, что в этом случае выделяется квадратичный тренд:

$$a(L) = \sum_{k=-K}^K a_k L^k = \sum_{k=-K}^K (a_k L^k - a_k) = \sum_{k=-K}^K a_k (L^k + L^{-k} - 2); \quad (15)$$

$$(L^k + L^{-k} - 2) = -(1 - L^k)(1 - L^{-k}); \quad (16)$$

$$(1 - L^k) = (1 - L)[1 + L + L^2 + \dots + L^{k-1}];$$

$$[1 + L + L^2 + \dots + L^{k-1}] * [1 + L^{-1} + L^{-2} + \dots + L^{-(k-1)}] = \sum_{h=-(k-1)}^{k-1} (k - |h|) L^h \quad (17)$$

Таким образом:

$$a(L) = - \sum_{k=1}^K a_k [(1 - L^k)(1 - L^{-k})] = -(1 - L^k)(1 - L^{-k}) \psi_K(L), \quad (18)$$

где ψ – симметричное скользящее среднее, учитывающее $K-1$ предыдущих и последующих членов ряда.

Фактически задача сводится к построению идеального фильтра, пропускающего только частоты, меньше заданной (low-pass filter).

Далее, на основе полученных результатов можно построить идеальный фильтр, пропускающий только частоты выше заданной (high-pass filter). Таким образом, полосовой фильтр представляет собой объединение двух фильтров: low-pass (LP) и high-pass (HP).

Приближение полученного идеального фильтра достигается путем ограничения коридора скользящего среднего. Для этого авторами вводится функция, отвечающая за пропускание заданной частоты: в случае идеального high-pass-фильтра эта функция принимает значение ноль для частот, меньших заданной (критической), и значение 1 – для частот, больших заданной.

Фильтр Ходрика–Прескотта ([Hodrick, Prescott, 1997]). Это достаточно распространенный метод, который можно считать продолжением метода выделения тренда. Основанием к усовершенствованию метода тренда является смена трендов даже у самых стабильных рядов. Идея состоит в том, что если ввести некоторые штрафы за изменения тренда, то ряд получится достаточно гладким, но при этом будет иметь возможность изменять свой тренд. При этом, как показано в статье [King, Rebelo, 1993], фильтр удаляет единичный корень из исходного ряда.

В рамках данного подхода наблюдаемые временные ряды y_t рассматриваются как сумма циклической компоненты c_t и компоненты тренда g_t : $y_t = c_t + g_t$. Мерой гладкости компоненты тренда, g_t , согласно [Hodrick, Prescott, 1997], будет сумма квадратов разностей второго порядка временного ряда g_t , c_t представляет собой отклонения временного ряда от g_t . Предполагается, что за длительный период времени среднее значение этого ряда близко к нулю. Соответственно, задача минимизации выглядит следующим образом:

$$\min_{\{g_t\}} \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\} \quad (19)$$

В такой записи второе слагаемое представляет собой изменение тренда, а λ является относительным штрафом такого изменения. Наибольшая неопределенность этого метода связана с выбором λ . Если параметр очень мал, то на выходе получится практически исходный ряд, если же он чрезмерно высок, то в результате ряд потенциального ВВП будет иметь постоянный линейный тренд.

Выбор значения параметра λ

Все данные¹, анализируемые в статье [Hodrick, Prescott, 1997], за исключением процентных ставок, выражены в натуральных логарифмах. Таким образом, разность $(g_t - g_{t-1})$ соответствует темпу роста. Темп роста производительности рабочей силы, с которым, согласно [McCarthy, 1978], в основном связан темп роста ВВП, менялся значительно за рассматриваемый авторами период 1950–1979 гг. Часть этих изменений связана с изменением соотношения капитала и рабочей силы, а также с изменением состава рабочей силы. Но, как показано в [McCarthy, 1978], значительная и изменчивая необъясненная компонента остается даже после коррекции рассматриваемой модели. Таким образом, начальное предположение о постоянстве темпа роста ВВП за рассматриваемый тридцатилетний период необоснованно, и применение фильтра может привести к некорректному результату. Соответственно, параметр гладкости λ не может быть равным бесконечности.

В целях выбора значения λ в работе [Hodrick, Prescott, 1997] предлагается воспользоваться следующей вероятностной моделью. Если циклическая компонента и разности второго порядка компоненты роста были бы одинаково и независимо распределенными нормальными величинами с нулевым средним и с дисперсиями σ_1^2 и σ_2^2 , то условное ожидание g_t равнялось бы решению нашей задачи при параметре $\lambda = \sigma_1^2 / \sigma_2^2$. В [Hodrick, Prescott, 1997] предполагается, что 5%-я циклическая компонента умеренно большая, как и квартальное изменение темпа роста ВВП, равное 0,125%. Из этого следует, что $\lambda = (5 / (0,125))^2 = 1600$.

Для проверки чувствительности результаты применения фильтра относительно выбранного параметра гладкости в своих расчетах авторы использовали различные значения λ . Ими было показано, что значения среднеквадратичного отклонения, а также автокорреляции циклической компоненты не сильно меняются при его увеличении или уменьшении в 4 раза, тогда как при значении параметра гладкости, равном бесконечности, эти значения изменяются достаточно сильно. Соответственно, для сезонных данных в работе предложен параметр $\lambda = 1600$, однако его выбор является достаточно произвольным и имеет значение в рамках процедуры сглаживания ряда.

¹ Данные Wharton Economic Forecasting Association Quarterly Data Bank.

Для годовых данных в ряде статей считается разумным использовать значение 100 или 400. Например, в [Baskus, Kehoe, 1992] авторы использовали значение 100 для оценки международных бизнес-циклов. В статье [Baxter, King, 1999] был произведен сравнительный анализ результатов применения полосового фильтра (при $K = 3$ и $K = 6$), пропускающего компоненты с периодами от 2 до 8 лет и результаты применения фильтра Ходрика–Прескотта при различных параметрах гладкости. Авторами было показано, что при $\lambda=10$ (для квартальных данных) фильтр Ходрика–Прескотта дает результаты, очень похожие на high-pass-фильтр, однако при значениях 100 и 400 результаты существенно отличаются от полосового фильтра. Аналогично квартальным данным [Baxter, King, 1999] рекомендуют выбрасывать из рассмотрения первые и последние три года данных при годовых данных, даже если выбрано значение $\lambda=10$.

11-периодный фильтр Хендерсона [Henderson, 1916]. Представляет собой двусторонний фильтр нижних частот, используемый в семействе методов сезонного сглаживания X-11 (таких как американский Census X-11, X-11-ARIMA Канадского статистического агентства и американский Census X-12-ARIMA) в целях выделения трендовой и циклической компонент.

В программной среде Econometric Views заложен метод сезонной корректировки временных рядов Census X12 на базе вышеописанного фильтра Хендерсона. В основе данного метода лежит представление временного ряда состоящим из четырех компонент: сезонной, тренда, циклической и случайной, нерегулярной компоненты или флуктуации¹. Разница между тренд-циклической и сезонной компонентами состоит в наличии регулярной периодичности в сезонной компоненте, тогда как циклические факторы обычно имеют более длительный эффект, меняющийся от цикла к циклу. Можно отметить два основных способа выделения четырех компонент временного ряда: *аддитивный* и *мультипликативный*²:

Аддитивная модель

$$X_t = TC_t + S_t + I_t \quad (20)$$

¹ В методе Census I тренд и циклическую компоненту обычно объединяют в одну тренд-циклическую компоненту.

² Следует отметить, что применение этих двух способов приводит к практически идентичным результатам.

Мультипликативная модель

$$X_t = T_t * C_t * S_t * I_t \quad (21)$$

где X_t обозначает значение временного ряда в момент времени t ,

TC_t – тренд – циклическая компонента в момент времени t ,

T_t – трендовая компонента в момент времени t ,

C_t – циклическая компонента в момент времени t ,

S_t – сезонная компонента в момент времени t ,

I_t – случайная компонента в момент времени t .

Заметим, что данный фильтр в настоящее время используется Австралийским статистическим бюро применительно к рыночной многофакторной производительности (подробнее см. [Zhang, Conn, 2007]).

Метод Бевериджа–Нельсона ([Beveridge, Nelson, 1981]). В рамках данного метода предполагается, что аппроксимацией временного ряда является ARIMA($p, 1, q$)-модель, и производится декомпозиция временного ряда на тренд и циклическую составляющую при некоторых ограничениях. Поскольку тренд является стохастическим процессом, трендовая компонента, полученная при помощи метода Бевериджа–Нельсона, необязательно оказывается сглаженной. Кроме того, описанный подход относит большую часть дисперсии ряда на дисперсию тренда, тогда как циклическая компонента является небольшой и содержит шумы.

Модель ненаблюдаемых компонент (см., например, [Harvey, Jaeger, 1993]). Данный подход предполагает, что временной ряд (y_t) состоит из трендовой (μ_t), циклической (c_t) и нерегулярной компонент (ε_t), т.е.:

$$y_t = \mu_t + c_t + \varepsilon_t \quad (22)$$

где $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ (т.е. являются нормальными, одинаково распределенными).

Эти три ненаблюдаемые в реальности компоненты могут быть получены путем наложения некоторых ограничений на процессы тренда и цикла, а именно:

тренд представляет собой локальный линейный тренд, определенный как

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (23)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2) \quad (24)$$

где μ_t и β_t – тренд и наклон с независимыми между собой, нормальными белыми шумами η_t и ζ_t (σ_η^2 и σ_ζ^2 – их дисперсии соответственно),

случайная циклическая компонента определена в следующем виде:

$$\begin{pmatrix} c_t \\ c_t^* \end{pmatrix} = \rho \begin{pmatrix} \cos y_c & \sin y_c \\ \sin y_c & \cos y_c \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c_{t-1} \\ c_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \chi_t \\ \chi_t^* \end{pmatrix}, \quad (25)$$

где ρ – смягчающий параметр, такой что $0 \leq \rho \leq 1$, y_c – частота цикла в радианах, χ_t и χ_t^* оба являются независимыми $NID(0, \sigma_\chi^2)$. Нерегулярные компоненты являются $NID(0, \sigma_\epsilon^2)$, и нарушения во всех трех компонентах считаются независимыми друг от друга.

Из модели ненаблюдаемых компонент при помощи фильтра Калмана может быть выделен сглаженный тренд.

Фильтр Калмана ([Kalman, 1960]). Представляет собой рекурсивную процедуру, которая в сочетании с методом максимального правдоподобия может быть использована для получения оптимальных оценок ненаблюдаемых переменных, при условии, что они присутствуют в качестве объясняющих переменных в модели, которая может быть представлена в «форме пространства состояний». Представление в виде пространства состояний состоит из *уравнений измерения*, выражающих наблюдаемые, или *сигнальные, переменные* как функции от ненаблюдаемых, или *переменных состояния*, а также некоторых *уравнений перехода*, описывающих траекторию ненаблюдаемых переменных.

Уравнение измерения может выглядеть следующим образом:

$$Y_t = zA_t + dX_t + e_t, e_t \sim N(0, H), \quad (26)$$

где Y – вектор наблюдаемых переменных, X – вектор экзогенных переменных, A – вектор ненаблюдаемых переменных, z и d – векторы параметров и e – остатки с матрицей вариации/ковариации H .

Уравнение перехода:

$$A_t = TA_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim N(0, Q), \quad (27)$$

где T – вектор параметров и v – остатки с матрицей вариации/ковариации Q .

В упомянутом исследовании [Zhang, Conn, 2007] приведенные выше методы фильтрации объединены в первую группу методик, используемых в целях выделения стационарной компоненты временных рядов. При этом авторы отмечают, что полученные результаты являются чувствительными по отношению к выбранной методике, которая не всегда может адекватно отразить временную структуру ряда (к аналогичному результату пришел в своей работе [Canova, 1998]).

Во вторую группу [Zhang, Conn, 2007] включают модели выделения сигналов. Данная методика позволяет подогнать конкретную модель к данным, во-первых, в целях аппроксимации процесса порождения данных исследуемого временного ряда, а затем – получения набора предполагаемых структур весов для выделения тренда. Примерами таких моделей могут быть модель ненаблюдаемых компонент и модель Бевериджа–Нельсона. Авторы статьи отмечают, что модели выделения сигналов являются очень чувствительными в отношении пригодности спецификации модели для описания процесса порождения данных, что может привести исследователей к неожиданному результату в случае неправильной спецификации модели. При этом следует отметить, что две вышеописанные группы методик являются тесно связанными между собой и могут использоваться как эквивалентные интерпретации друг друга.

Работа [Dias, Dias, Evans, 2004] предлагает альтернативную вышеописанным традиционным методикам технику сглаживания временных рядов в рамках рекурсивной процедуры Монте-Карло. Этот подход подразумевает, что во временном ряду может быть более одного структурного сдвига в коэффициентах тренда или константы. При этом фильтр Ходрика–Прескотта не позволяет идентифицировать эти структурные сдвиги в целях анализа цикли-

ческой компоненты ряда. В отличие от данного фильтра, в рамках методики, предлагаемой [Dias, Dias, Evans, 2004], выделяются следующие компоненты временного ряда: детерминистический тренд, стохастический тренд, циклическая и случайная (нерегулярная) компоненты. При этом циклическая компонента представлена в виде суммы стандартного отклонения остатков и их среднего значения. Кроме того, в анализ вводятся думми-переменные для учета структурных сдвигов. Вышеописанная методика была применена авторами в целях сглаживания временного ряда ВВП Бразилии (квартальные данные с 1980 по 1999 г.).

2.4. Критерии выбора различных методов оценки потенциального ВВП

Некоторые из критериев для выбора предпочтительного метода для оценки потенциального ВВП являются «универсальными», в то время как другие критерии зависят от политических целей, ради которых производится оценивание. Первая группа критериев включает соответствие экономической теории, последовательность в течение различных периодов времени, точность оценок и прозрачность.

Соответствие экономической теории необходимо для того, чтобы иметь некоторые основания полагать, что метод, который хорошо работал при одних обстоятельствах, будет продолжать работать при других обстоятельствах. В этом смысле критерий согласованности с экономической теорией связан с критерием согласованности во времени в течение нескольких временных периодов. Оба типа согласованности влияют на степень доверия к методу оценки потенциального ВВП. Те подходы, которые приводят к существенно разным результатам в зависимости от размера периода выборки, считаются ненадежными и не должны использоваться при принятии важных политических решений, имеющих долгосрочные последствия. Особенно важным вопросом в данном случае является чувствительность метода к наблюдениям в конце выборки, когда принимается большинство стратегических решений. Политика, основанная на оценке разрыва в выпуске, которая должна быть существенно пересмотрена при появлении новой информации, как правило, является некорректной. Другое важное экономическое соображение, накладывающее ограничение на приемлемость метода, заключается в том, что потенциальный ВВП представляет собой долгосрочный потенциал экономики. Эта точка зрения предполага-

ет, что производственный разрыв должен быть стационарным временным рядом.

Вышеназванные критерии тесно связаны с критерием точности оценки. Оценки, которые являются весьма неопределенными или степень надежности которых не может быть установлена, не могут быть ориентирами при разработке политики. Следует отметить, что некоторые методы приводят к различной точности оценок в середине и в конце периода выборки.

Критерий прозрачности означает, что основные предпосылки метода могут быть сравнительно легко объяснены на интуитивном уровне, а соответствующие переменные оцениваются таким способом, который, в принципе, может быть воспроизведен при помощи другого подхода. В противном случае степень доверия к полученным оценкам будет ниже.

Приведенные выше критерии являются «универсальными», хотя они могут иметь разную ценность для разных пользователей (например, проблема потери конечных наблюдений выборки более важна для политиков, сосредоточенных на относительно краткосрочных проблемах, чем для тех, кто больше озабочен долгосрочными последствиями оценок). Кроме того, весьма важным при выборе того или иного метода представляется вопрос о том, какие требования предъявляются к рядам данных. Подходы, которые могут быть легко реализованы в странах с надежной статистической базой, содержащих относительно длительные ряды данных, не могут быть применены в странах с более слабыми возможностями по сбору данных и особенно в тех странах, в которых данные недостаточно сопоставимы в долгосрочном периоде. Кроме того, подходы, для реализации которых необходимы данные, доступные только с большой задержкой, не могут быть использованы при принятии многих политических решений. Требования к данным у различных методов оценки особенно важны для международных организаций, которым необходимы сопоставимые данные по разным странам с различной возможностью сбора данных, а также для политиков, ведущих постоянный мониторинг экономики и нуждающихся в легко обновляемых оценках.

Очевидно, что ни один метод не имеет абсолютного преимущества во всех областях политики и по соответствию всем указанным выше критериям. Задача для каждого конкретного пользователя, как правило, заключается в выборе метода, который имеет преимущества в областях, наиболее важных для этого пользователя, и в то же время достаточно универсален. Далее мы кратко проанали-

зируем некоторые методы оценки потенциального ВВП и производственного разрыва с точки зрения описанных выше критериев.

2.4.1. Согласованность с экономической и статистической теориями

Использование методов, при которых потенциальный ВВП считается детерминированным, а экономические колебания происходят в основном со стороны спроса (одним из примеров таких методов является выделение линейного тренда), приводит, скорее, к нестационарным оценкам разрыва в выпуске. В связи с этим данные методы также противоречат принятым в экспертном сообществе взглядам, что случайные технологические шоки со стороны предложения являются важным фактором изменений потенциального ВВП. Кроме того, такие методы, как HP-фильтр, предполагающие, что производственный разрыв является белым шумом, противоречат общепринятой точке зрения и историческим данным о довольно высокой устойчивости разрыва. С помощью более сложных методов, таких как многомерный подход фильтра Калмана, можно задать широкий спектр рядов потенциального объема производства и разрыва в выпуске, и такие методы легче соотнести с представлениями экономической теории.

В рамках большинства двусторонних фильтров (например, фильтры, которые для оценки потенциального ВВП используют данные как за прошедший, так и за будущий периоды) затруднительно генерировать неожиданные разрывы в потенциальном ВВП, которые могли бы иметь место при значимости случайных технологических шоков.

Существенным недостатком всех одномерных методов с точки зрения экономической теории является то, что они не учитывают взаимосвязи и взаимозависимости экономических процессов. Этот недостаток может быть даже у методов, в основе которых лежат фундаментальные представления экономической теории. Так, оценки производства на основе подхода производственной функции при использовании одномерных фильтров абстрагируются от взаимосвязи безработицы и разрыва в выпуске. Использование многомерных фильтров, таких как многомерный фильтр Ходрика–Прескотта, не решает данную проблему в связи с тем, что способ вовлечения в оценку экономической информации в рамках данного фильтра (например, закон Оукена и кривая Филлипса) зависит от произвольно заданных весов различных переменных.

С этой точки зрения, преимущество имеют подходы, которыми можно оценить потенциальный объем производства и NAIRU одновременно. К таким подходам относятся многомерные модели ненаблюдаемых компонент и фильтр Калмана.

Еще одним аспектом критерия соответствия метода оценки потенциального ВВП экономической теории является ответ на вопрос, согласуется ли длина экономического цикла, заложенная в оценке производственного разрыва, с общепринятой. Самой большой проблемой для некоторых подходов является то, что полученные с их помощью оценки длины цикла в значительной степени зависят от гладкости параметров, используемых при оценке (например, параметр λ в HP-фильтре или параметр K – в фильтре Бакстера–Кинга (полосовом фильтре)). В целом следует отметить, что исключительно статистические подходы предполагают относительно короткие циклы, в то время как подходы, основанные на экономической теории, как правило, позволяют получить стабильные оценки разрыва в выпуске и, следовательно, более длительные циклы.

2.4.2. Точность и стабильность оценок

Механические и, в частности, одномерные фильтры оказываются сильно чувствительными к периоду оценивания, и, следовательно, полученные с их помощью результаты требуют существенной коррекции. В [Orphanides, van Norden, 2002] показано, что для одномерных и многомерных фильтров масштаб коррекции значений производственного разрыва в США может быть сопоставим с величиной самого разрыва, причем эта процедура проводится регулярно. Кроме того, коррекция значений демонстрирует «распространенную ненадежность оценок, полученных при потере конечных наблюдений выборки (end-of-sample estimates)» (см. [Orphanides, van Norden, 2002]), а также неопределенность относительно параметров модели, а не просто коррекция данных (хотя последнее тоже важно). В работах [Cayen, van Norden, 2005] и [van Norden, 2004] были получены аналогичные результаты для Канады и еврозоны соответственно. В отличие от этих выводов, [Camba-Mendes, Rodriguez-Palenzuela, 2003] обнаружили, что модели многомерного фильтра Калмана для разрыва производства, а также многомерные подходы Бевериджа–Нельсона или структурной VAR иллюстрируют небольшие изменения между оценками разрыва в режиме реального времени и окончательными оценками для еврозоны и США. Кроме того, масштаб коррекции может быть сокращен путем

введения соответствующей экономической информации. [*Planas, Rossi, 2000*] показали, что введение информации об инфляции повышает точность оценки потенциального объема производства в режиме реального времени.

Вероятность необходимости коррекции тесно связана со степенью точности оценок. Знание точности необходимо для определения степени значимости оценки. В отличие от многих других методов, применение фильтра Калмана был оправданно благодаря его способности давать дополнительную информацию о неопределенности оценок.

2.4.3. Прозрачность

Несмотря на то что некоторые из перечисленных выше методов оценки потенциального ВВП, безусловно, проще и интуитивно понятнее, чем другие, все эти подходы несут некую долю неопределенности. Сложность каждого подхода заключается обычно в деталях. Как правило, статистические методы считаются более прозрачными, чем экономические, поскольку содержат только ограниченный набор информации. Однако оценки, полученные на базе статистических методов, также сильно зависят от технических предположений, которые часто являются произвольными (введенными для каждого конкретного случая) и не всегда четко экономически аргументированы. Примером таких предположений являются уже упомянутые выше параметры для выбора фильтров Ходрика–Прескотта и Бакстера–Кинга и весов, используемых в НРМВ-фильтре для ввода экономической информации. Другим примером может быть выбор параметра гладкости (так называемое соотношение сигнал–шум) при оценивании фильтром Калмана. Можно предположить, что подход производственной функции является более прозрачным, так как для оценок, полученных на базе данного метода, проще подобрать экономическое обоснование. На практике, однако, подход производственной функции часто является гибридным, поскольку оценки затрат факторов производства получают при помощи одномерных фильтров, в частности, НР-фильтра. Более того, метод производственной функции зависит от конкретных характеристик производственной функции (например, Кобба–Дугласа и CES), а также оценки TFP, которые являются спорными.

