

ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА

Научные труды № 129Р

Казакова М.В.,
Синельников-Мурылев С.Г., Кадочников П.А.

**Анализ структурной и конъюнктурной
составляющих налоговой нагрузки
в российской экономике**



ИЭПП
Москва

УДК [338.121+336.22](470+571)
ББК 65.9(2Рос)-962+65.261.4(2Рос)

К14 Казакова, Мария Владимировна. **Анализ структурной и конъюнктурной составляющих налоговой нагрузки в российской экономике** / Казакова М. В., Синельников-Мурылев С. Г., Кадочников П. А. – М. : ИЭПП, 2009. - 208 с. : ил. - (Научные труды / Ин-т экономики переходного периода ; № 129Р). - ISBN 978-5-93255-279-7.
I. Синельников-Мурылев, Сергей Германович
II. Кадочников, Павел Анатольевич.

Агентство СІР РГБ

В работе анализируются методологические проблемы выделения структурной и конъюнктурной составляющих экономических показателей; а также разрабатывается методология их оценивания. Подход к выделению структурной и конъюнктурной составляющих экономического роста в России, предложенный в настоящей работе, основан на исследовании влияния благоприятной внешнеэкономической конъюнктуры на темпы экономического роста в терминах моделей экономического роста, теории производственной функции и модели равновесия денежного и товарного рынков.

Kazakova M.V., Sinelnikov-Murylev S.G., Kadochnikov P.A.
Analysis of Structural and Business Component of the Tax Burden in Russian Economy

In this publication authors analyze methodological issues of revealing structural and business component for economic indices and develop methodology for there evaluation. Approach to structural and business component for economic growth in Russia offered in this publication is based on the analyses of influence of favorable foreign economic situation on the rates of economic growth in terms of economic growth models, production function theory and model for monetary and commodity markets equilibrium

JEL Classification: E20, F43, H61, O13

Настоящее издание подготовлено по материалам исследовательского проекта Института экономики переходного периода, выполненного в рамках гранта, предоставленного Агентством международного развития США.

УДК [338.121+336.22](470+571)
ББК 65.9(2Рос)-962+65.261.4(2Рос)

Содержание

Введение.....	6
Раздел 1. Обзор теоретических работ в области анализа структурной и конъюнктурной (циклической) компонент макрэкономических показателей.....	9
1.1. Понятие структурной и конъюнктурной составляющих экономических показателей	9
1.1.1. Структурная составляющая.....	10
1.1.2. Уровень NAIRU, структурный дефицит государственных финансов и потенциальный ВВП	12
1.1.3. Конъюнктурная составляющая	18
1.2. Основные эконометрические методы, используемые для выделения структурной и конъюнктурной компонент временного ряда	23
1.3. Анализ результатов применения методов выделения струк- турной конъюнктурной компонент макроэкономических показателей.....	28
1.3.1. Оценка уровня NAIRU	28
1.3.2. Оценка потенциального ВВП и разрыва в выпуске	36
1.3.3. Оценка структурного дефицита государственного бюджета	42
1.3.4. Оценка конъюнктурной компоненты экономических показателей.....	44
Раздел 2. Методологические проблемы выделения структурной и конъюнктурной составляющих экономических показателей.....	48
2.1. Особенности учета вклада нефтегазового сектора в динамику экономических показателей в России в мировой практике	48
2.2. Моделирование влияния цен на нефть на экономический рост.....	53

2.3. Экономическая модель влияния мировых цен на энергоносители на экономический рост: долгосрочный и краткосрочный эффекты	58
--	-----------

Раздел 3. Анализ динамики структурной и конъюнктурной компонент экономического роста РФ в 1999–2007 гг.....67

3.1. Используемые данные	69
---------------------------------------	-----------

3.2. Оценка экономической модели влияния мировых цен на энергоносители на экономический рост в России..... 75

3.2.1. Оценка зависимости темпов роста ВВП от цен на нефть на основе коинтеграционного соотношения	75
3.2.2. Оценка зависимости темпов роста ВВП от колебаний цен на нефть в краткосрочной периоде	97

3.3. Разложение темпов роста ВВП на структурную и конъюнктурную компоненты..... 98

3.3.1. Разложение темпов роста ВВП на структурную и конъюнктурную составляющие в долгосрочном периоде	98
3.3.2. Выделение конъюнктурной составляющей темпов роста ВВП, объясняемой прочими факторами	99

3.4. Интерпретация полученных результатов разложения темпов роста ВВП на структурную и конъюнктурную составляющие за период 1999–2007 гг..... 100

Раздел 4. Структурная и конъюнктурная компоненты налоговых поступлений в бюджетную систему РФ за период 2002–2007 гг..... 108

4.1. Оценка структурной и конъюнктурной компонент уровня ВВП в реальном выражении за период 1999–2007 гг.	108
---	------------

4.2. Расчет величины поступлений основных налогов с учетом реформирования законодательства111

4.2.1. Налог на прибыль организаций	112
4.2.2. Налог на добавленную стоимость.....	114
4.2.3. Налог на доходы физических лиц	117
4.2.4. Единый социальный налог	118

4.3. Исследование прогрессивности поступлений основных налогов по цене на нефть.....	120
4.4. Разложение налоговых поступлений в бюджетную систему РФ на структурную и конъюнктурную составляющие за период 2002–2007 гг.	126
4.4.1. Раложение поступлений налогов, непрогрессивных по цене на нефть.....	126
4.4.2. Раложение поступлений налогов, прогрессивных по цене на нефть	129
Заключение	135
Список использоьзованной литературы.....	144
Приложения	159
Приложение 1. Результаты оценки экономической модели влияния мировых цен на энергоносители на экономический рост в России: долгосрочный и краткосрочный эффекты.....	160
Приложение 2. Результаты оценки экономической модели влияния мировых цен на энероносители на экономический рост в России: долгосрочный и краткосрочный эффекты	168
Приложение 3. Процедура коррекции ряда прироста реального ВВП на “выбросы” в первых кварталах 2005–2007 гг.....	195
Приложение 4. Исследование прогрессивности налоговых поступлений в долях ВВП по цене на нефть.....	198

Введение

Влияние высоких цен экспортируемых товаров на экономический рост в развивающихся странах и странах с переходной экономикой неоднозначно и зависит от продолжительности анализируемого периода, структуры и особенностей экономики, этапа развития страны.

Для России важнейшим индикатором внешнеэкономической конъюнктуры являются цены на нефть (цены на газ для поставок в Европу «привязаны» к ценам на нефть). Несмотря на несомненное наличие тормозящего по отношению к экономическому росту эффекта, вызываемого укреплением реального обменного курса национальной валюты, высокие цены на товары традиционного российского экспорта положительно влияли на экономический рост России в первую очередь вследствие растущего спроса, стимулирующего загрузку мощностей, и расширения границы производственных возможностей за счет осуществляемых инвестиций.

Устойчивость государственных финансов предполагает долгосрочную сбалансированность доходов и расходов государственного бюджета. Сильная зависимость налоговых поступлений от экспорта сырьевых ресурсов в условиях значительных колебаний цен на них придает проблеме поддержания баланса доходов и расходов бюджетной системы особую остроту. Большая доля доходов российской бюджетной системы, определяемая экспортом энергоносителей, свидетельствует о наличии серьезных рисков возможной дестабилизации государственного бюджета РФ.

Подтверждением серьезности подобных рисков может служить сокращение доходов бюджетной системы в конце 2008 г., обусловленное ухудшением внешнеэкономической конъюнктуры и падением цен на нефть. Если по итогам 2007 г. доходы и расходы бюджетов всех уровней выросли по сравнению с аналогичными показателями 2006 г. (и составили соответственно 40,2 и 34,1% ВВП – для бюджета расширенного правительства и

23,6 и 18,1% ВВП – для федерального бюджета)¹, то в IV квартале 2008 г. на фоне мирового финансового кризиса было отмечено существенное сокращение по сравнению с аналогичным периодом 2007 г. доходов бюджета расширенного правительства (35,1% ВВП против 45,0% ВВП) и федерального бюджета (19,4% ВВП против 27,9% ВВП). Тенденция сокращения доходов бюджетной системы, начавшаяся в конце 2008 г., продолжилась и в 2009 г. Так, в I квартале 2009 г. по сравнению с аналогичным периодом 2008 г. доходы бюджета расширенного правительства и федерального бюджета сократились на 0,8 п.п. ВВП, составив 36,9 и 21,1% ВВП (против 37,7 и 21,9% ВВП в I квартале 2008 г.), соответственно², что свидетельствует о высокой степени зависимости российской бюджетной системы от динамики мировых цен на энергоносители.

Профицит государственного бюджета в период благоприятной экономической конъюнктуры не должен восприниматься как свидетельство возможности в долгосрочной перспективе для снижения налоговой нагрузки и/или повышения государственных расходов, так как в случае ухудшения внешнеэкономической конъюнктуры возникнет необходимость значительно сокращать государственные расходы и/или увеличивать налоговую нагрузку на экономику. В то же время подобные резкие изменения могут привести к росту недоверия бизнеса к власти, оттоку иностранных инвестиций и бегству отечественного капитала за границу. Значительное снижение налогов и/или повышение расходов в период благоприятной экономической конъюнктуры может восприниматься как увеличение риска того, что при ухудшении внешнеэкономических условий «правила игры» существенно изменятся.

Таким образом, можно сказать, что налоговые поступления в бюджетную систему РФ можно разложить на две составляющие: поступления, которые будут существовать при среднемноголетней внешнеэкономической конъюнктуре, и поступления, обусловленные благоприятной динамикой мировых цен на энергоносители. Это подразумевает возможность разделения налоговых доходов на соответственно структурную и конъюнктурную составляющие. В настоящей работе будет осуществлено разложение темпов рос-

1 См. [Российская экономика в 2008 г., 2009, с. 50–51] (доступно также на сайте www.iet.ru).

2 По данным Минфина России; см. также [ИЭПП, 2009, с. 21] (доступно на сайте www.iet.ru).

та ВВП в РФ на структурную и конъюнктурную составляющие, а затем аналогичное разложение будет проведено для налоговой нагрузки. При этом объектом анализа в работе являются налоговые поступления в федеральный бюджет и бюджет расширенного правительства, а также поступления основных налогов (НДФЛ, ЕСН, налога на прибыль организаций и НДС) в бюджетную систему России.

Данная работа структурирована следующим образом. В первом разделе приводится определение структурной и конъюнктурной компонент динамики экономических показателей, а также дается краткий обзор основных методов, изучаемых в современной экономической литературе и используемых на практике, выделения этих компонент. Во втором разделе нами описываются данные и методология, использованные в исследовании. Основные результаты выделения структурной и конъюнктурной составляющих темпов роста ВВП и налоговой нагрузки в РФ описываются в третьем и четвертом разделах соответственно. В заключении формулируются основные выводы¹.

¹ Авторы выражают глубокую признательность С.М. Дробышевскому, В.П. Носко, М.Ю. Турунцева и Р.М. Энгову за ценные комментарии.

Раздел 1. Обзор теоретических работ в области анализа структурной и конъюнктурной (циклической) компонент макроэкономических показателей

В данном разделе будет проведена систематизация теоретических работ в области разложения рядов экономических показателей на структурную и конъюнктурную компоненты. В первую очередь будет дано определение структурной и конъюнктурной компонент экономических показателей. Затем будут рассмотрены основные эконометрические методы, которые используются на практике для выделения структурной и конъюнктурной компонент временного ряда. Наконец, будет проведен анализ особенностей применения отдельных методов оценки структурной и конъюнктурной компонент динамики макроэкономических показателей в различных условиях.

1.1. Понятие структурной и конъюнктурной составляющих экономических показателей

Структурная составляющая экономического показателя связана с самой природой показателя, это его фундаментальная часть. Наиболее важным признаком структурного фактора является его 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 разви-

той 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.

1.1.1. Структурная составляющая

Наблюдения за ростом доходов на душу населения в основных 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, отклонение от этого тренда носит циклический характер. Периоды ускоренного подъема сменяются замедлением, а периоды замедления переходят в ускоренный рост, таким образом, рост колеблется вокруг своего долгосрочного значения (см. [Barro, 1991], [Mankiw, Romer, Weil, 1992], [Hall, Jones, 1999]). Эти наблюдения позволили сформулировать 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 эмпирические достижения, 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.

В классической модели Солоу оценки влияния сбережений и темпа роста численности населения оказались завышенными, что, вероятно, связано с отсутствием в модели переменной человеческого капитала. Можно назвать две причины такого влияния¹. Во-первых, при любом темпе накопления человеческого капитала более высокие сбережения или темп роста населения означают более высокий уровень дохода и соответственно человеческого капитала. Следовательно, накопление физического капитала и рост численности населения оказывают более существенное влияние на доход. Во-вторых, накопление человеческого капитала может коррелировать с нормами сбережений или темпами роста населения; это может означать, что неучет переменной человеческого капитала приводит 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

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

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 объясняет около 80% межстрановых различий в доходе.

Модель, предложенная в вышеупомянутой работе, не подтверждает экзогенность склонности индивидов к сбережению, а также решает общую задачу максимизации потребления по всем периодам с учетом дисконтирования будущего потребления. В этой модели влияние на экономический рост оказывают дисконтирование и возможность замещения потребления между периодами. 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., см. [North, Weingast, 1989], [Acemoglu, Johnson, 2005]. В статье [Barro, McCleary, 2003] исследовалось влияние религии на экономический рост.

1.1.2. Уровень NAIRU, структурный дефицит государственных финансов и потенциальный ВВП

Важными примерами разложения экономических показателей на структурную и конъюнктурную компоненты являются **разложение показателя безработицы, структурный и циклический дефицит государственного бюджета**, а также оценка **потенциального ВВП и разрыва в выпуске** (*англ. output gap*)¹.

Как и в случае с доходом на душу населения, наблюдение за уровнем безработицы в развитых странах говорит о значительных колебаниях показателя безработицы вокруг среднего уровня, который можно считать постоянным на определенных промежутках времени. Наиболее известной моделью динамики

¹ Под разрывом в выпуске понимается разница между максимально возможным выпуском, не достигнутым по каким-либо причинам, и текущим выпуском.

уровня безработицы является модифицированная кривая Филлипса, описывающая связь инфляции и безработицы и принимающая во внимание не номинальные, а реальные заработные платы¹.

Согласно названной выше работе Фридмана, в любой момент времени существует некоторый уровень безработицы, совместимый с равновесием в структуре реальных заработных плат. При этом уровне безработицы заработные платы имеют в среднем тенденцию к росту с «нормальным» темпом, т.е. с темпом, который может поддерживаться до тех пор, пока накопление капитала, технологические усовершенствования и т.д. остаются на своих долгосрочных трендах. Более низкий уровень безработицы свидетельствует о том, что существует излишек спроса на труд, который будет тянуть уровни реальной заработной платы вверх. Напротив, более высокий уровень безработицы свидетельствует об излишке предложения труда, который снизит реальные заработные платы. Иными словами, «естественный уровень безработицы» представляет собой уровень, выводимый 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 труда и т.д.

По мнению [Phelps, 1968], равновесный уровень безработицы, при котором рост текущего уровня цен (или заработной платы) равен ожидаемому, не зависит от темпа инфляции. При принятии гипотезы об адаптивных ожиданиях (ожиданиях с частичной коррекцией ошибки) постоянная переоценка масштаба роста цен или заработной платы, являющегося результатом уровня безработицы и находящегося постоянно ниже равновесного, приводит к постоянному пересмотру ожиданий в сторону увеличения, следовательно, темп инфляции будет расти в неограниченных масштабах. Аналогично постоянно высокий уровень инфляции, «подкупающий» низким уровнем безработицы вначале, потребует постепенного роста инфляции до равновесного уровня в соответствии с инфляционными ожиданиями. Таким образом, согласно данной теории, общество не может делать вы-

1 См. [Friedman, 1968], [Phelps, 1968].

бор между стабильной инфляцией и стабильной безработицей. Поэтому оно будет допускать изменение уровня безработицы до равновесного или ограничивать его колебания вокруг равновесного уровня.

Таким образом, если инфляция не сильно отклоняется от определенного уровня, то в среднем при рациональных ожиданиях ожидаемая инфляция равна реализовавшейся инфляции, а это значит, что безработица равна естественному уровню U^* , который обычно называют естественным уровнем безработицы или уровнем NAIRU, т.е. уровнем безработицы, который может поддерживаться в долгосрочной перспективе без постоянного увеличения инфляции.

Как показано в статье [Ball, Mankiw, 2002], концепция NAIRU следует естественным образом из любой теории, утверждающей, что изменения монетарной политики и в более общем виде совокупного спроса изменяют инфляцию и безработицу в противоположных направлениях в краткосрочном периоде. Если эта краткосрочная уступка допускается, должен существовать некоторый уровень безработицы, совместимый со стабильной инфляцией.

Как показано в [Stiglitz, 1997], если уровень безработицы ниже NAIRU, то ожидаемая реальная заработная плата выше той заработной платы, которую готовы платить фирмы (при текущих ценах и ценовых ожиданиях). Несоответствие ожиданий заработной платы и установленных цен устраняется через механизм спирали «заработная плата – цены», в которой работники не получают ожидаемую реальную заработную плату, а фирмы – ожидаемые реальные цены. Следовательно, инфляция будет выше ожидаемой. Поскольку переменная инфляции очень близка к процессу случайного блуждания (а безработица не слишком далека от уровня NAIRU), текущий темп инфляции является хорошей прокси-переменной для ожидаемой инфляции в следующем периоде. Таким образом, неравновесие будет ликвидировано за счет роста уровня инфляции. Равновесие, в данном случае определяемое как стабильная инфляция, равная ожидаемой, достигается только тогда, когда безработица увеличивается до NAIRU, благодаря чему поведение тех, кто устанавливает заработную плату, становится эквивалентным поведению тех, кто устанавливает цены. Иными словами, гипотеза о естественном уровне безработицы рассматривает измене-

ния уровня инфляции как феномен рынка труда, чье поведение может быть аппроксимировано показателем избытка на рынке труда – безработицей.

Существование естественного уровня безработицы, который логично ассоциировать со **структурной составляющей безработицы**, объясняется следующими причинами.

Прежде всего естественная безработица возникает в связи с постоянным изменением спроса на определенный труд при изменении уровня технологий. Еще одним объяснением структурной безработицы является фрикционная безработица, которая возникает при естественном увольнении работников и их переходе на другую работу, если поиск новой работы требует временных затрат. [Blanchard, Katz, 1997] указывают на то, что, во-первых, рынок труда представляет собой рынок с большими потоками работников, которые либо потеряли работу, либо ищут ее. Это подразумевает под собой наличие «фрикционной безработицы». Во-вторых, установившиеся исходя из природы взаимоотношений между фирмами и работниками уровни заработной платы значительным образом отличаются от конкурентных уровней.

Кроме названных компонент структурной составляющей безработицы, возможно, существуют и другие, связанные, например, с высокими пособиями по безработице, дестимулирующими поиск работы и т.д.

В случае, когда вложения в обучение сотрудников или привлечение покупателей не приводят к максимизации прибыли, привлекательными становятся дополнительные инвестиции в основной капитал, что вызывает рост требуемого уровня реальной заработной платы при данном уровне занятости и соответственно рост как реальных цен на капитальные блага (поскольку некоторые отрасли, в частности строительство, часто являются трудоемкими), так и предельной производительности труда на единицу произведенного товара. Кроме того, как отмечается в [Phelps, 1999], фирмы осуществляют инвестиции в целях создания новых рабочих мест, а также для привлечения покупателей. При росте капитализации это может означать рост прибыли на данные человеческие активы или рыночной стоимости последних (или и того, и другого). Таким образом, фирмы будут нанимать больше работников, что приводит к росту занятости, и устанавливать наценки, увеличивая требуемую заработную плату.

В работе [Richardson et al., 2000] выделяются *три различные концепции* NAIRU в соответствии с длительностью периодов, к которым они относятся: краткосрочный NAIRU, NAIRU и долгосрочный равновесный уровень безработицы. *Краткосрочный NAIRU* представляет собой уровень безработицы, стабилизирующий инфляцию на текущем уровне в следующем периоде. Краткосрочный NAIRU зависит от NAIRU, но априори является более волатильным, будучи подверженным влиянию шоков со стороны предложения, ожиданий и инерции динамического процесса корректировки инфляции. Из данных соображений следует, что на краткосрочный NAIRU также влияет текущий уровень безработицы. *Долгосрочный равновесный уровень безработицы* соответствует устойчивому состоянию в долгосрочном периоде, когда NAIRU полностью приспособился к воздействию (в том числе и продолжительному) со стороны предложения и экономической политики.

Таким образом, три вышеназванные концепции могут служить для интерпретации реакции макроэкономической политики на краткосрочные колебания инфляции, для оценки потенциального роста и структурного бюджетного баланса, а также для мониторинга реализации структурных реформ рынка труда или товарного рынка.

Как и в случае с экономическим ростом, структурная составляющая безработицы может эволюционировать (как это было во второй половине 90-х годов в США¹), но из-за устойчивости определяющих ее факторов эта эволюция должна происходить достаточно медленно, хотя возможны и исключения².

Как было отмечено выше, другими примерами выделения структурной компоненты экономического показателя являются оценка **структурного дефицита государственного бюджета** и оценка **потенциального ВВП** (а также разрыва в выпуске).

Под **структурным дефицитом государственного бюджета** подразумевается разность между текущими государственными

1 См. [Ball, Mankiw, 2002].

2 Причины этих изменений могут быть разнообразны, включая демографические факторы и государственную политику. Тем не менее наиболее важной, согласно [Ball, Mankiw, 2002], является следующая: в 1970-х годах в США замедление роста производительности сопровождалось увеличением NAIRU. В 1990-х годах NAIRU сократился при увеличении темпов роста производительности.

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.

Различные экономические школы предлагают несколько понятий **потенциального выпуска**. Во вводных курсах экономической теории потенциальным называется выпуск, соответствующий точке на кривой производственных возможностей общества при существующих природных, технологических и институциональных ограничениях. Согласно классической макроэкономической теории, потенциальный выпуск (\bar{Y}) в макроэкономике представляет собой максимальный уровень выпуска при полной занятости всех факторов производства, при котором 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 инфляции (см. *рис. 1*)¹.

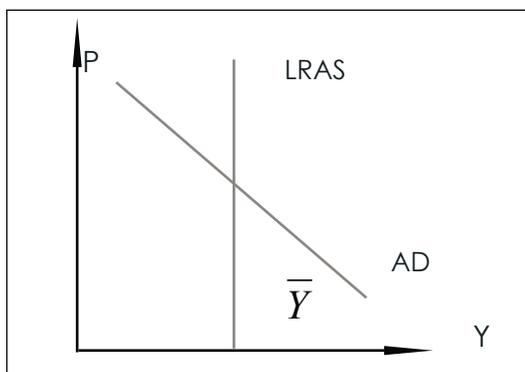
По мнению сторонников неоклассической теории², потенциальный выпуск определяется как уровень выпуска, который мог бы сложиться, если бы цены и заработные платы были полностью гибкими, при этом другие искажения, такие, как налоги и несовершенная конкуренция, не рассматриваются. Иными словами, это максимальный выпуск в экономике, при котором не происходит инфляционного роста цен. Таким образом, потенциальный выпуск, как правило, ниже эффективного (являющегося Парето-оптимальным уровнем выпуска). В терминах вышеупомянутого равновесного уровня безработицы определение потенциального выпуска можно переформулировать следующим образом: потенциальным считается уровень выпуска, при котором безработица равна NAIRU.

Поскольку некоторые факторы, в частности труда, остаются невовлеченными в производство естественным образом, текущий уровень выпуска, как правило, меньше потенциального. Таким образом и возникает разрыв в выпуске как разница между текущим и потенциальным выпуском³.

1 [Romer, 1996, p. 227–230].

2 См., например, [Razin, 2004].

3 [Сакс, Ларрен, 1996, с. 68].



Источник: [Romer, 1996, p. 227–230].

Рис. 1. Долгосрочное равновесие совокупного спроса и совокупного предложения: потенциальный уровень выпуска

Сдвиг кривой долгосрочного совокупного предложения, иными словами, изменения потенциального (или естественного) уровня выпуска, может быть вызван¹:

- изменениями на рынке труда (например, в результате притока иммигрантов или изменения естественного уровня безработицы);
- изменениями капитала (как физического, так и человеческого) и как следствие производительности;
- изменениями объемов природных ресурсов (земли, полезных ископаемых и климатических условий);
- появлением новых технологий.

Понятие потенциального выпуска является ключевым в экономической теории, а эмпирические исследования в целях выделения структурной компоненты ВВП, а именно потенциального уровня ВВП, стали неотъемлемым этапом при разработке тех или иных мер экономической политики.