2.4.4. Требования к информации

Оценка исключительно статистическими (т.е. одномерными) методами требует значительно меньше информации по сравнению

с экономическими, так как они (статистические методы) используют только ряд ВВП. Среди экономических методов многомерный фильтр, по-видимому, требует меньше данных, чем полная структурная модель, так как при многомерных фильтрах обычно добавляется не более трех уравнений в фильтр. С учетом степени доступности данных в развитых и в некоторых развивающихся странах, в настоящее время информационные требования не являются столь важным ограничением, как это было несколько десятилетий назад. Тем не менее по-прежнему важно ограничить количество данных, необходимых для сохранения управляемости, сопоставимости и прозрачности процедуры оценки, в частности, в контексте межстрановых оценок. Данный критерий также является значимым для некоторых стран, по которым все еще нет достаточно длинного ряда надежных экономических данных (например, страны Восточной Европы, бывшие советские республики, а также многие развивающиеся страны).

2.4.5. Проблема потери конечных наблюдений выборки (end-of-sample)

Как указывалось выше, проблема потери конечных наблюдений выборки является характерной чертой двусторонних фильтров, которые используют будущие данные для оценки текущего потенциального объема производства. Вблизи конечных наблюдений выборки доступно меньше информации о продолжительности шоков, в результате чего результаты разложения данных на трендовую и циклическую составляющие оказываются менее надежными. В отличие от методов, которые используют только данные прошедших периодов, такие как декомпозиция Бевериджа–Нельсона, структурные VAR-модели и подходы производственной функции не имеют подобной проблемой, за исключением надежности в целом самых последних данных.

В семействе двусторонних фильтров фильтр Ходрика–Прескотта был подвергнут резкой критике за серьезные проблемы конца выборки. В [Baxter, King, 1999] показано, что вблизи конечной точки (особенно последние 3–4 наблюдения) НР-фильтр не только удаляет низкочастотные циклы, которые он и должен удалять, но и имеет тенденцию недооценивать циклы с более высокими частотами. Наиболее популярное решение этой проблемы заключается в расширении набора используемых прогнозных данных. Однако для методик, применяемых на определенном количестве полных циклов, возникает вопрос о числе периодов, которые

должны быть добавлены для завершения текущего цикла (скорее всего, для решения проблемы конца выборки в НР-фильтр должны быть добавлены прогнозные данные за 4 года). Более того, прогнозные значения будут влиять на полученные оценки (особенно в двусторонних фильтрах) с риском того, что фильтр будет воспроизводить предпосылки о прогнозных данных вместо предоставления дополнительной информации. На практике оказывается, что в целом прогнозы, как правило, предсказывают среднесрочный экономический рост, близкий к историческим средним. В результате использование таких прогнозов может привести к серьезным ошибкам при принятии решений на их основе. На этом фоне более предпочтительными являются односторонние фильтры, для которых проблема потери конечных наблюдений не стоит.

2.4.6. Сравнение результатов, полученных разными методами оценки потенциального ВВП

Большое разнообразие методов оценки потенциального ВВП, перечисленных выше, может считаться учеными-исследователями как преимущество, однако это создает проблемы для разработчиков политики, за исключением случаев, когда различные методы дают схожие результаты. Согласно [Cotis, Elmeskov, Mourougane, 2004], соотношение между результатами различных исследований, как правило, составляет около 0,7–0,9. Это отражает тот факт, что знаки величин производственных разрывов, оцененных разными методами, как правило, одинаковые. Тем не менее размер этого разрыва может существенно различаться в зависимости от подхода, используемого для его оценки. Неудивительно, что методологически схожие подходы (например, различные полосовые фильтры) порождают близкие результаты. В среднем методы не противоречат друг другу с точки зрения знака производственного разрыва [Chagny, Döpke, 2001]. Тем не менее размеры оцененного разрыва в выпуске иногда заметно отличаются.

В дополнение к своим статистическим свойствам методы оценки производственного разрыва могут быть проанализированы в свете их связи с другими показателями в целях проверки того, дают ли различные меры одинаковую картину делового цикла. Например, разрыв в выпуске можно сравнить с загрузкой производственных мощностей или с данными обследований. В целом исследования показывают, что большинство методов дают оценки разрыва в выпуске, положительно коррелирующие с другими показателями [Mc Morrow, Röger, 2001; Camba-Mendes, Rodriguez-Palenzuela,

2003]. Исключениями являются структурные VAR-модели, которые не всегда демонстрируют положительную корреляцию с другими индикаторами делового цикла. Среди статистических методов подход HP-фильтра к оценке разрыва имеет более высокую корреляцию с загрузкой производственных мощностей, чем методы, основанные на линейном тренде [Mc Morrow Röger, 2001]. Те же авторы считают, что оценки, основанные на подходе производственной функции, более тесно связаны с другими показателями экономической активности, чем оценка, полученная при помощи HP-фильтра, хотя в большинстве случаев разница не является статистически значимой.

В [Rennison, 2003] анализируется точность некоторых альтернативных подходов к оценке разрыва в выпуске с использованием метода симуляций Монте-Карло. Ограничивая анализ до HP, НРМV-фильтров и структурных VAR, автор считает, что сочетание НРМV-фильтра и структурных VAR обычно приводит к более эффективной оценке разрыва в конце выборки и в большинстве случаев к оценкам, которые наиболее сильно коррелируют с истинным производственным разрывом.

2.4.7. Методы, используемые правительствами и другими политиками

Учитывая существенную зависимость размера потенциального ВВП и производственного разрыва от используемого методологического подхода, политики должны обратить внимание на подход, используемый для получения оценок этих показателей¹. Это особенно важно для координации макроэкономической политики, проводимой национальными ведомствами и международными организациями, если эта политика основана, по крайней мере, частично на оценках потенциального ВВП. Очевидно, что в целях сопоставимости оценок потенциального ВВП в разных странах или во времени следует использовать аналогичные или даже идентичные методы. В последнее время наблюдается значительное сближение методологий, используемых различными международными организациями и ведомствами крупнейших экономик. ОЭСР, ЕС и в некоторой степени МВФ приняли метод производственной функции для оценки потенциального ВВП и разрыва в выпуске для своих стран-членов. ОЭСР оценивает потенциальный объем производства и разрыв в выпуске для стран-членов в контексте своего двухлетнего эконо-

¹ Значительная часть дискуссии в данном параграфе основана на работе [Cotis et al., 2004].

мического прогноза. Методология производственной функции, используемая ОЭСР, базируется на спецификации Кобба–Дугласа для производственной функции¹. Подход ОЭСР является гибридным в том смысле, что он опирается одновременно и на экономические взаимосвязи, такие как кривая Филлипса – для оценки NAIRU (см. [Richardson et al., 2000]), и на одномерные фильтры (в большинстве случаев – HP-фильтр) – для расчета трендовых долей участия², отработанных часов и совокупной производительности факторов производства³. Кроме того, трендовые показатели, которые входят в формулу расчета потенциального ВВП, могут уточняться по усмотрению ведомств стран. Итоговый производственный разрыв, как правило, хорошо коррелирует с разрывом, порожденным HP-фильтром (корреляция близка к 0,9 для всех стран G7, за исключением Германии, для которой она составляет всего лишь 0,4). Потенциальный ВВП и разрыв в выпуске используются для вычисления фискальных переменных с поправкой на циклы для оценки фискальной политики. Оцененные NAIRU и потенциальные ВВП используются также для ex-post оценки влияния прошедших структурных реформ.

Комиссия ЕС также использует метод производственной функции для оценки потенциального объема производства. Производственная функция здесь также имеет форму Кобба–Дугласа. Тем не менее ЕС использует несколько иной метод оценки СФП, чем ОЭСР. В частности, ЕС применяет двумерный фильтр Калмана, моделирующий взаимосвязь между циклической СФП и уровнем загрузки производственных мощностей в экономике. Кроме того, ЕС использует NAWRU вместо NAIRU (см. [D'Auria et al., 2010]).

¹ Методология ОЭСР описана в [Giorno et al., 1995] и будет подробнее рассмотрена далее в работе. Авторами используется стандартная форма функции Кобба–Дугласа $\ln(Y) = \ln(A) + \alpha \ln(L) + (1 - \alpha) \ln(K) + \ln(E)$, где L , K , E и α являются соответственно константой, затратами труда, затратами капитала, СФП и средней долей труда затрат труда в выпуске. [Cotis et al., 2004], однако, утверждают, что в ОЭСР используется спецификация Кобба–Дугласа с нейтральным по Харроду техническим прогрессом. Кроме того, одним исключением в ОЭСР является Япония, для которой используется функция CES, поскольку предположения спецификации Кобба–Дугласа оказались непригодными для статистических данных.

² Доля экономически активного населения, другими словами, число работающих, безработных и лиц, ищущих работу, по отношению к остальному населению данной возрастной группы (от англ. labor force participation rate).

³ В ОЭСР используются многомерный HP-фильтр и фильтр Калмана для оценки кривой Филлипса и NAIRU. Отметим, что в 1990-х гг. ОЭСР использовался не NAIRU, а NAWRU (не ускоряющий заработную плату уровень безработицы). В основе концепции NAWRU лежит темп инфляции (цен), который не ускоряет инфляцию заработной платы.

Методология ЕС более подробно описана в Приложении 1. Потенциальный ВВП применяется ЕС в целях оценки влияния структурных реформ на рынки товаров и труда, а также для анализа структурных изменений в экономике.

Как уже отмечалось ранее, ни у МВФ, ни у ЕЦБ нет «официального» способа вычисления потенциального объема производства. В случае МВФ руководство каждой страны выбирает тот метод, который больше соответствует ситуации в стране. Отсутствие единой методологии может быть связано с тем, что МВФ должен контролировать очень неоднородные страны с существенными различиями в отношении охвата и качества экономических данных. По большей части, однако, подход МВФ основан на методе производственной функции, но с основными предпосылками, варьирующими для разных стран. Заметным исключением являются США, для которых применяется набор методов, включая сплит временной тренд (*split time trend*)¹, а также НР-фильтр, полосовой фильтр и метод производственной функции. В дополнение к использованию оценок потенциального ВВП в наблюдательных целях эти оценки, в частности, используются МВФ для анализа структурных тенденций (например, развитие секторов экономики) или влияния определенных шоков предложения (например, террористических актов в США). ЕЦБ до сих пор не опубликовано ни одной оценки потенциального объема производства в еврозоне. При расчете эталонного значения для роста денежной массы, ЕЦБ рассматривает несколько оценок потенциального ВВП, в том числе полученных международными организациями, при этом акцент не делает ни на одной из них. Тем не менее ЕЦБ используется трендовые значения различных макроэкономических показателей, полученные через НР-фильтр, при расчете баланса бюджета с циклической корректировкой.

Кроме того, исследователи в МВФ и ОЭСР используют различные методы для оценки потенциального ВВП в разных странах (например, [*Benes et al., 2010; Konuki, 2008*] для МВФ и [*Furceri, Mourougane, 2009*] для ОЭСР), но эти оценки не имеют официального статуса. Отметим, что и [*Benes et al., 2010*], и [*Furceri, Mourougane, 2009*] обнаружили, что кризисы в целом и последний финансово-экономический кризис в частности оказывают сильное негативное влияние на потенциальный ВВП. Иными словами, воздействие кризиса на потенциальный ВВП экономики носит долго-

¹ Подробнее о данном методе см. в Приложении 1, а также в работе [*Giorno et al., 1995*].

срочный характер. Таким образом, в [Furceri, Mourougane, 2009] показано, что «возникновение финансового кризиса отрицательно и постоянно влияет на потенциальный объем производства. В частности, считается, что финансовый кризис снижает потенциальный объем производства в среднем примерно от 1,5 до 2,4%. Величина этого эффекта возрастает по мере роста тяжести кризиса. Наличие глубокого кризиса приводит к уменьшению потенциального объема производства почти на 4%».

Бюджетный конгресс США (CBO – Congress Budget Office) для оценки потенциального ВВП использует подход производственной функции¹, а специалисты по бюджету Канады (PBO – Parliamentary Budget Office) – гибридный подход, основанный на оценке производительности труда².

* * *

Как показано выше, для оценки потенциального ВВП могут быть использованы различные статистические методы. Тем не менее применение фильтров для разложения макроэкономических показателей в России на составляющие нецелесообразно ввиду короткого ряда имеющихся статистических данных [Казакова, 2009]. Кроме того, в связи с наличием в России на данный момент только одного полного цикла экономического развития (по нашим оценкам, с 1999 по 2009 г.), в настоящей работе в основном будут изучаться не циклические колебания экономики, а колебания, связанные с изменением мировых цен на нефть.

¹ См. [CBO, 2001].

² См. [Barnett, Matier, 2010].

Глава 3. Методология разложения макроэкономических показателей на структурную, внешнеторговую и конъюнктурную составляющие

3.1. Методика оценки потенциального (структурного) ВВП, используемая ОЭСР

Для оценки совокупной факторной производительности, потенциального ВВП и разрыва в выпуске экономическим департаментом ОЭСР применяется метод производственной функции. В основе этого метода лежит лог-линейное уравнение добавленной стоимости, затрат труда, капитала и совокупной факторной производительности. При наличии оценки средней доли труда и капитала в ВВП (коэффициенты при логарифмах переменных затрат труда и капитала) рассчитывается совокупная факторная производительность, которая в дальнейшем сглаживается при помощи фильтра Ходрика–Прескотта в целях получения трендовой или «потенциальной» факторной производительности. Затем последняя снова подставляется в производственную функцию наряду с фактическим запасом капитала и оцененным «потенциальным» уровнем безработицы (на основе полученного ранее уровня безработицы NAIRU), откуда находится логарифм выпуска предпринимательского сектора, который и считается потенциальным. Потенциальный выпуск экономики в целом в итоге рассчитывается путем прибавления реальной добавленной стоимости сектора государственного управления к потенциальному выпуску предпринимательского сектора (потенциальный выпуск сектора государственного управления считается равным текущей добавленной стоимости этого сектора).

Таким образом, в соответствии с данной методикой потенциальным считается ВВП, очищенный от циклических колебаний. При этом в отличие от фильтров Ходрика–Прескотта, Калмана, полосового (band-pass) фильтра и др., метод производственной функции позволяет оценить величину потенциального ВВП путем выделения вклада факторов производства в темпы экономического роста. Рассмотрим этот метод более подробно (см. также работу [Giorno et al., 1995]). Следует отметить, что термины «структурный» и «потенциальный» мы будем использовать как синонимы ввиду различных вариантов трактовки понятия потенциального ВВП (см. выше).

В основе метода производственной функции лежит уравнение линеаризованной функции Кобба–Дугласа, представляющее собой сумму логарифмов валовой добавленной стоимости (ВДС) предпринимательского сектора, затрат труда, капитала и совокупной факторной производительности:

$$\ln(Y_t) = \ln(E_t) + \alpha \ln(K_t) + (1 - \alpha) \ln(L_t), \quad (28)$$

Или

$$y_t = e_t + \alpha k_t + (1 - \alpha) n_t, \quad (28')$$

где Y – ВДС сектора бизнеса,
 K – капитал в секторе бизнеса,
 L – труд в секторе бизнеса,
 E – СФП,

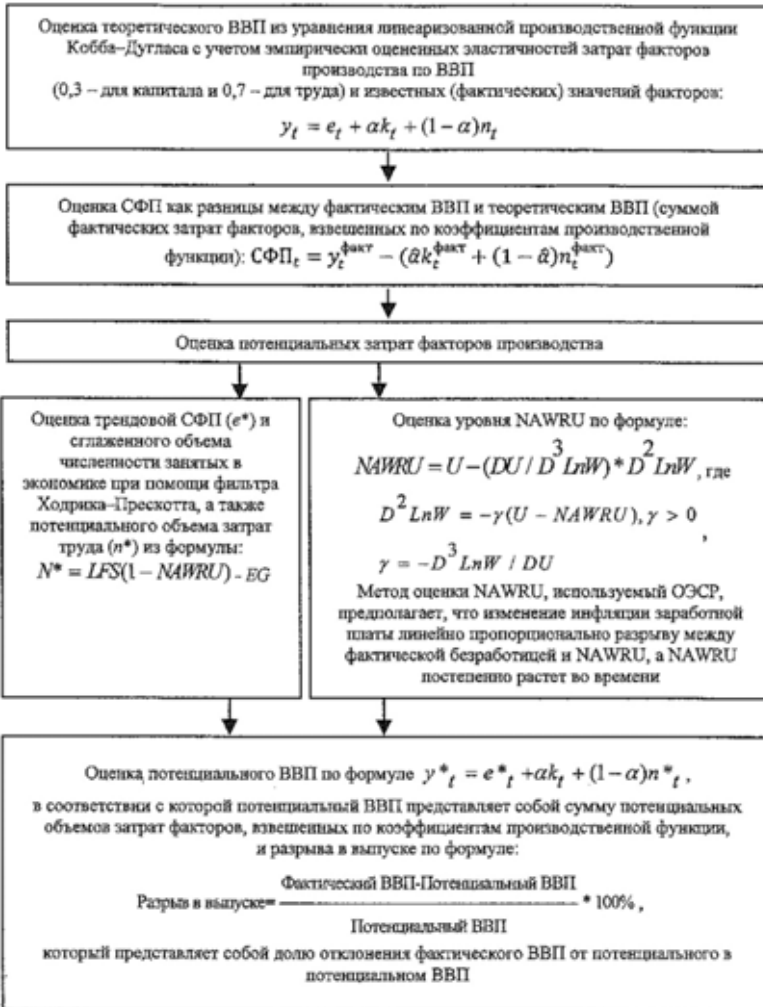
$\alpha = 0,3$ – параметр средней величины доли затрат капитала и, соответственно, $0,7 (1 - \alpha)$ – параметр средней величины доли затрат труда¹.

При данной оценке средней доли труда (коэффициент при логарифме переменной затрат труда) рассчитывается факторная производительность, которая в дальнейшем сглаживается при помощи фильтра Ходрика–Прескотта в целях получения трендовой, или «потенциальной», факторной производительности (e^*).

¹ Данные величины были получены эмпирическим путем применительно к развитым странам (см., например, [De Broek, Koen, 2000; Dolinskaya, 2000]).

Схема 1

Алгоритм разложения ВВП на структурную и конъюнктурную (циклическую) составляющие, используемый ОЭСР



Источник: по материалам [Giorno et al., 1995].

Затем e^* снова подставляется в производственную функцию (28') наряду с фактическим запасом капитала k и оцененным потенциальным объемом труда (на основе полученного ранее уровня

безработицы $NAWRU$) n^* , откуда находится логарифм потенциального выпуска сектора бизнеса:

$$y_t^* = e_t^* + \alpha k_t + (1 - \alpha)n_t^*, \quad (29)$$

где потенциальный уровень занятости сектора бизнеса N^* оценивается из следующего уравнения:

$$N^* = LFS(1 - NAWRU) - EG, \quad (30)$$

где LFS – сглаженный объем занятых в экономике (произведение численности населения в трудоспособном возрасте и трендовой доли участия (т.е. соотношения рабочей силы и численности населения трудоспособного возраста)),

$NAWRU$ – non-accelerating wage rate of unemployment (как отмечается выше, в пункте 2.4.7, также возможно использование $NAIRU$), EG – занятость в государственном секторе.

В итоге, как показано выше, потенциальный выпуск экономики в целом рассчитывается ОЭСР как сумма реальной добавленной стоимости сектора государственного управления и потенциального выпуска сектора бизнеса.

Таким образом, можно сформулировать общий алгоритм выделения структурной и конъюнктурной составляющих ВВП, используемый ОЭСР (см. *схему 1*).

3.2. Методология разложения темпов роста ВВП России на структурную, внешнеторговую и циклическую составляющие

Описанную выше методику ОЭСР выделения структурной и конъюнктурной составляющих макроэкономических показателей следует адаптировать к условиям российской экономики, поскольку данная методика не принимает во внимание тот факт, что экономическое развитие нашей страны в значительной степени обусловлено изменениями условий торговли, в частности, динамикой мировых цен на энергоносители, представляющих важнейшую и одну из самых изменчивых статей российского экспорта. Иными словами, методика, используемая ОЭСР, нуждается в корректировке в целях выделения компоненты темпов экономического роста, объясняемой условиями торговли (алгоритм же ОЭСР позволяет оценить структурную составляющую и выделить конъюнктурную компоненту, включающую циклы и случайные шоки).

В соответствии с логикой наших расчетов **первым этапом** разложения темпа роста ВВП на компоненты является выделение его

структурной составляющей¹. В соответствии с описанной выше методикой ОЭСР базовым уравнением для разложения темпов экономического роста России является линеаризованная производственная функция Кобба–Дугласа, которую в наших расчетах выразим в приростах логарифмов². Данная функция, таким образом, имеет следующий вид:

$$\Delta \ln(Y_t) = \Delta \ln(E_t) + \alpha \Delta \ln(K_t) + (1 - \alpha) \Delta \ln(L_t), \quad (31)$$

где Y – фактический объем ВВП,
 K – фактический объем капитала,
 L – фактический объем труда,
 E – СФП,

α – эластичность затрат капитала по выпуску, предполагается постоянная отдача от масштаба, т.е. $\alpha = 0,3$, а $1 - \alpha = 0,7$ ³.

¹ Методика декомпозиции темпов роста ВВП РФ, а также интерпретация результатов ее применения описаны также в работе [Синельников-Мурылев, Дробышевский, Казакова, 2014] и на сайте Института Гайдара (<http://ier.ru/ru/publikacii/7125/publication.html> и <http://ier.ru/ru/publikacii/category/306.html>).

² Переход к логарифмам основан на одном из ключевых свойств темпа роста, которое заключается в том, что темп роста любой переменной $X(t)$ равен скорости изменения натурального логарифма этой переменной. Иными словами,

$$\frac{X(t)}{X} = \frac{d \ln(X(t))}{dt}, \text{ поскольку } \ln(X) \text{ зависит от } X, \text{ а } X \text{ зависит от времени } t. \text{ Таким}$$

образом, можно записать, что $\frac{d \ln(X(t))}{dt} = \frac{d \ln(X(t))}{dX(t)} \frac{dX(t)}{dt} = \frac{1}{X(t)}$. Рассмотрим

этот переход более подробно применительно к производственной функции Кобба–Дугласа с постоянной отдачей от масштаба, описанной выше. Перепишем уравнение (28³) в следующем виде:

$$\frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} = \alpha * \frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} + (1 - \alpha) * \frac{L_t - L_{t-1}}{L_{t-1}} + \frac{A_t - A_{t-1}}{A_{t-1}} + \varepsilon_t.$$

Исходя из того, что, как показано выше, темп роста любой переменной равен скорости изменения натурального логарифма этой переменной, в данном уравнении

$$\frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} \approx \Delta \ln Y_t, \text{ поскольку } \Delta \ln Y = \ln Y_t - \ln Y_{t-1} = \ln \frac{Y_t}{Y_{t-1}}. \text{ Перепирав выражение}$$

$$\frac{Y_t}{Y_{t-1}}, \text{ получаем } \ln \frac{Y_t}{Y_{t-1}} = \ln(1 + \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}) \approx \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}.$$

³ Следует отметить, что в расчетах нами использовались два варианта оценки эластичностей затрат труда и капитала по выпуску. Первый вариант основан на оцен-

В качестве затрат труда использовался показатель среднегодовой численности занятых в экономике¹. В качестве затрат капитала использовался показатель объема основных фондов РФ, скорректированный на средний по экономике уровень загрузки производственных мощностей по формуле $K^{сkopp} = C * K$, где C – средний уровень загрузки производственных мощностей в промышленности, рассчитанный как взвешенное (по числу видов промышленной продукции в корзине) среднее арифметическое². Данная корректировка объема основных фондов, оценка которого публикуется Росстатом, позволяет исключить из рассмотрения старые фонды, не загруженные или загруженные не полностью, но числящиеся на балансе предприятий, т.е. незначимые как фактор производства, и учесть только тот объем фондов, который в действительности задействован в производстве продукции³. Очевидно, что зависимость между загрузкой производственных мощностей и уровнем выпуска является двусторонней: с одной стороны, уровень загрузки влияет на объем производства, с другой – загрузка мощностей определяет

ках, полученных на базе статистических данных СНС РФ о долях оплаты труда наемных работников (прокси-переменная затрат труда) и валовой прибыли и смешанных доходов (прокси-переменная затрат капитала) в ВВП в среднем за период с 1991 по 2013 г., равных 0,6 и 0,4 соответственно. Второй вариант основан на полученных ранее эмпирическим путем оценках эластичностей затрат труда и капитала для развитых стран (0,7 и 0,3 соответственно, как показано выше). При этом результаты, полученные при использовании первого варианта оценок эластичностей, менее интерпретируемы с экономической точки зрения. Кроме того, использование оценок, основанных на данных СНС России, проблематично ввиду не вполне высокой точности публикуемых статистических данных. Поэтому в дальнейших расчетах нами использовались оценки эластичностей затрат труда и капитала, равные 0,7 и 0,3 соответственно, тем более что они не противоречат данным российской статистики [Бессонов, 2004].

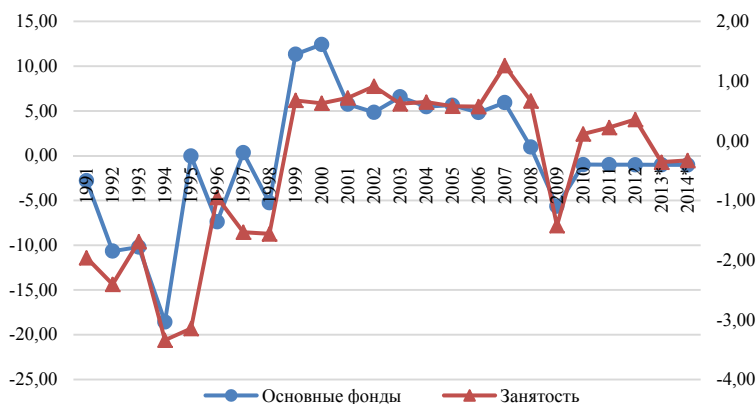
¹ Данные по объемам затрат факторов производства после 2012 г. получены из прогноза социально-экономического развития России МЭР (базовый вариант), см. <http://www.economy.gov.ru/wps/wcm/connect/economylib4/mer/activity/sections/macro/prognoz/indexprognoz>. Отметим, что в расчетах нами использовались фактические и прогнозные данные, которые имелись на момент сдачи текста в редакцию.

² См. [Энтов и др., 2003], а также [Бессонов, 2004].

³ При оценке среднего уровня загрузки производственных мощностей использовались данные, полученные в Лаборатории исследования проблем инфляции и экономического роста НИУ ВШЭ (подробнее о методике такой оценки см. [Бессонов, 2004]). Результаты расчетов, полученные при использовании остальных методов оценки затрат капитала и труда, оказались трудно интерпретируемыми и поэтому в данной работе не приводятся. Такие методы включают: оценку на основе официальных данных о выбытии и обновлении основных фондов или инвестициях, корректировку объема фондов на объем полностью изношенных фондов и степень износа фондов, а также оценку объема основных фондов по видам экономической деятельности, производящим товары, и по виду деятельности «транспорт».

ся самым объемом произведенной продукции. Тем не менее, на наш взгляд, подобная корректировка позволяет получить приближенную оценку объема мощностей, в реальности используемого предприятиями, поскольку включение в фактор капитала оборудования, которое было произведено еще в советское время и которое технологически не может использоваться в современном производстве, представляется не вполне корректным (описание возможных вариантов оценки затрат капитала см. в Приложении 2¹).

Данные по темпу роста, затратам труда и капитала в экономике РФ, использованные нами в дальнейших расчетах, выглядят следующим образом (см. *рис. 1*)².



* Прогноз социально-экономического развития России МЭР.

Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

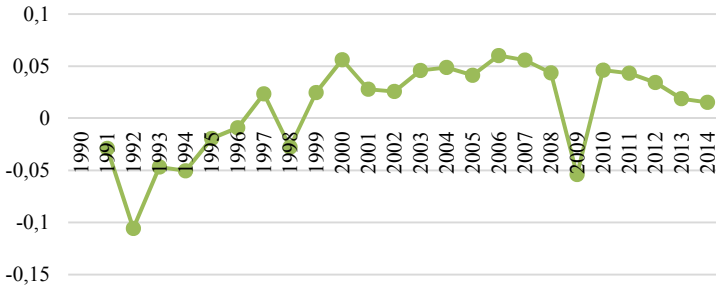
Рис. 1. Темпы прироста среднегодовой численности занятых (затрат труда, правая ось) и объема основных фондов, скорректированного на уровень загрузки производственных мощностей в РФ (% к предыдущему году), 1991–2014 гг.

В соответствии с методикой ОЭСР, описанной выше, показатель темпов роста СФП оценивался как разница между фактическим темпом роста ВВП и его теоретическим значением при подстановке

¹ В Приложении 4 приведены результаты разложения темпов роста ВВП при использовании оценок долей затрат труда и капитала в ВВП, полученных по данным национальных счетов РФ.

² Данные по загрузке производственных мощностей (затраты капитала) и по затратам труда после 2012 г. получены из прогноза МЭР.

в уравнение (31) фактических объемов затрат труда и капитала (см. рис. 2)¹.



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Рис. 2. Темп прироста совокупной факторной производительности в российской экономике (п.п.), 1991–2014 гг.

Из уравнения (31) структурный (или потенциальный) темп роста ВВП ($\Delta \ln Y_t^*$) рассчитывается как теоретическое значение темпов роста ВВП при фактической загрузке производственных мощностей ($\Delta \ln K_t^*$), темпе роста занятости при безработице, соответствующей NAIRU ($\Delta \ln L_t^*$), и темпе роста СФП, сглаженном при помощи фильтра Ходрика–Прескотта):

$$\Delta \ln(Y_t^*) = (1-\alpha)\Delta \ln(L_t^*) + \alpha\Delta \ln(K_t^*) + \Delta \ln(E_t^*) \quad (32)$$

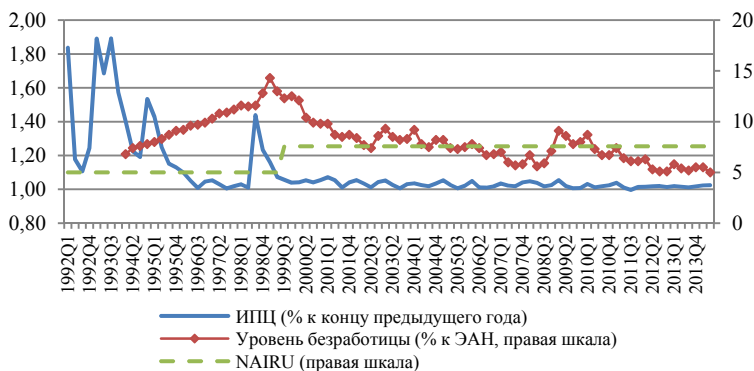
Приведем два замечания относительно потенциальных затрат факторов производства в уравнении (32).

Во-первых, согласно методике ОЭСР, производственные мощности, фактически используемые в экономике, представляют собой потенциально возможный объем капитала. Таким образом, отдельно потенциальный уровень затрат капитала в экономике нами не оценивается.

Во-вторых, с учетом особенностей российского рынка труда уровень NAIRU для периода 1999–2014 гг. рассчитывался как средний уровень безработицы, имеющий место в течение периода, когда происходило устойчивое замедление инфляции (начиная с

¹ Подробная интерпретация полученной оценки СФП в российской экономике в данной работе не приводится, поскольку данная тема требует отдельного исследования.

конца 1999 г. по 2014 г.). Исходя из этой предпосылки уровень NAIRU составил примерно 7,6% (см. рис. 3).



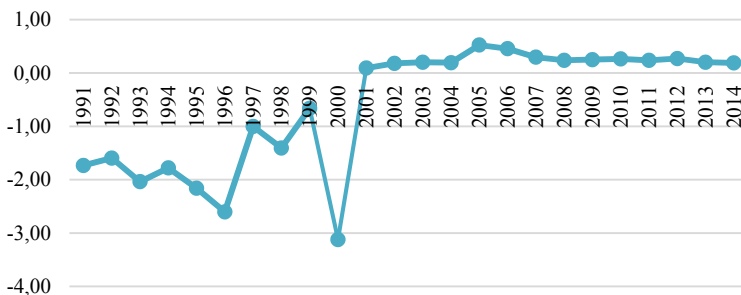
Примечание. Уровень безработицы измеряется в соответствии со стандартами Международной организации труда (МОТ) в % к численности ЭАН.

ЭАН – экономически активное население.

Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

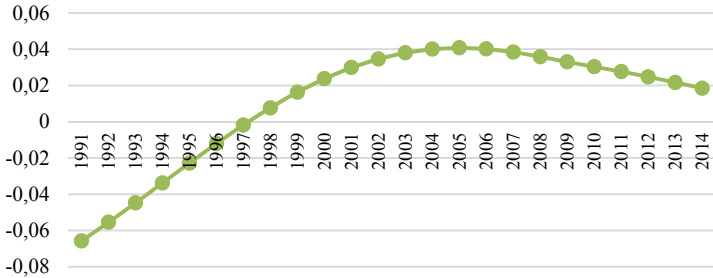
Рис. 3. ИПЦ, уровень безработицы и NAIRU в России, I квартал 1991 г. – II квартал 2014 г.

На рис. 4 и 5 показаны сглаженный (потенциальный) темп роста СФП и темп роста занятости, соответствующий NAIRU (потенциальный), рассчитанный по формуле (30).



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

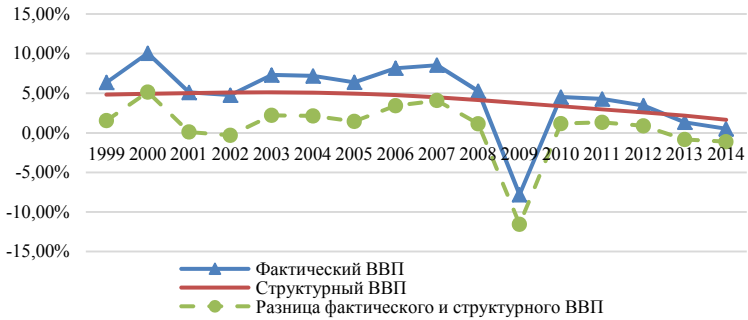
Рис. 4. Темп прироста среднегодовой численности занятых (затрат труда), соответствующий уровню NAIRU (потенциальный) в РФ (% к предыдущему году), 1991–2014 гг.



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Рис. 5. Сглаженный темп прироста совокупной факторной производительности в российской экономике (п.п. к предыдущему году), 1991–2014 гг.

Полученная описанным выше способом структурная составляющая темпов роста российского ВВП была сглажена при помощи фильтра Ходрика–Прескотта в целях устранения колебаний, экономическая интерпретация которых вызывает затруднения. Таким образом, фактический и структурный темпы прироста ВВП России, а также разница между ними («остатки», т.е. темпы прироста ВВП, не объясняемые динамикой фундаментальных факторов¹) представлены на рис. 6.



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Рис. 6. Фактический и структурный темпы прироста ВВП (%), а также разница между ними (п.п.), 1999–2014 гг.

¹ Иными словами, темпы роста ВВП, контролируемые отклонением фактической цены на нефть от среднепогодной.

Вторым этапом разложения темпов роста ВВП РФ является выделение их внешнеторговой составляющей, объясняемой условиями торговли, в частности, динамикой мировых цен на нефть.

Теоретическое обоснование гипотезы о влиянии прироста и уровня цены на нефть на темп роста ВВП включает механизм влияния цен на нефть на темпы экономического роста в долгосрочном (коинтеграционное соотношение) и краткосрочном периоде (модель коррекции ошибок)¹, а также анализ поведения домохозяйств с точки зрения изменения склонности к сбережению и потреблению при временном и постоянном увеличении их дохода (микроэкономический уровень).

Зависимость уровня ВВП от уровня цен на нефть может быть описана при помощи инвестиционного механизма в рамках модели Солоу, который заключается в следующем: улучшение условий торговли вызывает трансферт дохода, который инвестируется, что, соответственно, приводит к наращиванию объема капитала и росту ВВП. В соответствии с данным механизмом уровень цен на нефть определяет объем экспортной выручки (произведение объема добытой нефти Q и цены на нефть P^{oil}) и, соответственно, объем денежного трансферта в экономику, который влияет на уровень ВВП через сбережения. При росте сбережений (инвестиций) растет объем капитала K до тех пор, пока выбытие капитала не становится равным сбережениям. Данный уровень капитала определяет уровень ВВП – уровень, который зависит от численности населения n и технологического прогресса A . В рамках инвестиционного механизма зависимости ВВП от цен на нефть можно допустить возможность того, что не весь дополнительный денежный трансферт, получаемый экономикой при улучшении условий торговли, расходуется на инвестиционные товары. Часть данного трансферта также может быть использована для увеличения своего текущего потребления [Полбин, 2013].

Если выпуск зависит не только от наличия соответствующих объемов труда и капитала, но и от степени их использования, то при увеличении совокупного спроса вследствие улучшения условий торговли (при росте цен на нефть при фиксированном обменном курсе увеличивается объем денежного предложения, что приводит к росту совокупного спроса) увеличивается реальный выпуск. Данная зависимость – это зависимость между уровнем цен на нефть и уровнем ВВП, причем механизм роста совокупного спроса объясняет быст-

¹ Подробнее см. [Казакова, Синельников-Мурылев, 2009].

рый отклик ВВП, который увеличивается почти сразу после роста уровня цен на нефть [Иурисов, Казакова, Полбин, 2014].

Таким образом, в соответствии с описанным выше инвестиционным механизмом и механизмом изменений совокупного спроса, если уровень цен на нефть в состоянии 1 ниже, чем в состоянии 2, то и уровень ВВП в состоянии 1 будет ниже уровня ВВП в состоянии 2.

Необходимо подчеркнуть, что рост ВВП зависит от скорости освоения инвестиций, которые могут быть осуществлены за счет дополнительного трансферта дохода при улучшении условий торговли. Эта зависимость связана с наличием издержек приспособления, поскольку более быстрое освоение инвестиционных ресурсов является малоэффективным и влечет за собой рост затрат, а не только выпуска. Таким образом, между двумя состояниями 1 и 2 (и, соответственно, уровнями цен) имеет место переходная динамика, которую можно описать через механизм зависимости между темпом роста ВВП и уровнем цен на нефть с определенным лагом, зависящим от скорости освоения инвестиционных ресурсов (подробнее см. далее в работе).

Описанная выше зависимость между уровнем ВВП и уровнем цен на нефть характерна для краткосрочного и среднесрочного периодов. В долгосрочном периоде при более высоком уровне цен на нефть большее число месторождений становится рентабельными [Бобылев, 2008]. Таким образом, в дополнение к повышению уровня ВВП растет объем добытой нефти. Данная логика подтверждается статистическими данными по объему добычи нефти, например, за период с 2002 по 2007 г., которому соответствовали максимальные темпы роста цен на нефть.

Механизмы зависимости уровня ВВП от уровня цен на нефть работают при важном допущении о том, что инвестиционные или потребительские расходы осуществляются только внутри страны в текущем периоде. То есть дополнительные денежные средства не вкладываются в иностранную экономику, а инвестиции не откладываются на будущие периоды времени. В отсутствие данного допущения улучшение условий торговли (т.е. рост уровня цен на нефть) необязательно будет сопровождаться ростом уровня ВВП.

Таким образом, в долгосрочном периоде наблюдается зависимость между уровнем ВВП и уровнем цен на нефть (или, что эквивалентно, между приростами ВВП и цен на нефть). Тем не менее на протяжении всего рассматриваемого в работе периода мы наблюдаем рост уровня мировых цен на нефть и, соответственно, переходную динамику между различными состояниями экономики, харак-

теризующимися разными темпами роста ВВП. То есть мы будем наблюдать зависимость между уровнем мировых цен на нефть и темпами (а не уровнем) ВВП. Эта зависимость может усиливаться механизмом реагирования экономических агентов на изменения получаемого ими дохода. Отметим также, что при любом уровне цен на нефть темп роста ВВП, согласно модели Солоу, будет равен сумме темпов роста численности населения и технологического прогресса ($n+g$). Однако, как показано выше, уровень ВВП при более низкой цене намного меньше, чем при более высокой, соответственно, при переходе на другую стационарную траекторию роста ВВП, соответствующую более высокому уровню цен на нефть, темпы роста ВВП будут выше $n+g$ и зависят от разницы в стационарных ВВП, а также от скорости перехода.

Логика анализа последствий временного и постоянного увеличения дохода соответствует гипотезе перманентного дохода, предложенной М. Фридманом в 1957 г. В соответствии с этой гипотезой при неожиданном росте дохода индивидуум считает это временным явлением и значительную часть такого увеличения сберегает, а не тратит на текущее потребление. Если в последующем доход остается на высоком уровне, индивид адаптируется (привыкает) к этому уровню и начинает больше потреблять, а норма сбережения при этом уменьшается. Следовательно, склонность к потреблению при временном увеличении дохода является невысокой. Применительно к усилению вышеописанного механизма изменения дохода это означает, что экономические агенты приспосабливаются к новым уровням цен на нефть, поскольку не верят, что более высокий уровень цен будет носить долгосрочный (перманентный) характер¹.

Следует отметить, что гипотеза перманентного дохода также позволяет предложить механизм зависимости уровня ВВП от темпа роста цен на нефть, который описывается следующим образом. Предположим, что происходит резкий скачок текущего уровня цен на нефть. В этом случае экономические агенты не верят, что столь значительный рост цен на нефть является перманентным, поэтому не увеличивают потребление, а *весь* дополнительный доход направляют на сбережения. Таким образом, инвестиции Inv увеличиваются на всю величину трансферта дохода, полученного экономикой в результате улучшения условий торговли. Отметим, что данный механизм работает при условии, что весь дополнительный доход инвестируется только внутри страны (инвестиции за рубеж

¹ См. [Friedman, Milton, 1957. Ch. 2, 3], более подробно данная гипотеза описана в Приложении 3.

отсутствуют), а также при предпосылке о гомогенности потребителей (которые весь дополнительный доход направляют на сбережения и не берут кредиты). Таким образом, чем быстрее растут цены на нефть (и доход экономических агентов), тем агенты меньше верят в то, что этот рост является перманентным.

Если предположить, что цены на нефть увеличились в абсолютном выражении так же, как и в предыдущем случае, но текущий уровень цен был существенно выше, то для экономических агентов этот рост оказывается уже не таким большим, как в первом случае (иными словами, имеет значение первоначальный уровень цен), поэтому часть трансферта доходов будет ими инвестироваться, а часть – потребляться. Поэтому объем капитала вырастет на меньшую (по сравнению с первым случаем) величину и, соответственно, уровень ВВП будет меньше.

В основе данной зависимости лежит зависимость нормы сбережений от динамики цен на нефть: чем больше прирост цен, тем больше норма сбережений, и наоборот. Таким образом, имеет место зависимость уровня ВВП от темпа роста цен на нефть ΔP_{oil} .

Зависимость темпа роста ВВП от уровня цен на нефть может быть оценена при помощи коинтеграционного соотношения и модели коррекции ошибок [Казакова, 2009].

В целях выделения внешнеторговой компоненты темпа экономического роста в первую очередь следует оценить коинтеграционное соотношение (33), описывающее долгосрочную зависимость между приростом ВВП и ценой на нефть:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_{oil}_t + \eta_t, \quad (33)$$

где переменная ΔY_t – прирост ВВП в момент времени t ,

P_{oil}_t – уровень цены на нефть в момент времени t .

Далее, на основе результатов оценки уравнения (33) можно считать структурный прирост ВВП (ΔY_t) как теоретическое значение зависимой переменной в уравнении (33) при среднемноголетней цене на нефть $\overline{P_{oil}_t}$. Разница между теоретическим значением прироста ВВП в уравнении (11) при фактической и при среднемноголетней цене на нефть представляет собой внешнеторговую компоненту прироста ВВП, обусловленную отклонением фактической

цены от среднемноголетней: $\Delta Y_t^{oil} = \Delta Y_t - \overline{\Delta Y}_t$, что эквивалентно $\Delta Y_t^{oil} = \widehat{\alpha}_1(P_{oil_t} - \overline{P_{oil_t}})$.

В нашем случае в качестве зависимой переменной в уравнении (33) выступает разница («остатки») между фактическим и структурным или «потенциальным» ВВП, полученным ранее как теоретическое значение темпа роста ВВП из линеаризованной производственной функции Кобба–Дугласа при полной загрузке производственных мощностей и занятости при безработице, соответствующей NAIRU. Полученные «остатки» включают три компонента: внешнеторговую, обусловленную превышением фактической цены на нефть своего среднемноголетнего уровня, компоненту, обусловленную бизнес-циклом, а также компоненту случайных шоков (в частности, шока мирового экономического кризиса 2008–2009 гг.).