1.1.3. Конъюнктурная составляющая

Конъюнктурной составляющей ВВП считают его колебания в ходе **бизнес-циклов**. Циклическое поведение экономических показателей является предметом многочисленных ис-

¹ [Мэнкью, 2004, с. 455–459].

следований, равно как и споров. В классическом смысле под циклической компонентой валового внутреннего продукта подразумевают бизнес-цикл экономики. Следовательно, некоторые статистические методы, используемые для выделения циклической компоненты ВВП, часто применяются и к другим макроэкономическим рядам в рамках исследования бизнес-циклов.

Среди экономистов до сих пор не существует 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**, данном 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 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. Циклы Kitchin делятся от 3 до 4 лет и связаны с изменениями запасов производства (inventory cycles). И, наконец, длительные циклы (циклы Кондратьева), порождаемые инновациями, делятся 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 соот-

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

ветствии 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. *Теория реальных деловых циклов*, впервые представленная Ф. Кидлендом и Э. Прескоттом [Kydland, Prescott, 1982], акцентирует свое внимание 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. Если же в экономике отрицательный шок, должны произойти противоположные процессы, и экономика вернется на долгосрочный тренд через несколько периодов.

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] и [Phelps, 1970]): трудовые контракты; профсоюзы; неявные контракты между фирмами и рабочими; теория эффективной заработной платы; «издержки меню» (затраты фирм на изменение номинальных цен).

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) и стационарную компоненту (e_t), где $t = 1 \dots T$ 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 в 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 имеет прочные теоретические основы, и определение того, выше или ниже своего тренда находится показатель, несет в себе важную информацию. Следовательно, подход отклонения от тренда позволяет получить расширенную характеристику динамики краткосрочных экономических

1

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

показателей. Данный метод часто используется для расчета отклонения выпуска от своего потенциального уровня.

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

Использование первого подхода 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.

Конъюнктурная составляющая безработицы зависит от текущих факторов, определяющих разность между существующим на данный момент уровнем безработицы и ее естественным значением. Как следует из модифицированной кривой Филипса, наиболее часто рассматриваемым фактором является изменение инфляции, однако кроме него иногда добавляются внешние шоки предложения, такие, как изменение цен на нефть и колебания обменного курса. К конъюнктурной составляющей также можно отнести и сезонный фактор, если, конечно, сезонность отмечена в соответствующих данных.

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, а во время бума меньше структурного дефицита².

1 См. [Zhang, Conn, 2007].

2 [Гальперин и др., 1997, с. 396].

1.2. Основные эконометрические методы, используемые для выделения структурной и конъюнктурной компонент временного ряда

Рассмотрим **основные эконометрические методы**, которые используются на практике для выделения структурной и конъюнктурной компонент временного ряда.

Тренд заданного вида (см., например, [Baxter, King, 1999]). Это наиболее простой метод выделения структурной компоненты. Суть этого метода состоит в задании функционального вида структурной составляющей с точностью до некоторого количества неизвестных параметров. Запишем это как $g(t)$, где функция зависит от вектора параметров \mathbf{a} . В предположении, что конъюнктурная составляющая c_t колеблется около нуля, выделение тренда для достаточно длинного временного ряда эквивалентно минимизации отклонений значений ряда от его структурной составляющей:

$$\min_{\mathbf{a}} \{(y_t - g(t))^2\}.$$

Нахождение вектора параметров в такой задаче означает определение структурной составляющей, представленной функцией $g(t)$. Заметим, что предположение о колебаниях конъюнктурной составляющей 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 конъюнктурная 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 предпосылкой. Тем более что тренд может меняться в связи с происходящими структурными преобразованиями в экономике. В этом случае зачастую используется процедура скользящего среднего, которая представляет собой линейный фильтр такого вида:

$$g_t = \sum_{k=-K}^K a_k y_{t-k} \quad (1)$$

Здесь структурная составляющая 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, накладываемыми на этот ряд, являются симметричность весов от-

носительно 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 структурных компонент. Если брать коридор достаточно узким, то полученный ряд структурных компонент может содержать скачки и высокочастотные колебания, нежелательные для структурной компоненты. Аналогичная неопределенность возникает с выбором весов. Если большой вес дать центральным компонентам, то ряд получается недостаточно гладким, а если веса не велики, то ряд получается очень ровным. В итоге можно получить множество вариантов структурной компоненты ряда, отличающихся по степени сглаженности.

Vand-pass, или иначе полосовой фильтр [Baxter, King, 1999]. Этот фильтр, решающий проблему выбора весов, является частным случаем метода скользящего среднего. Vand-pass-фильтр был разработан специально для выделения компоненты бизнес-циклов для соответствующих рядов, однако легко применяется к выделению структурной компоненты.

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 ко-

ридором) можно так подобрать веса a_k , что фильтр будет пропускать только заданный диапазон частот. Если предположить,

что структурная компонента 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 веса¹ таким образом, что шумы на более высоких частотах будут минимальны.

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 позволить ряду изменять свой тренд, но ввести некоторые штрафы за изменения, то ряд получится достаточно гладким и будет иметь возможность изменять свой тренд. Задача минимизации выглядит следующим образом:

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

В такой записи второе слагаемое представляет собой изменение тренда, а λ является относительным штрафом 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 структурная компонента будет иметь постоянный линейный тренд².

Метод Бевериджа–Нельсона [Beveridge, Nelson, 1981]. В рамках данного метода предполагается, что аппроксимацией временного ряда является ARIMA(p, l, 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 Beveridge–Nelson, необязательно оказывается сглаженной. Кроме того, описанный подход относит большую часть дисперсии ряда на дисперсию тренда, тогда как циклическая компонента является небольшой и содержит шумы.

1 Выражения для весов приводятся в работе [Baxter, King, 1999].

2 В статье [Hodrick, Prescott, 1997] предложен параметр $\lambda=1600$ – для квартальных данных и $\lambda=100$ или 400 – для годовых данных; однако авторы статьи отмечают, что выбор λ является произвольным и имеет значение в рамках процедуры сглаживания ряда.

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:

$$Y_t = zA_t + dX_t + e_t, \quad e_t \sim N(0, H), \quad (3)$$

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 может быть представлено в виде

$$A_t = TA_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim N(0, Q), \quad (4)$$

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

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.:

$$y_t = \mu_t + c_t + \varepsilon_t, \quad (5)$$

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

Эти три компоненты могут быть получены путем наложения некоторых ограничений на процессы тренда и цикла, а именно:
 – тренд представляет собой локальный линейный тренд, определенный как

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2); \quad (6)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2), \quad (7)$$

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:

$$\begin{pmatrix} c_t \\ c_t^* \end{pmatrix} = \rho \begin{pmatrix} \cos y_c & \sin y_c \\ \sin y_c & \cos y_c \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c_{t-1} \\ c_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \chi_t \\ \chi_t^* \end{pmatrix}, \quad (8)$$

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 $NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$, и нарушения во всех трех компонентах считаются независимыми друг от друга.

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

В уже 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 ряда¹.

Во вторую группу авторы вышеупомянутой статьи включают модели выделения сигналов. Данная методика позволяет подогнать конкретную модель к данным в первую очередь 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 компонентов и модель Beveridge–Nelson. Авторы статьи отмечают, что модели выделения сигналов являются очень чувствительными в отно-

1 К аналогичному результату пришел в своей работе [Canova, 1999].

шении 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 циклической (конъюнктурной) компоненты ряда. В отличие от данного фильтра, в рамках методики, предлагаемой в работе [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 *dumtmy*-переменные для учета структурных сдвигов. Вышеописанная методика была применена к ВВП Бразилии (квартальные данные с 1980 по 1999 г.).

1.3. Анализ результатов применения методов выделения структурной и конъюнктурной компонент макроэкономических показателей

Рассмотрим в первую очередь методики оценки структурной компоненты безработицы – уровня NAIRU, или естественного уровня безработицы.

1.3.1. Оценка уровня NAIRU

Как отмечено в [Pichelmann, Schuh, 1997], в рамках одномерных методов уровень безработицы раскладывается на детерминированный тренд и случайную компоненту. Тренд интерпре-

тируется как «равновесный уровень безработицы», а случайная компонента – как «циклическая» траектория безработицы. Условием получения оценки NAIRU является некоррелированность тренда с уровнем инфляции.

Основным недостатком описанного класса моделей является то, что они не дают объяснения причин «равновесного» уровня безработицы. Следовательно, оценки NAIRU, полученные в результате применения этих моделей, не могут быть фундаментальной основой для экономической политики, поскольку не выявляют взаимосвязей между экономическими показателями.

Оценки NAIRU могут проводиться в предположении его постоянства во времени (на основе оценки уравнения кривой Филлипса).

В исследованиях [Sekhon, 2001] и [Staiger, Stock, Watson, 1996] уровень NAIRU рассчитывался на основе уравнения краткосрочной кривой Филлипса при предположении о том, что ожидаемая инфляция соответствует гипотезе наивных (т.е. адаптивных без корректировки) ожиданий. Причем, согласно расчетам, проведенным в указанных выше работах, оценка уровня NAIRU является неточной: обычно 95%-й доверительный интервал для NAIRU в США в 1990-е годы варьировался от 5,1 до 7,7%. Эта неопределенность объясняется тем, что естественный уровень безработицы моделируется либо как постоянная величина, медленно изменяющаяся во времени и являющаяся случайным блужданием, либо как функция от различных фундаментальных переменных рынка труда. Эта неопределенность может возникать и в случае использования при моделировании других временных рядов безработицы и инфляции, включая дополнительные переменные, влияющие на сдвиг кривой Филлипса.

В работе [Grac, 2000] оценивается уравнение кривой Филлипса, в котором переменной, отражающей шоки предложения, является прирост цены на импортируемую энергию. В работе [Fair, 1999] тестировались гипотезы о качестве различных вариантов уравнения кривой Филлипса – в частности, уравнение в простой форме вначале было переписано в логарифмах, а затем рассматривалась более сложная форма данного уравнения, где шоки предложения отражались отклонением логарифма дефлятора цен на импорт от своего тренда. Причем обе гипотезы по результатам исследования были отвергнуты.

Целями исследования [Coen et al., 1999] были тестирование гипотезы о существовании единой кривой Филипса на локальных рынках труда различных штатов США и оценка уровня NAIRU на основе результатов данного исследования. Как показали оценки, гипотеза о существовании связи между низкой безработицей и высокой ускоряющейся инфляцией на локальных рынках труда США отвергается, соответственно NAIRU на данных рынках не существует и соответствующие кривые Филипса имеют вогнутую форму.

Оценки NAIRU могут проводиться в предположении о том, что его уровень меняется во времени.

В работе [Richardson et al., 2000] для оценки NAIRU для 21 страны – члена ОЭСР используются две тесно связанные методики, основанные на альтернативных техниках фильтра Калмана и многомерного фильтра Ходрика–Прескотта (HPMV). При таком подходе соответствующие показатели отклонения уровня безработицы от естественного оказываются значимыми в рамках кривой Филипса для всех рассматриваемых стран, что, в свою очередь, позволяет получить достоверное описание инфляционных колебаний на протяжении последних трех десятилетий. При этом оценки, полученные при использовании фильтра Калмана, оказались менее подверженными влиянию текущего уровня безработицы и, следовательно, более предпочтительными с точки зрения индикаторов NAIRU в странах – членах ОЭСР, будучи, однако, более чувствительными по отношению к спецификации кривой Филипса.

В своем исследовании NAIRU в Германии (квартальные данные с 1975 по 2001 г.) [Schreiber, Wolters, 2002] показали, что инфляция и безработица в Германии представляют собой временные ряды первого порядка интегрируемости (т.е. $I(1)$) и являются коинтегрированными с отрицательным коэффициентом. Эта отрицательная взаимосвязь между инфляцией и безработицей напоминает традиционную кривую Филипса. Однако оказалось, что уровень инфляции крайне быстро подстраивается под любые нарушения равновесия в долгосрочном (коинтеграционном) соотношении, что делает крайне сложным воздействие на рынок труда посредством регулирования инфляции, даже если это регулирование не составляет большого труда.

Неудачными оказались и попытки оценить NAIRU для Нидерландов за период 1978–1993 гг. (квартальные данные), сде-

ланные в работе [Horst, Jacobs, Schoonbeek, 1996]: оцениваемые спецификации уравнений заработной платы и цен в темпах прироста или уровнях для поставленной цели неприменимы и свидетельствуют об отсутствии долгосрочной (вертикальной) кривой Филлипса в рассматриваемый период.

Как показано в исследовании NAIRU, проведенном [Driver, Greenslade, Pierse, 2003] для Великобритании и США, важную роль в оценке NAIRU играют ожидания инфляции, в особенности для США. Базой для оценки NAIRU стала модель «треугольника» [Gordon, 1997, 1998], в которой инфляция зависит от комбинации следующих факторов: инерции, давления со стороны спроса и экзогенных шоков предложения. Рассматриваемые в работе модели исследуют поведение инфляции потребительских цен, причем экзогенные шоки предложения выражены через шоки реальных нефтяных цен и реальных цен на импортируемые товары. Показатель давления спроса представляет собой отклонение безработицы от уровня нестационарного NAIRU, причем ненаблюдаемый уровень NAIRU оценивается одновременно с оставшейся частью модели при помощи техники фильтра Калмана. При включении инфляционных ожиданий в процедуру оценки NAIRU, оказывается, что снижение американского NAIRU характерно не только для 1990-х годов, при том, что эмпирическими исследованиями было выявлено, что NAIRU в США стабильно снижался только в конце 1990-х годов.

В то же время в работе [Meyer, Swanson, Wieland, 2001] относительно неопределенности оценки NAIRU в США (конец 1995 г. – конец 1999 г.) была предложена гипотеза о нелинейности реакции экономической политики на изменения уровня безработицы, а в исследовании [Ball, Morffitt, 2001] сдвиг соотношения инфляции и безработицы объясняется при помощи модели, в которой ожидания работников относительно роста заработной платы медленно приспособляются к изменениям темпа роста производительности (таким образом, внося в уравнение кривой Филлипса новую переменную, представляющую собой разницу между темпом роста производительности и средним темпом роста заработной платы и присутствующую в эмпирической оценке кривой Филлипса для США).

В статье [Portugal, Madalozzo, Hillbrecht, 1999] для оценки NAIRU в Бразилии используются две разные модели. Первая модель основана на традиционной кривой Филлипса. Вторая

представляет собой метод выделения сигналов, в рамках которого NAIRU представляет собой ненаблюдаемый стохастический тренд во временном ряду безработицы. Результаты данного исследования свидетельствуют о наличии линейной кривой Филлипса в Бразилии и отражают хорошие оценки NAIRU, в том числе NAIRU, зависящий от времени (оценки на основе квартальных данных). Кроме того, в данной работе представлена модель, описывающая монетарную политику, в которой NAIRU играет ключевую роль как инструмент прогнозирования инфляции в рамках инфляционного таргетирования.

В свою очередь, исследование [Lima, 2003] предлагает новый подход к оценке NAIRU в Бразилии, в рамках которого разрабатывается эконометрическая модель, позволяющая, по мнению автора данной статьи, учесть нестабильность бразильской экономики, т.е. структурные сдвиги в модели. Автор рассматривает две различные модели: одна с ARСН-остатками, а другая с Марковским режимом перехода. В данной работе показано, что бразильский NAIRU растет с 1995 г.; при этом между отклонениями безработицы от NAIRU и инфляцией существует статистически значимая взаимосвязь.

Характер изменения NAIRU может быть как а) известным, так и б) неопределенным.

а). Оценка меняющегося во времени NAIRU, характер его изменения известен

Как уже указывалось ранее, оценка равновесного уровня безработицы может быть проведена на основе уравнения кривой Филлипса (постоянный NAIRU) при предположении о наивных ожиданиях инфляции¹.

В работе [Staiger, Stock, Watson, 1996] предлагаются три способа оценки меняющегося во времени NAIRU – в частности, в рамках оценки уравнения кривой Филлипса предлагается несколько способов моделирования инфляционных ожиданий; кроме того, там же изложен ряд альтернативных способов моделирования динамики NAIRU, таких, как вышеописанный постоянный NAIRU, кусочно-непрерывный тренд, случайное блуждание. Наконец, авторы предлагают описание поведения равновесного уровня безработицы на основе моделей рынка труда, в частности моделей поиска работы.

1 См. статью [Sekhon, 2001].

Теми же авторами на базе квартальных макроданных и годовых панельных данных была проведена проверка различных объяснений низких уровней инфляции цен и безработицы и высокого роста реальной заработной платы в экономике США конца 1990-х годов. Большинство из этих объяснений предполагает сдвиги коэффициентов в кривых Филипса для цен и для заработной платы. Однако авторы утверждают, что при наличии одномерных трендов в рядах темпа безработицы и темпа роста производительности вышеназванные коэффициенты являются стабильными. Авторы предполагают, что попытки объяснения изменений заработных плат, цен и безработицы в 90-х годах должны сфокусироваться на интерпретации одномерных трендов темпа безработицы и темпа роста производительности и, возможно, на их взаимосвязи¹.

Исследование изменяющегося во времени NAIRU, проведенное для Франции при помощи алгоритма фильтра Калмана, предполагает, что NAIRU является процессом случайного блуждания, стационарного в разностях². Данная модель имеет определенные кейнсианские черты: изменение цен носит инерционный характер и определяется коэффициентом приспособления в кривой Филипса, повторяющим изменения темпа роста номинального ВВП. Кривая Филипса в рассматриваемой модели представляет собой краткосрочную часть структурной модели, описываемой моделью коррекции ошибками (ЕСМ). Таким образом, в данной работе комбинируются структурный и динамический (time-varying) подходы к моделированию меняющегося во времени NAIRU.

Вышеописанный принцип модели «треугольника» был применен при измерении NAIRU в зоне евро, а также оценки устойчивости и точности полученных оценок³. Оценка равновесного уровня безработицы при помощи техники фильтра Калмана в данной работе проводится на основе систем, сочетающих взаимосвязь Оукена между циклической безработицей и разрывом в выпуске с кривой Филипса, а также процессами случайного блуждания NAIRU и потенциального выпуска. Такие системы оценивались методом максимального правдоподобия и основаны

1 См. статью [Staiger, Stock, Watson, 2001].

2 [Irac, 2000].

3 Подробнее см. [Fabiani, Mestre, 2001].

на разделении шоков спроса, изменяющих инфляцию и экономическую активность в одинаковых направлениях; временных шоков предложения, изменяющих их в противоположных направлениях; и шоков, постоянно воздействующих либо на инфляцию, либо на безработицу, но не одновременно. Результатом данного исследования стало получение оценки NAIRU, действующей во всей еврозоне и устойчивой к изменениям в базовых моделях. Эта устойчивость сохраняется в терминах как среднего значения (т.е. формы итогового NAIRU), так и дисперсии процесса.

б). Оценка меняющегося во времени NAIRU без априорного знания о характере его изменения

В статье [Ball, Mankiw, 2002] оценка равновесного уровня безработицы основана на разделении краткосрочных и долгосрочных колебаний NAIRU посредством выделения тренда при помощи фильтра Ходрика–Прескотта, а также оценки регрессии влияния изменения инфляции на уровень безработицы (оценка коэффициента, отражающего наклон кривой Филипса).

Для оценки меняющегося во времени NAIRU в [Zhao, 2002] используется подход векторной авторегрессии, который позволяет объяснить возможность одновременного существования низкой инфляции и низкой безработицы. При этом NAIRU определяется как компонента реального уровня безработицы, которая в долгосрочном периоде не коррелирует с инфляцией. В отличие от традиционного подхода¹, согласно которому в долгосрочном периоде безработица не влияет односторонне на инфляцию, в указанной выше работе оценка NAIRU основана на предположении о том, что существует два типа некоррелированных шоков, один из которых не влияет на инфляцию в долгосрочном периоде, а другой – влияет, причем меняющийся во времени равновесный уровень безработицы соответствует шокам первого типа. Таким образом, NAIRU и постоянный (core) уровень инфляции могут быть оценены одновременно.

Следует отметить ряд исследований, посвященных вопросам качества полученных результатов в анализируемых работах.

По мнению [Galbraith, 1997], можно выделить 3 аспекта критики NAIRU. Во-первых, его теоретические основы неочевидны (см. также [Sawyer, 1997]). Во-вторых, эмпирические данные о

1 См., например, [Blanchard, Quah, 1989].

вертикальной кривой Филлипса и соответствующей гипотезе о том, что снижение безработицы до уровня NAIRU приводит к существенному ускорению инфляции, неубедительны. И, наконец, приверженность к концепции NAIRU как инструменту экономической политики сопровождается большими потерями и несущественными выгодами. В то же время риски отказа от гипотезы естественного уровня безработицы минимальны, а преимущества от поддержания устойчивой полной занятости могут быть значительными.

Аналогично, по результатам эконометрического анализа, проведенного в статье [Gordon, 1988], гипотеза естественного уровня безработицы не предлагает убедительного объяснения снижения соотношения инфляции и безработицы в США в 1960–1980 гг. Кроме того, автор полагает, что основные модели, берущие гипотезу NAIRU за базу, сами по себе не обеспечивают полного описания динамики заработной платы и ценообразования. По мнению автора, как только принимаются во внимание структурное урегулирование конфликта капитала и труда и динамическое взаимодействие между экономическим ростом и стратегией ценообразования, широко распространенные выводы о существовании вертикальной формы зависимости между инфляцией и безработицей сводятся на нет.

В работе [Staiger, Stock, Watson, 1997] авторами был проведен обзор существующих эмпирических исследований по оценке уровня NAIRU в целях получения ответа на вопросы, чему равен текущий NAIRU, насколько его оценкам можно доверять, возможно ли использование полученных оценок NAIRU для прогноза будущего роста инфляции и т.д. В обзоре было обнаружено, что, согласно статистическим данным, за последние несколько десятков лет уровень NAIRU изменился: со времени его пика в начале 1980 г. он сократился примерно на 1 п.п. к концу 1990-х годов, тогда в зависимости от особенностей спецификации NAIRU варьировался между 5,5 и 5,9%. Однако наиболее примечательной чертой полученных оценок стала их неточность. Так, границы 95%-го доверительного интервала для текущего NAIRU, основанного на дефляторе ВВП, составляют 4,3 и 7,3%. Ввиду подобной неточности совершенно очевидно, что прогнозы инфляции, построенные на базе NAIRU, нечувствительны по отношению к некоторым предпосылкам о NAIRU. Так, при использовании уровней NAIRU от 4,5 до 6,5%

исследователи получали схожие прогнозы уровня инфляции в будущем году. Наконец, авторы пришли к выводу, что, несмотря на удобство показателя безработицы как инструмента прогнозирования инфляции, другие основные индикаторы инфляции «работают» лучше, особенно на более длинных горизонтах прогноза. Поэтому, по мнению авторов рассматриваемой работы, споры вокруг текущего значения равновесного уровня безработицы не представляют практически никакой информационной ценности для монетарной политики.

1.3.2. Оценка потенциального ВВП и разрыва в выпуске

Классификация подходов, используемых для выделения потенциального ВВП (и разрыва в выпуске), приведена в работе [Cotis, Elmeskov, Mourougane, 2005], см. *табл. 1*.

Таблица 1

Описание методологии, используемой в целях оценки потенциального выпуска и разрыва в выпуске

Метод	Описание
<i>Тренд</i>	
Линейный тренд	Трендовая компонента выпуска представляет собой линейную функцию, зависящую от времени. Это предполагает линейную регрессию 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
<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»), оставляя промежуточные компоненты («бизнес-цикл»)
Декомпозиция Бевриджа–Нельсона	Этот метод накладывает ограничения на тренд и цикл в целях декомпозиции тренд/цикл

Метод	Описание
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 отклонений выпуска от потенциального уровня, изменений потенциального темпа роста и ошибок в трех ограничительных соотношениях: кривой Филлипса, законе Оукена и соотношении между отклонениями производительности и выпуска от 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 при помощи, например, макроэкономической модели
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, 2005].

Как отмечается в [Cotis, Elmeskov, Mourougane, 2005], в МВФ и ЕЦБ не существует «официального» метода оценки потенциального ВВП. В каждой стране отделения этих организаций определяют метод, наиболее подходящий к данной конкретной стране.

Согласно [Giorno et al., 1995], **потенциальный ВВП** в странах ОЭСР оценивается следующим методом: в частности, тренд в ВВП выделялся при помощи метода «расщепления (split) временного тренда», а также двумя альтернативными методами – сглаживание ряда реального ВВП производилось при помощи

фильтра Ходрика–Прескотта (который более подробно будет рассмотрен во втором разделе работы), а оценка потенциального выпуска выполнялась на основе использования производственной функции с учетом основных предпосылок, которые изменялись в зависимости от изучаемой страны (см. [De Masi, 1997]). При этом авторы отмечают, что последний подход оказался наилучшим.