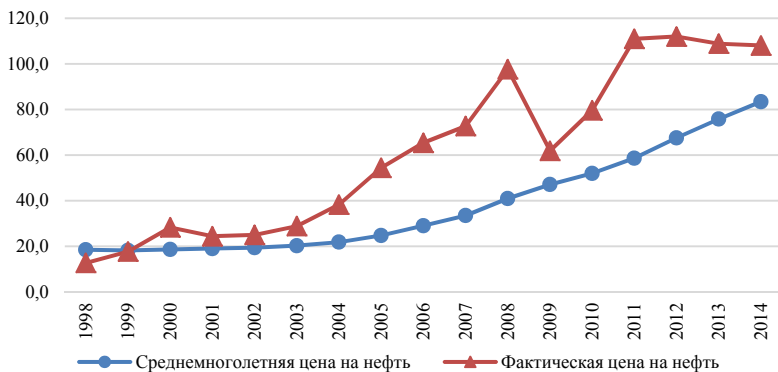
В данной модели логика оценки последствий изменения цен на нефть анализируется в относительных терминах, иными словами, имеет значение то, каким был стартовый уровень нефтяных цен до его роста/снижения, т.е. эффект масштаба изменения цены на нефть. Таким образом, для выделения внешнеторговой составляющей прироста ВВП, обусловленной отклонением фактической цены на нефть от своего среднемноголетнего уровня (т.е. условиями торговли), целесообразно оценить зависимость между «остатками» после вычитания из фактического структурного прироста ВВП (темпы прироста ВВП, не объясняемые динамикой фундаментальных факторов), ΔY_t^{resid} , и соотношением между фактической и среднемноголетней ценами. Модифицированное уравнение (33) в этом случае будет выглядеть следующим образом:

$$\Delta Y_t^{resid} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{P_{oil_t}}{\overline{P_{oil_t}}} + \tau_t \quad (34)$$

Оценка уравнения (34) позволяет выделить прирост ВВП, обусловленный условиями торговли, с учетом масштаба отклонения фактической цены на нефть от среднемноголетней. Внешнеторговая компонента темпов прироста ВВП оценивается как теоретическое значение объясняемой переменной из описанной выше регрессии.

Для выделения внешнеторговой составляющей темпа прироста ВВП нами была рассчитана среднемноголетняя цена на нефть как скользящее среднее за 10-летний период. Фактическая и среднемноголетняя цены на нефть представлены на *рис. 7*, из которого видно, что в течение всего рассматриваемого в работе периода с

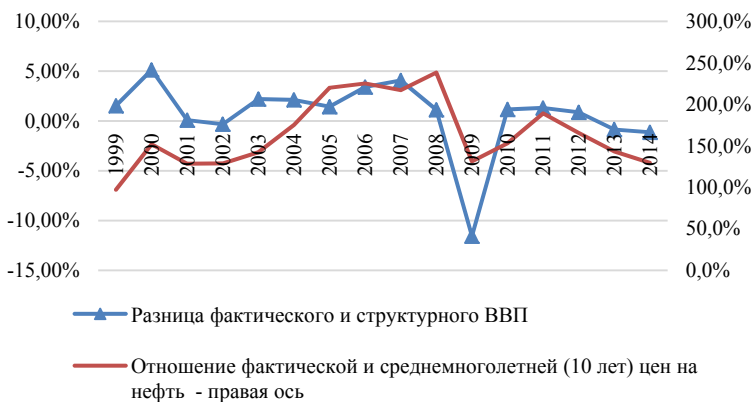
1999 по 2014 г. фактическая цена превышала среднемноголетнюю, т.е. внешнеторговая составляющая темпа прироста российского ВВП на данном периоде была все время положительная.



* Данные за 2014 гг. – прогноз МВФ (www.imf.org).

Источник: МВФ, расчеты авторов.

Рис. 7. Фактическая и среднемноголетняя цены на нефть марки «Брент» (долл./барр.), 1998–2014 гг.



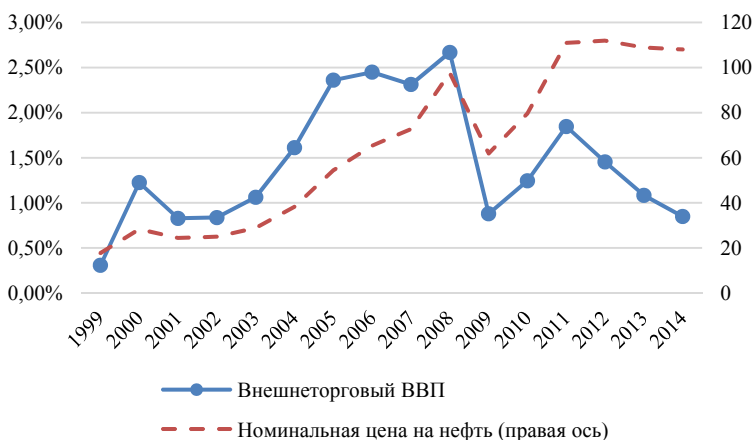
Источник: расчеты авторов по данным Росстата и МВФ.

Рис. 8. Соотношение между фактической и среднемноголетней ценами на нефть марки «Брент», а также разница между фактическим и структурным темпами прироста ВВП РФ, 1999–2014 гг.

Для выделения внешнеторговой составляющей темпов экономического роста, объясняемой отклонением фактической цены на нефть от среднемноголетней, нами было рассчитано соотношение между этими ценами, которое приведено на *рис. 8* вместе с не объясненной фундаментальными факторами составляющей темпов прироста ВВП (т.е. фактического темпа прироста ВВП без его структурной компоненты).

Внешнеторговая компонента темпов прироста ВВП, объясняемая благоприятными условиями торговли, оценивается как теоретическое значение объясняемой переменной из описанной выше регрессии (34) (т.е. теоретическое значение разницы между фактическим и структурным темпами прироста ВВП при фактическом соотношении текущей и среднемноголетней цен на нефть).

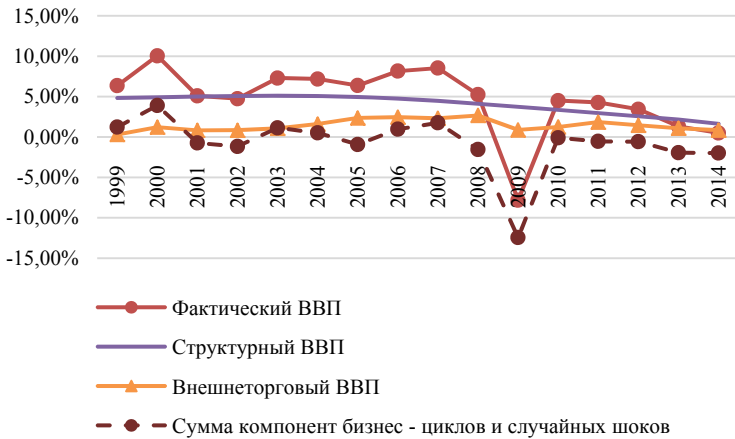
Внешнеторговая компонента темпов прироста ВВП приведена на *рис. 9* наряду с фактической ценой на нефть.



Источник: расчеты авторов по данным Росстата и МВФ.

Рис. 9. Внешнеторговая составляющая темпов прироста ВВП РФ (%), а также фактическая цена на нефть марки «Брент» (долл./барр.), 1999–2014 гг.

Таким образом, фактический, структурный и внешнеторговый темпы роста российского ВВП, а также его конъюнктурная компонента (т.е. сумма компонент бизнес-циклов и случайных шоков), рассчитанная как остатки регрессии (34) (подробнее см. ниже), выглядят следующим образом (см. *рис. 10*).



Источник: расчеты авторов по данным Росстата и МВФ.

Рис. 10. Фактический, структурный, внешнеторговый темпы прироста ВВП, а также конъюнктурная компонента темпа прироста ВВП (или сумма компонент бизнес-цикла и шоков), % к предыдущему году, 1999–2014 гг.

Последним этапом разложения темпа роста российского ВВП на составляющие является выделение его конъюнктурной составляющей, включающей компоненту бизнес-цикла в сумме со случайными шоками. Данная составляющая может интерпретироваться как остатки уравнения (34), полученные после вычитания из фактического темпа прироста ВВП его структурной и внешнеторговой составляющих (см. рис. 11).

Динамика показанных на рис. 10 суммы трех составляющих темпов роста ВВП РФ может быть проинтерпретирована следующим образом.

Структурная компонента

1999–2000 гг. – структурная составляющая темпов роста ВВП (рост, объясняемый фундаментальными факторами, в том числе взвешенными «потенциальными» затратами труда и капитала) колеблется в интервале 4,7–5%. Рост экономики в этот период носит восстановительный характер и происходит главным образом за счет имеющихся резервных мощностей и рабочей силы, что выразилось в увеличении совокупной факторной производительности (которая растет за счет загрузки факторов производства при неизменном объеме самих факторов). Важнейшим фактором роста было

прекращение трансформационного спада и активный процесс импортозамещения после резкой девальвации рубля в 1998 г.



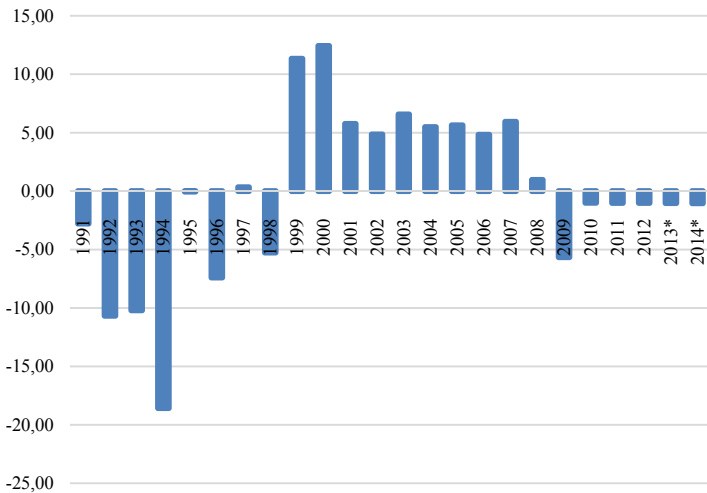
Источник: расчеты авторов по данным Росстата и МВФ.

Рис. 11. Сумма циклической и случайной составляющих темпа прироста ВВП (конъюнктурная составляющая), % к предыдущему году, 1999–2014 гг.

2001–2003 гг. – рост происходит за счет дальнейшего повышения загрузки производственных мощностей (капитала) (см. рис. 12), а также активизации инвестиционной активности и создания нового капитала, структурная составляющая темпов экономического роста в это время находилась в диапазоне 5–5,1%.

2004–2008 гг. – структурная составляющая, хотя и снижается примерно с 4,9 до 4,5%, остается на достаточно высоком уровне за счет роста загрузки мощностей и использования рабочей силы. Вместе с тем темпы роста инвестиций в основной капитал отстают от темпов роста ВВП, а показатели загрузки капитала и использования труда приближаются к уровню полной загрузки.

2009–2014 гг. – структурная составляющая снижается с 4,3 до 1–2%. Фундаментальные факторы производства не растут, возникает угроза рецессии. Капитал практически не расширяется, а уровень использования рабочей силы близок к максимально возможному, увеличение структурной составляющей возможно только за счет повышения совокупной факторной производительности.



*Прогноз социально-экономического развития России МЭР.
 Источник: Росстат, расчеты авторов.

Рис. 12. Темпы прироста объема основных фондов, скорректированного на уровень загрузки производственных мощностей в РФ, к предыдущему году (%), 1991–2014 гг.

Внешнеторговая компонента

1999–2003 гг. – внешнеторговая компонента темпов роста ВВП составляет менее 1%, поскольку разница между фактической и среднесрочной ценами на нефть невелика, за исключением 2000 г.

2004–2008 гг. – внешнеторговая составляющая роста ВВП изменилась с 1,6 до 2,7%, поскольку в этот период происходит быстрый рост цен на нефть, и они существенно превышают среднесрочный уровень ([Бобылев и др., 2007]).

2009 г. – происходит ухудшение условий торговли, в частности, существенное снижение цен на нефть (с 98 до 62 долл./барр., см. рис. 7), падение спроса на российский экспорт сырья, что влечет за собой снижение внешнеторговой составляющей с 2,6 до 0,93%.

2010–2012 гг. – условия торговли улучшаются, в частности, цены на нефть восстанавливаются на уровне выше средних многолетних, кроме того, увеличиваются цены и объемы экспорта российского газа, соответственно внешнеторговая компонента растет и в указанный период составляет порядка 1,5–2%.

2013–2014 гг. – внешнеторговая компонента снижается с 1,1 до 0,9%. В этот период роста цен на нефть не происходит, но они по-прежнему остаются на высоком уровне. Внешнеторговая компонента темпов роста ВВП в указанные годы ниже, чем в 2004–2008 гг. Помимо замедления цен на нефть, это обусловлено снижением цен на остальные сырьевые товары российского экспорта (черные и цветные металлы, уголь), а также сокращением объема экспорта газа в Европу. Тем не менее следует отметить, что на протяжении всего рассматриваемого периода внешнеторговая составляющая положительная, поскольку фактическая цена на нефть превышает среднесноголетнюю.

Конъюнктурная компонента

Необходимо отметить, что строгое разделение конъюнктурной компоненты темпа роста ВВП на составляющие бизнес-цикла и случайных шоков представляет методологическую трудность, поэтому для 2008 и 2009 гг. (период мирового экономического кризиса) такое разделение будет произведено нами условно.

1999–2000 гг. – конъюнктурная компонента положительная, 1,1 и 3,9%, за счет роста вследствие положительного эффекта девальвации (рост конкурентоспособности и, соответственно, экспорта российских товаров).

2001–2002 гг. – компонента отрицательная, –0,8 и –1,2%, ввиду исчерпания эффекта девальвации и отсутствия в этот период дополнительных факторов роста (например, высоких цен на нефть или масштабного ввода новых производственных мощностей).

2003–2004 гг. – компонента положительная, 1,1 и 1,5%, за счет роста объема инвестиций и увеличения использования капитала (см. рис. 12).

2005 г. – конъюнктурная компонента отрицательная, –0,9%, что может объясняться временным замедлением инвестиционной и деловой активности в этот период.

2006–2007 гг. – большая положительная конъюнктурная компонента, 1,0 и 1,8%, что отражает эффект циклического «перегрева экономики», выход ее на докризисный пик.

2008 г. – начало кризиса (начало падения в ряде отраслей с марта), поэтому конъюнктурная компонента отрицательная. По нашим оценкам, на случайный шок за счет мирового кризиса приходится примерно –1%, а отрицательная составляющая бизнес-цикла равна –0,5%,

2009 г. – разгар кризиса, конъюнктурная компонента отрицательная, причем случайный шок (включающий суммарное воздей-

ствие всех факторов мирового кризиса: пессимизм инвесторов, отток капитала в «тихую гавань», падение цен на экспортируемые Россией товары, снижение спроса на российский экспорт ввиду его инвестиционной и сырьевой направленности, пессимизм российских экономических агентов) составляет -10% , компонента бизнес-цикла на уровне $-2,5\%$.

2010–2014 гг. – отрицательная конъюнктурная компонента, находится в интервале от $-0,1$ до $-1,6\%$, это соответствует нахождению экономики в нижней фазе цикла после перегрева (наблюдается стагнация, угроза рецессии)¹.

¹ [May, 2011b, 2012b].

Выводы и рекомендации

В настоящей работе нами предложена методика декомпозиции темпов роста российского ВВП за 1999–2014 гг. на составляющие. Данная методика основана на подходе к разложению макроэкономических показателей на структурную и конъюнктурную компоненты, разработанном Экономическим департаментом ОЭСР и доработанном для российской экономики с учетом ее зависимости от условий внешней торговли. В основе доработанной методики разложения лежит производственная функция Кобба–Дугласа и зависимость темпов роста ВВП от цен на нефть в краткосрочном и долгосрочном периодах. Методика позволяет выделить следующие составляющие темпа роста российского ВВП: структурную (определяемую фундаментальными факторами роста), внешнеторговую (определяемую благоприятными условиями торговли), а также конъюнктурную компоненту, включающую бизнес-цикл и случайные шоки.

Полученные нами результаты разложения темпов роста ВВП РФ позволили выделить разные стадии развития экономики России (см. *рис. 13 и 14*). В частности, нами было показано, что период 1999–2000 г. характеризуется восстановительным ростом, а 2001–2003 гг. – ростом за счет увеличения инвестиций и загрузки капитала. Соответственно, в указанные периоды времени структурная компонента темпов роста ВВП, по нашим оценкам, была максимальной за весь рассматриваемый период. В свою очередь, на период с 2004 по 2008 г. пришелся пик роста мировых цен на нефть и, соответственно, увеличение внешнеторговой компоненты роста ВВП. Период 2008–2014 гг. характеризуется перегревом экономики (начало 2008 г.), мировым экономическим кризисом (вторая половина 2008–2009 гг.) и последующей за ним новой фазой бизнес-цикла российской эконо-

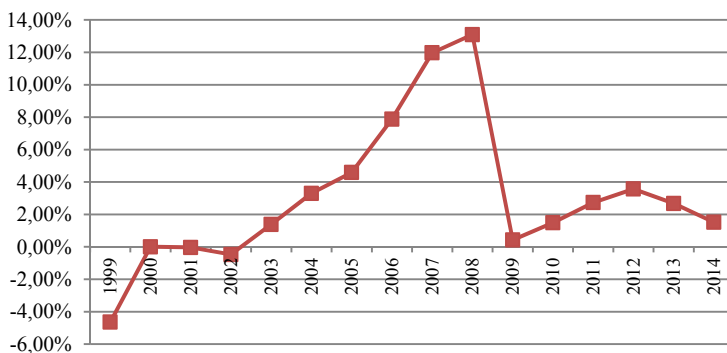
мики [Дробышевский, 2009]. В отмеченные годы наблюдается постепенное снижение структурной и внешнеторговой составляющих роста ввиду замедления роста фундаментальных факторов и снижения спроса на российский экспорт, основной статьёй которого являются сырьевые товары. В 2009 г. конъюнктурная компонента приняла большое отрицательное значение ввиду случайного шока, который включал суммарное воздействие всех факторов мирового кризиса. После 2009 г. конъюнктурная компонента роста ВВП, по нашим оценкам, стабилизировалась.

Однако в 2012–2014 гг. российская экономика перешла в нижнюю фазу цикла после перегрева, и, соответственно, конъюнктурная компонента ушла в отрицательную область. Совокупные темпы экономического роста близки к нулю, поскольку отрицательная конъюнктурная компонента компенсируется положительной внешнеторговой. Нам представляется справедливым вывод о том, что модель роста, основанная на стимулировании внутреннего спроса, действовавшая до кризиса, исчерпала свои возможности, и, соответственно, для достижения высоких и устойчивых темпов роста российской экономики в будущем требуется прежде всего более высокое качество имеющихся факторов, таких как производственные мощности, рабочая сила, т.е. повышение совокупной факторной производительности [Дробышевский, Синельников, Трунин, 2011]. Низкая инвестиционная активность, по нашему мнению, обусловлена институциональными особенностями российской экономики (коррупция, правовая незащищенность инвесторов и т.п.)¹. Таким образом, снижение темпов экономического роста России после 2008 г. обусловлено не монетарными факторами [Горюнов, Трунин, 2013], а отсутствием внутренних источников экономического роста. По нашим оценкам, в настоящее время темп роста российского ВВП близок к своему трендовому, или структурному (иными словами, максимально возможному при имеющихся факторах производства), значению.

Полученное нами разложение темпов роста ВВП на составляющие позволило провести оценку разрыва выпуска ВВП России, т.е. отклонения текущего объема ВВП от полученного на основании описанной методики структурного ВВП, который, как показано выше, при некоторых условиях может считаться потенциальным (см. рис. 13).

¹ См., например, [Радыгин, Энтов, 2005, 2008; Ведев, Косарев, 2012].

Динамика представленного на *рис. 13* разрыва выпуска интерпретируется следующим образом. Отрицательный разрыв между фактическим и потенциальным (структурным) ВВП в 1999 г. обусловлен, во-первых, сокращением ВВП ввиду негативного влияния кризиса в 1998 г. Кроме того, отрицательный разрыв в 1999 г. и нулевой в 2000 г. соответствуют окончанию периода трансформационного спада в российской экономике и началу нового этапа ее развития. Отрицательная величина разрыва в 2001–2002 гг., как показано выше, связана с отсутствием новых источников роста на фоне исчерпания эффекта резкой девальвации рубля в 1998 г. и небольшой разницы между фактической и среднесрочной ценами на нефть.



Источник: расчеты авторов.

Рис. 13. Разрыв в выпуске российской экономики (%), 1999–2014 гг.

Как видно из *рис. 13*, в период с 2003 по 2008 г. разрыв в выпуске существенно увеличивается (с 1,38 до 13,09%), после чего он резко падает до 0,42% в 2009 г. Высокая положительная величина разрыва в 2008 г. свидетельствует о значительном перегреве экономики¹. В российской экономике этот перегрев был обусловлен также высоким (выше среднесрочного) уровнем мировых цен на нефть, поэтому высокий положительный разрыв имеет место даже при вялой конъюнктуре остальных рынков.

¹ Аналогичные оценки масштабов разрыва выпуска (8–12%) в период, предшествующий мировому кризису 2008–2009 гг., были получены ОЭСР для ряда стран (например, Эстония, Ирландия, Исландия, Греция, Турция) (см. <http://www.oecd.org/eo/outlook/economicoutlookannextables.htm>).

Также ввиду относительно высоких цен на нефть в 2009 г. разрыв продолжает оставаться положительным (0,42%), несмотря на то что труд и капитал сразу после кризиса используются не в полной мере.

Высокие цены на нефть не только смягчили выход экономики России из мирового экономического кризиса 2008–2009 гг., но и до настоящего времени позволяют сохранять положительные темпы экономического роста, несмотря на то что в условиях полной загрузки мощностей и использования рабочей силы, наблюдается падение совокупной факторной производительности.

По нашим оценкам, в настоящее время в российской экономике по-прежнему существует положительный разрыв в выпуске, хотя циклические темпы роста экономики ушли в отрицательную область. На *рис. 14* показано положение условной экономики в такой ситуации на графике динамики ВВП.

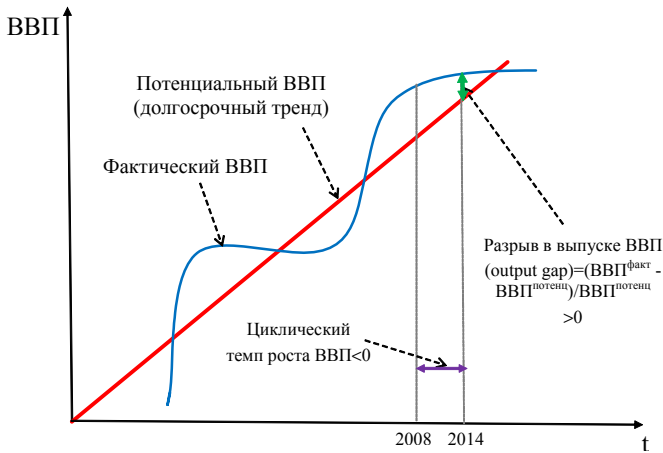


Рис. 14. Теоретическое объяснение положительного разрыва в выпуске ВВП на низкой фазе бизнес-цикла экономики

Необходимо отметить, что в Докладе о денежно-кредитной политике¹, публикуемом Банком России, также приводятся оценки разрыва в выпуске ВВП РФ, полученные ЦБ РФ на основе различных методик, в том числе статистических и полуструктурных многомерных фильтров, метода производственной функции, а также на основе SVAR-моделирования. Как отмечает Банк России, использование

¹ См. <http://www.cbr.ru/publ/?PrId=ddcp>.

большого числа методик для оценки разрыва в выпуске может привести к заметно различающимся результатам, ни один из которых не может считаться полностью корректным, поскольку разрыв является ненаблюдаемой переменной, измерить которую напрямую невозможно. В докладе приводится диапазон неопределенности оценок разрыва в выпуске российского ВВП за период с 2010 по 2014 г. в квартальном исчислении, полученных Банком России.

Отдельно Банк России приводит оценку разрыва, полученного при использовании метода, предложенного в работе [*Blanchard, Quah, 1989*]. Авторы данной статьи отмечают, что ВВП подвержен влиянию различных шоков, однако, поскольку идентификация абсолютно всех шоков не предполагается возможной, они выделяют два типа шоков: шоки спроса и шоки предложения. Авторы предполагают, во-первых, что шоки спроса не оказывают влияния на реальный выпуск и их воздействие носит временный (краткосрочный) характер, во-вторых, шоки предложения оказывают значимое влияние на реальный выпуск в долгосрочном периоде. Идентификация указанных шоков проводится в рамках модели структурной векторной авторегрессии (SVAR) с двумя переменными в базовой версии: изменения реального ВВП и уровень безработицы.

Как отмечается в докладе ЦБ РФ, в 2010–2011 гг. разрыв находился в отрицательной области (по разным оценкам, в интервале от 0 до –3%), в 2012–2013 гг. он вышел на небольшую положительную величину (диапазон оценок от 0,5 до 1,5%), начиная же с 2014 г. разрыв снова становится отрицательным (от –0,5 до –1,6%). На наш взгляд, различие в наших оценках и оценках ЦБ РФ обусловлено концептуальным различием применяемых подходов к оценке разрыва. В основе нашего подхода лежит метод производственной функции, который позволяет оценить величину структурного (потенциального) темпа роста ВВП путем выделения вклада производственных факторов (труд, капитал и совокупная факторная производительность) в темпы экономического роста. В основе подходов, используемых ЦБ РФ, лежат как различные статистические фильтры, так и методика SVAR, предполагающая выявление различных макроэкономических шоков, влияющих на реальный ВВП. Таким образом, наш подход и подход, применяемый ЦБ РФ, имеют принципиально разные предпосылки и, соответственно, результаты их применения могут различаться¹.

¹ См. *Дробышевский С., Казакова М.* Разложение ВВП: может ли российская экономика расти быстрее // *Forbes.ru* от 11.12.2014.

Итак, согласно результатам декомпозиции темпов роста российского ВВП в 2012–2014 гг., российская экономика перешла в нижнюю фазу цикла после перегрева и, соответственно, конъюнктурная компонента ушла в отрицательную область. Совокупные темпы экономического роста на этой фазе близки к нулю, поскольку отрицательная конъюнктурная компонента компенсируется положительной внешнеторговой.

При этом в 2010–2014 гг. при отрицательной конъюнктурной компоненте темпов экономического роста разрыв в выпуске положительный и составляет порядка 2–3% за счет того, что уровень фактического ВВП по-прежнему превышает структурный, несмотря на то что темпы роста сокращаются. Тем не менее перегрева экономики, как можно ожидать, не наблюдается, поскольку темпы роста фактического ВВП меньше структурных: при высоких ценах на нефть факторы производства используются на 100%, и роста их объема не наблюдается. На *рис. 14* описанная выше ситуация проиллюстрирована вертикальной стрелкой: темпы роста ВВП снижаются и их циклическая составляющая отрицательная, однако структурный уровень пока превышает потенциальный, за счет чего разрыв в выпуске остается положительным.

Как показали наши расчеты, в нынешних условиях, когда экономика близка к границе своих производственных возможностей, дальнейшее наращивание использования имеющихся факторов производства нецелесообразно, а стимулирующие меры бюджетной и денежно-кредитной политики будут неэффективными и вместо повышения темпов роста экономики приведут к росту инфляции [Дробышевский, Кадочников, Синельников-Мурылев, 2007; Дробышевский и др., 2011б; Идрисов, Синельников-Мурылев, 2013].

Экономический рост может осуществляться, во-первых, за счет вовлечения в производство факторов труда и капитала. Важнейшим фактором роста должно стать увеличение человеческого капитала [Божечкова, 2013], повышение качества которого требует реформирования социальной сферы экономики, в том числе образования, здравоохранения и пенсионной системы [May, 2011a, 2012a, 2012b].

Во-вторых, экономический рост может происходить за счет роста совокупной факторной производительности (т.е. за счет других факторов, отличных от взвешенной суммы затрат труда и капитала). Для этого требуются более глубокие структурные реформы (производственной инфраструктуры, реформы институтов, таких как права собственности, судебная система и др.), направленные на

диверсификацию российской экономики и снижение ее зависимости от внешнеэкономической конъюнктуры [*Дробышевский, Синельников-Мурылев, 2012*]. При этом благоприятный институциональный климат имеет принципиальное значение с точки зрения привлекательности экономики для инвесторов, поскольку оживление инвестиционного спроса также является одним из важных факторов экономического роста¹.

¹ См. также [*Синельников-Мурылев, Дробышевский, Казакова, 2014*].

Литература

1. *Бессонов В.А.* О динамике совокупной факторной производительности в российской переходной экономике// Экономический журнал ВШЭ. 2004. № 4. С. 542–587.
2. *Бобылев Ю.* Насколько устойчива нефтедобыча?// Нефть России. 2008. № 5. С. 12–17.
3. *Бобылев Ю., Воловик Н., Долгих Е., Изряднова О., Полевой Д., Серова Е., Соколов И., Трунин П., Цухло С.* Россия 2006: экономическая динамика // Общество и экономика. 2007. № 1. С. 28–64.
4. *Божецкова А.В.* Эконометрическое моделирование влияния человеческого капитала на экономический рост в регионах России // Аудит и финансовый анализ. 2013. № 1. С. 90–99.
5. *Ведев А., Косарев А.* Некоторые количественные оценки воздействия институциональных ограничений на экономический рост в России // Экономическая политика. 2012. № 1. С. 50–65.
6. *Гайдар Е.Т.* Кризис и Россия // Экономическая политика. 2009. № 6. С. 6–19.
7. *Дробышевский С.* «Мягкий» и «жесткий» сценарии развития экономики РФ в среднесрочной перспективе // Экономическая политика. 2009. № 1. С. 69–76.
8. *Дробышевский С., Кадочников П., Синельников-Мурылев С.* Некоторые вопросы денежной и курсовой политики в России в 2000–2006 годах и на ближайшую перспективу // Вопросы экономики. 2007. № 2. С. 26–45.
9. *Дробышевский С., Синельников-Мурылев С., Соколов И.* Эволюция бюджетной политики России в 2000-е годы: в

- поисках финансовой устойчивости национальной бюджетной системы // Вопросы экономики. 2011а. № 1. С. 4–25.
10. *Дробышевский С.М., Синельников С.Г., Трунин П.В.* Решения G20 о скоординированной антикризисной экономической политике и российский опыт // Российский внешнеэкономический вестник. 2011б. № 5, 6. С. 3–9, 12–23.
 11. *Дробышевский С.М., Синельников-Мурылев С.Г.* Макроэкономические предпосылки реализации новой модели роста // Вопросы экономики. 2012. № 9. С. 4–24.
 12. *Дробышевский С., Казакова М.* Разложение ВВП: может ли российская экономика расти быстрее // Forbes.ru от 11.12.2014.
 13. *Горюнов Е., Трунин П.* Банк России на перепутье: нужно ли смягчать денежно-кредитную политику? // Вопросы экономики. 2013. № 6.
 14. *Замараев Б.А., Киюцевская А.М., Назарова А.Г., Суханов Е.Ю.* Замедление экономического роста в России // Вопросы экономики. 2013. № 8. С. 4–34.
 15. *Идрисов Г.И., Синельников-Мурылев С.Г.* Бюджетная политика и экономический рост // Вопросы экономики. 2013. № 8. С. 35–59.
 16. *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.
 17. *Казакова М.В., Синельников-Мурылев С.Г., Кадочников П.А.* Анализ структурной и конъюнктурной составляющих налоговой нагрузки в российской экономике. Научные труды № 129Р. М.: ИЭПП, 2009.
 18. *Казакова М., Синельников-Мурылев С.* Конъюнктура мирового рынка энергоносителей и темпы экономического роста в России // Экономическая политика. 2009. № 5. С. 118–135.
 19. *Казакова М.В.* Вклад нефтегазового сектора в динамику экономических показателей в России и в мировой практике // Российский внешнеэкономический вестник. 2009. № 8. С. 66–72.
 20. *Кнобель А.* Риски бюджетной политики в странах, богатых природными ресурсами // Экономическая политика. 2013. № 5. С. 29–38.
 21. *Мау В.А.* Экономическая политика 2009 года: между кризисом и модернизацией // Вопросы экономики. 2010. № 2. С. 4–25.

22. *May В. (a)* Новая модель социально-экономического роста // Государственная служба. 2011. № 2. С. 9–12.
23. *May В. (b)* Экономическая политика 2010 года: в поисках инноваций // Вопросы экономики. 2011. № 2. С.4–22.
24. *May В.А. (a)* Человеческий капитал: вызовы для России // Вопросы экономики. 2012. № 7. С.114–132.
25. *May В. (b)* Экономика и политика в 2011 году: глобальный кризис и поиск новой модели роста // Вопросы экономики. 2012. № 2. С. 4–26.
26. *May В.А.* Между модернизацией и застоём: экономическая политика 2012 года // Вопросы экономики. 2013. № 2. С. 4–23.
27. *Полбин А.В.* Построение динамической стохастической модели общего равновесия для экономики с высокой зависимостью от экспорта нефти // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2013. № 2. С. 323–359.
28. *Радыгин А.* Стабильность или стагнация? (долгосрочные институциональные тенденции развития российской экономики) // Экономическая политика. 2007. № 1. С. 23–27.
29. *Радыгин А., Энтов Р.* Институциональные компоненты экономического роста // Вопросы экономики. 2005. № 11. С. 14–38.
30. *Радыгин А., Энтов Р.* В поисках институциональных характеристик экономического роста (новые подходы на рубеже XX–XXI вв.) // Вопросы экономики. 2008. № 8. С. 4–27.
31. *Синельников-Мурылев С., Дробышевский С., Казакова М.* Декомпозиция темпов роста ВВП России в 1999–2014 годах // Экономическая политика. 2014. № 5. С. 7–37.
32. *Улюкаев А., Кадочников П., Трунин П.* Взаимосвязь фискальной и денежно-кредитной политики (анализ альтернативных способов управления средствами СФ РФ) // Экономическая политика. 2008. № 1. С. 29–38.
33. *Энтов Р.* Факторы экономического роста российской экономики (соавторы: Луговой О., Астафьева Е., Бессонов В., Воскобойников И., Турунцева М., Некипелов Д.). ИЭПП, Научные труды № 70. М.: ИЭПП, 2003.
34. *Acemoglu D., Johnson S.* Unbundling Institutions//The Journal of Political Economy. 2005. Vol. 113. No. 5. P. 949–995 (<http://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/432166>).
35. *Backus, David K., Kehoe P.J.* International Evidence of the Historical Properties of Business Cycles // American Economic

- Review. American Economic Association. 1992. Vol. 82(4). P. 864–888, September.
36. *Ball L., Mankiw N. G.* The NAIRU in Theory and Practice // NBER Working Paper. 2002. No. 8940.
37. *Bank of Japan.* The Output Gap and the Potential Growth Rate: Issues and Applications as an Indicator for the Pressure on Price Change // Quarterly Bulletin (May). 2003. P. 42.
38. *Barnett R., Matier C.* Estimating Potential GDP and the Government's Structural Budget Balance // Ottawa, Canada. 2010 (available at: http://www.parl.gc.ca/PBO-DPB/documents/Potential_CABB_EN.pdf).
39. *Barro R.J.* Economic Growth in a Cross Section of Countries // Quarterly Journal of Economics. 1991. Vol. 106. No. 2. (May). P. 407–443.
40. *Barro R., McCleary R.* Religion and Economic Growth across Countries // American sociological review. 2003. Vol. 68. No. 5 (Oct.). P. 760–781 (<http://www.jstor.org/pss/1519761>).
41. *Baxter M., King R.* Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series // Review of Economics and Statistics. 1999. Vol. 81. No. 4. P. 575–593.
42. *Benes, J., Clinton K., Garcia-Saltos R., Johnson M., Laxton D., Matheson T.* The Global Financial Crisis and its Implications for Potential Output // IMF Working Paper. 2009.
43. *Beveridge S., Nelson C.R.* A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle // Journal of Monetary Economics. 1981. 7. P. 151–174.
44. *Blanchard O.J., Quah D.* The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances // American Economic Review. 1989. Vol. 79. Iss. 4. P. 655–673.
45. *Bolt W., PJA van Els.* Output gap and inflation in the EU // De Nederlandsche Bank working paper series 550. 2000: <http://ideas.repec.org/p/dnb/staffs/44.html>.
46. *Bond S., Hoeffler A., Temple J.* GMM Estimation of Empirical Growth Models // Nuffield College Economics Working Papers: 2001. Ref. Num. 2001-W21 (September).
47. *Bouthevillain C., Cour-Thimann P., van den Dool G., Hernandez de Cos P., Langenus G., Mohr M., Momigliano S., Tujula M.* Cyclically Adjusted Budget Balance: an Alternative Approach // ECB Working Paper. 2001. n°77. September.

48. *Burns A.F., Mitchell W.C.* Measuring Business Cycles. New York: NBER, 1946.
49. *Camba-Mendez G., Rodriguez-Palenzuela D.* Assessment criteria for output gap estimates // *Economic Modelling*. 2003. Vol. 20 (3). May. P. 528–561.
50. *Canova F.* Detrending and Business Cycles Facts // *Journal of Monetary Economics*. 1998. Vol. 41(3). P. 475–512.
51. *Cayen J.-P., van Norden S.* The reliability of Canadian output-gap estimates // *The North American Journal of Economics and Finance*. 2005. Vol. 16(3). P. 373–393.
52. *CBO.* CBO's Method for Estimating Potential Output: An Update // Congressional Budget Office. 2001. Washington, DC (available at: <http://www.cbo.gov/sites/default/files/cbofiles/ftpdocs/30xx/doc3020/potentialoutput.pdf>).
53. *Cerra V., Chaman Saxena S.* Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden // *IMF WP/00/59*. 2000.
54. *Chagny O., Döpke J.* Measures of the Output Gap in the Euro-Zone: An Empirical Assessment of Selected Methods // *Kiel Working Paper*. 2001. n°1053. June.
55. *Claus I., Conway P., Scott A.* The Output Gap: Measurement, Comparisons and Assessment // *Reserve Bank of New Zealand Research Paper*. 2000. n°44.
56. *Cotis J.P., Elmeskov J., Mourougane A.* Estimates of potential output: benefits and pitfalls from a policy perspective // *Reichlin L.* (ed.) *The Euro Area Business Cycle: Stylized Facts and Measurement Issues*. CEPR. London, 2004 (ungated version: <http://www.oecd.org/dataoecd/60/12/23527966.pdf>).
57. *D'auria F., Denis C., Havik K., Mc Morrow K., Planas C., Raciborski R., Röger W., Rossi A.* The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates & Output Gaps//*Economic Papers* 420. 2010. European Commission (available at: http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/economic_paper/2010/pdf/ecp420_en.pdf).
58. *De Broek M., Koen V.* The Great Contractions in Russia, the Baltics and the Other Countries of the Former Soviet Union: A View from the Supply Side // *IMF Working Paper*. 2000. WP/00/32.
59. *De Brouwer G.* Estimating Output Gaps// *Research Discussion Paper* 9806. 1998. Reserve Bank of Australia.

60. *De Masi P.* IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice // Staff Studies for the World Economic Outlook. 1997. December.
61. *Dias M.-H.A., Dias J., Evans Ch.L.* Estimation of the Cyclical Component of Economic Time Series//National Council of Research and Development (CNPq). 2004. Brazil and Research Department of the Federal Reserve Bank of Chicago, USA.
62. *Dolinskaya I.* Explaining Russia's Output Collapse // IMF Staff Papers. 2000. Vol. 49. No. 2. P. 155–174.
63. *Dupasquier C., Guay A., St-Amant P.* A Survey of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap // Journal of Macroeconomics. 1997. Vol. 21. P. 577–595.
64. *Durlauf S.N., Quah D.T.* The New Empirics of Economic Growth // Centre for Economic Performance Discussion paper. 1998. No. 384 (January).
65. *European Central Bank.* Potential output growth and output gaps, concepts, uses and estimates // Monthly Bulletin. 2000. October. P. 37–47.
66. *Evans P.* Using Panel Data to Evaluate Growth Theories // International Economic Review. 1998. Vol. 39. No. 2 (May). P. 295–306.
67. *Friedman M.* *A Theory of the Consumption Function.* Princeton. NJ: Princeton University Press, 1957.
68. *Friedman M.* The Role of Monetary Policy // The American Economic Review. 1968. Vol. 58. No. 1. P. 1–17.
69. *Friedman M.* *A Theory of the Consumption Function.* Princeton, NJ: Princeton University Press, 1957.
70. *Furceri D., Mourougane A.* The Effect of Financial Crises on Potential Output: New Empirical Evidence from OECD Countries//OECD Economics Department Working Papers. 2009. No. 699.
71. *Giorno C., Richardson P., Roseveare D., Noord P. van den.* Estimating potential output, output gaps and structural budget balances // OECD Economic Department Working Paper. 1995. No. 157 (available at: <http://www.oecd.org/dataoecd/32/52/1863308.pdf>).
72. *Goldman Sachs.* Dreaming With BRICs: The Path to 2050//Goldman Sachs. Global Economics Paper. 2003. No. 99. October.
73. *Gundlach E.* The Solow Model in the Empirics of Cross-Country Growth // Kiel Institute for the World Economy. Germany. March

- 2006 (Paper presented at the AEA annual meeting in Boston, 6–8 January 2006).
74. *Hall R.E., Jones Ch. I.* Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others? // *The Quarterly Journal of Economics*. 1999. Vol. 114. No. 1. (Feb.). P. 83–116.
 75. *Harvey A., Jaeger A.* Detrending, Stylised Facts and the Business Cycle // *Journal of Applied Econometrics*. 1993. Vol. 8. P. 231–247.
 76. *Henderson R.* Note on Graduation by Adjusted Average // *Transactions of the American Society of Actuaries*. 1916. Vol. 17. P. 43–48.
 77. *Hodrick R., Prescott E.* Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation // *Journal of money, credit and banking*. 1997. Vol. 29. No. 1. P. 1–16.
 78. *Hofman A, Tapia H.* Potential output in Latin America: a standard approach for the 1950-2002 period // *Serie Estudios estadísticos y prospectivos*. 2003. No. 25. CEPAL.
 79. *International Monetary Fund.* United States Selected Issues, 2002. Chapter 1.
 80. *Islam N.* Growth Empirics: A Panel Data Approach // *The Quarterly Journal of Economics*. 1995. Vol. 110. No. 4 (Nov.). P. 1127–1170.
 81. *Jorgenson D., Griliches Z.* The Explanation for Productivity Change // *Review of Economic Studies*. 1967. Vol. 34 (3). P. 249–283.
 82. *Kalasopatan C., Letondu F.* Cycles économiques // *Problèmes économiques*. 2008. N° 2.949. 4 juin.
 83. *Kaldor N.* Capital Accumulation and Economic Growth // Lutz (ed.) *Theory of Capital*, 1961.
 84. *Kalman R.E.* A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems // *Journal of Basic Engineering*. 1960. Transactions ASME. Series 82. P. 35–45.
 85. *Kichian M.* Measuring Potential Output with a State Space Framework // Working Paper 99-9. 1999. Bank of Canada.
 86. *King R.G., Rebelo S.T.* Low frequency filtering and real business cycles // *Journal of Economic Dynamics and Control*. Elsevier. 1993. Vol. 17(1-2). P. 207–231.
 87. *Konuki T.* Estimating Potential Output and the Output Gap in Slovakia // IMF Working Paper 08/275. 2008 (Washington: International Monetary Fund).
 88. *Kuttner K.N.* Estimating Potential Output as a Latent Variable // *Journal of Business and Economic Statistics*. 1994. 12. P. 361–368.