В основе метода производственной функции 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 оцененным «потенциальным» уровнем безработицы (на основе полученного ранее уровня безработицы NAIRU), 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 был применен подход, несколько отличающийся от описанного выше (см. [Bank of Japan, 2003]). В частности, последние оценки производственной функции сектора бизнеса в Японии показывают, что функция Кобба–Дугласа для используемых данных является неприемлемой и вместо этого следует применять 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 (см. также [Turner et al., 1996]).

Следует отметить, что поскольку МВФ проводит мониторинг ситуации в очень разнородных странах (с точки зрения охвата и качества экономической статистики), подход к оценке потенциального ВВП базируется, как правило, на методе производ-

твенной функции (см. выше) с учетом основных предпосылок, меняющихся в зависимости от изучаемой страны¹.

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 отдельных шоков предложения (например, террористических атак в США – см. [IMF, 2002]).

ЕЦБ еще не публиковал каких-либо оценок потенциального ВВП для еврозоны. При разработке контрольного значения для темпа роста денежной массы ЕЦБ рассматривает несколько оценок потенциального ВВП, в том числе полученных другими организациями с использованием различных методов. 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]).

Рассмотрим, насколько отличаются оценки разрыва в выпуске в разных странах, полученные при помощи различных методов измерения потенциального ВВП, указанных в *табл. 1²*.

Оказывается, что корреляция, полученная в результате использования разных методик, составляет примерно 0,7–0,9, хотя для отдельных методик или отдельных стран она может быть намного меньше³. Корреляция отражает тот факт, что оцененные разрывы в выпуске, как правило, изменяются синхронно, хотя в некоторые моменты времени различия могут быть существенными, как показано в [Mc Morrow, Rцger, 2001], исследовавших разрыв в выпуске для стран Евросоюза при помощи фильтра Ходрика–Прескотта и производственной функции. Аналогичная ситуация для большинства методик (за исключением структурных VAR) описывается в работе [Cerra, Chaman Saxena, 2000] применительно к Швеции.

1 См., в частности, работы [Cotis, Elmeskov, Mourougane, 2005] и [De Masi, 1997].

2 Подробнее см. [Cotis, Elmeskov, Mourougan, 2005].

3 Это показано в работах [Chagny, Дцрке, 2001], [Dupasquier et al., 1997], [Scott, 2000].

Однако, несмотря на то что форма кривой оцененного различными способами разрыва в выпуске примерно одинакова, этого нельзя сказать о размере данного разрыва¹. 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). Применительно к странам ЕС использование фильтра Ходрика–Прескотта приводит к **большой** величине разрыва в выпуске, чем в случае фильтра Калмана². Однако для случая Новой Зеландии [Claus et al., 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 небольшими по сравнению с неопределенностью их оценки³.

Для проверки того, насколько одинаковую картину бизнес-циклов позволяют получить различные методики, оценки разрыва в выпуске часто анализируются с точки зрения их соотношения с другими индикаторами. Как правило, разрывы в выпуске сопоставляются с показателями использования производственных мощностей. В целом существующие исследования выявляют наличие положительной корреляции между оценками разрывов и другими индикаторами. Исключениями являются декомпозиция Бевериджа–Нельсона и структурные VAR, в случае применения которых корреляция разрывов с другими показателями бизнес-циклов не всегда положительная⁴.

Другим аспектом оценки разрыва в выпуске является способность полученных результатов объяснить динамику инфляции в прошлых периодах. В целом было обнаружено, что результаты оценки объясняют лишь несущественную часть динамики

1 См. [Canova, 1998].

2 [Mc Morrow, Rurger, 2001].

3 [Dupasquier et al., 1997].

4 См. [McMorrow, Rurger, 2001], [Camba–Mendez, Rodriguez–Palenzuela, 2001].

инфляции¹, однако значительная доля инфляции объясняется другими факторами². [Mc Morrow, Rцger, 2001] в этом смысле указывают на схожесть результатов применения фильтра Ходрика–Прескотта и производственной функции. Результаты, полученные в работе [Claus et al., 2000], показывают, что техника структурных VAR менее эффективна по сравнению с другими методиками с точки зрения объяснения инфляции в Новой Зеландии. Тем не менее [Chagny, Дцрке, 2001] было обнаружено, что динамика инфляции в еврозоне лучше всего описывается при помощи метода структурных VAR. Интуитивно представляется, что методы, предусматривающие в своем алгоритме уравнение динамики инфляции (НPMV или многомерный фильтр Калмана), скорее всего лучше описывают инфляционную динамику. [Kichian, 1999] заключает, что модели многомерного фильтра Калмана (в рамках которых используется уравнение ценовой кривой Филипса) полезны для оценки разрывов в выпуске в терминах анализа инфляционного давления в Канаде. В статье [Rьnstler, 2002] также показано, что разрывы в выпуске, оцененные при помощи многомерного фильтра Калмана, в большей степени связаны с инфляцией в еврозоне за последние десятилетия.

Оценки разрыва в выпуске могут быть использованы для краткосрочных прогнозов будущей инфляции³. В статье [De Brouwer, 1998] показано, что для Австралии включение переменной разрыва в выпуск в модель (вне зависимости от используемого метода) предполагает улучшение ее прогнозных свойств по сравнению с уравнением без этого разрыва. В уравнениях, в которых используется НPMV или производственная функция, ошибки прогноза наименьшие. Другими авторами было показано, что модели фильтра Калмана работают лучше с точки зрения прогноза инфляции⁴. В противопоставление данному выводу следует отметить ограниченность применения оценок разрыва в выпуске, полученных через многомерный фильтр Калмана, к инфляции в еврозоне⁵. В исследовании [Orphanides, van Norden, 2001] было показано, что при всем многообразии способов оценки

1 См., например, [Chagny, Дцрке, 2001].

2 Это показано, в частности, в [Claus et al., 2000], [Slevin, 2001].

3 См. [Slevin, 2001], [De Brouwer, 1998].

4 См., например, [Kichian, 1999].

5 На это указывает, в частности, [Rьnstler, 2002].

разрыва в выпуске реальные его оценки несут в себе мало информации в терминах прогноза инфляции.

В [Rennison, 2003] применяется другой подход и анализируются некоторые альтернативные методики не только оценки разрыва в выпуске, но и их точности через симуляции Монте-Карло, порождающие данные, в которых заложены другие процессы. Ограничивая свой анализ фильтрами HP, HPMV и структурными VAR, автор обнаруживает, что комбинация фильтра HPMV и структурной VAR, как правило, позволяет получить более адекватную оценку разрыва в выпуске в конце выборки и в большинстве случаев полученные таким образом оценки, как правило, сильно коррелируют с реальным разрывом.

1.3.3. Оценка структурного дефицита государственного бюджета

Как отмечалось выше, **структурный дефицит государственного бюджета** наряду с потенциальным выпуском в странах ОЭСР оценивался на базе методов расщепления временного тренда и производственной функции¹. В рамках последнего метода величина структурного дефицита была получена на базе ранее оцененной величины разрыва в выпуске, а также эластичностей бюджетного дефицита по налогам и расходам, причем, по мнению авторов статьи, данный метод позволяет получить более точные оценки структурного дефицита.

Структурный бюджетный дефицит оценивается в [Giorno et al., 1995] путем выделения циклической и структурной компонент фактических государственных доходов и расходов. Иными словами, структурный дефицит отражает размер сальдо налоговых доходов и расходов бюджета в случае, если фактический ВВП находился бы на потенциальном уровне. Таким образом, можно записать:

$$B^* = \sum T_i^* - G^* + CS, \quad (9)$$

где B^* – структурный бюджетный дефицит;

T_i^* – структурная составляющая налоговых доходов бюджета для i -й категории налогов;

¹ См. работу [Giorno et al., 1995].

G^* – структурная составляющая бюджетных расходов (за вычетом капитальных расходов, CS – capital spending).

Компоненты структурного дефицита T_i^* и G^* из уравнения (9) оцениваются авторами на базе фактических налоговых доходов (разделенных на 4 категории: налоги на корпорации, налоги на личный доход, отчисления на социальное страхование работодателей и работников, а также косвенные налоги) и государственных расходов.

Авторы отмечают, что оценки циклических и структурных компонент относительно чувствительны к оценкам разрывов в выпуске, полученным разными методами. Кроме того, существует необходимость коррекции полученных ранее эластичностей налоговых поступлений по вышеназванным категориям налогов из-за изменений, вызванных налоговыми реформами.

Одним из способов оценки эластичностей является построение простой регрессии налоговых поступлений и выпуска (в текущих ценах). Вместе с тем оценки коэффициентов в подобных регрессиях являются средними за весь оцениваемый период и не являются очищенными от эффекта налоговых реформ. Новые оценки эластичностей расходов были получены авторами рассматриваемой статьи на базе расчета эластичности уровня безработицы по выпуску, умноженной на эластичность пособий по безработице по уровню безработицы. Полученные таким образом значения представляют собой эластичности пособий по безработице по отношению к выпуску, которые в дальнейшем могут быть применены к фактическим государственным расходам.

В целом авторы отмечают, что оценки структурного дефицита, полученные ранее на базе метода расщепления тренда, практически для всех стран, кроме США, были серьезно пересмотрены. Так, среди семи крупнейших стран оценки структурного дефицита в Германии и Великобритании превосходили предыдущие результаты, отражая большие отрицательные разрывы в выпуске. Для Японии, Франции, Италии и Канады структурные дефициты оказались значительно больше, чем ранее предполагалось. Аналогичные выводы применимы и к небольшим странам, таким, как Бельгия, Финляндия, Ирландия и Нидерланды, для которых оценки величины разрыва в выпуске, полученные новым методом, превышают оценки, полученные ранее.

1.3.4. Оценка конъюнктурной компоненты экономических показателей

Как было отмечено ранее, **конъюнктурная компонента** экономического показателя имеет циклическую природу и зависит от быстроменяющихся параметров. Существует ряд исследований, посвященных анализу циклических компонент экономических показателей.

[Clark, 1987] раскладывает квартальные ряды промышленного производства и дефлированного ВВП США (1947–1985 гг.) на независимый нестационарный тренд и стационарные циклические компоненты при помощи фильтра Калмана и техник сглаживания.

Попытка разложения колебаний ВВП на временную компоненту, связанную с бизнес-циклом, и не связанную с ним устойчивую компоненту (бизнес-цикл определяется показателем безработицы) приводится в статье [Campbell, Mankiw, 1987]. Авторы предполагают, что циклическая составляющая представляет собой компоненту ВВП, коррелированную с безработицей, тогда как трендовая компонента ВВП с безработицей некоррелирована (таким образом, речь идет о модели наблюдаемых компонент).

В ряде исследований возможность использования подхода отклонений от тренда, описанного выше, подвергается сомнению, поскольку, по мнению исследователей, флуктуации ВВП являются постоянными, т.е. сокращение ВВП сегодня занижает его прогнозы на будущие периоды. Тем не менее в [Cochrane, 1988] утверждается, что после шока ВВП все равно возвращается на свой тренд, однако для этого требуется по крайней мере несколько лет (характеристика бизнес-цикла). По результатам вышеупомянутого исследования, поведение ВВП хорошо описывается авторегрессионной схемой второго порядка AR(2) с детерминистским трендом или стационарным в разностях ARMA-процессом со случайным блужданием.

Напротив, по мнению [Lippi, Reichlin, 1994], моделирование трендовой компоненты ВВП как случайного блуждания не соответствует ее интерпретации как роста производительности, поскольку не отражает учет изменений технологии разными фирмами в экономике. Альтернативной спецификацией, предлагаемой авторами, является ARIMA-процесс с S-образ-

ной функцией импульсного отклика, отражающей процесс распространения изменений в технологии. Подобный ARIMA-процесс используется в целях построения и оценки UCARIMA-процесса¹ на основе послевоенных квартальных данных американской экономики.

[Smith, 1996] выделяет бизнес-циклы в Великобритании при помощи обобщенного метода моментов, предполагающего обобщенную функцию циклической компоненты ряда, зависящую от исходного ряда и вектора параметров, полученных по результатам детрендирования исходного ряда.

В работе [Brechling, 1967] была предпринята попытка выделения трех компонент региональной **безработицы** для 10 регионов Великобритании (на основе квартальных данных с 1952 по 1963 г.), таких, как: 1) агрегатные циклические компоненты, отражающие уровень экономической активности в стране в целом; 2) структурные компоненты, присущие каждому отдельному региону, которые могут содержать временной тренд, и 3) региональные циклические компоненты, которые также связаны с конкретными регионами, но – в отличие от 2) – описываются общей циклической моделью. Данные компоненты были оценены статистическими методами и играют важную роль в региональной политике при оценке безработицы.

[Weber, 1995] выделяет циклическую составляющую безработицы и выпуска (на базе квартальных данных с 1948 по 1988 г.) в целях получения оценки коэффициента Оукена. Выделение циклических компонент проводится несколькими методами: первый метод заключается в оценке методом наименьших квадратов версии уравнения, описывающего закон Оукена; второй основан на построении модели распределенных лагов для ряда безработицы; третий метод предполагает отнесение инноваций в циклической безработице на счет инноваций в циклическом выпуске и, наконец, четвертый метод предполагает, что после проведения процедуры детрендирования ряды безработицы и выпуска должны быть коинтегрированы, что позволяет оценить коинтеграционное соотношение между ними на основе процедуры Энгла–Грэнджера² и, таким образом,

1 ARIMA-процесс с ненаблюдаемыми компонентами.

2 Подробнее см. [Engle, Granger, 1987].

в случае стационарности остатков этого соотношения – получить долгосрочную оценку коэффициента Оукена.

Статья [Moran, 1999] посвящена анализу влияния инфляции и безработицы на распределение доходов в США за период 1948–1994 гг., в рамках которого безработица разделялась на структурную, циклическую и шумовую компоненты при помощи техники фильтрации (фильтры Калмана и Ходрика–Прескотта, дающие эквивалентные результаты). Причем выделение структурной и циклической безработицы показывает, что рост структурной безработицы увеличивает долю дохода в наиболее высокой квантили и сокращает – в нижней. В указанной выше статье также было обнаружено, что инфляция не оказывает действенного влияния на неравенство доходов, однако при ее декомпозиции на ожидаемую и неожиданную оказывается, что ожидаемая инфляция не оказывает воздействия на неравенство доходов, а неожиданная приводит к перераспределению доходов из наиболее высокой квантили в три нижние квантили.

Исследование [Martins, 2001] приводит тесты и оценки выбора между отклонением безработицы от равновесного уровня и изменениями инфляции в еврозоне в целом. Этот выбор моделируется при помощи простой макроэкономической модели ненаблюдаемых компонент¹, основанной на соотношениях Филлипса и Оукена, которая оценивалась методом максимального правдоподобия на базе квартальных агрегированных данных по еврозоне за период с I квартала 1970 г. по II квартал 2000 г. при помощи фильтра Калмана. В данной работе приводятся новые оценки динамического NAIRU для еврозоны, которые при некоторых предположениях подтверждают эквивалентные оценки, полученные в рамках исследования, проведенного в ЕЦБ². При этом оценка 95%-х доверительных интервалов показывает, что разрыв в безработице статистически значимо отличается от нуля во время рецессий, но не подъемов.

1 Данная модель предполагает, что тренд является процессом случайного блуждания, а цикл – стационарным авторегрессионным процессом, причем эти две компоненты некоррелированы. В эконометрических терминах это означает, что ненаблюдаемый цикл и тренд рассматриваются как динамические параметры и, таким образом, оцениваются при помощи фильтра Калмана (впервые такой тип модели был использован в работе [Watson, 1986]).

2 См. [ECB, 2000].

* * *

Итак, структурная компонента экономического показателя представляет собой его фундаментальную часть, наиболее важным признаком которой является ее медленное изменение во времени. Конъюнктурная составляющая показателя определяется из текущей ситуации на рынке и соответственно изменяется быстро. По результатам проведенного в настоящем разделе обзора исследований, посвященных выделению структурной и конъюнктурной составляющих экономических показателей, можно сделать следующий вывод.

В основе традиционных подходов к оценке структурной и конъюнктурной компонент динамики макроэкономических показателей лежит тот факт, что медленная изменчивость является единственным признаком структурной составляющей макроэкономического показателя. Следовательно, ни один из перечисленных выше фильтров не сможет выделить структурную компоненту временного ряда, если эта компонента менялась достаточно сильно или исследуемый ряд достаточно мал. В этой связи применение фильтров для выделения структурной составляющей налоговой нагрузки в России нецелесообразно ввиду короткого ряда имеющихся статистических данных. Кроме того, в связи с отсутствием в России на данный момент полных циклов экономического развития в настоящей работе будут изучаться не циклические колебания экономики, а колебания, связанные с изменением мировых цен на нефть.

Раздел 2. Методологические проблемы выделения структурной и конъюнктурной составляющих экономических показателей

В настоящем разделе нами будут проанализированы методологические проблемы выделения структурной и конъюнктурной составляющих экономических показателей в мировой практике, а также будет предпринята попытка разработки методологии оценивания этих составляющих, основанная на исследовании влияния благоприятной внешнеэкономической конъюнктуры на темпы экономического роста страны, действующего в долгосрочном и краткосрочном периодах.

2.1. Особенности учета вклада нефтегазового сектора в динамику экономических показателей в России и в мировой практике

Для устойчивости государственных финансов принципиальное значение имеет долгосрочное соотношение доходов и расходов бюджета расширенного правительства. Особую остроту вопросы поддержания баланса доходов и расходов бюджетной системы приобретают в странах, где налоговые поступления находятся в сильной зависимости от экспорта сырьевых ресурсов и конъюнктуры на мировых рынках. В результате возникают серьезные проблемы в прогнозировании налоговых поступлений, что, в свою очередь, может привести к проблеме нестабильности в сфере государственных финансов.

Особую важность приобретает выделение структурной и конъюнктурной составляющих в налоговой нагрузке и с точки зрения оценки границ возможности снижения налоговой нагрузки на экономику. Существенное превышение доходов расширенного правительства над расходами в период благоприятной внешнеэкономической конъюнктуры не означает, что структурная налоговая нагрузка может быть значительно снижена в долгосрочной перспективе. Профицит бюджета расширенного правительства в период благоприятной экономической конъюнктуры

не может в полном объеме восприниматься как признак наличия резерва для снижения налоговой нагрузки и/или повышения государственных расходов в долгосрочной перспективе, так как в случае ухудшения внешнеэкономической конъюнктуры придется сокращать государственные расходы и/или увеличивать налоговую нагрузку на экономику.

Подобные резкие изменения противоречат одному из принципов государственного управления – постоянству правил игры, что может привести к росту недоверия бизнеса к власти, оттоку иностранных инвестиций и бегству отечественного капитала за границу. Значительное снижение налогов и/или повышение расходов в период благоприятной экономической конъюнктуры может восприниматься бизнесом как увеличение риска существенного изменения «правил игры» при ухудшении внешнеэкономических условий. Поэтому для определения границ возможного снижения налоговой нагрузки на экономику необходимо выделить структурную и конъюнктурную составляющие налоговых поступлений. Долгосрочным резервом снижения налогов можно считать лишь превышение структурной части налоговых поступлений над расходами расширенного правительства.

Конъюнктурная составляющая должна включать ту долю налоговых поступлений, которая обусловлена благоприятной ситуацией на внешних рынках. Структурная же составляющая отражает уровень налогов, которые поступят в бюджетную систему при средней многолетней внешнеэкономической конъюнктуре.

Если говорить о применении перечисленных выше методов к налоговым доходам бюджетной системы, то возможны разные подходы к выделению структурной и конъюнктурной составляющих налоговой нагрузки. Для России основным индикатором внешнеэкономической конъюнктуры являются цены на нефть (учитывая, что цены на газ для поставок в Европу «привязаны» к ценам на нефть). Поскольку динамика мировых цен на нефть – один из важнейших факторов конъюнктурной составляющей динамики ВВП и налоговых поступлений в России, то соответственно возможным способом выделения конъюнктурной составляющей является выделение нефтегазовых доходов в бюджете.

Рассмотрим методику расчета нефтегазовых доходов, закрепленную в Бюджетном кодексе РФ (в редакции Федерального закона № 63-ФЗ от 26 апреля 2007 г.). В соответствии с новой главой БК РФ 13.2 доходы федерального бюджета делятся на нефте-

газовые и ненефтегазовые. К нефтегазовым доходам относятся поступления от:

- 1) НДСИ в виде углеводородного сырья;
- 2) вывозных таможенных пошлин на нефть сырую;
- 3) вывозных таможенных пошлин на газ природный;
- 4) вывозных таможенных пошлин на товары, выработанные из нефти.

Данные по нефтегазовой и ненефтегазовой части федерального бюджета за 2000–2008 гг. представлены в *табл. 2*.

Таблица 2

Доходы и расходы федерального бюджета в 2000–2008 гг. (% ВВП)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Расходы (1)	14,2	14,8	18,9	17,8	15,8	16,3	15,9	18,1	18,2
Доходы (2)	15,5	17,8	20,3	19,5	20,1	23,7	23,3	23,6	22,3
В том числе: нефтегазовые доходы (2.1)	11,7	13,1	15,1	14,1	13,5	13,6	12,7	14,6	11,8
нефтегазовые доходы (2.2)	3,8	4,7	5,2	5,4	6,6	10,1	10,9	9,0	10,6
Профицит федерального бюджета РФ, % ВВП (3)=(2)–(1)	1,4	3	1,4	1,7	4,3	7,4	7,5	5,5	4,1
Нефтегазо- вый дефицит (4)=(1)–(2.1)	–2,5	–1,7	–3,8	–3,7	–2,3	–2,7	–3,4	–3,5	–6,4

Источник: Федеральное казначейство, расчеты ИЭПП.

Часть нефтегазовых доходов может направляться на финансирование текущих расходов федерального бюджета (нефтегазовый трансферт), а часть сберегаться. С точки зрения оценки конъюнктурных рисков важен показатель ненефтегазового дефицита, представляющий собой разницу между ненефтегазовыми («структурными») доходами и совокупными расходами бюджета. Таким образом, он представляет собой оценку структурного дефицита федерального бюджета. Из данных *табл. 2* видно, что на протяжении всего рассматриваемого периода расходы устойчиво превышают ненефтегазовые доходы и структурный дефицит в долях ВВП существенен. Это указывает на наличие серьезных рисков, связанных со стабильностью системы государственных финансов.

Рассмотренный выше подход к выделению структурной и конъюнктурной составляющих налоговых доходов федерального бюджета России, по сути, основан на разделении налогов на «структурные» и «конъюнктурные». В данном случае к «конъюнктурным» отнесены те налоги, которые напрямую зависят от цен на нефть и газ, однако влияние динамики цен на нефть на объемы поступлений по другим налогам не учитывается. Например, совершенно очевидно, что от уровня цен на нефть и газ зависит прибыльность нефтегазового сектора, что, в свою очередь, влияет на сборы по налогу на прибыль.

Если говорить о выделении вклада сектора природных ресурсов в ВВП, то в мировой практике применяется несколько подходов к решению этой задачи. Одним из частных случаев является оценка ресурсного богатства страны, и чем больше отношение ресурсного богатства к ВВП, тем больше национальное богатство определяется именно природными ресурсами.

Международным валютным фондом применяется подход, основанный на измерении доли производства нефти и газа в общем объеме ВВП¹.

Всемирный банк учитывает доходы от высоких цен на нефть путем оценки рентных доходов. Для группы показателей *запасов* используются два типа данных: доказанные запасы полезных ископаемых (как правило, в тоннах нефтяного эквивалента или в тоннах условного топлива) и так называемые рентные оценки доказанных запасов.

Рентный показатель стоимости доказанных запасов, рассчитываемый Всемирным банком, называется *sub-soil assets (SSA)* и рассчитывается в долларах США². Этот показатель содержит оценочное значение *доказанных* запасов металлических руд, нефти, газа и угля. Он равен совокупной приведенной ренте за период жизни месторождений. Рента от извлечения единицы ресурса исчисляется как разница между объемом производства за данный год в мировых ценах и издержками добычи (для каждой страны издержки разные). В 1994 г. некоторые страны имели показатель запасов сырья по SSA больше десяти тыс. долл. на душу населения: Саудовская Аравия – примерно 70 тыс. долл., Норвегия – 20 тыс. долл., Венесуэла – 15 тыс. долл. К сожалению,

1 [IMF, 2006].

2 См. подробнее в [Kunte et al., 1998].

систематические данные по SSA за разные годы отсутствуют. Однако Всемирный банк в качестве рентного показателя стоимости доказанных запасов публикует данные о ренте от добычи нефти, газа и других полезных ископаемых, которая рассчитывается как разность мировых цен и издержек извлечения. В табл. 3 представлена динамика этого показателя в 90-х годах в России, Саудовской Аравии и США.

Таблица 3

Рентный доход от добычи нефти, газа, угля и минеральных ресурсов, % ВВП

Год	Российская Федерация	Соединенные Штаты Америки	Саудовская Аравия
1992	20,2	1,3	48,5
1993	18,1	1,1	44,2
1994	17,1	1	41,5
1995	18,1	0,9	41,4
1996	15,6	0,9	41,3
1997	14,6	0,9	37,7
1998	14	0,5	28,2
1999	25,3	0,7	33,1
2000	39,9	1,2	50
2001	31	1,1	42,5

Источник: World Bank. Adjusted savings: energy depletion (% of GNI), World Development Indicators.

Производство углеводородного сырья на душу населения измеряется точнее, чем запасы. В группы лидеров по этим показателям входят прежде всего страны Ближнего Востока (Катар, Кувейт, ОАЭ, Саудовская Аравия, Оман, Бахрейн, Ливия), а также Бруней, Тринидад и Тобаго, Экваториальная Гвинея, Туркменистан. Из развитых стран в группу лидеров (более 10 тонн топлива в нефтяном эквиваленте на душу населения в год) попадают Норвегия, Австралия и Канада. Россия же вместе с Венесуэлой, Казахстаном, Габоном и Данией попадает в группу стран, производящих от 5 до 10 тонн топлива на душу населения в тоннах нефтяного эквивалента. Такие известные нефтеэкспортеры, как Иран, Ирак, Азербайджан, Мексика, производят менее 5 тонн условного топлива на душу – это средний объем потребления топлива в развитых странах Европы и в Японии (США и Канада потребляют по 8 тонн на человека).

2.2. Моделирование влияния цен на нефть на экономический рост

Можно выделить несколько подходов к моделированию экономического роста с точки зрения целей настоящей работы:

1. Класс моделей экономического роста на базе модели Солоу [Solow, 1956] (подробнее см. подраздел 1.1).

2. Модель *Рамсея–Касса–Купманса* (см. [Ramsey, 1928], [Cass, 1965], [Koortmans, 1965]), в которой норма сбережения является эндогенной переменной, а темпы роста переменных определяются из поведения домашних хозяйств и фирм.

3. Модель *Даймонда* ([Diamond, 1965]), где норма сбережения является по-прежнему эндогенной, однако предполагается постоянное появление в экономике новых домохозяйств.

4. *Модели научных исследований и разработок (R&D)*. В данном классе моделей источником экономического роста являются также знания и технологии; эффективность труда является эндогенной переменной, что позволяет описать их эволюцию во времени. Модели R&D предполагают также, что:

– различия в темпах долгосрочного экономического роста определяются убывающей отдачей от масштаба, а также уровнем исследовательской активности, присущей различным секторам экономики (см., например, [Jones, 1995]);

– значение имеет также поддержка фундаментальных научных исследований государством, благотворительными организациями, частным сектором (см. [Romer, 1990]);

– инновации и достижения в области знаний часто становятся результатом деятельности особо одаренных индивидов ([Baumol, 1990] и [Murphy, Shleifer и Vishny, 1991]);

– источником технического прогресса может также стать обучение на практике (см. [Arrow (1962)]).

В 1950-х годах после появления новаторских работ Я. Тинбергена¹ и Л. Кляйна² значительное развитие получили большие

1 Tinbergen J. (1937). *An Econometric Approach to Business Cycle Problems*// Paris: Hermann; Tinbergen J. (1939). *Statistical Testing of Business Cycle Theories*. 2 volumes // Series of League of Nations publications, 1939. II. A. 16. Geneva: League of Nations, Economic Intelligence Service.

2 Klein L.R. (1947). *The Use of Econometric Models as a Guide to Economic Policy* // *Econometrica*. Vol. 15. No 2 (April). P. 111–151; Klein L.R. (1950). *Economic Fluctuations in the United States, 1921–41*. New York: Macmillan.

эконометрические модели (LSEM от англ. – large-scale econometric model). LSEM представляет собой комплексную систему эконометрических уравнений, позволяющую описать мировую экономику или экономику конкретного региона. Модели LSEM включают от ста до тысячи уравнений и применяются для оценки количественного влияния изменений экзогенных переменных (например, фискальной, денежной политики, обменного курса) на эндогенные переменные (выпуск, цены и т.д.) [Сакс, Ларрен, 1996, с. 417—418].

В частности, для описания функционирования американской экономики в начале 1970-х годов была разработана Брукингская квартальная эконометрическая модель (см. [Duesenberry et al., 1965], а также [Fromm, Klein, 1975]). Данная модель состоит из нескольких блоков: инвестиции производителей; расходы потребителей; распределение доходов, формирование цен и заработных плат, трудовые ресурсы; внешняя торговля и сельское хозяйство; денежный и фискальный секторы. В совокупности эти блоки представляют собой систему, состоящую из более тысячи уравнений, оцениваемых одновременно, и позволяющую описать структурные соотношения между различными секторами экономики.

Отметим, что экономическая теория конца XX в. особо отмечает роль **институциональных факторов**, влияющих на темпы экономического роста различных стран (подробнее см. [Barro, 1991], [North, Weingast, 1989], [Acemoglu, Johnson, 2005]).

Влияние внешнеэкономической конъюнктуры на экономический рост в развивающихся странах, странах с переходной экономикой неоднозначно и зависит от рассматриваемой перспективы, структуры и особенностей экономики, этапа развития. Высокие экспортные цены, действуя в направлении укрепления реального обменного курса национальной валюты, негативно влияют на темпы экономического роста, однако для России в последние годы характерно положительное влияние благоприятной внешнеэкономической конъюнктуры на экономический рост в первую очередь вследствие растущего спроса, стимулирующего загрузку мощностей, и расширения границы производственных возможностей за счет осуществляемых инвестиций. Рассмотрим механизм такого влияния с точки зрения теорий экономического роста, производственной функции и модели IS-LM.

В первую очередь проанализируем ситуацию, при которой не происходит расширение границы производственных возможностей, и предположим, что улучшение внешнеэкономической конъюнктуры (рост экспортных цен) приводит к росту экспортной выручки, причем это увеличение сберегается экономическими агентами. В этом случае влияние роста экспортных цен на реальный сектор в терминах простых некейнсианских моделей будет осуществляться не в результате непосредственного роста спроса вследствие увеличения чистого экспорта (так как прирост чистого экспорта сберегается), а через эффект богатства в функции потребления, т.е. в результате роста богатства, изменяющего потребительское и инвестиционное поведение экономических агентов, и как следствие из-за роста спроса (при наличии в экономике свободных мощностей и рабочей силы) будет происходить увеличение выпуска.

При наличии в модели денег при росте экспортных цен будет происходить монетизация Центральным банком положительного сальдо торгового баланса и в результате снижения процентных ставок – увеличение совокупного спроса и соответственно при наличии свободных мощностей и рабочей силы – рост реального выпуска. Если при этом имеет место увеличение бюджетных доходов и расходов, то отмеченный механизм будет дополнен эффектами фискальной экспансии.

Схожие процессы будут происходить и в открытой экономике – например, в модели Манделла–Флеминга возвращение экономики к предшествующему равновесию (после шокового роста чистого экспорта или проведения стимулирующей фискальной политики) будет происходить под действием удорожания отечественной валюты. При этом, как и в моделях закрытой экономики, отмеченных выше, более высокий уровень экспортной выручки будет сопровождаться более высоким уровнем совокупного выпуска.

В рассмотренных случаях ключевой предпосылкой является экзогенность кривой совокупного предложения, которая предполагает отсутствие в краткосрочной перспективе влияния инвестиций на развитие факторов производства (в человеческий капитал, в материальные активы, в научно-технический прогресс). Инвестиции в рассматриваемых моделях с точки зрения влияния на выпуск не отличаются от потребления: инвестиции и потребление являются элементами совокупного спроса, важными для определения равновесного выпуска. В подобных моделях не учитывается, что инвестиции создают возможности для увеличения производства, здесь

они лишь увеличивают совокупный спрос и с этой точки зрения эквивалентны потреблению. Если выпуск равен потенциальному при полной занятости, в стране не появляются дополнительных ресурсов, позволяющих увеличить производственные возможности. Таким образом, предпосылка отсутствия увеличения импорта, обеспечивающего увеличение ресурсов, поступающих в распоряжение экономических агентов, при росте экспортных цен обеспечивает экзогенность функции совокупного предложения.

Однако если допустить возможность осуществления производственных инвестиций в результате роста доходов от экспорта, вслед за ростом экспортной выручки увеличивается импорт, что означает увеличение реальных располагаемых доходов экономических агентов. В отличие от предыдущих случаев, предполагающих, что экономические агенты накапливают обязательства внешнего сектора – валютные активы или происходит монетизация положительного сальдо торгового баланса, при которой экономические агенты расходуют экспортную выручку, а денежные власти накапливают внешние резервы, в данном случае они обменивают дополнительную экспортную выручку на потребительские или инвестиционные блага, произведенные за границей.

Таким образом, при допущении возможности осуществления производственных инвестиций в результате роста доходов от экспорта благоприятная внешнеэкономическая конъюнктура фактически означает трансферт дохода в страну и соответственно приводит к расширению границы производственных возможностей и росту потенциального выпуска, делая более результативной в долгосрочном периоде стимулирующую денежно-кредитную и бюджетно-налоговую политику. Другими словами, при росте цен на продукцию экспорта происходит рост инвестиций, и, следовательно, при наличии достаточного уровня спроса наблюдается увеличение темпов экономического роста в среднесрочной и долгосрочной перспективе.

Увеличение потребления импорта домашними хозяйствами не сказывается на росте или сказывается отрицательно (так как увеличение спроса на импортные товары сокращает спрос на товары отечественного производства), за исключением случаев, когда импорт потребительских товаров при вытеснении отечественных потребительских товаров, высвобождает соответствующие мощности, способные производить товары, которые востребованы другими

секторами, или импортные товары являются комплиментами отечественных.

Рост доходов экономических агентов приводит также к увеличению спроса на вложения в человеческий капитал, так как такие блага, как образование и здравоохранение являются нормальными. Соответствующий рост уровня образования и здоровья населения может способствовать экономическому росту.

Важным фактором, влияющим на реальный рост производства, при улучшении условий внешней торговли является укрепление реального курса российской валюты в результате инфляции, вызываемой монетизацией сальдо торгового баланса, или в результате повышения номинального курса российской валюты (при частичной монетизации торгового сальдо рост реального курса национальной валюты может происходить как за счет номинального укрепления рубля, так и за счет роста внутренних цен, как это происходило в России в 2000–2007 гг.). Этот процесс вызывает движение в направлении установления нового внешнего равновесия (за счет снижения эффективности экспорта и роста эффективности импорта) при большем стоимостном объеме экспорта и импорта. Рост доходов от экспорта и увеличение реального курса рубля приводят к возникновению так называемой «голландской болезни»: рост цен на неторгуемые товары и угнетение экспортных производств, не столь эффективных, как производство энергоносителей, а также производств, конкурирующих с импортом. Эти процессы вызывают замедление экономического роста.

При росте мировых цен на энергоносители происходит удорожание ресурсов, иными словами, рост издержек предприятий. В данном случае кривая совокупного предложения смещается вверх и влево, поскольку при любом уровне выпуска издержки становятся больше. Так как в краткосрочном периоде зарплата приспосабливается не полностью, экономика переходит в новое равновесие при неполной занятости. Цены становятся выше, а производство сокращается (из-за сокращения реальных балансов). Поскольку существует безработица, со временем зарплата снижается, и экономика возвращается к первоначальному равновесию. Корректирующая денежно-кредитная или бюджетная политика может повысить совокупный спрос, сокращая таким образом безработицу, но усиливая инфляцию.

Классическим примером подобного рода неблагоприятного шока предложения является мировой энергетический кризис 1970-х

годов XX в., когда значительный рост цен в результате действий сырьевых монополий через мультипликативный эффект привел к росту издержек прежде всего в нефтегазовом секторе, а также в производстве товаров, технологически зависящих от нефти. В результате темп инфляции в течение 1972–1974 гг. вырос в 4 раза (с 3 до 12%). Аналогичное удорожание ресурсов наблюдалось и при росте цен на нефть в 1978–1980 гг.¹.

Наконец, высокие доходы от экспорта и соответствующий трансферт доходов от внешнего сектора, создавая иллюзию благополучного развития экономики, препятствуют проведению институциональных реформ, которые являются определяющими в обеспечении роста в средне- и долгосрочной перспективе.

В следующем подразделе нами будет представлена эконометрическая модель, описывающая влияние мировых цен на нефть на темпы экономического роста в долгосрочном и краткосрочном периодах.

2.3. Эконометрическая модель влияния мировых цен на энергоносители на экономический рост: долгосрочный и краткосрочный эффекты

Исходными уравнениями в анализе влияния нефтяных цен на ВВП являются следующие.

1. *Коинтеграционное соотношение (CE)*, описывающее долгосрочную взаимосвязь между темпами роста ВВП и уровнем цен на нефть:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_oil_t + \eta_t, \quad (10)$$

где переменная ΔY_t – прирост ВВП в момент времени t ;

P_oil_t – уровень цены на нефть в момент времени t .

2. При условии, что ряд реального ВВП является рядом второго порядка интегрированности $I(2)$, а ряд мировых цен на нефть – $I(1)$, корректная модель зависимости реальных темпов экономического роста от мировых цен на нефть и других факторов может быть специфицирована в форме *модели коррекции ошибками*, или *ЕСМ*. ЕСМ может быть оценена при наличии коинтеграции между приростом ВВП и уровнем мировых цен

¹ См. [Дорнбуш, Фишер, 1996, с. 482–485].

на нефть и соответственно стационарности (нулевом порядке интегрированности, $I(0)$ остатков этого коинтеграционного соотношения). Такая модель предполагает зависимость второй производной ВВП (т.е. изменения темпов роста ВВП) от прироста цен на нефть, а также от остатков коинтеграционного соотношения (10) в первом запаздывании η_{t-1} (т.е. от величины расхождения между траекториями темпов роста ВВП и уровня нефтяных цен):

$$\Delta^2 Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta P_{oil}_t + \beta_2 \eta_{t-1} + v_t, \quad (11)$$

где переменная $\Delta^2 Y_t$ описывает изменение темпа роста ВВП, т.е. его ускорение в момент времени t

$\eta_{t-1} = \Delta Y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 P_{oil}_{t-1}$ – остатки коинтеграционного соотношения в первом запаздывании;

переменная ΔP_{oil}_t – прирост цен на нефть в момент времени t .

Для интерпретации модели с точки зрения влияния уровня нефтяных цен и их прироста на темпы экономического роста и на изменение темпов роста необходимо привести следующие соображения.

В коинтеграционном соотношении (10) стохастический тренд средне- и долгосрочной динамики темпов роста ВВП определяется уровнем мировых цен на нефть: при благоприятных условиях внешней торговли можно с течением времени ожидать больших инвестиций и высоких темпов роста, и, наоборот, низким ценам на нефть соответствуют низкие инвестиции и будут наблюдаться низкие темпы роста ВВП. При этом модель коррекции ошибками показывает, что при более низких темпах роста ВВП, чем это описано коинтеграционным соотношением (10), происходит ускорение роста ВВП и, наоборот, при более высоких темпах роста ВВП для данного уровня цен на нефть происходит замедление ВВП в соответствии с моделью (11).

Сопоставим полученную спецификацию модели с логикой различных механизмов зависимости темпов экономического роста от цен на экспортную продукцию, описанных выше.

Как уже было сказано ранее, долгосрочное влияние условий торговли на выпуск (реальный ВВП) имеет в качестве основы объем инвестиций, который зависит от объема ресурсов, поступающих в экономику, при том или ином уровне конъюнктуры мирового рынка энергоносителей. Уровень нефтяных цен опре-

деляет стоимостной уровень экспорта нефти, объем импорта, в том числе импорта ресурсов для осуществления инвестиций, что определяет прирост величины физического и человеческого капитала и технологий в экономике и тем самым темпы потенциального объема выпуска (экономического роста) в средне- и долгосрочной перспективе. Из этого следует, что механизм «инвестиционного» роста предполагает, что при каждом уровне цен экономика растет определенным темпом (при низких ценах имеют место низкие инвестиции, что определяет низкие темпы роста ВВП, при высоких ценах – высокие инвестиции и соответственно высокие темпы роста ВВП), таким образом, темп роста ВВП является постоянным при заданном уровне нефтяных цен.

Иными словами, уровень цен на нефть определяет прирост выпуска, т.е. при заданном уровне цен на нефть существует некий постоянный (стационарный) темп роста ВВП, и соответственно при росте мировых цен на нефть происходит ускорение роста ВВП. Здесь необходимо еще раз подчеркнуть, что отмеченная взаимосвязь – это взаимосвязь между темпами роста ВВП и уровнем цен, при более высоком уровне цен имеют место более высокие темпы роста за счет более высокого объема инвестиций.

Эта зависимость и оценена в коинтеграционном соотношении (10) и модели коррекции ошибками (11). Действительно, предположим, что цены на нефть выросли. Тогда по логике коинтеграционного соотношения, представляющего собой долгосрочную зависимость между приростом ВВП и уровнем цен на нефть (или по «инвестиционной» логике), выпуск должен перейти к более высокой траектории роста (которая соответствует новому, более высокому, уровню цен): более высокие темпы роста экономики обеспечиваются за счет больших объемов инвестиций. В модели это формализовано с помощью механизма коррекции ошибками, обеспечивающего стремление выпуска к своей долгосрочной траектории: если в предыдущий момент времени уровень нефтяных цен высок по сравнению с темпами роста ВВП (остатки коинтеграционного соотношения η_{t-1} отрицательные), то в текущий момент произойдет ускорение роста ВВП, при обратной ситуации, когда уровень цен энергоносителей низок по сравнению с темпами роста ВВП (остатки η_{t-1} положительные), произойдет замедление темпов экономического роста. В результате между долгосрочными траекториями темпов эко-

номического роста и уровнем цен на нефть будет наблюдаться долгосрочная связь.

Вместе с тем необходимо отметить, что существует множество краткосрочных отклонений фактического роста выпуска от своей долгосрочной траектории (стохастического тренда), обусловленной в том числе динамикой уровня нефтяных цен. Эти отклонения могут происходить по разным причинам (например, денежно-кредитная и бюджетная политика, шоки спроса и предложения), в частности, вследствие изменения нефтяных цен (иными словами, прирост нефтяных цен в краткосрочной перспективе за счет роста агрегированного спроса при наличии свободных мощностей приводит к увеличению фактического выпуска по сравнению с потенциальным). В этих отклонениях и состоит краткосрочное влияние конъюнктуры рынка энергоносителей на темп роста ВВП.

В краткосрочном периоде переход к другому уровню (т.е. прирост) цен и изменение чистого экспорта должны (за счет воздействия на величину агрегированного спроса) вызывать отклонение от постоянного темпа экономического роста (иными словами, вызывать добавку к постоянному темпу роста): либо ускорение при росте нефтяных цен, либо уменьшение постоянного темпа роста ВВП при снижении нефтяных цен.

Уровень цен на нефть постоянно изменяется, однако эти колебания необязательно предполагают переход ВВП на новую долгосрочную траекторию роста, определяемую динамикой инвестиций. Иными словами, временные отклонения фактического темпа роста выпуска от стационарного обусловлены колебаниями совокупного спроса, часть из которых связана с краткосрочными изменениями уровня цен на нефть. Остальные же колебания спроса могут объясняться другими факторами, такими, как настроения населения и инвесторов, денежно-кредитная и бюджетная политика и т.д. Соответственно дополнительные инвестиции в основной капитал, обусловленные этими факторами, являются автономными (т.е. не зависящими от краткосрочной динамики нефтяных цен).

В соответствии с описанной логикой под влиянием колебаний уровня цен могут происходить временные отклонения ВВП от своего потенциального уровня. В данном случае, как было показано выше, речь идет о влиянии уровня цен на уровень выпуска (уровень (прирост) цен на нефть определяет объем (прирост) чис-

того экспорта, который обуславливает объем спроса в экономике, т.е. имеет место зависимость между переменными, продифференцированными одинаковое количество раз). Непосредственно в модели, аналогичной (11), данная зависимость между уровнем ВВП и уровнем мировых цен на нефть технически не может быть проверена из-за различного порядка интегрированности рядов уровня ВВП и уровня мировых цен на нефть (или прироста ВВП и прироста мировых цен на нефть). Модель (10) проверяет зависимость темпов роста ВВП от уровня мировых цен на нефть, т.е. осуществляется проверка логики взаимосвязи между этими переменными в долгосрочном периоде.

Для проверки механизма зависимости между ВВП и ценами на нефть в краткосрочном периоде нужна другая модель: при росте уровня мировых цен на нефть растет агрегированный спрос, а значит, при наличии свободных мощностей и рабочей силы растет уровень ВВП, т.е. имеется зависимость между уровнем ВВП и уровнем цен на нефть. Для проверки такой гипотезы следует оценить зависимость остатков коинтеграционного соотношения (между ростом ВВП и уровнем цен) от прироста цен на нефть:

$$\eta_t = \Delta Y_t - \alpha_0 - \alpha_1 P_oil_t = \gamma_0 + \gamma_2 \Delta P_oil_t + \mathcal{G}_t, \quad (12)$$

т.е. динамика стационарных остатков коинтеграционного соотношения η_t , не объясненная переменной P_oil_t , объясняется переменной ΔP_oil_t .

Зависимость между η и ΔP_oil в уравнении (12) отражает, согласно логике взаимосвязи между ВВП и ценами на нефть в краткосрочном периоде, зависимость уровня ВВП от уровня цен на нефть (темпов роста ВВП от темпов роста цен на нефть).

Исходя из этого оба рассмотренных механизма зависимости экономического роста от мировых цен на нефть (в долгосрочном и краткосрочном периодах) могут быть описаны в одной модели при условии наличия коинтеграции между приростом ВВП и уровнем цен на нефть. Как было отмечено, в дополнение к механизму роста ВВП вследствие высокого уровня цен на нефть, согласно логике коинтеграционного соотношения, в результате повышения цен на нефть и роста агрегированного спроса может наблюдаться и повышение ВВП, связанное с дозагрузкой имеющихся мощностей (увеличение выпуска при кейнсианской фун-

кции предложения). То есть в дополнение к механизму зависимости прироста ВВП от уровня мировых цен на нефть (и других факторов) должна наблюдаться и зависимость прироста ВВП от прироста мировых цен на нефть, что равнозначно влиянию уровня цен (уровня агрегированного спроса) на уровень ВВП, т.е. может быть выписана зависимость прироста ВВП одновременно от уровня цен на нефть и от их прироста:

$$\Delta Y_t = \Delta Y(P_oil_t, \Delta P_oil_t, \dots), \quad (13)$$

где многоточием обозначены прочие факторы, влияющие на ΔY .

В приведенном уравнении (13) ΔY и P_oil должны быть первого порядка интегрированности, а ΔP_oil – стационарным временным рядом. При наличии коинтеграционного соотношения (10) (остатки которого, η_{t-1} , имеют порядок интегрированности $I(0)$) влияние стационарного ряда прироста цен на нефть на нестационарный ряд прироста ВВП при включении в число объясняющих переменных ряда P_oil , являющегося $I(1)$, фактически означает зависимость стационарного коинтеграционного соотношения (10) от прироста мировых цен на нефть, т.е. прирост мировых цен на нефть объясняет (наряду с другими не рассматриваемыми в модели факторами) дополнительные краткосрочные отклонения прироста ВВП от долгосрочной траектории, задаваемой коинтеграционным соотношением.

Другими словами, в обозначениях уравнения (11) действие механизма увеличения ВВП при увеличении мировых цен на нефть из-за загрузки мощностей означает зависимость между η_t (ряд $I(0)$) и ΔP_oil_t (ряд $I(0)$), т.е. отражает зависимость темпов роста ВВП (ΔY) от темпов роста мировых цен на нефть (ΔP_oil) с учетом очистки темпов роста ВВП от стохастического тренда при помощи включения в уравнение переменной P_oil (ряд $I(1)$).

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 P_oil_t + \gamma_2 \Delta P_oil_t + \dots + \mathcal{E}_t. \quad (14)$$

В итоге можно сделать вывод о том, что уравнения (10) и (11) отражают зависимость ΔY от мировых цен на нефть в соответствии с логикой долгосрочного коинтеграционного соотношения и модели коррекции ошибками, а краткосрочный эффект зало-

жен во взаимосвязи между остатками коинтеграционного соотношения и приростом мировых цен на нефть в модели.