89. *Kydland F., Prescott E.* Time to Build and Aggregate Fluctuations // *Econometrica*. 1982. Vol. 50. P. 1345–1370.
90. *Ladiray D., Mazzi G.L., Sartori F.* Statistical methods for potential output estimation and cycle extraction // *European Communities*. 2003.
91. *Lucas R.E. Jr.* Expectations and the Neutrality of Money // *Journal of Economic Theory*. 1972. Vol. 4 (April). P. 103–124.
92. *Mankiw G., Romer D., Weil D.* A Contribution to Empirics of Economic Growth // *Quarterly journal of economics*. 1992. Vol. 107. No. 2. P. 407–437.
93. *McCarthy M.D.* The U.S. Productivity Growth Recession: History and Prospects for the Future // *The Journal of Finance*. 1978. Vol. 33. P. 977–989.
94. *Mc Morrow K., Röger W.* Potential output: measurement methods, 'new' economy influences and scenarios for 2001–2010 // *ECFIN Economic Paper*. 2001. n°150 (available at: http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/publication11048_en.pdf).
95. *Mitchell W.C.* What Happens During Business Cycles: A Progress Report. New York: NBER, 1951.
96. *Murray C.J.* Cyclical properties of Baxter-King filtered time series // *Review of Economics and Statistics*. 2003. Vol. 85(2). P. 472–476 (Ungated version is available at: <http://userwww.service.emory.edu/~zliu5/seminars/murray.pdf>).
97. *Norden S. van.* How Precise are Our Estimates of the Current Output Gap? New Evidence from Multivariate Estimates for the Euro-Zone // *Computing in Economics and Finance*. 2004. Society for Computational Economics.
98. *North D.C., Weingast B.R.* Constitutions and Commitment: The Evolution of Institutional Governing Public Choice in Seventeenth-Century England // *The Journal of Economic History*. 1989. Vol. 49. No. 4. P. 803–832 (http://journals.cambridge.org/abstract_S0022050700009451).
99. *Orphanides A., Norden S. van.* The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time // *Review of Economics and Statistics*. 2002. 84(4). P. 569–583.
100. *Pasricha G.K.* Kalman Filter and its Economic Implications // *MPRA paper*. 2006. No. 22734 (available at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/22734/>).
101. *Phelps E.S.* Introduction // *Phelps E.S. et al. Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*. New York: W.W. Norton, 1970.

102. *Phelps E.S.* Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium // The Journal of Political Economy. 1968. Vol. 76. No. 4. Part 2: Issues in Monetary Research. 1967. P. 678–711.
103. *Planas C., Rossi A.* Univariate versus bivariate decomposition and reliability of real-time output gap estimates // Institute for systems, informatics and safety. 2000. TP361. Joint Research Centre of European Commission (http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_PUBLIC/NTTS2001/37.pdf).
104. *Razin A.* Aggregate Supply and Potential Output // NBER Working Paper. 2004. No. 10294.
105. *Rennison A.* Comparing alternative output gap estimator: a monte carlo approach // Bank of Canada Working Paper. 2003. 2003-8 (available at: <http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/02/wp03-8.pdf>).
106. *Richards G.R.* Endogenous technological advance in an econometric model: implications for productivity and potential output in the United States // Economic Modelling. 2000. Vol. 17. P. 13–34.
107. *Richardson P., Boone L., Giorno C., Meacci M., Rae D., Turner D.* The concept, policy use and measurement of structural unemployment: estimating a time-varying Nairu across 21 OECD countries // OECD Economic Department Working Paper 2000. n°250. June (available at: <http://dx.doi.org/10.1787/785730283515>).
108. *Romer D.* Advanced Macroeconomics. The McGraw-Hill Companies, Inc., 1996.
109. *Romer P.M.* Capital Accumulation in the Theory of Long Run Growth // In Modern Business Cycle Theory / ed. by Barro R.J. Cambridge, Mass.: Harvard Univ. Press, 1989.
110. *Rünstler G.* The Information Content of Real-Time Output Gap Estimates: An Application to the Euro Area // ECB Working Paper. 2002. n°182.
111. *Sato K.* Japan's potential output and the GDP gap: a new estimate // Journal of Asian Economics. 2001. Vol. 12. P. 183–196.
112. *Schumpeter J.* Business Cycles: a Theoretical, Historical and Statistical Analysis of the Capitalist Process. 2 vols. New York: McGraw-Hill, 1939.
113. *Scott A.* Stylised Facts from Output Gap Measures // Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series. 2000.
114. *Slevin G.* Potential Output and the Output Gap in Ireland // Central Bank of Ireland technical paper. 2001. 5/RT/01. September.

115. *Solow R.M.* A Contribution to the Theory of Economic Growth // Quarterly Journal of Economics. 1956. Vol. 70 (February). P. 64–94. Reprinted in Stiglitz J.E., Usawa H. (ed.) Readings in the Modern Theory of Economic Growth. Cambridge: MIT Press, 1969.
116. *Solow R.M.* Technical Change and the Aggregate Production Function // The Review of Economics and Statistics. 1957. Vol. 39. № 3. P. 312–320.
117. *Solow R.M.* Technical Progress, Capital Formation, and Economic Growth // The American Economic Review. 1962. Vol. 52. No. 2. Papers and Proceedings of the Seventy-Fourth Annual Meeting of the American Economic Association (May, 1962). P. 76–86.
118. *Stock J.H., Watson M.W.* Variable Trends in Economic Time Series // The Journal of Economic Perspectives. 1988. Vol. 2. No. 3. P. 147–174.
119. *Torres R., Martin J.* Potential Output in the Seven Major OECD Countries // OECD Economics Department Working Papers. 1989. No. 66.
120. *Tinbergen J.* Professor Douglas' Production Function // Review of the International Statistical Institute. 1942. Vol. 10. No. 1/2. P. 37–48.
121. *Turner D., Richardson P., Rauffet S.* Modelling the Supply Side of the Seven Major OECD Economies // OECD Economic Department Working Paper. 1996. n°167.
122. *Zhang X., Conn L.* Estimating the Cyclical Component from Annual Time Series // Analytical Services Branch, Australian Bureau of Statistics, Canberra, 2007.

Приложения

Приложение 1

В данном Приложении приводится более подробное описание различных методов оценки потенциального ВВП, производственного разрыва и связанных с ним понятий. Основной упор делается на наиболее популярные методы, которые используются правительствами ведущих стран мира и международными организациями. В частности, наиболее подробно рассматривается метод производственной функции.

A1. Одномерные неструктурные подходы

A1.1. Линейный тренд

Это самый простой способ оценки потенциального объема производства. Предполагается, что трендовая составляющая выпуска является линейной функцией по времени. В рамках данного метода оценивается следующая линейная регрессия:

$$\text{Ln}Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon, \quad (\text{П1.1})$$

где Y_t – наблюдаемый объем производства, t – период времени (как правило, квартал или год) и ε – случайная ошибка. Потенциальный выпуск – $\beta_0 + \beta_1 t$. Очевидным недостатком этого метода является то, что он не предусматривает наличие каких-либо долгосрочных шоков предложения в системе и предполагает постоянные темпы роста потенциального объема производства (оценка угла наклона). Кроме того, оцененный разрыв в выпуске может не всегда быть стационарным (так как стохастический тренд не полностью устра-

нен). В результате линейный тренд может сместить оценку производственного разрыва ввиду частичного просачивания трендовых составляющих в циклическую компоненту.

А.1.2. Сплит временной тренд

Сплит-тренд аналогичен линейному тренду, однако в данном случае трендовый выпуск рассчитывается в течение каждого цикла, где цикл определяется как период между пиками экономического роста. Эта спецификация предполагает, что оцененный тренд изменяется между циклами, но не в течение каждого цикла. Этот метод является простым, но на практике определение пиков цикла может быть затруднительным. Разрывы в выпуске, полученные при помощи описываемого метода, являются симметричными в течение каждого полного цикла.

А.1.3. Фильтр Ходрика–Прескотта (НР)

Этот фильтр позволяет оценить трендовую компоненту ВВП путем компромисса между хорошей подгонкой фактического временного ряда и степенью гладкости ряда тренда. Формально в рамках данного метода минимизируется следующая функция:

$$\min_{Y_t^*} \{ \sum_{t=1}^T (\ln Y_t - \ln Y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T-1} [(\ln Y_{t+1}^* - \ln Y_t^*) - (\ln Y_t^* - \ln Y_{t-1}^*)]^2 \}, \quad (\text{П1.2})$$

где Y_t^* – тренд объема производства,

λ – параметр, который определяет степень гладкости результирующего тренда, значение которого зависит от относительной величины дисперсии шоков постоянных и временных компонент выпуска [Hodrick, Prescott, 1997]. Соображения в отношении этого фильтра очень просты. Первое слагаемое является «штрафом» за отклонения от наблюдаемого объема производства. Таким образом, если $\lambda = 0$, то $Y_t^* = Y_t$. Второе слагаемое является «штрафом» за отклонения от линейного тренда (для линейного тренда выражение в квадратных скобках равно нулю). Таким образом, большая λ позволяет получить оценку потенциального ВВП, близкую к линейному тренду.

Основным недостатком такого подхода является то, что значение λ является произвольным. Ходрик и Прескотт предложили значение $\lambda = 1600$ для квартальных и $\lambda = 100$ для годовых данных по ВВП США на основе оценки относительного размера шоков временных рядов США. Параметр $\lambda = 100$ (для годовых данных) позволяет выделить циклы до 15–16 лет, в то время как $\lambda = 10$ соответ-

стует циклам длиной не более 8 лет. Предположительно «оптимальный» выбор λ определяется отношением дисперсии тренда к дисперсии цикла. Механическое детрендирование на основе НР-фильтра может привести к ложной цикличности временных рядов и чрезмерному сглаживанию структурных сдвигов. Еще одним значительным недостатком НР-фильтра, как и во многих других фильтрах, является его неточность в конце выборки, где точность особенно важна с точки зрения принятия решений. Смещение отражает симметричный тренд по всей выборке в целом и различные ограничения, которые применяются в выборке и по ее краям. Вывод НР-фильтра (условия первого порядка и т.д.) приведены в [Ladiray, Mazzi, Sartori, 2003].

А.1.4. Фильтр Бакстера–Кинга (ВК), или полосовой (band-pass) фильтр

ВК-фильтр, разработанный в работе [Baxter, King, 1999], принадлежит к классу фильтров, которые могут быть выражены в терминах скользящего среднего:

$$y_t^* = \sum_{i=-N}^M w_i y_{t-i}, \quad (\text{П1.3})$$

где y – логарифм ВВП, w_i – набор весов. Простейшим примером ВК-фильтра является центрированное скользящее среднее $y_t^* = \frac{1}{2K+1} \sum_{i=-K}^K y_{t-i}$. Как правило, $K = 2$ для квартальных данных и $K = 6$ для месячных данных. В действительности многие фильтры, предназначенные для удаления некоторых частотных компонент в терминах частот, могут быть выражены в терминах времени как простое скользящее среднее. Таким образом, «низкочастотные (low-pass) фильтры» устраняют высокочастотные сигналы (крайним случаем таких фильтров является простое линейное детрендирование, описанное выше), а «высокочастотные (high-pass) фильтры» устраняют низкочастотные компоненты. ВК-фильтр является центрированным скользящим средним, или «полосовым» фильтром, предназначенным для удаления частот в диапазоне от нижней границы до верхней границы спектра частот. Фильтр имеет форму (П1.1) при $N=M=K$. Как правило, K колеблется от 6 до 32 при квартальных данных, что является обычным диапазоном для США.

Как во всех сглаживающих фильтрах скользящего среднего, в случае ВК-фильтра K наблюдений в начале и в конце выборки те-

ряются при расчетах фильтров, что делает его бесполезным для кварталов в конце выборки. Аналогично, как многие фильтры скользящего среднего, ВК-фильтр может порождать ложную динамику циклических компонент.

А.1.5. Одномерные модели ненаблюдаемых компонент (УС)

Модель УС разделяет временной ряд на две независимые составляющие: стохастическую компоненту тренда и циклическую компоненту, при условии, что шоки этих двух компонент независимы. Формально

$$y_t = y_{1t} + y_{2t} \tag{П1.4}$$

$$y_{1t} = \delta + y_{1,t-1} + e_{1t} \tag{П1.5}$$

$$y_{2t} = \varphi_1 y_{1,t-1} + \varphi_2 y_{2,t-2} + e_{2t} \tag{П1.6}$$

$$e_{it} \sim i. i. d. N(0, \sigma_i^2), i = 1, 2 \ E[e_{1t} e_{2t}] = 0 \text{ для всех } t, \tag{П1.7}$$

где корни $(1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2) = 0$ лежат вне единичного круга (L – лаговый оператор). Если принять y_{1t} и y_{2t} в качестве ненаблюдаемых переменных состояния, эта модель может быть представлена в пространстве состояний следующим образом:

$$y_t = [1 \quad 1 \quad 0] \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} \tag{П1.8}$$

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \varphi_1 & \varphi_2 \\ 0 & 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ 0 \end{bmatrix} \tag{П1.9}$$

Затем модель оценивается с помощью так называемого фильтра Калмана. Фильтр Калмана является рекурсивным линейным фильтром, впервые разработанным в виде дискретного фильтра, предназначенного для использования инженерными науками и впоследствии адаптированного для статистики и эконометрики. Основная идея фильтра достаточно проста. Фильтр Калмана рассчитывает условную плотность распределения ненаблюдаемых компонент с помощью теоремы Байеса, функциональную форму связи с наблюдаемыми компонентами, уравнение движения и предположения

относительно распределения ошибки. Иными словами, фильтр использует текущее наблюдение наблюдаемой переменной и предполагаемую функциональную зависимость (например, экономическую модель), чтобы предсказать значение ненаблюдаемой переменной в следующем периоде, а затем использует фактическую реализацию переменной в следующем периоде, которая отражает значение ненаблюдаемой переменной с некоторой погрешностью, в целях обновления первоначального прогноза. Оптимальным является линейный фильтр Калмана, т.е. оценка минимальной среднеквадратичной ошибки, если наблюдаемая переменная и шум одновременно являются гауссовскими¹.

А.2. Многомерные фильтры

Многомерные фильтры дополняют одномерные фильтры некоторыми экономическими соотношениями. Далее нами будет описан только один такой фильтр, многомерный НР или НРМV-фильтр, в качестве иллюстрации того, как одномерные фильтры распространяются на многомерный случай. Отметим также, что НРМV-фильтр является самым популярным многомерным фильтром для оценки потенциального ВВП и производственного разрыва.

НРМV оценивает потенциальный объем производства (например, тренд ВВП) путем минимизации средневзвешенного отклонения ВВП от потенциального, изменений в потенциальных темпах роста и ошибок в структурном соотношении с тремя условиями. Более точная оценка потенциального ВВП и, следовательно, разрыва в выпуске может быть получена путем наложения ограничений соответствующей дополнительной информацией на НР-фильтр. Потенциальный ВВП, таким образом, определяется как ряд, минимизирующий следующую функцию потерь:

$$\min_{Y_t^*} \{ \sum_{t=1}^T (\ln Y_t - \ln Y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T-1} [(\ln Y_{t+1}^* - \ln Y_t^*) - (\ln Y_t^* - \ln Y_{t-1}^*)]^2 + \sum_{t=1}^T \beta_t \varepsilon_{\pi,t}^2 + \sum_{t=1}^T \mu_t \varepsilon_{\bar{u},t}^2 + \sum_{t=1}^T \psi_t \varepsilon_{CU,t}^2 \}, \text{ [П1.10]}$$

где $\varepsilon_{\pi,t}^2$, $\varepsilon_{\bar{u},t}^2$, $\varepsilon_{CU,t}^2$ – остатки ценовой кривой Филлипса, соотношения Оукена (эмпирически тестируемого как зависимость между темпом роста ВВП и изменением безработицы) и соотношения между уровнем загрузки производственных мощностей и производственным разрывом соответственно. Вопрос определения весов различ-

¹ Относительно доступное для понимания описание фильтра Калмана см. в работе [Pasricha, 2006].

ных компонент в функции потерь остается открытым. Несмотря на то что веса могут быть оценены, в целом предполагается, что они известны в литературе.

А.3. Подход производственной функции

Ниже нами описывается методология, используемая Бюджетным конгрессом США (СВО) и Канады (РВО), а также ЕС.

А.3.1. Методология производственной функции, используемая СВО США¹

СВО США оценивает потенциальный ВВП отдельно для нескольких секторов экономики, а затем суммирует полученные оценки для определения совокупного потенциального ВВП. Для получения оценок реального ВВП номинальный ВВП каждого сектора взвешивается по цепным взвешенным индексам Фишера в годовом исчислении.

До сих пор основным сектором считается несельскохозяйственный предпринимательский сектор. К остальным секторам относятся государство, сельское хозяйство, домашние хозяйства и некоммерческие учреждения, а также жилье. Оценка потенциального ВВП несельскохозяйственного предпринимательского сектора производится в первую очередь путем оценивания соответствующих значений капитала, труда и СФП, а затем объединения их в производственную функцию Кобба–Дугласа с долей (эластичностью) труда 0,7 и долей капитала 0,3. То есть

$$\ln Y = \ln TFP + 0,7 \ln L + 0,3 \ln K \quad (\text{П1.11})$$

Следует обратить внимание на то, что СВО не оценивает доли труда и капитала с помощью эконометрических методов, а использует вышеприведенные фиксированные коэффициенты. Считается, что эконометрическое оценивание этих коэффициентов может скорее создать проблемы, чем их решить. Для приведения факторов к потенциальному уровню, необходимо удалить из них дисперсию, объясняемую исключительно колебаниями экономического цикла. В идеале, итоговые ряды будут не только содержать в себе тренд, но и привязываться к некоторому показателю производительности экономики. СВО используется регрессионное уравнение, включающее линейные временные тренды в целях циклической корректировки затрат труда и СФП.

¹ См. [СВО, 2001].

Затраты труда. Затраты труда в производственной функции измеряются как отработанные часы в несельскохозяйственном предпринимательском секторе. Данный показатель состоит из трех компонент: рабочая сила, занятость и средняя продолжительность рабочей недели. Бизнес-цикл влияет на каждый компонент по-разному. Таким образом, каждая компонента корректируется отдельно на основе одного и того же уравнения. В качестве ориентира СВО используется показатель NAIRU. Он оценивается с помощью соотношения между инфляцией и безработицей, описываемого кривой Филлиписа. Второе предположение в уравнении циклической корректировки СВО – гладкие временные тренды – означает, что потенциальная рабочая сила растет с постоянной скоростью в течение одного или нескольких заданных исторических периодов. Согласно методике СВО потенциальные значения параметров в модели не обязательно должны соответствовать одному временно-му тренду по всей выборке. Вместо этого в модели может быть несколько временных трендов, каждый из которых берет начало на пике экономического цикла. Допущение разрывов в тренде означает, что темпы роста потенциальной рабочей силы постоянны в течение каждого цикла, но могут различаться от одного делового цикла к следующему. Определение интервалов временных трендов на основе полного бизнес-цикла бизнес гарантирует, что тренды оцениваются единообразно в течение всей исторической выборки.

Таким образом, уравнение циклической корректировки выглядит как

$$\ln\left(\frac{LF}{LF^*}\right) = \alpha(U - U^*) + \varepsilon, \quad (\text{П1.12})$$

где LF и LF^* представляют собой фактическую и потенциальную гражданскую рабочую силу соответственно. Аналогично U и U^* обозначают фактический уровень безработицы и NAIRU. В этом уравнении LF^* предполагается кусочно-линейной. То есть потенциальный объем рабочей силы следует гладким трендам с течением времени, возможно, с разрывами на пиках бизнес-циклов. Приведенное выше уравнение трансформируется в следующее:

$$\ln(LF) = \alpha(U - U^*) + f(T_1, \dots, T_n) + \varepsilon, \quad (\text{П1.13})$$

где функция $f(\cdot) = LF^*$ линейна по времени в течение каждого цикла, а T_i представляет собой время (в квартальном исчислении) с

момента пика i -го цикла. Это уравнение оценивается как кусочно-линейная регрессия методом наименьших квадратов (МНК) с использованием квартальных данных. Из этого уравнения в дальнейшем оценивается потенциальная рабочая сила, LF^* , при предположении, что $U = U^*$. Далее, потенциальная занятость рассчитывается как $[1 - (\frac{U^*}{100})] \times LF^*$. Аналогичное уравнение используется для оценки потенциальной занятости в государственном секторе, сельском хозяйстве и т.д., а полученные результаты вычитаются из совокупного потенциального объема занятости для получения потенциальной занятости в несельскохозяйственном предпринимательском секторе. Наконец, потенциальная средняя продолжительность рабочей недели оценивается на основе регрессии, аналогичной (13), приведенной выше, и умножается на потенциальную занятость в целях оценки потенциального объема отработанных часов в несельскохозяйственном секторе¹.

Величина затрат капитала рассчитывается как средневзвешенный индекс капитала в различных отраслях, при этом в качестве весов используются цены на недвижимость. В отличие от труда, объем капитала с поправкой на экономические циклы не оценивается. Земли, используемые в несельскохозяйственном секторе, также входят в величину затрат капитала как фактор производства.

Совокупная факторная производительность рассчитывается путем подстановки фактических исторических значений для производства и капитала и трудовых затрат в уравнение (11). По сути, СФП рассчитывается как индекс, темп роста которого равен темпу роста объема производства за вычетом средневзвешенного темпа роста факторов производства, где в качестве весов выступают доли факторов (0,7 и 0,3) в уравнении (11). Аналогично рабочей силе, СФП следует скорректировать для получения потенциальной СФП, прежде чем рассчитывать потенциальный ВВП. Для такой корректировки используется уравнение наподобие (13). Иногда оценка потенциальной СФП должна быть скорректирована с помощью нестатистических методов в целях идентификации шоков, влияющих на СФП, таких как технологические изменения в компьютерном производстве.

Потенциальный ВВП в других секторах, помимо несельскохозяйственного, оценивается простым способом. Например, ВВП государственного сектора рассчитывается как сумма оплаты труда в

¹ Существуют также другие незначительные корректировки, которые в настоящем исследовании не обсуждаются.

этом секторе и амортизации государственного капитала. Оплата труда корректируется на циклические колебания, а амортизация не корректируется никак. В секторе домашних хозяйств и некоммерческих организаций СВО вычисляет потенциальный объем отработанных часов и потенциальную производительность (объем выпуска в час), используя уравнение, аналогичное (13), а затем суммирует полученные величины для оценки потенциального объема производства в этом секторе. В данном случае объем работы, выполняемой сотрудниками некоммерческих организаций и работниками домашних хозяйств, определяется как сумма всех компенсаций, выплаченных работникам. В жилищном секторе СВО использует показатель жилищного фонда и оценку производительности этого фонда без его корректировки до потенциального уровня. Вместо этого СВО сглаживает производительность капитального жилищного фонда столицы с помощью централизованного скользящего среднего с шагом в 5 лет.