Соответственно для того чтобы выделить конъюнктурную компоненту прироста выпуска, определяемую нефтяными ценами и связанную с краткосрочной зависимостью между приростом выпуска и приростом нефтяных цен ($\Delta Y = f(\Delta P_{oil})$), необходимо отдельно исследовать зависимость между остатками коинтеграционного соотношения η_t и приростом нефтяных цен.

Заметим, что соотношение (14) соответствует как долговременному соотношению (10), так и представлению (11). Например, пусть

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 P_{oil}_t + \gamma_2 \Delta P_{oil}_t + u_t, \quad (15)$$

где u_t – стационарный ряд, а $\Delta P_{oil}_t = \delta + v_t$, так что P_{oil}_t при $\delta=0$ рассматривается как простое случайное блуждание, а при $\delta \neq 0$ – как случайное блуждание с дрейфом.

Тогда

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 P_{oil}_t + \eta_t \quad (16)$$

со стационарным $\eta_t = \gamma_2 \Delta P_{oil}_t + u_t$, что соответствует представлению (10), и

$$\begin{aligned} \Delta^2 Y_t &= \delta(\gamma_1 + \gamma_2) + (\gamma_1 + \gamma_2) \Delta P_{oil}_t - \\ &- (\Delta Y_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 P_{oil}_{t-1}) + u_t, \end{aligned} \quad (17)$$

что соответствует представлению (11).

Модель, описываемая уравнением (14), может быть оценена на **динамическим методом наименьших квадратов**, разработанным в исследованиях [Philips, Loretan, 1991], [Saikkonen, 1991], а также [Stock, Watson, 1993]. В соответствии с двухшаговой процедурой Энгла–Грэнджера, если некоторые переменные порядка I(1) коинтегрированы, то на первом этапе этой процедуры производится оценивание коинтеграционного соотношения между этими переменными, в результате чего оценки коэффициентов в этом соотношении являются суперсостоятельными и при автокоррелированных ошибках соотношения, и при коррелированности ошибок с регрессорами соотношения.

В случае небольшой выборки полученные оценки в коинтеграционном соотношении могут быть сильно смещены; а ввиду нестационарности переменных этого соотношения эти оценки не являются асимптотически нормальными, что не позволяет использовать их для статистических выводов о коэффициентах коинтегрирующего вектора. DOLS позволяет преодолеть указанные недостатки обычного МНК, а также имеет свойства оптимальности, аналогичные процедуре оценки максимального правдоподобия, MLE, предложенной в работе [Johansen, 1991]. К этим свойствам относятся:

- существование единственного коинтеграционного соотношения не предполагается априори, а тестируется;
- все регрессоры рассматриваются как эндогенные;
- можно оценить ранг коинтеграции;
- возможны оценивание коинтегрирующих векторов и проверка различных ограничений на коэффициенты этих векторов;
- возможна проверка выполнения ограничений на коэффициенты коинтегрирующих векторов;
- возможно построение моделей коррекции ошибками с несколькими коинтеграционными соотношениями.

Необходимо также отметить, что при малых выборках данных:

1. МНК-оценки коинтегрирующего вектора существенно отличаются от истинных значений коэффициентов, тогда как DOLS-оценки ближе к истинным значениям коэффициентов.

2. Оценка коэффициента при переменной ΔP_{oil} в уравнении (14) может отличаться от оценки коэффициента при этой переменной в уравнении (12), которое оценивается при помощи МНК.

3. Если оценка коэффициента при переменной ΔP_{oil} в уравнении (14) статистически незначима (при этом для получения статистических выводов о коэффициенте при ΔP_{oil} можно использовать t -статистику), это не приводит к совпадению оценок коэффициентов коинтегрирующего вектора в уравнениях, оцененных МНК и DOLS.

Таким образом, оценка коинтегрирующего вектора, являющегося единственным с точностью до нормировки, при помощи МНК приводит к смещению, которое может быть значительным при малых выборках и убывает при увеличении выборки,

что связано с заметной коррелированностью P_{oil} и ΔP_{oil} при малых выборках и убыванием степени их коррелированности в больших выборках. Следовательно, при малых выборках данных предпочтительнее применять DOLS, даже при незначимости оценки коэффициента при ΔP_{oil} в уравнении (14)¹.

* * *

Используемые на практике методы выделения структурной и конъюнктурной составляющих макроэкономических показателей имеют как преимущества, так и недостатки. Неоспоримым преимуществом описанных в работе подходов к оценке нефтегазовых доходов и вклада сектора природных ресурсов в ВВП являются простота и методическая определенность необходимых расчетов. В то же время при всей своей прозрачности эти методы не позволяют полностью учесть прямое влияние благоприятных условий торговли на темпы экономического роста в стране.

Предлагаемая нами модель выделения структурной и конъюнктурной составляющих экономического роста в России базируется на исследовании влияния благоприятной внешнеэкономической конъюнктуры на темпы экономического роста страны в долгосрочном и краткосрочном периодах. Долгосрочное влияние условий торговли на прирост ВВП имеет в качестве основы объем инвестиций, зависящий от объема ресурсов, поступающих в экономику при том или ином уровне мировых цен на нефть. Зависимость темпов экономического роста от нефтяных цен в долгосрочном периоде оценивается в коинтеграционном соотношении и в модели коррекции ошибками. Временные (краткосрочные) отклонения текущего темпа роста выпуска от стационарного обусловлены колебаниями совокупного спроса, часть из которых связана с краткосрочной динамикой цен на нефть. В этих отклонениях состоит влияние конъюнктуры мирового рынка энергоносителей на экономический рост. Для анализа этого влияния следует оценить зависимость остатков коинтеграционного соотношения между ростом ВВП и уровнем цен от прироста цен на нефть.

1 При подготовке данного раздела использованы материалы, представленные В.П. Носко.

Раздел 3. Анализ динамики структурной и конъюнктурной компонент экономического роста в РФ в 1999–2007 гг.

Настоящий раздел посвящен эконометрическому моделированию зависимости экономического роста от нефтяных цен в долгосрочном и краткосрочном периодах и разложению темпов роста ВВП России на структурную и конъюнктурную компоненты в период 1999–2007 гг. В частности, нами будут проанализированы используемые в расчетах данные; проведена оценка эконометрической модели влияния мировых цен на энергоносители на экономический рост в России; также будет описана процедура разложения темпов роста российского ВВП на структурную и конъюнктурную составляющие и приведена интерпретация полученных результатов разложения.

В подразделе 3.1 нами будет проведена проверка на стационарность временных рядов, используемых при оценке зависимости прироста ВВП от цен на нефть, при помощи ADF- и KPSS-тестов. Будет показано, что по результатам этой проверки не отвергается гипотеза о том, что уровень ВВП в реальном выражении (базовый индекс, приведенный в цены I квартала 1999 г.) и уровень инвестиций в основной капитал в реальном выражении (базовый индекс, приведенный в цены I квартала 1999 г.) являются нестационарными рядами второго порядка интегрированности (I(2)), а уровень номинальной цены на нефть марки Brent (долл/барр.) – нестационарным рядом первого порядка интегрированности (I(1)). Кроме того, реальный ВВП и реальные инвестиции имеют ярко выраженную сезонность, связанную прежде всего с погодно-климатическими условиями в России, ритмичностью производственных процессов и др.

По результатам проверки стационарности используемых временных рядов в подразделе 3.2 будет предложена модель выделения структурной и конъюнктурной компонент темпов экономического роста, основанная на оценке влияния мировых цен на нефть на темпы роста ВВП РФ в долгосрочном и краткосрочном периодах. Для этого используется модель коррекции ошибками, известная как двухшаговая процедура Энгла–Грэнджера. Кроме

того, применяется динамический метод наименьших квадратов, позволяющий преодолеть недостатки обычного МНК в случае его применения к небольшим выборкам.

Как будет показано в подразделе 3.2, исходным уравнением, отражающим зависимость экономического роста от нефтяных цен, является коинтеграционное соотношение между приростом ВВП в реальном выражении (в ценах I квартала 1999 г.) и уровнем номинальной цены марки Brent (долл./барр.). Из результатов оценки этого уравнения следует, что коинтеграция между зависимой и объясняющей переменной отсутствует. Подобный результат связан с несопоставимостью переменных, представленных в реальном и номинальном выражении, а также с сезонностью в ряде реального ВВП. Кроме того, в первоначальной версии коинтеграционного соотношения не учтен тот факт, что в соответствии с логикой, описанной ранее в работе (см. подраздел 2.3), в долгосрочном периоде влияние благоприятных условий внешней торговли на рост происходит посредством прироста инвестиций в производственные активы, расширяющих границу производственных возможностей.

Поэтому в дальнейшем нами будет оценен ряд уравнений модели коррекции ошибками, в которых в качестве зависимой переменной выступает ВВП в реальном выражении, а объясняемых переменных – цена на нефть в реальном исчислении в ценах I квартала 1999 г. (в нескольких вариантах, полученных при помощи различных дефляторов), а также инвестиции в основной капитал в реальном выражении (в ценах I квартала 1999 г.). Результаты всех расчетов, проведенных в подразделе 3.2, представлены в Приложениях 1–3.

В соответствии с гипотезой о зависимости темпов роста ВВП от краткосрочной динамики цен на нефть, описанной в подразделе 2.3, колебания совокупного спроса в краткосрочном периоде необязательно происходят из-за изменения уровня цен на нефть. Соответственно в подразделе 3.2 дополнительно будет рассчитан прирост автономных инвестиций в основной капитал, который не зависит от краткосрочных колебаний нефтяных цен (т.е. существует при среднемноголетней цене на нефть). Для этого будет оценено коинтеграционное соотношение между приростом реальных инвестиций и уровнем реальной цены на нефть, из которого теоретическое значение прироста инвестиций при среднемноголетней цене представляет собой прирост автономных инвестиций.

Таким образом, в целях разложения темпов роста ВВП на структурную и конъюнктурную компоненты будет оценено коинтеграционное соотношение, описывающее долгосрочную зависимость между приростом сезонно сглаженного ВВП в реальном выражении и ценой на нефть в реальном выражении (дефлятор – реальный эффективный обменный курс рубля, REER) с учетом прироста автономных инвестиций в основной капитал. Для анализа зависимости темпов экономического роста от нефтяных цен в краткосрочной перспективе и соответственно выделения конъюнктурной компоненты прироста ВВП, обусловленной краткосрочными колебаниями нефтяных цен, нами будет произведена оценка зависимости остатков коинтеграционного соотношения, описанного выше, от прироста цен на нефть в реальном выражении.

По итогам исследования зависимости темпов роста ВВП от цен на нефть в долгосрочном и краткосрочном периодах в подразделе 3.3 нами будет проведено разложение темпов роста российского ВВП на структурную и конъюнктурную составляющие за период с 1999 по 2007 г. В подразделе 3.4 будет представлена интерпретация полученных результатов этого разложения.

3.1. Используемые данные

В данном подразделе нами будет проведена проверка на стационарность временных рядов, используемых в расчетах и включающих:

- ВВП в реальном выражении (базовый индекс, приведенный в цены I квартала 1999 г.);
- инвестиции в основной капитал в реальном выражении (базовый индекс, приведенный в цены I квартала 1999 г.);
- фактическую цену на нефть марки Brent в номинальном выражении (доллары США за баррель);

Все указанные выше ряды взяты за период с I квартала 1999 г. по I квартал 2009 г. (таким образом, размер выборки составляет 41 наблюдение). Рассмотрим эти ряды более подробно.

В качестве зависимой переменной в коинтеграционном соотношении (10), описанном ранее (см. подраздел 2.3), используется временной ряд, характеризующий объем ВВП в реальном выражении (базовый индекс, приведенный в цены I квартала 1999 г.



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Рис. 2. Уровень ВВП в реальном (в ценах I квартала 1999 г., %) и номинальном (млрд руб. в текущих рыночных ценах) выражении, I квартал 1999 г. – I квартал 2009 г.

на основании данных Росстата) (рис. 2). Данный ряд был построен на базе реального объема ВВП, построенного в виде цепного индекса (в % к соответствующему кварталу предыдущего года) по методологии Росстата.

Далее методом спектрального анализа была определена частота исходного ряда – реального ВВП, приведенного в цены I квартала 1999 г.

Целью спектрального анализа является разложение ряда на функции синусов и косинусов различных частот для определения тех из них, появление которых особенно существенно и значимо. При этом частота – это длина волны функций синуса или косинуса, которая, как правило, выражается **числом циклов (периодов) в единицу времени**. Период функций синуса или косинуса определяется как продолжительность по времени полного цикла. Таким образом, период – это обратная величина к частоте.

Одним из возможных способов такого разложения является оценка линейной *множественной регрессии*, где зависимая пе-

ременная – наблюдаемый временной ряд, а независимые переменные или регрессоры – функции синусов всех возможных (дискретных) частот. В итоге вычисляется корреляция функций синусов и косинусов различной частоты с наблюдаемыми данными. Если найденная корреляция (значимый коэффициент при определенном синусе или косинусе) велика, то можно сделать вывод о существовании строгой периодичности на соответствующей частоте в данных. Поскольку функции синусов и косинусов независимы (или ортогональны), квадраты коэффициентов при синусах и косинусах для каждой частоты (из множественной регрессии, описанной выше) могут быть просуммированы для вычисления значений периодограммы¹.

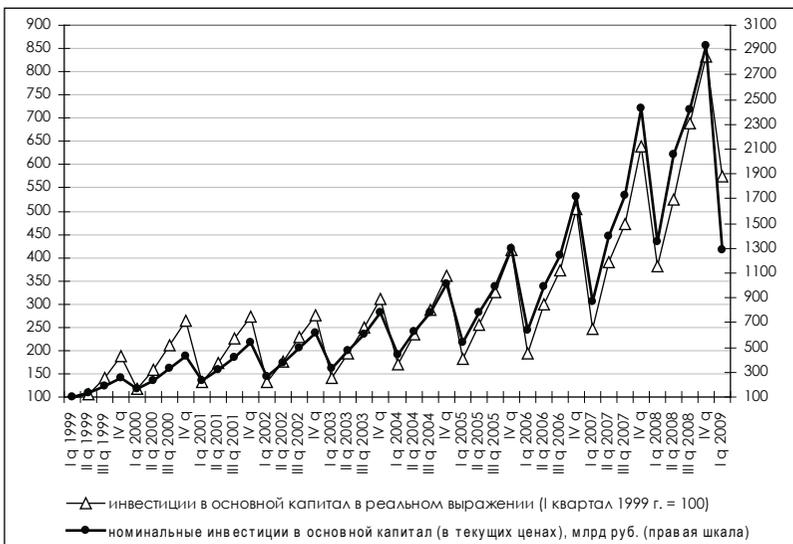
Спектральный анализ реального ВВП был проведен в SPSS.12. В результате было получено, что частота в данном ряде равна 0,25, а период соответственно 4 (см. графики периодограммы на *рис. П2.2* и *П2.3* в Приложении 2). Подобный результат логичен: на практике ВВП имеет 4 цикла в году в соответствии с числом кварталов, причем каждый цикл соответствует одному кварталу – для ВВП он будет равен 0,25 (т.е. четверти года). Данный вывод, который подтверждается *рис. 2*, будет использован в дальнейшем при анализе сезонной составляющей ряда ВВП в реальном выражении.

На *рис. 3* представлены ряд реальных инвестиций в основной капитал (базовый индекс), приведенный в цены I квартала 1999 г. при помощи дефлирования по ИПЦ, а также ряд фактических инвестиций в номинальном выражении.

На *рис. 4* приведен ряд, описывающий фактический уровень номинальной цены на нефть марки Brent (долл./барр.).

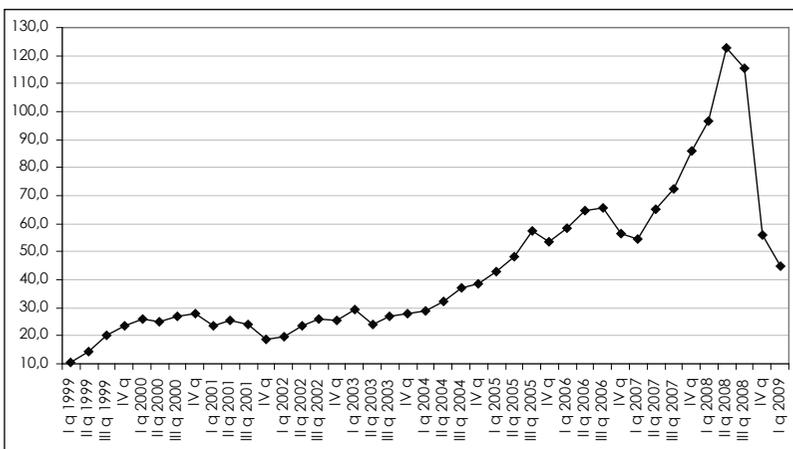
Ряды реального ВВП и реальных инвестиций в основной капитал имеют ярко выраженную сезонность, что является характерным свойством как ВВП, так и инвестиций в основной капитал. Сезонную составляющую по определению могут содержать только временные ряды с шагом по времени меньше года (полугодовые, квартальные, месячные и т.д.). В частности, спектральный анализ ряда ВВП в реальном выражении, проведенный

¹ Значения периодограммы вычисляются по следующей формуле: $P_k = \text{синус-коэффициент}_k^2 + \text{косинус-коэффициент}_k^2 * N/2$, где P_k – значения периодограммы на частоте k , и N – общая длина временного ряда, для которого строится периодограмма (подробнее см. Электронный учебник Statsoft (<http://portal.grsu.by/portal/UCHEBNIKI/STATIST/modules/sttimser.html#spectrum>)).



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Рис. 3. Уровень реальных (в ценах I квартала 1999 г., %) и номинальных (в текущих ценах, млрд руб.) инвестиций в основной капитал, I квартал 1999 г. – I квартал 2009 г.



Источник: МВФ (International Financial Statistics database, CD-ROM edition, June 2009).

Рис. 4. Фактический уровень номинальной цены на нефть (долл./барр.), I квартал 1999 г. – I квартал 2009 г.

ранее в работе, подтверждает признаки, характерные для квартального временного ряда, а именно: период этого ряда, равный 4 (количество циклов ВВП в году, соответствующее числу кварталов), и частота, равная 0,25 (каждый цикл соответствует одному кварталу, т.е. четверти года).

К *причинам сезонных колебаний* временных рядов ВВП и инвестиций в основной капитал можно отнести:

- погодно-климатические условия;
- ритмичность производственных процессов (сдача жилья в эксплуатацию в конце года, годовой цикл бюджетного финансирования, выплата премий по итогам года и к праздникам и пр.);
- ритмичность учебного процесса;
- периоды предпраздничной торговли и массовых отпусков и др. (см. [Бессонов, 2003, с. 18]).

В частности, в соответствии со спецификой годового планирования бюджета организаций I квартал является традиционно «мертвым» сезоном, на который приходится наименьший объем расходов, тогда как в декабре бюджетополучатели стремятся потратить предусмотренные планом, но неиспользованные в течение года остатки на своих счетах. Кроме того, применительно к отрасли строительства необходимо учитывать особенности российского климата, ввиду которых летом работы ведутся намного интенсивнее, чем зимой.

Необходимо также учитывать методологические особенности статистики, так как в целях приведения данных месячной и годовой отчетности к временному ряду в годовом формате возникает необходимость так называемых «досчетов». Отметим, что методика «досчетов», используемая в России, в развитых странах считается некорректной, поскольку в случае ее применения возникают разрывы (скачки, ступеньки) в динамике реальных показателей¹.

Как можно видеть из приведенных выше рисунков, начиная с 2008 г. рассматриваемые временные ряды меняют свои свойства в связи как с интенсивным ростом мировых цен на нефть в I–II кварталах 2008 г., так и последующим падением этих цен на фоне мирового финансового кризиса во втором полугодии 2008 г. Соответственно в дальнейших расчетах в целях разло-

¹ Подробнее о методике «досчетов», применяемой в России, см. [Бессонов В.А., 2005, с. 150–164] (доступно также на сайте www.iet.ru).

жения темпов роста ВВП на структурную и конъюнктурную компоненты будет использоваться выборка данных, заканчивающаяся IV кварталом 2007 г. (таким образом, размер этой выборки будет составлять 36 наблюдений).

На основании данных рис. 2–4 можно предположить, что ряды реальных ВВП и инвестиций, а также номинальной цены на нефть являются нестационарными. Проверка этого предположения была проведена нами на основе расширенного теста Дики–Фуллера (ADF), берущего в качестве нулевой гипотезу о наличии единичного корня в анализируемом временном ряде¹, а также при помощи альтернативного критерия Квятковского–Филипса–Шмидта–Шина (KPSS), который в качестве нулевой берет гипотезу о стационарности рядов. Результаты проверки рядов ВВП и цены на нефть приведены в табл. П2.1 и П2.2 Приложения 2.

Из приведенных в указанных таблицах данных видно, что для используемых рядов не отвергается гипотеза о нестационарности, причем ряды реального ВВП и реальных инвестиций в основной капитал являются нестационарными рядами второго порядка интегрированности (I(2)), а ряд номинальной цены на нефть – нестационарным рядом первого порядка интегрированности (I(1))².

Графики приростов реального ВВП, реальных инвестиций и цены на нефть, а также ускорения реального ВВП и реальных инвестиций приведены на *рис. П2.4 и П2.5* Приложения 2.

1 Необходимо отметить, что к сезонным временным рядам более корректным является применение теста на наличие сезонного единичного корня, предложенного в работе Hylleberg S., Engle R., Granger C. and Yoo B. (1990) Seasonal integration and cointegration // *Journal of Econometrics*, 44, p. 215–238. В настоящей работе этот тест не использовался, это является предметом дальнейшего рассмотрения.

2 В то же время необходимо учитывать низкую мощность тестов ADF и KPSS для данного (небольшого) размера выборки. Кроме того, результаты ADF-теста чувствительны по отношению к параметрам этого теста, в частности к выбору количества запаздывающих разностей, которое может отличаться от критерия Шварца, задаваемого в программе по умолчанию (см., например, [Дробышевский и др., 2001, с. 122–123], доступно также на сайте www.iet.ru). Тем не менее в целях данного исследования все дальнейшие расчеты будут основаны на результатах данных тестов для рядов ВВП и инвестиций в реальном выражении, а также цены на нефть в номинальном выражении, описанных в Приложении 2 (табл. П2.1 и П2.2).

3.2. Оценка эконометрической модели влияния мировых цен на энергоносители на экономический рост в России

В настоящем подразделе будет проведена оценка модели влияния цен на энергоносители на экономический рост в долгосрочном и краткосрочном периодах, представленной во втором разделе работы (см. подраздел 2.3).

3.2.1. Оценка зависимости темпов роста ВВП от цен на нефть на основе коинтеграционного соотношения

Первоначальная модель

Исходными уравнениями в анализе влияния нефтяных цен на ВВП были коинтеграционное соотношение и модель коррекции ошибками, которые представлены уравнениями (10) и (11).

Как было показано в подразделе 2.3 данной работы, в соответствии с уравнением (10), где переменные ΔY_t и P_{oil}_t имеют одинаковый порядок интегрированности $I(1)$, динамика темпов роста ВВП зависит от уровня мировых цен на нефть: при благоприятной конъюнктуре мирового рынка энергоносителей в средне- и долгосрочной перспективе можно ожидать больших инвестиций и соответственно высоких темпов роста; и наоборот – низкий уровень цен на нефть означает низкий объем инвестиций и низкие темпы роста ВВП.

При наличии коинтеграции между приростом ВВП и уровнем мировых цен на нефть в уравнении (10) и соответственно стационарности (нулевом порядке интегрированности, $I(0)$) остатков этого уравнения можно перейти к модели коррекции ошибками (11), которая предполагает зависимость второй производной ВВП (ряд $I(0)$) от прироста цен на нефть (ряд $I(0)$), а также от остатков коинтеграционного соотношения (10) в первом запаздывании η_{t-1} . Заметим, что η_{t-1} представляет собой не что иное, как «коррекцию ошибками», – остатки в зависимости роста ВВП и уровня цен, т.е. расхождение трендов этих двух переменных. Как было упомянуто в работе, в соответствии с логикой модели коррекции ошибками при более низких темпах роста ВВП по сравнению с его долгосрочным трендом, описанным коинтеграционным соотношением (10), происходит ускорение ВВП и, наоборот, при бо-

лее высоких темпах роста ВВП для данного уровня цен на нефть происходит замедление ВВП.

Модель (10) – (11) оценивалась при помощи метода наименьших квадратов (на базе Econometric Views 6). Соответствующая диаграмма рассеяния, где по оси X расположен уровень цены на нефть, а по оси Y – прирост ВВП, приведена на *рис. П2.6* в Приложении 2. График остатков и результаты оценки коинтеграционного соотношения приведены в *табл. П1.1* Приложения 1 (см. уравнение (1)) и на *рис. П2.7* и *П2.8* Приложения 2 соответственно.

Как видно из указанных рисунков и таблицы, коинтеграция между анализируемыми рядами отсутствует. Результаты анализа остатков коинтеграционного соотношения на стационарность приведены в *табл. П2.7* (Приложение 2), откуда можно сделать вывод о нестационарности этих остатков, что подтверждается *рис. П2.7*. Таким образом, результаты оценки коинтеграционного соотношения между приростом реального ВВП и фактическим уровнем номинальной цены на нефть делают неприменимой в дальнейшем модель коррекции ошибками.

Сезонная корректировка ВВП в реальном выражении

Отсутствие коинтеграции между реальным объемом ВВП в ценах I квартала 1999 г. и фактическим уровнем номинальной цены на нефть может объясняться в первую очередь наличием сезонности в ряду реального ВВП. Проведенный выше анализ статистических свойств рядов реальных инвестиций в основной капитал и реального ВВП позволяет в дальнейшем применять методику их сезонной корректировки в случае, если она приводит к улучшению характеристик оцениваемых уравнений. Так, в целях сезонной корректировки ряда реального ВВП, используемого в расчетах, нами был применен мультипликативный метод Census X12, заложенный в пакете Econometric Views 6.

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 компонентой состоит в наличии регулярной периодичности в сезонной компоненте, тогда как циклические факторы обычно имеют бо-

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

лее длительный эффект, меняющийся от цикла к циклу. Можно выделить два основных способа выделения четырех компонент временного ряда – *аддитивный* и *мультипликативный*:

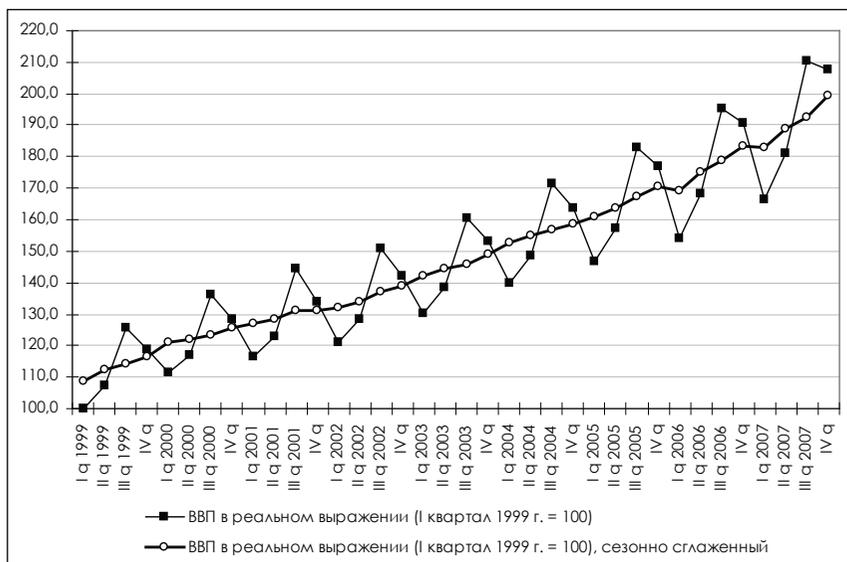
Аддитивная модель

$$X_t = TC_t + S_t + I_t. \quad (18)$$

Мультипликативная модель

$$X_t = T_t * C_t * S_t * I_t, \quad (19)$$

где X_t – 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 .



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Рис. 5. Уровень ВВП в реальном выражении (в ценах I квартала 1999 г.): исходный и с учетом сезонной корректировки, I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.

Исходный и сезонно сглаженный ряды прироста реального ВВП представлены на *рис. П2.9* в Приложении 2. Исходный и сезонно сглаженный ряды уровня ВВП в реальном выражении показаны на *рис. 5*.

Необходимо отметить, что устранение сезонности реального ВВП не влияет на статистические свойства этого ряда (см. *табл. П2.1* Приложения 2), иными словами, данный ряд остался $I(2)$, что позволяет оценивать коинтеграционное соотношение и модель коррекции ошибками в форме (10) и (11).

Модель с сезонно сглаженным ВВП и ценами на нефть в реальном выражении

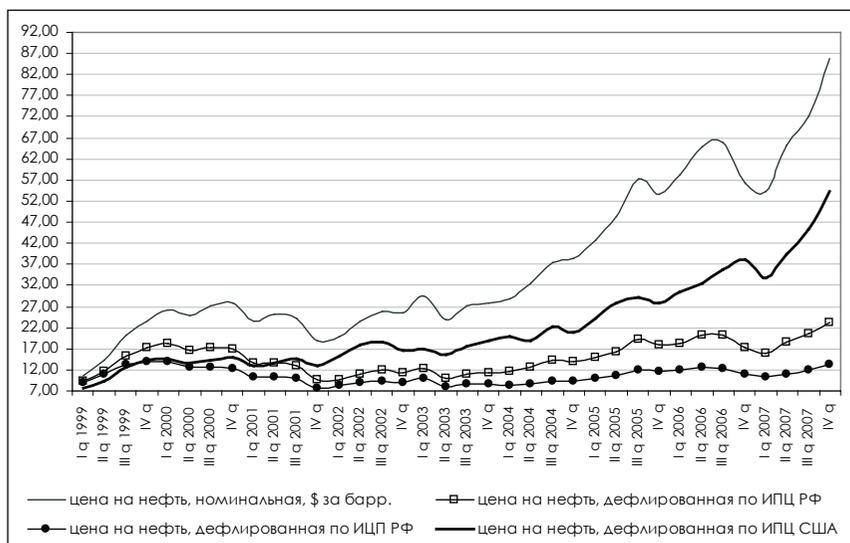
Некоинтегрированность прироста реального ВВП и уровня номинальной цены на нефть в исходной версии модели коррекции ошибками может также быть обусловлена несопоставимостью этих рядов (объем ВВП представлен в реальном исчислении (в ценах I квартала 1999 г.), тогда как цена на нефть – в текущих ценах). В этой связи следующим этапом исследования зависимости темпов экономического роста от нефтяных цен стала оценка модели, где зависимой переменной являлся прирост сезонно сглаженного ВВП в реальном выражении, а объясняющей – цена на нефть в реальном выражении (как отмечалось выше, все переменные представлены в виде базовых индексов в ценах I квартала 1999 г.).

Нами были использованы цены на нефть, приведенные в цены I квартала 1999 г. при помощи различных индексов-дефляторов, отражающих цены, соответствующие различным направлениям использования дополнительной экспортной выручки, получаемой нефтяными компаниями при росте цен на нефть (см. *рис. 6*), а именно:

- российского индекса потребительских цен (ИПЦ РФ) – так как часть дополнительных экспортных доходов тратится предприятиями на повышение заработной платы) – уравнения (3) в *табл. П1.1* и *П1.2* Приложения 1;

- американского индекса потребительских цен (ИПЦ США) – поскольку часть дополнительных экспортных доходов тратится на импорт – уравнения (4) в *табл. П1.1* и *П1.2* Приложения 1;

- российского индекса цен производителей промышленной продукции (ИЦП РФ) – когда часть дополнительных экспортных доходов тратится компаниями на закупку материалов и



Источники: расчеты авторов по данным Росстата и МВФ (IFS database, CD-ROM edition, June 2009).

Рис. 6. Различные варианты цены на нефть в реальном выражении (I квартал 1999 г. = 100), долл./барр., I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.

оборудования на территории РФ – уравнения (2) в табл. П1.1 и П1.2 Приложения 1.

Отметим, что характеристики всех уравнений улучшаются при включении в число факторов dummy (фиктивных)-переменных на первые кварталы 2006 и 2007 гг., когда наблюдалось замедление темпов экономического роста (см. уравнения (4) и (5) в табл. П1.1 и П1.2 Приложения 1). По данным ИЭПП¹, в I квартале 2006 г. негативное влияние на динамику и структуру экономического развития оказали замедление темпов роста инвестиций в основной капитал (до 5,1% против 8,0% в аналогичный период 2004 г.) и соответственно работ в строительстве (до 1,5% против 5,0%), а также замедление темпов промышленного производства. По всей видимости, «выброс» в I квартале 2007 г. связан со снижением мировых цен на нефть: как показано на рис. 6, номинальная цена на нефть марки Brent сократилась с 56,3 долл./барр. в IV квартале 2006 г. до 54,3 долл./барр. в I квартале 2007 г.; цена

1

См. [ИЭПП, 2006, с. 22] (доступно также на сайте www.iet.ru).

на нефть в реальном выражении – с 38,1 до 33,7 долл./барр. соответственно.

С точки зрения стационарности рядов цен на нефть, дефлированных с помощью вышеуказанных индексов, результаты тестов ADF и KPSS оказались аналогичными исходному ряду (см. *табл. П2.1* Приложения 2)¹. При этом нами было обнаружено, что наилучшими характеристиками обладают коинтеграционное уравнение и ЕСМ с ценой на нефть, дефлированной по ИПЦ США (уравнения под номером 4 в Приложении 1)².

Описанный выше результат согласуется с гипотезой о наличии влияния благоприятной конъюнктуры мирового рынка энергоносителей на темпы экономического роста в долгосрочном периоде (см. подраздел 2.3): экспортная выручка, полученная предприятиями в результате роста цен на нефть, расходуется на импорт инвестиционных товаров; соответственно прирост инвестиций приводит к расширению границы производственных возможностей и росту выпуска в средне- и долгосрочной перспективе. Однако модели с ценами на нефть в реальном выражении, описанные выше, не учитывают, что прирост инвестиций зависит от объема ресурсов, поступающих в экономику при разных уровнях цен на нефть. Соответственно взаимосвязь благоприятных условий торговли (высоких цен на нефть) и прироста инвестиций в основной капитал будет описана при помощи коинтеграционного соотношения между приростом реальных инвестиций и уровнем реальной цены на нефть:

$$\Delta Inv_t = s_0 + s_1 P_{oil} / CPI_t + \chi_t, \quad (20)$$

1 Результаты тестов ADF и KPSS для остатков коинтеграционных соотношений с разными ценами на нефть в реальном выражении см. в Приложении 2 (*табл. П2.7*).

2 Нами дополнительно была оценена спецификация шести описанных выше уравнений, в которой все переменные были прологарифмированы (см. Приложение 1, а также *рис. П2.10* в Приложении 2). После проведения данной процедуры исследуемые ряды ВВП (уровень) и цен на нефть (уровень) оказались одинакового порядка интегрированности – I(1) (см. *табл. П2.1* Приложения 2), что предполагает оценку коинтеграционного соотношения, в котором зависимой переменной является уровень (а не прирост) реального ВВП. Однако, как показано в *табл. П2.7*, остатки этого соотношения можно считать нестационарными, следовательно, модель коррекции ошибками не может быть оценена.

где ΔInv_t – прирост инвестиций в основной капитал в реальном выражении (I квартал 1999 г. = 100) в момент времени t ;
 $P_{oil_CPI_t}$ – уровень цены на нефть марки Brent в реальном выражении (дефлированной по ИПЦ США, I квартал 1999 г. = 100) в момент времени t .



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Рис. 7. Уровень инвестиций в основной капитал в реальном выражении (в ценах I квартала 1999 г.) исходный и с учетом сезонной корректировки, %, I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.

Как уже упоминалось в подразделе 3.1, временной ряд инвестиций в основной капитал был приведен в цены I квартала 1999 г. при помощи дефлирования по ИПЦ РФ (см. рис. 3). Реальные инвестиции были также скорректированы на сезонность при помощи метода Census X12, аналогично ряду реального ВВП (см. рис. 7).

Сезонно сглаженный и исходный ряды прироста инвестиций в реальном выражении представлены на рис. П2.11 (см. Приложение 2). Результаты оценки уравнения (20) свидетельствуют о наличии коинтеграции между приростом реальных сезонно сглаженных инвестиций в основной капитал и уровнем цены на нефть в реальном выражении (см. табл. П2.3 и П2.7, а также рис. П2.13 в Приложении 2).

Система уравнений: модель коррекции ошибками и коинтеграционное соотношение между реальными инвестициями и ценой на нефть

Как было упомянуто в разделе 2.3 настоящей работы, от уровня нефтяных цен зависит величина выручки от экспорта нефти и соответственно объем импорта, в том числе импорта ресурсов, необходимых для осуществления производственных инвестиций. Оцененные ранее модели не позволяли принять во внимание тот факт, что объем инвестиций определяет прирост величины физического и человеческого капитала и технологий в экономике и, таким образом, темпы экономического роста в средне- и долгосрочной перспективе. Зависимость темпов роста ВВП от объема инвестиций наряду с наличием коинтеграции между приростом реальных инвестиций в основной капитал и реальной ценой на нефть будет учтена в дальнейшем при оценке системы, состоящей из двух уравнений:

а) ранее оцененной модели коррекции ошибками, где зависимой переменной является ускорение (вторая производная) реального ВВП, а объясняющими переменными – уровень дефлированной цены на нефть и остатки оцененного ранее коинтеграционного соотношения между реальным ВВП и дефлированной по ИПЦ США ценой на нефть¹,

б) коинтеграционного соотношения (20) между приростом реальных инвестиций и уровнем реальной цены на нефть (с поправкой на «выбросы» в первых кварталах 2006 и 2007 г.²).

Результаты оценки системы приведены в *табл. П2.4* и на *рис. П2.14* в Приложении 2.

Модель с ВВП, ценой на нефть и инвестициями в реальном выражении

Поскольку, как было показано ранее, не только цена на нефть влияет на прирост инвестиций, но и динамика самих инвестиций (которые определяются не только ценой на нефть, но и внутренними факторами) влияет на величину выпуска, это предполагает существование коинтеграционного соотношения

1 См. уравнение 5 в *табл. П1.1* Приложения 1.

2 Как упоминалось выше, «выбросы» данных в первых кварталах 2006 и 2007 гг. связаны, во-первых, с замедлением темпов роста инвестиций в основной капитал, строительства и промышленного производства (I квартал 2006 г.); во-вторых, с падением мировых цен на нефть (в I квартале 2007 г. по сравнению с IV кварталом 2006 г.).

между ВВП, ценой на нефть и инвестициями в основной капитал, которое не было учтено при оценке системы уравнений, описанной выше. Данный вывод подтверждается при помощи теста Йохансена, показывающего наличие двух коинтеграционных соотношений на уровне значимости 5% (см. табл. П2.5 Приложения 2). Таким образом, мы имеем возможность оценивать коинтеграционное соотношение сразу между тремя переменными вида:

$$\begin{aligned} \Delta Y_SA_t = & \alpha_0 + \alpha_1 P_oil_CPI_t + \alpha_2 \Delta Inv_SA_t + \\ & + \alpha_3 D_Q1_06 + \alpha_4 D_Q1_07 + \xi_t, \end{aligned} \quad (21)$$

где ΔY_SA_t – прирост сезонно сглаженного ВВП в реальном выражении (I квартал 1999 г. = 100) в момент времени t ;

$P_oil_CPI_t$ – уровень цены на нефть марки Brent в реальном выражении (дефлированной по ИПЦ США, I квартал 1999 г. = 100) в момент времени t ;

ΔInv_SA_t – прирост сезонно сглаженных инвестиций в основной капитал в реальном выражении (I квартал 1999 г. = 100) в момент времени t ;

D_Q1_06 – думми-переменная, равная 1 для I квартала 2006 г. и 0 – для остальных кварталов;

D_Q1_07 – думми-переменная, равная 1 для I квартала 2007 г. и 0 – для остальных кварталов.

Стационарность остатков коинтеграционного соотношения (21) (см. Приложение 2, табл. П2.7) позволяет оценить краткосрочную зависимость между изменением темпов роста ВВП, приростом цены на нефть и изменением темпов роста инвестиций, которое может быть описано при помощи модели коррекции ошибками (22), где зависимая и объясняющие переменные имеют нулевой порядок интегрированности (см. табл. П2.1 и П2.2 Приложения):

$$\begin{aligned} \Delta^2 Y_SA_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta P_oil_CPI_t + \beta_2 \Delta^2 Inv_SA_t + \\ & + \beta_3 \xi_{t-1} + \beta_4 D_Q1_06 + \beta_5 D_Q1_07 + \theta_t, \end{aligned} \quad (22)$$

где $\Delta^2 Y_SA_t$ – изменение темпов роста (ускорение) сезонно сглаженного ВВП в реальном выражении (I квартал 1999 г. = 100) в момент времени t ;

$\Delta P_oil_CPI_t$ – прирост цены на нефть марки Brent в реальном выражении (дефлированной по ИПЦ США, I квартал 1999 г. = 100) в момент времени t ;

$\Delta^2 Inv_SA_t$ – изменение темпов роста (ускорение) сезонно сглаженных инвестиций в основной капитал в реальном выражении (I квартал 1999 г. = 100) в момент времени t ;

$\bar{\xi}_{t-1}$ – остатки коинтеграционного соотношения (21) в первом запаздывании.

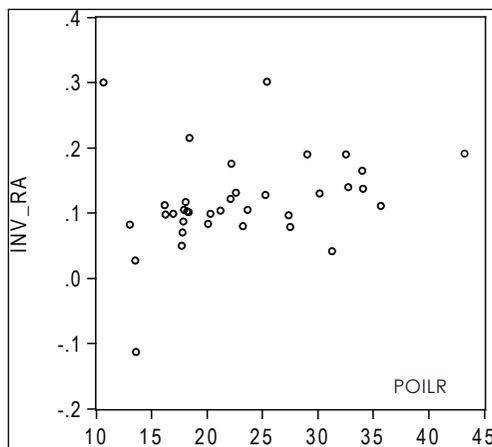
Результаты оценки уравнений (21) и (22) приведены в *табл. П1.1* и *П1.2* Приложения 1 (см. уравнения (7)), а также в Приложении 2 (*рис. П2.15* и *П2.16*).

Расчет прироста автономных инвестиций в основной капитал

Как было показано во втором разделе нашего исследования (подраздел 2.3), при допущении возможности осуществления производственных инвестиций, расширяющих границу производственных возможностей, рост мировых цен на энергоносители обеспечивает дополнительный прирост инвестиций за счет увеличения объема экспортной выручки предприятий нефтегазового сектора. В то же время описанная выше модель не принимает во внимание тот факт, что в краткосрочном периоде не весь прирост инвестиций происходит за счет улучшения внешнеэкономической конъюнктуры; часть этого прироста объясняется другими факторами (ожидания населения и инвесторов, денежно-кредитная и бюджетная политика и т.д.). Соответственно при уровне мировых цен на нефть, равном среднесрочному, будет существовать прирост *автономных инвестиций в основной капитал* (не зависящий от краткосрочной динамики нефтяных цен). Этот прирост будет в дальнейшем включен в коинтеграционное соотношение в целях выделения структурной компоненты прироста ВВП в реальном выражении.

Для нахождения прироста автономных инвестиций в основной капитал нами оценивалось уравнение (23) с ценой на нефть, дефлированной по реальному эффективному обменному курсу рубль ($P_oil_REER_t$):

$$\Delta Inv_SA_t = a_0 + a_1 P_oil_REER_t + \zeta_t . \quad (23)$$



Источник: расчеты авторов по данным Росстата и МВФ (IFS database, CD-ROM edition, June 2009).

Рис. 8. Диаграмма рассеяния: прирост сезонно сглаженных реальных инвестиций (INV_RA, процентные пункты) и реальная цена на нефть (POILR, дефлятор-REER, долл./барр.) в ценах I квартала 1999 г., I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.

В уравнении (23) объясняемая и объясняющая переменные являются I(1). Наличие зависимости между этими переменными показано на рис. 8. Более подробно результаты оценки уравнения (23) приведены в табл. 4 и на рис. 9.

Таблица 4

Результаты оценки уравнения зависимости прироста инвестиций в основной капитал от уровня цены на нефть (в реальном выражении)

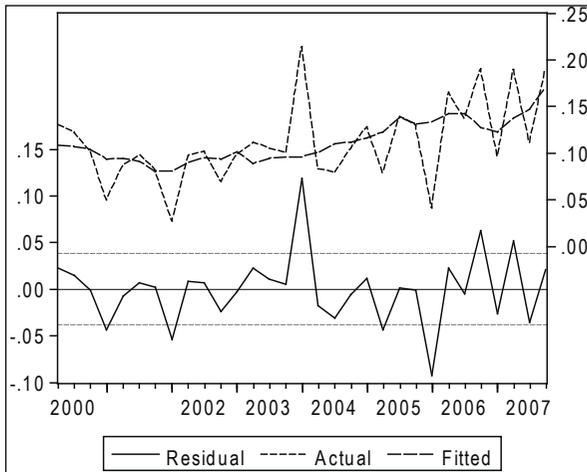
Объясняемая переменная	Прирост инвестиций в основной капитал в реальном выражении			
	коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
Уровень цены на нефть в реальном выражении (дефлятор-REER)	0,003	0,001	3,20	0,0033
Константа	0,04	0,02	1,75	0,0913
F-stat	10,24			
P-value F-stat	0,0033			
Выборка	II квартал 2000 г. – IV квартал 2007 г.			

Объясняемая переменная	Прирост инвестиций в основной капитал в реальном выражении			
	коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
Число наблюдений	31			
R-sq	0,26			
Adj. R-sq	0,24			
DW-stat	2,41			

Результаты оценки уравнения (23), отраженные в *табл. 4* и свидетельствующие о значимости оценки коэффициента при реальной цене на нефть, позволяют записать

$$\Delta Inv_SA_t = 0.04 + 0.003P_oil_REER_t . \quad (24)$$

Для расчета прироста автономных инвестиций в уравнение (24) подставлялась среднесрочная цена на нефть, рассчитанная методом скользящего среднего по 25 точкам на базе фактической цены в реальном исчислении. Фактическая и среднесрочная



Источник: расчеты авторов.

Рис. 9. Результаты оценки коинтеграционного соотношения между приростом реальных инвестиций в основной капитал и уровнем реальной цены на нефть (дефлятор-REER)



Источник: расчеты авторов по данным МВФ (IFS database, CD-ROM edition, June 2009).

Рис. 10. Фактическая и среднемоглетняя цены на нефть марки Brent (долл./барр.) в реальном выражении (I квартал 1999 г. = 100), I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.

ноголетняя (в реальном исчислении) цены на нефть представлены на рис. 10.

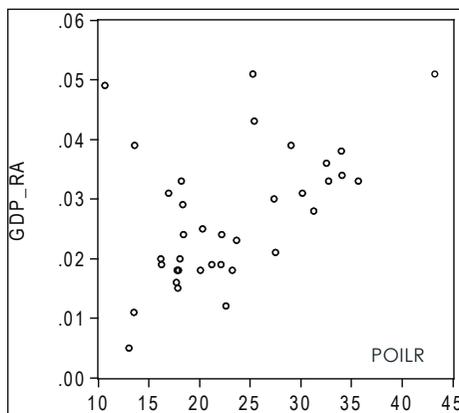
Полученные ряды приростов исходных и автономных инвестиций в основной капитал показаны на рис. П2.24 (Приложение 2). По результатам теста ADF (см. табл. 5) не отвергается гипотеза о том, что полученный таким образом ряд прироста автономных инвестиций имеет нулевой порядок интегрированности, т.е. является $I(0)$.

Таблица 5

Результаты тестов ADF и KPSS для ряда прироста автономных инвестиций в основной капитал

	ADF/ LM-статистика	P- value	Крити- ческий уровень (1%)	Крити- ческий уровень (5%)	Крити- ческий уровень (10%)	Нулевая гипотеза о наличии единичного корня/ стационарности
ADF-тест	-8,45	0,0000	-3,63	-2,95	-2,61	Отвергается
KPSS-тест	0,19	-	0,74	0,46	0,35	Не отвергается

Источник: расчеты авторов.



Источник: расчеты авторов по данным Росстата и МВФ (IFS database, CD-ROM edition, June 2009).

Рис. 11. Диаграмма рассеяния: прирост сезонно сглаженного реального ВВП (GDP_RA , процентные пункты) и реальная цена на нефть ($POILR$, дефлятор – $REER$) в ценах I квартала 1999 г., I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.

Как уже упоминалось ранее, оцененные в данном подразделе модели не позволяют учесть существование автономных инвестиций при цене на нефть на уровне среднесрочной. Стационарность прироста автономных инвестиций, продемонстрированная выше, позволяет оценивать уравнение вида

$$\Delta Y_SA_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_oil_REER_t + \alpha_2 \Delta Inv_A_t + \eta_t, \quad (25)$$

где ΔInv_A_t – прирост автономных инвестиций в момент времени t .