А.3.2. Методология производственной функции, используемая ЕС¹

Несмотря на то что, как и в США, подход ЕС также предполагает использование функциональной формы Кобба–Дугласа для оценки потенциального ВВП и разрыва в выпуске, методология его оценки несколько сложнее, чем в СВО. Подход ЕС начинается со следующей производственной функции:

$$Y = (U_L L E_L)^\alpha (U_K K E_K)^{1-\alpha} = L^\alpha K^{1-\alpha} \times TFP, \quad (П1.14)$$

где

$$TFP = (E_L^\alpha E_K^{1-\alpha})(U_L^\alpha U_K^{1-\alpha}), \quad (П1.15)$$

и затраты труда и капитала корректируются на уровень избыточных производственных мощностей, U_L, U_K , с поправкой на уровень эффективности E_L, E_K . Затраты факторов производства измеряются в физических единицах: труд представлен в отработанных часах, а капитал является всеобъемлющей мерой, которая включает расходы на сооружения и оборудование частного и государственного

¹ См. работу [D'Auria et al., 2010], в которой приводится полное техническое описание представленной нами методологии.

секторов. Для всех стран предполагается одна и та же спецификация Кобба–Дугласа, со средней долей заработной платы в ЕС-15 за период 1960–2003 гг., используемая в качестве оценки эластичности труда, α , и равная 0,63. Однако, поскольку эта величина близка к общепринятой 0,65, последняя используется для оценки.

Значения капитала и труда, которые используются в (П1.14), кратко описаны ниже.

Капитал. Потенциальный капитал определяется как объем капитала при полном использовании существующего запаса капитала в экономике. Поскольку капитал является показателем общей мощности в экономике, нет необходимости в сглаживании данного ряда в рамках подхода производственной функции. Кроме того, несглаженный ряд капитала является относительно стабильным для ЕС и США, поскольку, даже если инвестиции являются очень волатильными, вклад капитала в рост довольно постоянен, так как чистые инвестиции в любой конкретный год представляют лишь малую долю запаса капитала. Для измерения запаса капитала используется метод непрерывной инвентаризации, который является исходным предположением относительно размера соотношения капитал/выпуск.

Труд. Определение максимального потенциального вклада затрат труда в производство является более сложной задачей ввиду высокой сложности оценки «нормального» уровня использования труда. Затраты труда измеряются в отработанных часах. Оценка трендовых затрат труда осуществляется в несколько этапов. Во-первых, определяется максимально возможный уровень затрат труда (фактическое население в трудоспособном возрасте). Тогда трендовые затраты труда определяются путем механического детрендирования (с помощью HP-фильтра) доли участия. На следующем этапе трендовая занятость/безработица рассчитывается в соответствии со стабильной, не ускоряющей заработной платой/инфляцией (NAWRU). Наконец, трендовый ряд отработанных часов (потенциальное предложение труда) рассчитывается путем умножения трендовой занятости и трендового среднего количества отработанных часов.

Трендовая СФП. Тренд в уровне эффективности использования ресурсов измеряется с помощью модели двумерного фильтра Калмана, основанной на связи между циклом СФП и уровнем загрузки производственных мощностей в экономике.

Потенциальный ВВП может быть представлен уравнением (П1.14) при полном использовании потенциальных затрат факторов производства:

$$Y^P = (L^P E_L^T)^\alpha (K^P E_K^T)^{1-\alpha}, \quad (\text{П1.16})$$

где индекс P обозначает «потенциальные» затраты труда и капитала, а индекс T относится к «трендовому» значению СФП.

А.3.3. Методология производственной функции, используемая в Канаде¹

Нами приводится краткое описание методологии, используемой в Канаде, потому что она отличается от обычной методологии производственной функции тем, что она не предполагает включение затрат капитала в расчеты. Потенциальный ВВП измеряется РВО Канады со стороны предложения в экономике, используя следующее тождество: $Y = L \times (Y/L)$. Это тождество утверждает, что реальный ВВП равен затратам труда, умноженным на производительность труда (Y/L). Таким образом, РВО оценивает и прогнозирует трендовые показатели затрат труда и производительности труда отдельно, а затем объединяет их для расчета потенциального ВВП.

Затраты труда, т.е. общее количество отработанных часов, определяется как произведение численности населения трудоспособного возраста (LFPOP), совокупного уровня занятости (LFEF) и среднего количества отработанных часов (AHW) одним занятым в течение заданной недели, т.е. $L = LFPOP \times LFEF \times AHW \times 52$. Население трудоспособного возраста определяется как лица в возрасте 15 лет и старше, данные по которым взяты из Обследования рабочей силы. Поскольку численность населения трудоспособного возраста изменяется медленно в течение времени и не демонстрирует циклические движения, фактическая и прогнозируемая численность населения трудоспособного возраста считаются равными тренду.

Второй компонентой затрат труда является уровень занятости, который определяется как доля работающего населения трудоспособного возраста. РВО оценивает трендовый уровень занятости, используя гибридный метод, или, точнее, модель, дополненную методологией фильтрации. В частности, РВО применяет модель когорты рождения, где уровень занятости моделируется как функция циклического фактора, структурного фактора и специфического фактора когорты. Для построения трендового уровня занятости

¹ См. работу [Barnett, Matier, 2010].

РВО применяет технику НР-фильтра для выделения циклической и трендовой динамики в каждой когорте. Поскольку главной обсуждаемой проблемой НР-фильтра является проблема конечных наблюдений в выборке, РВО увеличивает объем исторических данных с помощью своих модельных прогнозов уровня занятости отдельных возрастов и полов, а затем применяет НР-фильтр к дополненному таким образом ряду. Совокупный трендовый уровень занятости рассчитывается путем взвешивания отдельных показателей занятости по полу и возрасту, по их соответствующим долям в численности населения. В связи с тем что уровень занятости не является постоянным на протяжении всего жизненного цикла, а, скорее, имеет форму выпуклой вверх кривой, сдвиги в возрастном распределении могут оказывать значительное влияние на общий уровень занятости.

Третьей компонентой затрат труда является среднее количество часов в неделю, отработанных наемными работниками. В то время как численность населения в трудоспособном возрасте и совокупный уровень занятости определяют объем рабочей силы, средняя продолжительность рабочей недели является мерой интенсивности использования имеющихся кадровых ресурсов. За последние 30 лет средняя продолжительность рабочей недели в Канаде сокращалась, упав с примерно 35,5 ч в неделю в среднем в середине 70-х годов до менее 34 ч в течение последних 2 лет. РВО оценивает трендовое среднее количество отработанных часов в неделю также (как и уровень занятости) с помощью расширенной методологии фильтрации. Однако ввиду отсутствия различимых эффектов когорты в среднем количестве отработанных часов в неделю, для прогнозирования отработанных часов в РВО используется повозрастная модель фиксированных эффектов. Для борьбы с проблемой конечных наблюдений выборки исторические данные дополняются прогнозными рядами отработанных часов для отдельных возрастов и полов, затем расширенный таким образом ряд фильтруется при помощи НР-фильтра.

Последней компонентой, необходимой для оценки потенциального ВВП, является трендовая производительность труда. РВО оценивает трендовую производительность труда с использованием расширенной методологии фильтрации, описанной выше. Поскольку в РВО в настоящее время не имеется правильно специфицированной структурной модели производительности труда, оценка и прогноз производительности производятся на основе интегриро-

ванной модели авторегрессии – скользящего среднего (ARIMA). Дополненный ряд затем сглаживается при помощи HP-фильтра.

Потенциальный ВВП затем оценивается путем объединения трендовых затрат труда и производительности труда по формуле, приведенной выше в работе.

А.4. Подход структурной VAR

Подход с использованием структурной модели векторной авторегрессии (SVAR) получил широкую известность среди ученых, однако до сих пор не применялся крупнейшими экономистами и международными организациями для официальной оценки потенциального ВВП. Мы опишем данный метод кратко, основываясь на статье [Cotis, Elmeskov, Mourougane, 2004]. Этот метод был разработан в исследовании [Blanchard, Quah, 1989]. Основной определяющей предпосылкой рассматриваемого подхода является существование двух видов шоков, влияющих на производство, на безработицу и, возможно, на другие переменные. Первый тип шоков не оказывает долгосрочного эффекта на какие-либо макроэкономические показатели, в то время как второй может оказывать долгосрочное влияние на производство (и ни на что больше). Кроме того, предполагается, что эти два вида шоков не коррелируют друг с другом на всех опережениях и запаздываниях, однако могут серийно коррелировать между собой. Первый (временный) вид шоков трактуется как шоки спроса, тогда как второй тип представляет собой шоки предложения.

Типичная модель SVAR использует информацию о рынке труда (занятости) и производственных мощностях в целях разложения фактического объема производства на постоянную компоненту тренда (предложение) и временную циклическую компоненту (спрос). Тренд интерпретируется как показатель потенциального ВВП продукции, а цикл – как показатель производственного разрыва.

На первом этапе процесса оценки соотношения описываются путем регрессии каждой из трех переменных системы (объем производства, занятость и производственные мощности) на свои собственные лаги и лаги других переменных. После того как структурные шоки идентифицируются, переменные системы могут быть выражены как сумма текущей и прошлой реализации этих шоков. Важно понимать, что результаты SVARs чувствительны к определяющим предпосылкам, которые не могут быть проверены.

Приложение 2

Варианты оценки затрат труда и капитала в производственной функции

Как отмечается в работе [Энтов и др., 2003, с. 28–30], можно выделить несколько показателей затрат труда в целях учета фактора труда в производственной функции. В первую очередь авторами выделяются такие показатели, как занятость и отработанные часы в экономике, причем предполагается, что затраты труда пропорциональны запасу трудовых ресурсов. Однако в силу слабой связи между динамикой ВДС и занятости в промышленности авторами предлагается использование скорректированного показателя трудовых затрат, равного произведению численности занятости и среднего количества часов, отработанных одним работником в год в экономике в целом.

Для учета вклада фактора капитала в экономический рост РФ нами был рассмотрен показатель основных фондов (ОФ) по полной учетной стоимости (среднее на начало и конец периода) в экономике в целом, опубликованный Росстатом. Вместе с тем, как отмечается в [Энтов и др., 2003, с. 30], динамика данного показателя слабо отражает реальность, поскольку обусловлена инфляционным обесценением, а также переоценками основных фондов.

В качестве варианта более реалистичной оценки стоимости ОФ в работе [Энтов и др., 2003, с. 31–32] предлагается оценка на основе официальных данных о выбытии и обновлении ОФ или инвестициях¹:

$$ОФ_t = ОФ_{t-1} + I_t - B_t, \quad (П2.1)$$

где $ОФ_t$ – полная стоимость основного капитала в конце года t ,

I_t – инвестиции в основной капитал в год t ,

B_t – выбытие основного капитала в год t , $B_t = ОФ_t * k_t^{выб}$,

¹ Корректировка на уровень использования производственных мощностей, аналогичная проведенной в работе [Энтов и др., 2003, с. 136–138], в данном случае не представляется возможной ввиду несопоставимости статистических данных об уровне загрузки мощностей и объема основных фондов в экономике после отмены в 2003 г. классификатора отраслей народного хозяйства (ОКОНХ) и перехода на классификатор видов экономической деятельности (ОКВЭД).

$k_t^{об}$ – коэффициент выбытия основных фондов в году t ,
а также

$$O\Phi_t = O\Phi_{t-1} + O_t - B_t, \quad (П2.2)$$

где O_t – введение основного капитала в год t , $O_t = O\Phi_{t-1} * k_t^{об}$,
 $k_t^{обн}$ – коэффициент обновления основных фондов в году t .

Авторами вышеуказанной работы отмечается, что оценка ОФ на основе данных об объеме инвестиций частично смещена, поскольку зависит от выбора дефлятора для перевода инвестиций в цены базового года. Соответственно, более корректным авторам представляется расчет ОФ на основе коэффициентов ввода и выбытия.

Нами была предпринята попытка дополнительного уточнения официально опубликованных данных по ОФ, основанная на корректировке объема ОФ на уровень использования производственных мощностей, объем полностью изношенных фондов, степень износа фондов, а также на оценке объема фондов, используемых при производстве товаров¹ (подробнее см. далее).

1. Корректировка официальных данных об объеме основных фондов в экономике РФ с учетом степени загрузки производственных мощностей проводилась нами аналогично [Энтов и др., 2003, с. 136–137] по следующей формуле:

$$O\Phi_t^{корр} = \kappa_t O\Phi_t, \quad (П2.3)$$

где $O\Phi_t^{корр}$ – скорректированный объем основных фондов в экономике,

κ_t – уровень загрузки производственных мощностей.

¹ Использование объема потребления электроэнергии в качестве прокси для переменной капитала в производственной функции (см., например, [Griliches, Jorgenson, 1967]) не представляется возможным ввиду отсутствия данных об объеме потребления электроэнергии населением за весь рассматриваемый в работе период (соответствующие данные доступны только за 2005–2008 гг.). Кроме того, как отмечается в [Энтов и др., 2003, с. 17], имеющиеся официальные данные о потреблении электроэнергии в экономике включают также данные о потреблении электроэнергии в теневом и неформальном секторах, что может привести к завышенной оценке использования производственных мощностей.

При этом следует отметить, что данные об уровне загрузки производственных мощностей для экономики в целом официально не публикуется, имеются только данные об уровне загрузки мощностей по отдельным видам промышленной продукции. Однако простое усреднение имеющихся данных по видам производства не имеет содержательного смысла, поэтому для получения среднего уровня загрузки мощностей нами использовалась методика, предложенная в работе [Энтов и др., 2003, с. 136–137] и предполагающая оценку сводного индекса загрузки мощностей, C_t , как взвешенное среднее арифметическое

$$C_t = \sum_{j=1}^m w_j C_{jt} \quad , \quad (П2.4)$$

где C_{jt} – уровень использования мощности предприятий по выпуску продукции j в году t ,

m – число видов продукции в корзине,

w_j – положительные веса, дающие в сумме единицу.

2. Корректировка объема ОФ на объем полностью изношенных фондов и степень износа фондов проводилась нами с учетом данных об удельном весе полностью изношенных фондов и степени износа ОФ. При этом в целях данной работы нами было сделано допущение о том, что полностью изношенные фонды используются в производстве с меньшей эффективностью, но не являются списанными с баланса предприятий (поскольку амортизация фондов не имеет отношения к их физическому износу), ввиду низкой эффективности эти фонды вычитаются из общего объема ОФ в экономике.

3. Корректировка объема ОФ с учетом степени износа проводилась нами по следующей формуле:

$$O\Phi_t^{корр1} = O\Phi_t(1 - (\delta_t / 100)), \quad (П2.5)$$

где $O\Phi_t^{корр1}$ – объем основных фондов в экономике, скорректированный на степень износа,

δ_t – степень износа ОФ (в процентах).

4. Наконец, аналогично, например, [Tinbergen, 1942], нами был оценен объем основных фондов по видам экономической деятельности, производящим товары, а также по виду деятельности

«транспорт»¹. К этим видам деятельности были отнесены следующие:

1. В соответствии с классификатором ОКОНХ (до 2004 г.):
 - промышленность,
 - сельское хозяйство,
 - лесное хозяйство,
 - строительство,
 - транспорт.
2. В соответствии с классификатором ОКВЭД (после 2004 г.):
 - сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство,
 - рыболовство, рыбоводство,
 - добыча полезных ископаемых,
 - обрабатывающие производства,
 - производство и распределение электроэнергии, газа и воды,
 - строительство,
 - транспорт и связь.

Приложение 3

Гипотеза перманентного дохода и ее иллюстрация

Логика анализа последствий временного и постоянного увеличения дохода соответствует гипотезе перманентного дохода, предложенной М. Фридманом в 1957 г.². В первый год человек считает рост своего дохода временным явлением и значительную часть этого дохода сберегает, а не тратит на текущее потребление. Если в последующие годы доход остается на высоком уровне, индивид адаптируется (привыкает) к этому уровню и начинает больше потреблять, а эффект сбережения при этом ослабевает. Иными словами, идея Фридмана заключается в том, что потребление зависит от долгосрочного среднего дохода во все будущие периоды (называемого постоянным доходом), а не от текущего дохода. Если изменение дохода носит временный характер, постоянный доход и, соответственно, потребление изменятся относительно мало. Следова-

¹ Тем не менее необходимо принимать во внимание тот факт, что применение в анализе объема ОФ, используемого в производственных видах деятельности, предполагает также расчет объема трудовых ресурсов, занятых в производстве. Кроме того, в качестве зависимой переменной в данном случае корректнее использовать объем ВДС, создаваемой в производственных видах деятельности. Соответственно, оценку зависимости ВДС от факторов труда и капитала следовало бы проводить в отраслевом разрезе, что, однако, выходит за рамки данного исследования.

² [Friedman, Milton, 1957, Ch. 2, 3]

тельно, как было показано выше, склонность к потреблению при временном увеличении дохода окажется невысокой. Данный подход основан на стремлении людей сохранить равномерную структуру потребления в долгосрочном периоде независимо от временной структуры их дохода. В соответствии с этой логикой склонность людей к потреблению и сбережению меняется в зависимости от того, являются те или иные изменения текущего дохода временными или постоянными в целях поддержания потребления в будущем на постоянном уровне.

Гипотеза перманентного дохода может быть проиллюстрирована с помощью макроэкономической модели, предложенной Р. Барро. Данная модель включает рынок товаров, труда, услуг капитала и займов. Домохозяйства в этой модели являются собственниками своего семейного бизнеса и определяют спрос на труд и услуги капитала. Для заданных значений труда, L , и капитала, K , из условий равновесия определяются реальная заработная плата, w/P , реальная рентная стоимость капитала, R/P , и процентная ставка, i . Домохозяйства покупают и продают товары на товарном рынке, труд – на рынке труда, услуги капитала – на рынке аренды (rental market), облигации (или займы, B) – на рынке займов (bonds market). В модели предполагается, что обмен на каждом из этих рынков осуществляется при помощи единственного средства обмена – денег.

В рамках рассматриваемой модели выбор домохозяйств между потреблением, C , и сбережением для многопериодного случая описывается при помощи бюджетного ограничения, которое выглядит следующим образом:

$$C_1 + C_2/(1+i_1) + C_3/[(1+i_1)(1+i_2)] + \dots = (1+i_0)(B_0/P + K_0) + (w/P)_1L + (w/P)_2L/(1+i_1) + (w/P)_3L/[(1+i_1)(1+i_2)] + \dots \quad (\text{ПЗ.1})$$

Иными словами, согласно бюджетному ограничению (ПЗ.1) совокупная приведенная стоимость потребления домохозяйств равна сумме стоимости первоначальных активов (т.е. активов, имеющих у домохозяйств в конце 0-го года и, следовательно, в начале 1-го года) и совокупной приведенной стоимости трудового дохода.

Данное ограничение позволяет сопоставлять эффекты от временного и постоянного изменения дохода на потребление и сбережения домохозяйств. Предположим, в текущем году трудовой доход домохозяйства, $(w/P)_1L$, увеличился на единицу и данное изменение носит временный характер, причем стоимость первоначальных активов, $(B_0/P + K_0)$ и трудовой доход в последующие

периоды $(w/P)_2L$, $(w/P)_3L$, ..., остаются неизменными. Одним из вариантов, удовлетворяющим бюджетному ограничению (ПЗ.1), является то, что весь дополнительный доход будет потрачен домохозяйством на потребление в текущем году. Однако домохозяйства не склонны к такому поведению, поскольку стремятся сохранять одинаковый уровень потребления в каждый год. Поэтому в ответ на повышение трудового дохода они увеличивают потребление на одинаковую величину в каждом году. Это означает, что потребление в конкретный год, например C_1 , не может вырасти существенно. Соответственно, если трудовой доход увеличивается на единицу, то потребление увеличивается менее чем на единицу. Иными словами, при временном увеличении дохода склонность к потреблению в 1-м году для дополнительной единицы дохода в 1-м году будет небольшой.

Данная логика может быть описана и в терминах сбережений. Запишем бюджетное ограничение (ПЗ.1) для 1-го года:

$$\begin{aligned} C_1 + (B_1/P + K_1) - (B_0/P + K_0) &= \\ = (w/P)_1L + i_0(B_0/P + K_0) & \end{aligned} \quad (\text{ПЗ.2})$$

Как было показано выше, при увеличении трудового дохода на единицу потребление увеличивается менее чем на единицу. Таким образом, реальные сбережения в году 1, $(B_1/P + K_1) - (B_0/P + K_0)$, увеличиваются примерно на единицу. То есть при временном увеличении дохода склонность к сбережению в 1-м году для дополнительной единицы дохода в 1-м году примерно равна единице. Сбережения увеличиваются так сильно ввиду потребности домохозяйств в дополнительных активах для финансирования планируемого роста потребления в будущие годы.

Рассмотрим ситуацию, когда рост трудового дохода является постоянным, т.е. доход увеличивается на единицу в каждом году. Согласно многопериодному бюджетному ограничению (ПЗ.1) в таком случае домохозяйства смогут увеличить потребление в каждом году на единицу, т.е. росту потребления в каждый год будет соответствовать эквивалентный рост дохода. Такая реакция домохозяйств согласовывается с их стремлением сохранять одинаковый уровень потребления каждый год. Следовательно, при постоянном увеличении трудового дохода склонность к потреблению для дополнительной единицы дохода будет высокой, близкой к единице.

Проанализируем последствия постоянного увеличения дохода в терминах сбережений. При росте трудового дохода на единицу и росте потребления почти на единицу реальные сбережения в 1-м

году изменятся несильно или не изменятся совсем. Иными словами, при постоянном увеличении дохода склонность к сбережению в 1-м году для дополнительной единицы дохода будет низкой. Сбережения изменяются мало, поскольку в данной ситуации домохозяйства не нуждаются в дополнительных активах для финансирования планируемого увеличения потребления в будущие годы. Это увеличение будет профинансировано за счет более высокого трудового дохода.

Приложение 4

Варианты расчетов структурной, внешнеторговой и циклической компонент темпов роста ВВП РФ с использованием оценок долей затрат труда и капитала в ВВП, полученных по данным национальных счетов РФ

1. Доля затрат капитала (доля валовой прибыли и смешанных доходов в ВВП, без учета чистых налогов на производство и импорт) = 0,45, доля затрат труда (доля оплаты труда наемных работников, без учета чистых налогов на производство и импорт) = 0,55.