Как показано на рис.11–12 и в табл. 6, между двумя нестационарными рядами $I(1)$, используемыми в уравнении (25), имеет место коинтеграция.

Таблица 6

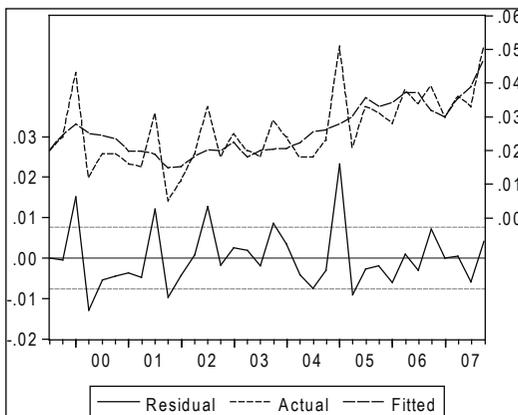
Результаты оценки коинтеграционного соотношения между приростом ВВП и уровнем цены на нефть (в реальном выражении)

Объясняемая переменная	Прирост ВВП в реальном выражении			
	коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
Уровень цены на нефть в реальном выражении	0,001	0,0002	5,76	0,0000

Объясняемая переменная	Прирост ВВП в реальном выражении			
Объясняющие переменные	коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
Константа	0,001	0,005	0,18	0,8577
F-stat	33,36			
P-value F-stat	0,0000			
Выборка	III квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.			
Число наблюдений	34			
R-sq	0,51			
Adj. R-sq	0,50			
DW-stat	2,49			

Источник: расчеты авторов.

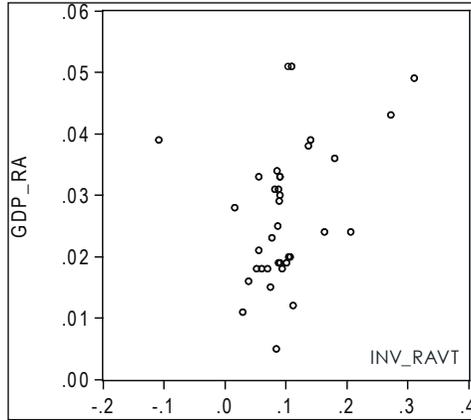
Таким образом, уравнение (25) представляет собой коинтеграционное соотношение между приростом ВВП и уровнем цены на нефть с учетом прироста автономных инвестиций. Диаграммы рассеяния зависимой и объясняющих переменных в уравнении (25) приведены на *рис. 11* и *13*, которые иллюстрируют наличие взаимосвязи между зависимой и независимыми переменными в этом уравнении.



Примечание. Здесь и далее actual обозначает график исходного ряда зависимой переменной, fitted – график теоретического значения зависимой переменной, residual – остатки регрессии.

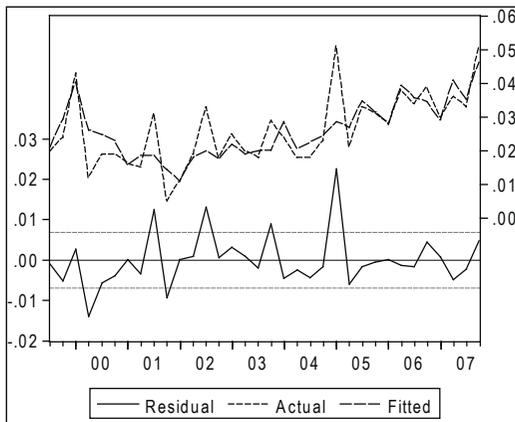
Источник: расчеты авторов.

Рис. 12. Результаты оценки коинтеграционного соотношения между приростом ВВП и уровнем цены на нефть (в реальном выражении)



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Рис. 13. Диаграмма рассеяния: прирост сезонно сглаженного реального ВВП (GDP_RA) и прирост автономных инвестиций в основной капитал (INV_RAVT) в ценах I квартала 1999 г., I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.



Источник: расчеты авторов.

Рис. 14. Результаты оценки зависимости между приростом ВВП, уровнем цены на нефть и приростом автономных инвестиций в основной капитал (в реальном выражении)

Результаты МНК-оценки уравнения (25) приводятся в *табл. 7*, а также на *рис. 14*.

Таблица 7

Результаты оценки зависимости между приростом ВВП, уровнем цены на нефть и приростом автономных инвестиций в основной капитал (в реальном выражении)

Объясняемая переменная	Прирост ВВП в реальном выражении			
	коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
Уровень цены на нефть в реальном выражении	0,001	0,0002	6,06	0,0000
Прирост автономных инвестиций в основной капитал	0,07	0,02	2,95	0,0059
Константа	-0,005	0,005	-1,07	0,2928
F-stat	25,07			
P-value F-stat	0,0000			
Выборка	III квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.			
Число наблюдений	34			
R-sq	0,62			
Adj. R-sq	0,59			
DW-stat	2,36			

Источник: расчеты авторов.

Результаты ADF- и KPSS-тестов для остатков уравнения (25), согласно которым эти остатки можно считать стационарными, приведены в *табл. 8*.

Таблица 8

Результаты тестов ADF и KPSS для остатков коинтеграционного соотношения

	ADF/ LM- статистика	P- value	Крити- ческий уровень (1%)	Крити- ческий уровень (5%)	Крити- ческий уровень (10%)	Нулевая гипотеза о наличии единичного корня/стационарности
ADF-тест	-6,71	0,0000	-3,65	-2,95	-2,61	Отвергается
KPSS-тест	0,20	–	0,74	0,46	0,35	Не отвергается

Источник: расчеты авторов.

Вместе с тем, как было показано ранее (см. подраздел 2.3), при малых выборках оценивание коинтеграционного соотношения при помощи МНК приводит к смещению оценок коэффициентов этого со-

отношения, поскольку ряд остатков уравнения (25) $\hat{\eta}_t$ коррелирует с приростами объясняющих переменных P_{oil}_t и ΔInv_A_t (см. табл. 9 и 10, в которых приведены кросс-коррелограммы между остатками и приростами объясняющих переменных в уравнении (25)).

Таблица 9

Кросс-коррелограмма остатков коинтеграционного соотношения между приростом ВВП, уровнем цены на нефть с учетом прироста автономных инвестиций (RESID_CE) и приростом цены на нефть (D_POIL) в реальном выражении

Выборка данных: I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.				
Число наблюдений: 34				
D_POIL,RESID_CE(-i)	D_POIL,RESID_CE(+i)	i	запаздывание	опережение
. * .	. * .	0	0,0894	0,0894
. * .	. .	1	-0,1346	0,0378
. ***	. .	2	0,2973	-0,0161
. * .	. * .	3	-0,0582	-0,0942
. * .	. ** .	4	0,0789	-0,2240
. * .	. * .	5	0,1412	-0,0947
. ** .	. * .	6	0,2157	0,0884
*** .	. ** .	7	-0,2467	-0,2412
. * .	. * .	8	-0,0891	-0,0604
. ** .	. ** .	9	0,1675	-0,1548
. * .	. * .	10	0,1204	0,1403
. ** .	. * .	11	0,2201	0,0848
. * .	. * .	12	0,1463	0,0748
. ** .	. * .	13	-0,2308	-0,0795
. * .	. .	14	0,0647	-0,0297
. * .	. * .	15	-0,0659	0,0786
. * .	. * .	16	0,1504	-0,0719

Примечание. Здесь и в табл. 10 штриховкой выделены значимые запаздывающие и опережающие «всплески».

Источник: расчеты авторов.

Таблица 10

Кросс-коррелограмма остатков коинтеграционного соотношения между приростом ВВП, уровнем цены на нефть с учетом прироста автономных инвестиций (RESID_CE) и ускорением автономных инвестиций (D_INV_RAVT) в реальном выражении

Выборка данных: I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.				
Число наблюдений: 34				
D_INV_RAVT,RESID_CE(-i)	D_INV_RAVT,RESID_CE(+i)	i	запаздыва- ние	опереже- ние
. .	. .	0	0,0000	0,0000
. .	*** .	1	-0,0046	-0,3245
. * .	**** .	2	-0,0479	-0,3714
. * .	. ** .	3	0,0913	-0,1726
. * .	. ** .	4	-0,1129	0,1665
. ** .	. * .	5	0,1559	-0,1245
. * .	. * .	6	0,1185	0,1140
. ** .	. * .	7	0,1769	-0,1383
. * .	. .	8	-0,0820	-0,0373
. .	. * .	9	0,0211	-0,0619
. ** .	. ** .	10	0,1584	0,2052
. * .	. * .	11	-0,1299	0,1394
. .	. .	12	-0,0080	-0,0257
. * .	. .	13	-0,0894	0,0095
. .	. .	14	0,0038	-0,0056
. ** .	. * .	15	-0,1535	0,1536
. * .	. ** .	16	0,1220	-0,1500

Источник: расчеты авторов.

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 P_{oil}_t + a_2 \Delta P_{oil}_t + a_3 \Delta P_{oil}_{t-1} + \dots + a_i \Delta Inv_{-A}_t + a_j \Delta^2 Inv_{-A}_t + a_k \Delta^2 Inv_{-A}_{t-1} + \dots + \omega_t \quad (25')$$

Коинтеграция между приростом ВВП и уровнем цены на нефть в реальном выражении позволяет применять DOLS во избежание смещения оценок коэффициентов уравнения (25), т.е. оценивать это уравнение в следующей форме:

Ввиду малого числа наблюдений мы не можем выбрать максимальное число запаздываний и опережений по всем переменным, что значительно снизит качество оценок. Поэтому в соответствии с номерами кросс-коррелограмм (значимые запаздывающие и

опережающие «всплески» в *табл. 9* и *10*) в уравнение (25') будут включаться второе запаздывание (lag) переменной ΔP_{oil}_t и два

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 P_{oil}_t + a_2 \Delta P_{oil}_t + a_3 \Delta P_{oil}_{t-2} + a_4 \Delta Inv_{A_t} + a_5 \Delta^2 Inv_{A_{t+1}} + a_6 \Delta^2 Inv_{A_{t+2}} + \omega_t \quad (25'')$$

опережения (leads) переменной $\Delta^2 Inv_{A_t}$. Кроме того, в это уравнение из содержательных соображений (см. далее) будет добавлен текущий прирост переменной P_{oil}_t ; таким образом, мы оцениваем уравнение следующего вида:

Результаты DOLS-оценки уравнения (25'') приведены в *табл. 11* и на *рис. 15*.

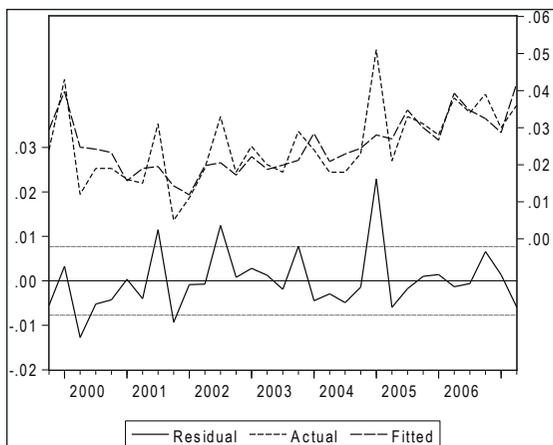
Таблица 11

Результаты DOLS-оценки зависимости между приростом ВВП, уровнем цены на нефть и приростом автономных инвестиций в основной капитал (в реальном выражении)

Объясняемая переменная	ΔY_t			
	коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
P_{oil}_t	0,0009	0,0002	3,79	0,0009
ΔP_{oil}_t	0,0002	0,0006	0,33	0,7457
ΔP_{oil}_{t-2}	-0,0002	0,0006	-0,30	0,7638
ΔInv_{A_t}	0,07	0,05	1,29	0,2109
$\Delta^2 Inv_{A_{t+1}}$	-0,002	0,05	-0,04	0,9662
$\Delta^2 Inv_{A_{t+2}}$	-0,002	0,04	-0,06	0,9534
Константа	-0,003	0,007	-0,42	0,6753
F-stat	4,78			
P-value F-stat	0,0024			
Выборка	IV квартал 1999 г. – II квартал 2007 г.			
Число наблюдений	31			
R-sq	0,54			
Adj. R-sq	0,43			
DW-stat	2,37			

Источник: расчеты авторов.

Как видно из приведенных в *табл. 11* данных, в уравнении (25'') переменные ΔP_{oil}_t , ΔP_{oil}_{t-2} , $\Delta^2 Inv_{A_{t+1}}$ и $\Delta^2 Inv_{A_{t+2}}$ ста-



Источник: расчеты авторов.

Рис. 15. Результаты DOLS-оценки зависимости между приростом ВВП, уровнем цены на нефть и приростом автономных инвестиций в основной капитал (в реальном выражении)

статистически незначимы как по отдельности, так и совместно (что подтверждается результатами теста Вольда, приведенными в табл. 12). В то же время оценки коэффициентов при переменных P_{oil}_t и ΔInv_A_t в уравнении (25'') близки к аналогичным МНК-оценкам в уравнении (25). Величина статистики Дарбина–Уотсона свидетельствует о том, что гипотеза об отсутствии автокорреляции остатков не отвергается как для уравнения (25), так и для уравнения (25'') (см. табл. 7 и 11).

Таблица 12

Результаты теста Вольда на совместную значимость оценок коэффициентов при технических переменных в коинтеграционном соотношении, оцененном DOLS

Wald Test		H0: $c(i)=\dots=c(j)=0$	
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0,07	(4, 24)	0,9909

Источник: расчеты авторов.

Необходимо еще раз подчеркнуть, что в уравнении (25'') незначимая переменная ΔP_{oil}_t является не только технической

переменной, но и имеет содержательный смысл, поскольку, как было показано в подразделе 2.3 настоящей работы, учет этой переменной в коинтеграционном соотношении позволяет описать зависимость между темпом экономического роста и приростом нефтяных цен в краткосрочном периоде, что в нашем случае сделать не удалось.

Соответственно при разложении темпов роста ВВП России на структурную и конъюнктурную составляющие будут использоваться результаты МНК-оценки коинтеграционного соотношения (25) между приростом ВВП и уровнем цен на нефть с учетом прироста автономных инвестиций (см. *табл. 7*).

При интерпретации оценок коэффициентов уравнения (25) следует иметь в виду, что в этом уравнении используются переменные прироста реального ВВП (т.е. приращение этой переменной, измеряемое в процентных пунктах реального объема ВВП в ценах 1999 г.), прироста автономных инвестиций (в процентных пунктах реального объема автономных инвестиций в ценах 1999 г.) и уровня реальной цены на нефть (в долл./барр.).

Согласно данным *табл. 7*, прирост ВВП положительным образом зависит от уровня цены на нефть и прироста автономных инвестиций в основной капитал. С учетом того, что в базовом 1999 г., по данным Росстата, объем ВВП составлял 4,8 трлн руб., то в 2000 г. рост цены на нефть на 1 доллар означает прирост ВВП на 4,8 млрд руб.; в свою очередь, прирост автономных инвестиций на 1 п.п. предполагает прирост ВВП на 337,6 млрд руб. С содержательной точки зрения подобный результат означает, что если в текущем периоде уровень цен на нефть вырос на один доллар, то увеличение объема экспортной выручки от продажи нефти означает прирост инвестиций в основной капитал, который приводит к приросту выпуска в долгосрочном периоде на 4,8 млрд руб. Соответственно прирост на 1 п.п. автономных инвестиций, объясняемых другими факторами (денежно-кредитная и бюджетная политика, настроения населения и т.д.) и не зависящих от краткосрочных колебаний цен на нефть, обеспечивает прирост выпуска на 337,6 млрд руб.

Таким образом, полученные результаты говорят в пользу гипотезы о наличии взаимосвязи между приростом ВВП и уровнем цен на нефть в долгосрочном периоде, согласно которой каждому уровню цен соответствует определенный темп

экономического роста. Низкий уровень нефтяных цен предполагает низкий объем инвестиций, определяющий низкие темпы роста ВВП. Наоборот, высокие цены на нефть предполагают высокие инвестиции и соответственно высокие темпы роста ВВП.

3.2.2. Оценка зависимости темпов роста ВВП от колебаний цен на нефть в краткосрочном периоде

Как было показано в подразделе 2.3 данной работы, краткосрочные отклонения фактического ВВП от своего долгосрочного тренда объясняются различными причинами, в том числе динамикой уровня мировых цен на нефть, что предполагает наличие взаимосвязи между уровнем ВВП и уровнем цен. Таким образом, согласно логике выделения конъюнктурной компоненты прироста ВВП, обусловленной краткосрочными колебаниями нефтяных цен, необходимо оценить зависимость остатков оцененного выше коинтеграционного соотношения (25) от прироста нефтяных цен:

$$\begin{aligned} \eta_t = \Delta Y - SA_t - \alpha_0 - \alpha_1 P_{oil} - REER_t - \\ - \alpha_2 \Delta Inv - A_t = \gamma_0 + \gamma_2 \Delta P_{oil} - REER_t + \mathcal{E}_t. \end{aligned} \quad (26)$$

Диаграмма рассеяния между зависимой и объясняемой переменной уравнения (26) приведена на *рис. П2.26* в Приложении 2. Результаты оценки уравнения (26) отражены в Приложении 2 (*табл. П2.9* и *рис. П2.27*), откуда видно, что это уравнение в целом является незначимым.

В свою очередь, зависимость остатков коинтеграционного соотношения от прироста нефтяных цен позволяет описать механизм влияния цен на экономический рост в краткосрочном периоде, в соответствии с которым краткосрочные отклонения фактического ВВП от своего долгосрочного тренда объясняются различными причинами, в том числе динамикой уровня мировых цен на нефть, что предполагает наличие взаимосвязи между уровнем ВВП и уровнем цен. Из вышесказанного следует сделать вывод о том, что подобное разложение не противоречит здравому смыслу и легко интерпретируется. При этом применение логики выделения конъюнктурной компоненты прироста ВВП, обусловленной

краткосрочной динамикой нефтяных цен, на рассматриваемой в данной работе выборке данных приводит к незначимости полученных результатов оценки уравнения (26) (как и при применении DOLS к уравнению (25)). По-видимому, незначимость переменной прироста нефтяных цен в уравнениях (25) и (26) объясняется малой длиной ряда и наличием других, помимо цен на нефть, шоковых воздействий на краткосрочные колебания ВВП.

3.3. Разложение темпов роста ВВП на структурную и конъюнктурную компоненты

3.3.1. Разложение темпов роста ВВП на структурную и конъюнктурную составляющие в долгосрочном периоде

На основе полученных оценок коэффициентов в коинтеграционном соотношении (25) структурный прирост ВВП был рассчитан как теоретическое значение прироста ВВП при среднемноголетней цене на нефть и фактическом приросте автономных инвестиций в коинтеграционном соотношении (25) между приростом ВВП и уровнем цены на нефть с учетом автономных инвестиций (для простоты в дальнейшем обозначения сезонного сглаживания переменных приводиться не будут):

$$\overline{\Delta Y}_t = -0.005 + 0.001 \overline{P_oil_REER}_t + 0.07 \Delta Inv_A_t, \quad (27)$$

где $\overline{\Delta Y}_t$ – структурная компонента прироста ВВП в момент времени t ;

$\overline{P_oil_REER}_t$ – среднемноголетняя цена на нефть в момент времени t .

Теоретическое значение прироста ВВП при фактической цене на нефть было получено из следующего уравнения:

$$\widehat{\Delta Y}_t = -0.005 + 0.001 P_oil_REER_t + 0.07 \Delta Inv_A_t, \quad (28)$$

где $\widehat{\Delta Y}_t$ – теоретическое значение прироста ВВП при фактических значениях параметров уравнения в момент времени t .

Конъюнктурный прирост ВВП, обусловленный ценами на нефть, был рассчитан как компонента прироста ВВП, возника-

ющая за счет отклонений фактической цены на нефть от своего среднелетнего уровня. Иными словами, эта компонента представляет собой разницу между теоретическим значением прироста ВВП при фактических значениях переменных в уравнении (25) и структурным приростом ВВП:

$$\Delta Y_t^{oil_inv} = \widehat{\Delta Y}_t - \overline{\Delta Y}_t, \text{ что эквивалентно}$$

$$\Delta Y_t^{oil_inv} = 0.001 * (P_oil_REER_t - \overline{P_oil_REER_t}), \quad (29)$$

где $\Delta Y_t^{oil_inv}$ – конъюнктурная компонента прироста ВВП в момент времени t .

Исходный прирост, а также рассчитанные по формулам (27) – (29) структурный и конъюнктурный приросты реального ВВП показаны на *рис. П2.28* Приложения 2.

3.3.2. Выделение конъюнктурной составляющей темпов роста ВВП, объясняемой прочими факторами

Необходимо отметить, что разработанная нами методика оценивания влияния цен на нефть на темпы экономического роста не позволяет в явном виде оценить конъюнктурный прирост ВВП, объясняемый другими факторами, такими, как ожидания инвесторов, влияние денежно-кредитной и бюджетной политики, настроения населения и т.д. Оценка влияния этих факторов не является предметом исследования в данной работе, поэтому их вклад был рассчитан условно как разница между фактическим приростом и теоретическим значением прироста ВВП в реальном выражении, полученном при подстановке в оцененное коинтеграционное соотношение фактических значений объясняющих переменных, т.е.:

$$\Delta Y_t^{other} = \Delta Y_t - \widehat{\Delta Y}_t, \quad (30)$$

где ΔY_t^{other} – конъюнктурный прирост ВВП, объясняемый прочими факторами, в момент времени t^1 .

1 Заметим, что схема разложения ВВП в соответствии с логикой влияния нефтяных цен в долгосрочном периоде, описанная выше уравнениями (27) – (29), отчасти сопоставима с разложением дисперсии зависимой переменной в регрессии,

3.4. Интерпретация полученных результатов разложения темпов роста ВВП на структурную и конъюнктурную составляющие за период 1999–2007 гг.

Итак, как уже было показано выше:

– *структурный прирост ВВП* представляет собой теоретическое значение прироста ВВП при среднемноголетней цене на нефть и фактическом приросте автономных инвестиций в коинтеграционном соотношении (гипотеза о наличии влияния нефтяных цен на прирост ВВП в долгосрочном периоде):

а именно:

$$TSS = \sum (Y_t - \bar{Y})^2 \text{ – вся дисперсия;}$$

$$ESS = \sum (Y_t - \hat{Y}_t)^2 \text{ – необъясненная часть дисперсии;}$$

$$RSS = \sum (\hat{Y}_t - \bar{Y})^2 \text{ – объясненная часть дисперсии;}$$

где \bar{Y} – среднее значение зависимой переменной Y_t

\hat{Y}_t – предсказанное (теоретическое) значение зависимой переменной Y_t .

Выделение конъюнктурной компоненты прироста ВВП, возникающей за счет отклонений фактической цены на нефть от среднемноголетней, в приведенной выше терминологии аналогично расчету объясненной доли дисперсии зависимой переменной регрессии, т.е.:

$$\Delta Y_t^{oil_inv} = \hat{\Delta Y}_t - \overline{\Delta Y}_t \approx RSS.$$

В данном случае роль среднего значения объясняемой переменной играет структурная компонента прироста ВВП (теоретическое значение прироста ВВП при среднемноголетней цене на нефть и фактическом приросте автономных инвестиций в основной капитал).