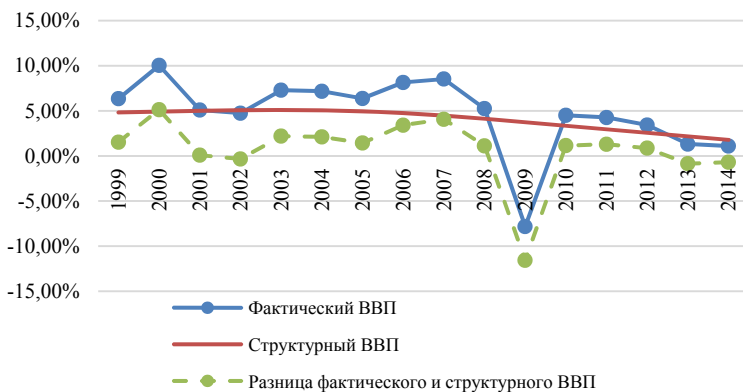


Рис. П4.1. Фактический и структурный темпы прироста ВВП, а также разница между ними, 1999–2014 гг.

Примечание. Здесь и далее в расчетах используется оценка затрат капитала, полученная на основе официально опубликованного объема основных фондов в экономике, скорректированного на уровень загрузки производственных мощностей.

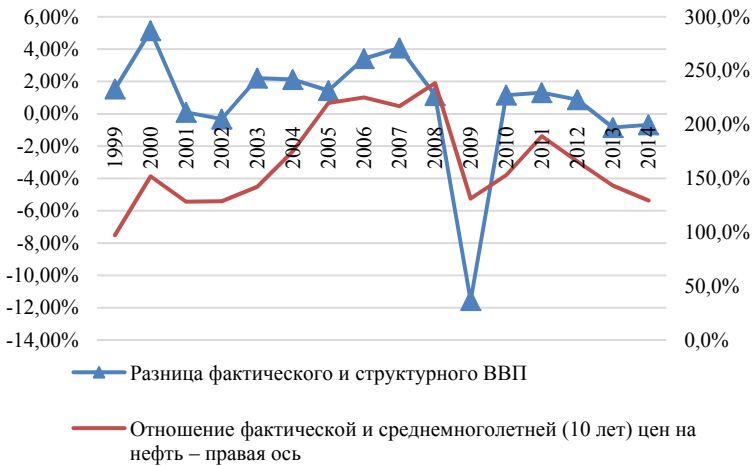


Рис. 14.2. Соотношение между фактической и среднескользящей ценами на нефть марки «Брент», а также разница между фактическим и структурным темпами прироста ВВП РФ, 1999–2014 гг.

Таблица 14.1

Регрессия разницы между фактическим и структурным темпами роста ВВП РФ (GDP_RESID) и соотношением фактической и среднескользящей цен на нефть (RATIO)

Объясняемая переменная	Разница между фактическим и структурным темпами роста ВВП в реальном выражении			
	Коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
Соотношение фактической и среднескользящей цен на нефть	0,021	0,009	2,37	0,0340
DUM09*	-0,12	0,015	-7,90	0,0000
Константа	-0,023	0,016	-1,46	0,1693
F-stat	39,76			
P-value F-stat	0,0000			
Выборка	1999–2014			
Число наблюдений	16			
R-sq	0,86			
Adj. R-sq	0,84			
DW-stat.	2,06			

* DUM09 – дамми-переменная на «выброс», связанный с кризисом в 2009 г.

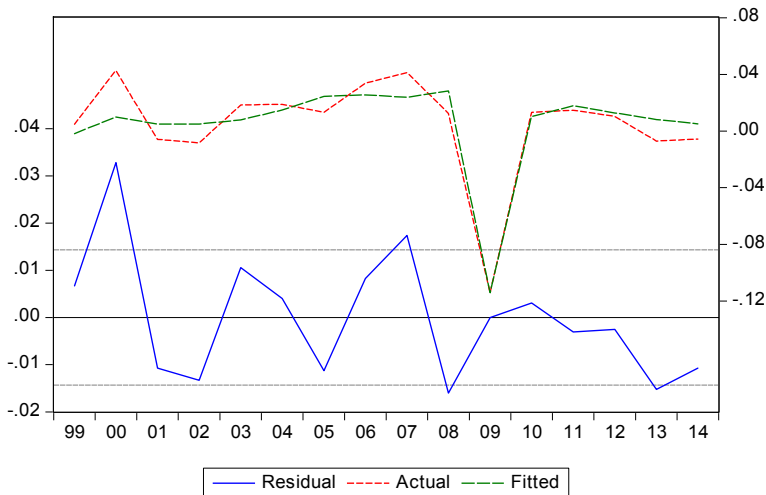


Рис. 14.3. Регрессия разницы между фактическим и структурным темпами роста ВВП РФ и соотношением фактической и среднелетней цен на нефть

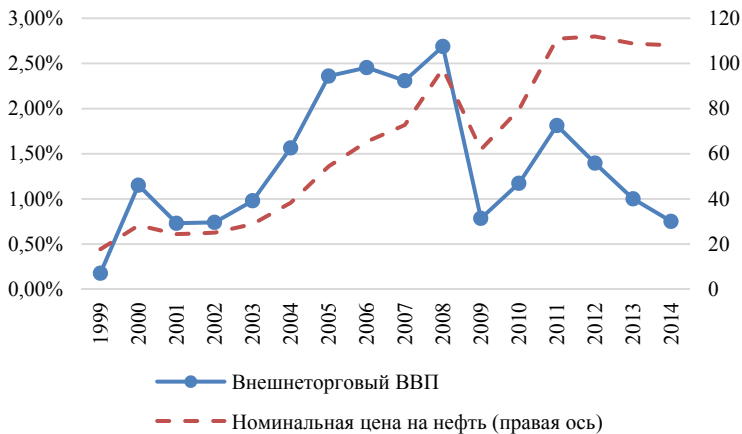


Рис. 14.4. Внешнеторговая составляющая темпов прироста ВВП РФ, обусловленная превышением фактической цены над среднелетней (%), а также фактическая цена на нефть марки «Брент» (долл./барр.), 1999–2014 гг.

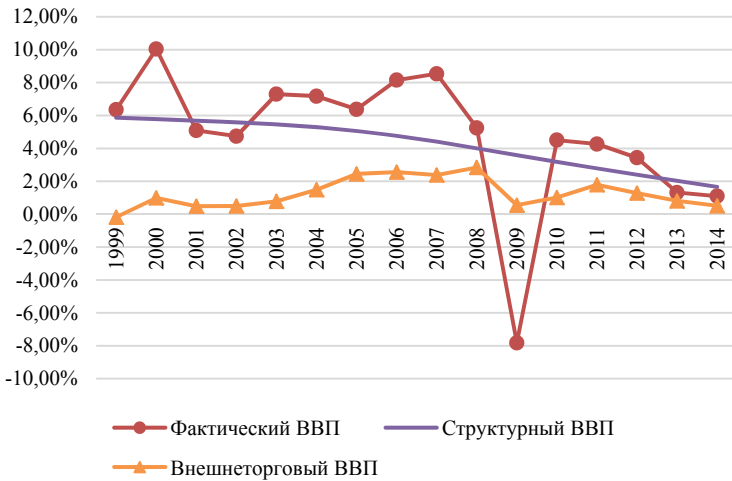


Рис. П4.5. Фактический, структурный и внешнеторговый темпы прироста (к предыдущему году) российского ВВП, 1999–2014 гг.

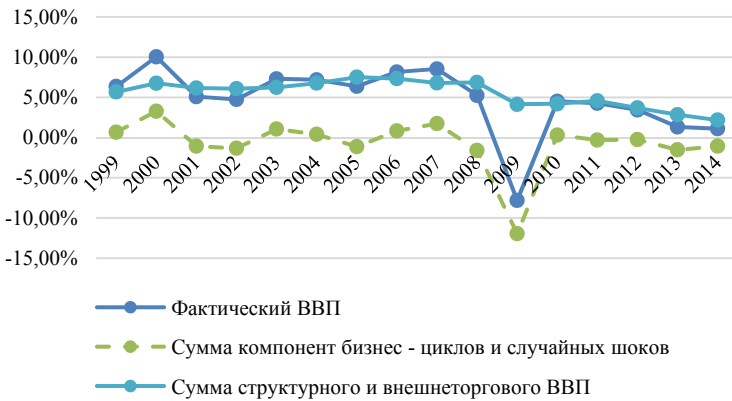


Рис. П4.6. Фактический темп прироста ВВП, разница между фактическим, структурным и внешнеторговым темпами прироста (сумма компонент бизнес-цикла и шоков), а также сумма структурного и внешнеторгового темпов прироста ВВП (к предыдущему году), 1999–2014 гг.



Рис. П4.7. Сумма циклической и случайной составляющих темпа прироста ВВП (к предыдущему году), 1999–2014 гг.

2. Доля затрат капитала (доля валовой прибыли и смешанных доходов в ВВП за вычетом скрытой оплаты труда и смешанных доходов, без учета чистых налогов на производство и импорт) = 0,32, доля затрат труда (доля оплаты труда наемных работников за вычетом скрытой оплаты труда и смешанных доходов, без учета чистых налогов на производство и импорт) = 0,45.

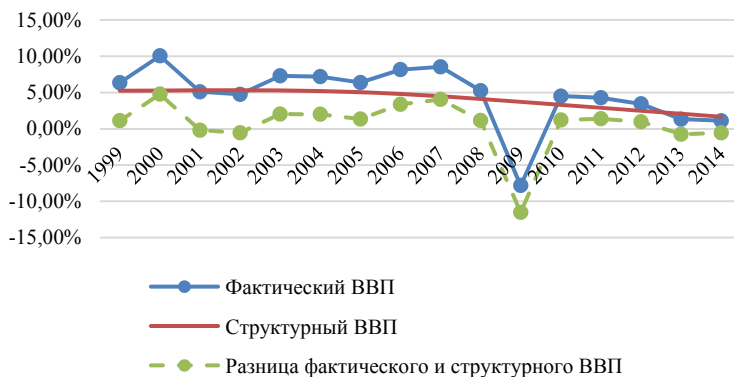


Рис. П4.8. Фактический и структурный темпы прироста ВВП (к предыдущему году), а также разница между ними, 1999–2014 гг.

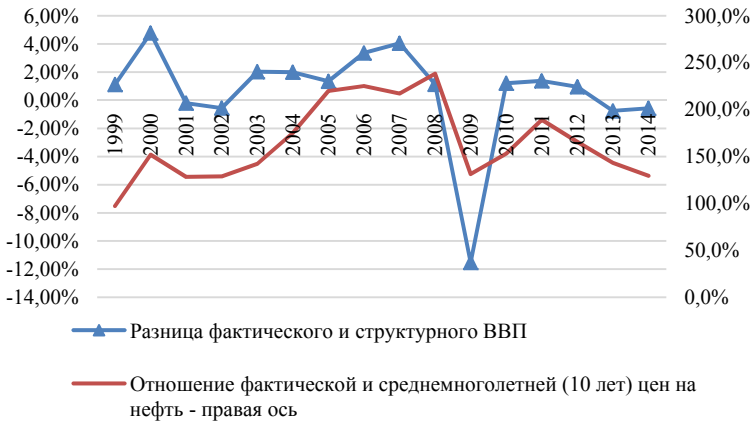


Рис. 14.9. Соотношение между фактической и среднемноголетней ценами на нефть марки «Брент», а также разница между фактическим и структурным темпами прироста (к предыдущему году) ВВП РФ, 1999–2014 гг.

Таблица 14.2.

Регрессия разницы между фактическим и структурным темпами роста ВВП РФ (GDP_RESID) и соотношением фактической и среднемноголетней цен на нефть (RATIO)

Объясняемая переменная	Разница между фактическим и структурным темпами роста ВВП в реальном выражении			
	Коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
Соотношение фактической и среднемноголетней цен на нефть	0,018	0,010	1,85	0,0876
DUM09*	-0,123	0,016	-7,62	0,0000
Константа	-0,016	0,017	-0,94	0,3654
F-stat	35,37			
P-value F-stat	0,0000			
Выборка	1999-2014			
Число наблюдений	16			
R-sq	0,85			
Adj. R-sq	0,82			
DW-stat.	1,84			

* DUM09 – дамми-переменная на «выброс», связанный с кризисом в 2009 г.

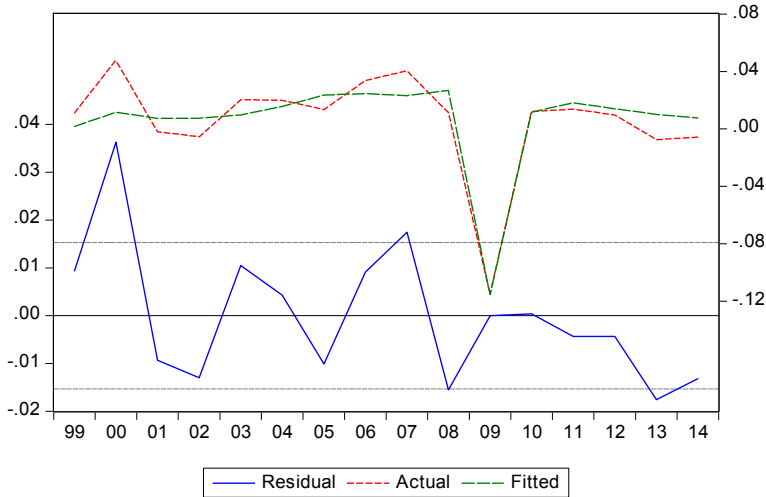


Рис. 14.10. Регрессия разницы между фактическим и структурным темпами прироста (к предыдущему году) ВВП РФ и соотношением фактической и среднееголетней цен на нефть

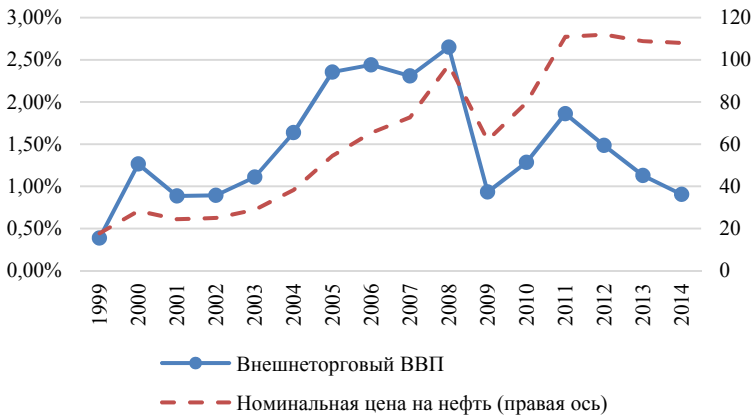


Рис. 14.11. Внешнеторговая составляющая темпов прироста ВВП РФ (к предыдущему году), обусловленная превышением фактической цены среднееголетней (%), а также фактическая цена на нефть марки «Брент» (долл./барр.), 1999–2014 гг.

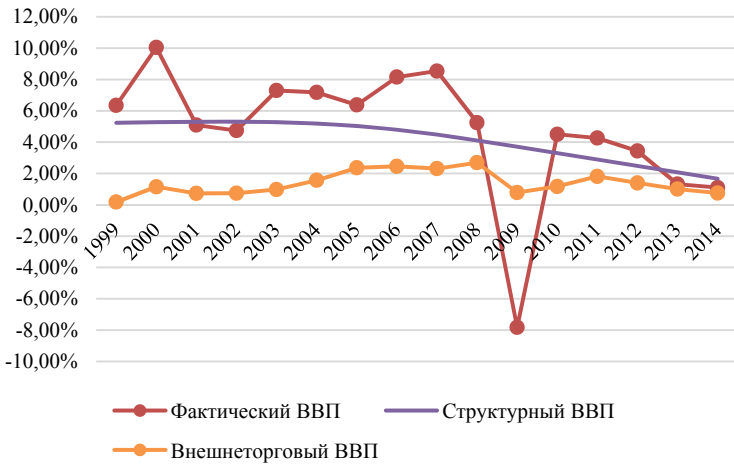


Рис. П4.12. Фактический, структурный и внешнеторговый темпы прироста российского ВВП (к предыдущему году), 1999–2014 гг.

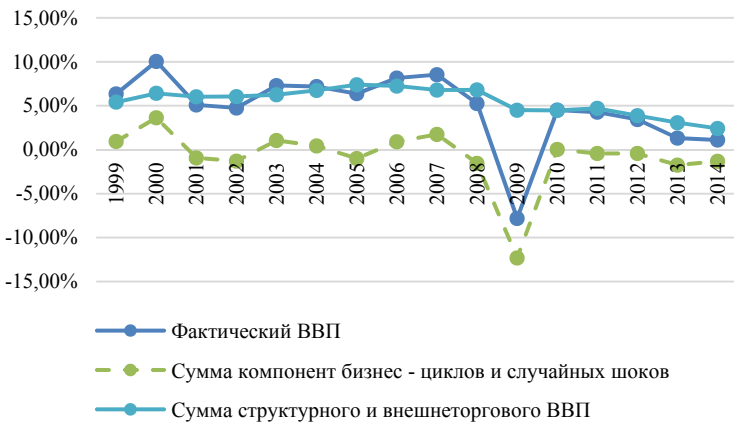


Рис. П4.13. Фактический темп прироста ВВП (к предыдущему году), разница между фактическим, структурным внешнеторговым темпами прироста (сумма компонент бизнес-цикла и шоков), а также сумма структурного и внешнеторгового темпов прироста ВВП, 1999–2014 гг.



Рис. П4.14. Сумма циклической и случайной составляющих темпа прироста ВВП (к предыдущему году), 1999–2014 гг.

Таблица П4.3

Доли затрат факторов производства, рассчитанные по данным национальных счетов РФ

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	В среднем
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
ВВП, всего																								
Доля валовой прибыли экономики и валовых смешанных доходов	0,52	0,6	0,45	0,41	0,427	0,348	0,335	0,359	0,442	0,427	0,419	0,361	0,369	0,37	0,365	0,355	0,341	0,326	0,308	0,326	0,311	0,297	0,292	0,38
то же за вычетом скрытой оплаты труда и смешанных доходов	н.д.	н.д.	0,39	0,33	0,35	0,238	0,22	0,256	0,333	0,316	0,308	0,246	0,256	0,253	0,247	0,227	0,207	0,2	0,159	0,183	0,17	0,153	н.д.	0,25
Доля оплаты труда наемных работников	0,44	0,37	0,44	0,49	0,454	0,310	0,513	0,481	0,401	0,402	0,427	0,468	0,471	0,461	0,438	0,445	0,467	0,474	0,526	0,496	0,496	0,506	0,519	0,47

Окончание таблицы П4.3

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
то же за вычетом скрытой оплаты труда и смешанных доходов	н.д.	н.д.	0,39	0,41	0,377	0,400	0,398	0,378	0,292	0,291	0,316	0,353	0,358	0,344	0,320	0,317	0,333	0,348	0,377	0,353	0,355	0,362	н.д.	0,35
<i>Доля чистых налогов на производство и на импорт</i>	0,07	0,03	0,11	0,1	0,119	0,142	0,152	0,16	0,157	0,171	0,154	0,171	0,16	0,169	0,197	0,2	0,192	0,2	0,166	0,178	0,193	0,197	н.д.	0,16
то же за вычетом скрытой оплаты труда и смешанных доходов	н.д.	н.д.	0,05	0,01	0,042	0,037	0,032	0,057	0,048	0,06	0,043	0,056	0,047	0,052	0,079	0,072	0,058	0,074	0,017	0,035	0,052	0,053	н.д.	0,05
ВВП за вычетом чистых налогов на производство и импорт																								
<i>Доля валовой прибыли экономики и валовых смешанных доходов</i>	0,54	0,62	0,5	0,45	0,485	0,406	0,394	0,428	0,524	0,515	0,490	0,435	0,438	0,446	0,454	0,443	0,423	0,408	0,369	0,396	0,385	0,369	н.д.	0,45
то же за вычетом скрытой оплаты труда и смешанных доходов	н.д.	н.д.	0,44	0,36	0,408	0,296	0,279	0,325	0,415	0,404	0,379	0,320	0,325	0,329	0,336	0,315	0,289	0,282	0,220	0,253	0,244	0,225	н.д.	0,32
<i>Доля оплаты труда наемных работников</i>	0,46	0,38	0,5	0,54	0,515	0,594	0,606	0,572	0,476	0,485	0,510	0,565	0,562	0,554	0,546	0,557	0,577	0,592	0,631	0,604	0,615	0,631	н.д.	0,55
то же за вычетом скрытой оплаты труда и смешанных доходов	н.д.	н.д.	0,44	0,45	0,438	0,484	0,491	0,469	0,367	0,374	0,399	0,450	0,449	0,437	0,428	0,429	0,443	0,466	0,482	0,461	0,474	0,487	н.д.	0,45

Источник: Росстат.

Институтом экономической политики имени Е.Т. Гайдара с 1996 года издается серия “Научные труды”. К настоящему времени в этой серии вышло в свет более 150 работ.

**Последние опубликованные работы
в серии “Научные труды”**

№166Р А. Полбин, С. Дробышевский. *Построение динамической стохастической модели общего равновесия для российской экономики. 2014.*

№165Р Т. Евдокимова, А. Зубарев, П. Трунин. *Влияние реального обменного курса рубля на экономическую активность в России. 2013.*

№164Р И. Дежина. *Технологические платформы и инновационные кластеры: вместе или порознь? 2013.*

№163Р А. Пахомов. *Экспорт прямых инвестиций из России: очерки теории и практики. 2012.*

№162Р С. Наркевич. *Резервные валюты: факторы становления и роль в мировой экономике. 2012.*

№161Р Ю. Бобылев. *Экспортные пошлины на нефть и нефтепродукты: необходимость отмены и сценарный анализ последствий. 2012.*

№ 160Р А. Ведев, Ю. Данилов. *Прогноз развития финансовых рынков РФ до 2020 года. 2011.*

№ 159Р А. Мамедов и др. *Проблемы межбюджетных отношений в России. 2011.*

№ 158Р Т. Интигринова. *Права собственности на пастбищные угодья: проблемы, дискуссии, опыт. 2011.*

Для заметок

Для заметок

Синельников-Мурылев Сергей Германович
Дробышевский Сергей Михайлович
Казакова Мария Владимировна
Алексеев Майкл

Декомпозиция темпов роста ВВП России

Редакторы: Н. Главацкая, К. Мезенцева
Корректор: Н. Андрианова
Компьютерный дизайн: В. Юдичев

Подписано в печать 10.03.2015
Тираж 300 экз.

125993, г. Москва, Газетный переулок, д. 3–5, стр. 1.
Тел. (495) 629–6736
Факс (495) 697–8816
www.iep.ru
E-mail: wwwiet@iet.ru

ISBN 978-5-93255-414-2



9 785932 554142