Соответственно конъюнктурная составляющая ВВП, объясняемая другими факторами, может быть соотнесена с необъясненной долей дисперсии, а именно:

$$\Delta Y_t^{other} = \Delta Y_t - \hat{\Delta Y}_t \approx ESS.$$

Сумма конъюнктурных составляющих $\Delta Y_t^{oil_inv}$ и ΔY_t^{other} составляет совокупную конъюнктурную компоненту прироста ВВП, т.е. отклонения ВВП от своего долгосрочного тренда, что можно соотносить с формулой оценки общей дисперсии

зависимой переменной, $TSS = \sum (Y_t - \bar{Y})^2$, т.е. сумму квадратов отклонений фактического ее значения от среднего.

$$\overline{\Delta Y}_t = -0.005 + 0.001 \overline{P_oil_REER}_t + 0.07 \Delta Inv_A_t;$$

– конъюнктурный прирост ВВП рассчитывается как разница между теоретическим значением прироста ВВП при фактических значениях переменных в коинтеграционном соотношении (25) и структурным приростом ВВП; иными словами, это компонента прироста ВВП, возникающая за счет отклонений фактической цены на нефть от своего среднесрочного уровня:

$$\Delta Y_t^{oil_inv} = \widehat{\Delta Y}_t - \overline{\Delta Y}_t, \text{ что эквивалентно}$$

$$\Delta Y_t^{oil_inv} = 0.001 * (P_oil_REER_t - \overline{P_oil_REER}_t);$$

– вклад других факторов рассчитывается как разница между фактическим приростом и теоретическим значением прироста ВВП в реальном выражении, полученным при подстановке в оцененное коинтеграционное соотношение фактических значений объясняющих переменных, т.е.:

$$\Delta Y_t^{other} = \Delta Y_t - \widehat{\Delta Y}_t.$$

Таким образом, в целом фактический прирост ВВП представляет собой сумму нескольких компонент, а именно:

$$\Delta Y_t = \overline{\Delta Y}_t + \Delta Y_t^{oil_inv} + \Delta Y_t^{other}, \quad (31)$$

где $\overline{\Delta Y}_t$ – структурная компонента прироста ВВП;

$\Delta Y_t^{oil_inv}$ – конъюнктурная компонента прироста ВВП за счет вклада цен на нефть (в соответствии с гипотезой, описывающей зависимость между темпами экономического роста и ценами на нефть в долгосрочном периоде – коинтеграционное соотношение);

ΔY_t^{other} – конъюнктурная компонента за счет вклада прочих факторов.

В подразделе 3.2 данной работы отмечалось, что интерпретация полученных оценок коэффициентов уравнения (25) применима только к реальному ВВП, измеряемому в терминах прироста

та. Соответственно для разложения темпов роста ВВП на структурную и конъюнктурную составляющие нами был осуществлен переход от прироста ВВП к темпам роста ВВП путем арифметических преобразований. Основные результаты такого разложения, основанного на логике коинтеграционного соотношения,

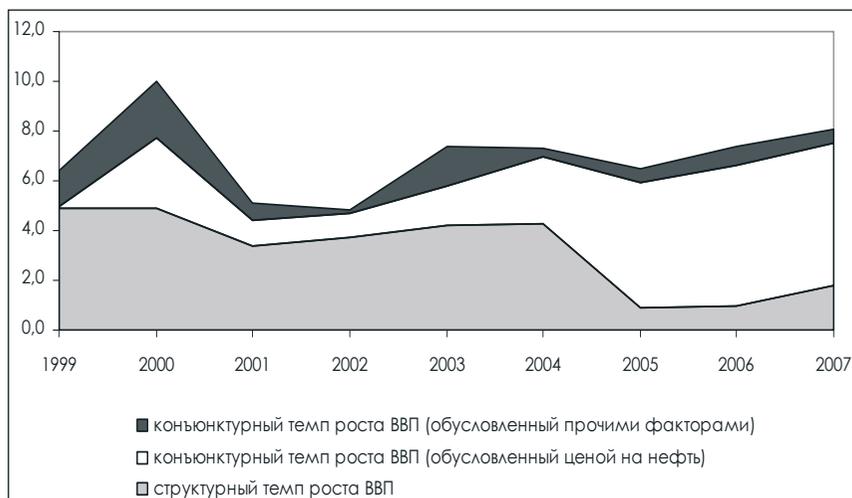
Таблица 13

Результаты разложения темпов роста ВВП в реальном выражении, 1999–2007 гг. (проценты)

	Общий (фактический) темп роста ВВП	Структурный темп роста ВВП	Конъюнктурный темп роста ВВП, зависящий от изменений цен на нефть	Конъюнктурный темп роста ВВП, объясняемый прочими факторами	Справочно:	
					Цена на нефть марки Брент в реальном выражении (долл./барр. в ценах 1999 г.)	Номинальная цена на нефть марки Брент (долл./барр.)
1999	6,4	4,9	0,1	1,4	17,7	17,7
	100,0%	76,1%	1,5%	22,4%		
2000	10,0	4,9	2,8	2,3	25,6	28,3
	100,0%	49,2%	28,2%	22,6%		
2001	5,1	3,5	1,0	0,7	18,4	24,4
	100,0%	67,6%	19,2%	13,1%		
2002	4,7	3,7	1,0	0,1	18,3	25,0
	100,0%	78,2%	20,4%	1,5%		
2003	7,3	4,2	1,6	1,6	20,5	28,9
	100,0%	57,4%	21,3%	21,3%		
2004	7,2	4,3	2,7	0,23	25,3	38,3
	100,0%	59,4%	36,8%	3,7%		
2005	6,4	0,9	5,0	0,6	33,1	54,4
	100,0%	13,4%	77,6%	9,0%		
2006	7,4	1,0	5,6	0,8	36,3	65,4
	100,0%	13,5%	75,2%	11,3%		
2007	8,1	1,8	5,7	0,6	38,1	72,7
	100,0%	22,4%	69,9%	7,7%		

Примечание. Во второй строке для каждого года курсивом приводятся доли соответствующих компонент темпа роста ВВП в общей величине фактического темпа роста ВВП в реальном выражении (в процентах).

Источник: расчеты авторов по данным Росстата и МВФ (IFS database, CD-ROM edition, June 2009).



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Рис. 16. Структурная и конъюнктурная компоненты темпов роста ВВП (в процентах), 1999–2007 гг.

описывающего зависимость между темпами экономического роста и ценами на нефть в долгосрочном периоде, отражены в *табл. 13*. На *рис. 16* отражена динамика структурной и конъюнктурной компонент темпов роста ВВП за период 1999–2007 гг.

В 1999–2004 гг. в соответствии с данными *табл. 13* и *рис. 16* доля структурной компоненты темпов роста ВВП была высокой. В 1999–2000 гг. это может объясняться восстановительным характером экономического роста в России. Как показано в [Гайдар, 2005, с. 400–403], концепция восстановительного роста, сформулированная в 20-х годах XX столетия, предполагает, что восстановительный рост базируется на ранее созданных производственных мощностях и обученной до его начала рабочей силе.

Основными характеристиками восстановительного роста являются следующие (см. [ИЭПП, 2008, с. 44–45]):

1. Неинвестиционный характер роста, который в качестве основы имеет политическую и макроэкономическую стабильность в стране и обеспечивается за счет достаточного количества имеющихся в наличии свободных производственных мощностей.

2. Рост происходит главным образом в секторах, обеспечивающих удовлетворение основных потребностей населения или государственного бюджета.

3. Происходит опережающий рост доходов населения и потребления по сравнению с производством.

4. Наряду с восстановлением докризисного уровня производства происходит восстановление докризисных финансовых пропорций прежде всего по уровню монетизации ВВП.

5. Восстановительный рост носит затухающий характер ввиду постепенного исчерпания ресурсов роста.

Тем не менее одной из отличительных (от традиционной концепции восстановительного роста) черт российской экономики стало увеличение инвестиционного спроса в конце периода восстановительного роста в 2001–2002 гг. На протяжении 2000–2004 гг. наблюдалась тенденция опережающего роста инвестиций в основной капитал по сравнению с динамикой ВВП и выпуском продукции базовых отраслей экономики. При этом существенное влияние на характер инвестиционной деятельности оказывал интенсивный рост доходов экономики. Это связано, с одной стороны, с благоприятными изменениями конъюнктуры цен мирового рынка на углеводородное сырье и металлы и, с другой стороны, с процессами импортозамещения, направленными на заполнение ниш на внутреннем рынке отечественными товарами¹.

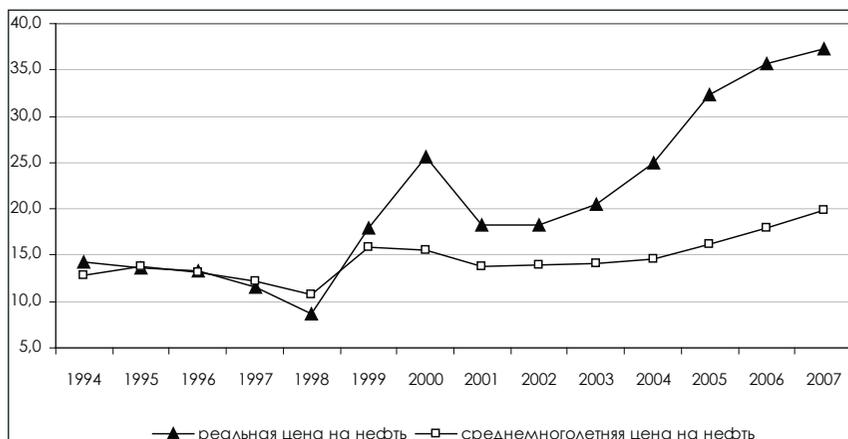
Таким образом, за счет роста инвестиционного спроса в 2001–2002 гг. ресурсы восстановительного роста уменьшаются, снижается роль структурных факторов роста, что и объясняет, по всей видимости, незначительное сокращение структурной компоненты темпов роста российского ВВП в 2001 г., которая оставалась в целом относительно стабильной до 2004 г. (см. *рис. 16*). Наряду с этим положительное значение конъюнктурной компоненты темпов роста реального ВВП, обусловленной ценами на нефть, в 1999–2004 гг., наблюдавшееся одновременно со снижением реальной цены на нефть с 25,6 долл./барр. в 2000 г. до 18,4 долл./барр. в 2001 г., объясняется тем фактом, что в течение всего рассматриваемого периода с 1999 по 2007 г. фактическая цена на нефть в реальном выражении находилась на уровне выше свое-

¹ Российская экономика в 2004 году (2005), с. 288–290 (доступно также на сайте www.iet.ru).

го среднемноголетнего значения в отличие от 1995–1998 гг., когда среднемноголетняя цена превышала фактическую цену (см. *рис. 17*). По данным *табл. 13*, начиная с 2005 г. усиливается роль конъюнктурных факторов экономического роста, в первую очередь, высоких мировых цен на энергоносители (см. *рис. 17*). Таким образом, в 2005 г. доля конъюнктурной составляющей темпов роста ВВП выросла до 5,0%, или 77,6% фактического прироста ВВП (т.е. увеличилась более чем в 2 раза по сравнению с 2004 г.), тогда как структурная составляющая темпов роста ВВП – сократилась (см. *рис. 16*). В целом, как показано в *табл. 13*, период с 2005 по 2007 г. характеризуется высокими темпами роста ВВП. Этот факт иллюстрирует механизм влияния мировых цен на нефть на темпы экономического роста в долгосрочном периоде: более высокий уровень нефтяных цен предполагает более высокий объем экспортной выручки и соответственно более высокий объем импорта, в том числе инвестиционных ресурсов, что приводит к увеличению темпов экономического роста в среднесрочной и долгосрочной перспективе.

Фактором устойчивого экономического развития России в 2005–2007 гг. являлось одновременное расширение и внешнего, и внутреннего рынков. Если динамика внешнего спроса формировалась под влиянием благоприятной ситуации на мировых рынках топливных и сырьевых ресурсов, то расширение внутреннего рынка определялось кумулятивным воздействием факторов повышения деловой активности и роста платежеспособного спроса населения. Повышение деловой активности опиралось на опережающий рост инвестиций относительно динамики конечного потребления и оказало существенное влияние на характер структурных сдвигов произведенного и использованного ВВП. Таким образом, незначительное сокращение в 2007 г. доли конъюнктурной составляющей темпов роста ВВП, обусловленной ценами на нефть, можно объяснить постепенным исчерпанием роли цен на нефть в экономическом росте России и усилением роли факторов внутреннего спроса¹.

¹ Заметим, что, как видно из *табл. 13*, в 2005–2006 гг. более 75% всего фактического темпа роста ВВП обеспечивали мировые цены на нефть. Подобный результат объясняется тем, что, поскольку в данной работе не оценивается общая модель экономического роста в России, переменная цены на нефть отражает влияние всех остальных факторов, не учтенных в нашей спецификации в явном виде.



Источник: расчеты авторов по данным МВФ (IFS database, CD-ROM edition, June 2009).

Рис. 17. Динамика реальной (в ценах 1999 г.) и среднемноголетней цен на нефть марки Brent (долл./барр.) в годовом исчислении, 1994–2007 гг.

* * *

Итак, по результатам разложения темпов роста ВВП РФ на структурную и конъюнктурную компоненты в соответствии с логикой коинтеграционного соотношения, описывающего зависимость между темпами экономического роста и ценами на нефть в долгосрочном периоде, можно сформулировать следующие выводы.

В течение 1999–2004 гг. доля структурной компоненты темпов роста ВВП была высокой; в 1999–2000 гг. это может объясняться тем, что в указанные годы экономический рост в России носил восстановительный характер. В 2001–2002 гг. потенциал восстановительного роста уменьшается, снижается роль структурных факторов роста. Это, скорее всего, стало причиной небольшого сокращения доли структурной компоненты темпа роста ВВП в 2001 г. Несмотря на снижение реальной цены на нефть в 2001–2002 гг., в течение всего периода с 1999 по 2007 г. фактическая цена на нефть в реальном выражении превышала среднемноголетнюю цену, в связи с чем величина конъюнктурной составляющей темпов роста ВВП, объясняемой изменениями нефтяных цен, в 1999–2004 гг. была положительной.

За счет роста мировых цен на нефть после 2004 г. доля конъюнктурной составляющей темпов роста ВВП, обусловленной нефтяными ценами, выросла до 77,6% фактического темпа роста ВВП в 2005 г. Незначительное сокращение этой составляющей в 2007 г. связано с постепенным исчерпанием роли цен на нефть в экономическом росте России и с возрастанием роли факторов внутреннего спроса.

Раздел 4. Структурная и конъюнктурная компоненты налоговых поступлений в бюджетную систему Российской Федерации за период 2002–2007 гг.

Выделение структурной и конъюнктурной составляющих налоговых поступлений в данном разделе будет основано в первую очередь на описанных в предыдущих разделах результатах аналогичного разложения темпов роста ВВП в реальном выражении. Кроме того, в расчетах будем учитывать, являются ли налоговые поступления в долях ВВП прогрессивными по цене на нефть.

4.1. Оценка структурной и конъюнктурной компонент уровня ВВП в реальном выражении за период 1999–2007 гг.

Результаты разложения темпов роста ВВП в реальном выражении на структурную и конъюнктурную компоненты за период 1999–2007 гг. представлены в *табл. 13* раздела 3.

В целях разложения поступлений налогов на структурную и конъюнктурную компоненты необходимо перейти к уровням реального ВВП. В этой связи предполагаем, что 1999 г. является базовым, т.е. цена на нефть в этом году находится примерно на среднемноголетнем уровне. Таким образом, уровень структурного ВВП в 1999 г. составляет 100% общего уровня ВВП, тогда как остальные компоненты ВВП равны нулю.

Представим фактический уровень реального ВВП в базовом году Y_t в виде суммы трех компонент, а именно:

$$Y_t = Y_t^{str} + Y_t^{oil} + Y_t^{other}, \quad (32)$$

где Y_t^{str} – структурная компонента ВВП при среднемноголетней цене на нефть;

Y_t^{oil} – конъюнктурная компонента ВВП, объясняемая краткосрочными колебаниями мировых цен на нефть;

Y_t^{other} – конъюнктурная компонента ВВП, объясняемая влиянием прочих факторов.

Соответственно в следующем периоде ($t + 1$) фактический ВВП может быть представлен следующим образом:

$$Y_{t+1} = Y_t(1 + \theta_{t+1}^{str} + \theta_{t+1}^{oil} + \theta_{t+1}^{other}), \quad (33)$$

где θ_{t+1}^{str} – значение структурного прироста ВВП в периоде $t + 1$;

θ_{t+1}^{oil} – значение конъюнктурного прироста ВВП в периоде $t + 1$, объясняемого краткосрочными колебаниями мировых цен на нефть;

θ_{t+1}^{other} – значение конъюнктурного прироста ВВП в периоде $t + 1$, объясняемого влиянием прочих факторов.

В приведенной выше формуле (33) Y_t – уровень ВВП в предыдущем периоде (t), тогда как выражение в скобках представляет собой прирост этого уровня в текущем периоде $t + 1$. Подставив вместо Y_t его выражение из формулы (32) и раскрыв скобки, получаем:

$$\begin{aligned} Y_{t+1} &= (Y_t^{oil} + Y_t^{str} + Y_t^{other})(1 + \theta_{t+1}^{oil} + \theta_{t+1}^{str} + \theta_{t+1}^{other}) = \\ &= [Y_t^{oil} + \theta_{t+1}^{oil}(Y_t^{oil} + Y_t^{str} + Y_t^{other})] + [Y_t^{str} + \theta_{t+1}^{str}(Y_t^{oil} + \\ &+ Y_t^{str} + Y_t^{other})] + [Y_t^{other} + \theta_{t+1}^{other}(Y_t^{oil} + Y_t^{str} + Y_t^{other})] \end{aligned} \quad (33')$$

Поскольку согласно формуле (32) $Y_t^{str} + Y_t^{oil} + Y_t^{other} = Y_t$, можно показать, что в выражении (33')

$Y_t^{oil} + \theta_{t+1}^{oil}(Y_t^{oil} + Y_t^{str} + Y_t^{other}) = Y_t^{oil} + \theta_{t+1}^{oil}Y_t$ – уровень конъюнктурного ВВП в реальном выражении (обусловленного краткосрочной динамикой нефтяных цен);

$Y_t^{str} + \theta_{t+1}^{str}(Y_t^{oil} + Y_t^{str} + Y_t^{other}) = Y_t^{str} + \theta_{t+1}^{str}Y_t$ – уровень структурного ВВП в реальном выражении (при среднемноголетней цене на нефть);

$Y_t^{other} + \theta_{t+1}^{other} (Y_t^{oil} + Y_t^{str} + Y_t^{other}) = Y_t^{other} + \theta_{t+1}^{other} Y_t$ – уровень конъюнктурного ВВП в реальном выражении (обусловленного влиянием прочих факторов).

Результаты расчета уровня ВВП, а также его структурной и конъюнктурной компонент в реальном выражении за период 1999–2007 гг. представлены в *табл. 14*.

Таблица 14

Результаты разложения уровня ВВП в реальном выражении,
1999–2007 гг., %

	Уровень ВВП, всего (% к предыдущему году)	Уровень ВВП, всего (1999 г. = 100)	Уровень структурного ВВП	Уровень конъюнктурного ВВП (динамика цен на нефть)	Уровень конъюнктурного ВВП, объясняемый прочими факторами
1999	106,4	100,0	100,00 / 100,0	0,00 / 0,0	0,00 / 0,0
2000	110,0	110,00	104,92 / 95,4	2,82 / 2,6	2,26 / 2,1
2001	105,1	115,61	108,72 / 94,0	3,90 / 3,4	3,00 / 2,6
2002	104,7	120,55	112,58 / 93,4	4,90 / 4,1	3,07 / 2,5
2003	107,3	128,19	116,97 / 91,2	6,53 / 5,1	4,70 / 3,7
2004	107,2	135,92	121,56 / 89,4	9,38 / 6,9	4,98 / 3,7
2005	106,4	142,78	122,48 / 85,8	14,70 / 10,3	5,60 / 3,9
2006	107,4	150,65	123,54 / 82,0	20,62 / 13,7	6,49 / 4,3
2007	108,1	159,35	125,49 / 78,8	26,70 / 16,8	7,16 / 4,5

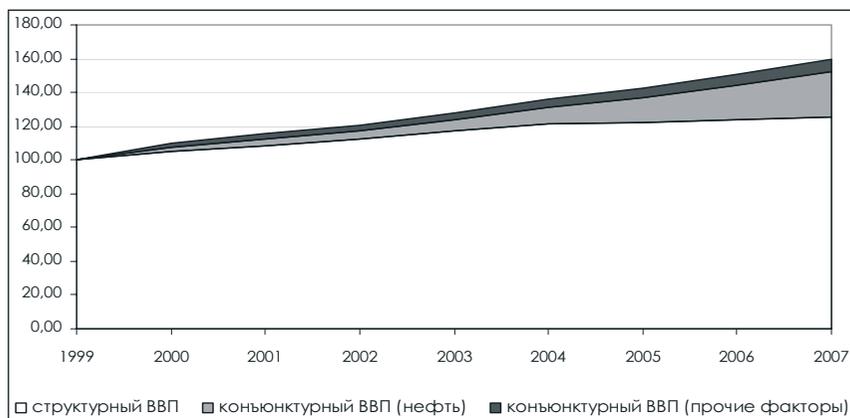
Примечание. Через дробь в таблице курсивом приведены доли каждой компоненты ВВП в совокупном ВВП (в процентах).

Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

На *рис. 18* отражены совокупный ВВП в реальном выражении, а также его компоненты за период 1999–2007 гг., рассчитанные по логике, описанной выше.

Содержательная интерпретация каждой компоненты фактического уровня ВВП в формуле (33') и на *рис. 18* может быть следующей. Уровень структурного ВВП в текущем периоде складывается из уровня структурного ВВП, имевшего место в предыдущем периоде, к которому добавляется прирост ВВП, обусловленный структурными факторами, действующими в текущем периоде. Подобная логика применима также к конъюнктурным компонентам ВВП, объясняемым краткосрочной динамикой нефтяных цен и прочими факторами.

Монотонный рост структурной и конъюнктурных компонент ВВП, показанный на *рис. 18*, объясняется тем фактом, что в те-



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Рис. 18. Результаты разложения уровня ВВП в реальном выражении на структурную и конъюнктурную составляющие, 2000–2007 гг., %

чение всего периода с 1999 по 2007 г. фактическая цена на нефть в реальном выражении находилась на уровне выше своего среднелетнего значения в отличие от 1995–1998 гг., когда среднелетняя цена превышала фактическую цену (см. рис. 17).

4.2. Расчет величины поступлений основных налогов с учетом реформирования законодательства

Разложение налоговых поступлений в бюджетную систему России на структурную и конъюнктурную составляющие будет производиться нами с учетом того, что:

- ВВП является показателем, выступающим в качестве проху-переменной для базы налогов;
- налоговые поступления в федеральный бюджет и бюджет расширенного правительства России в долях ВВП, а также поступления по основным налогам (НДС, налог на прибыль, ЕСН и НДФЛ) в долях ВВП могут быть прогрессивными или непрогрессивными по цене на нефть.

При этом налоговые поступления по основным налогам желательно «очистить» от влияния изменений в законодательстве, регулирующем тот или иной налог, которые вступили в силу в

течение периода с 2002 по 2007 г. Результатом таких расчетов должен стать объем налоговых поступлений, который мог бы быть получен, если бы указанные изменения не произошли¹. При этом в случае отрицательного эффекта налоговых реформ очищенные налоговые поступления оказываются больше фактических; напротив, если эффект реформ был положительным, то очищенные поступления ниже фактических.

Ниже приведены краткая характеристика динамики поступлений по основным налогам в бюджетную систему Российской Федерации и основные результаты расчетов по выделению эффекта реформирования налогового законодательства в течение 2002–2007 гг.

4.2.1. Налог на прибыль организаций

Одним из ключевых источников доходов бюджетной системы является налог на прибыль организаций. При этом необходимо отметить, что поступления налога на прибыль организаций за последние 8 лет характеризовались наибольшей волатильностью как в реальном выражении, так и в долях ВВП (*рис. 19*).

Доля доходов от налога на прибыль в бюджете расширенного правительства в 2003–2007 гг. варьирует от 11,6% в 2003 г. до 17,9% в 2007 г. (*табл. 15*).

Таблица 15

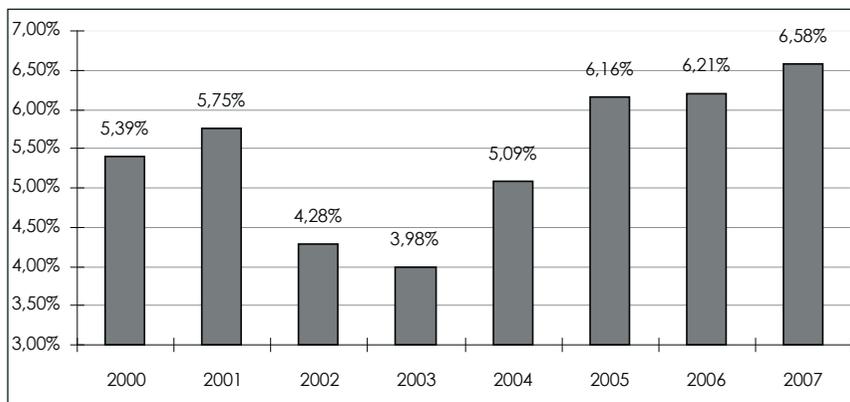
Динамика налоговых поступлений в 2000–2007 гг., % ВВП

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Налоговые доходы расширенного правительства	33,4	33,9	32,8	32,0	32,6	36,2	36,5	36,8
Налоговые доходы федерального бюджета	14,5	16,3	18,9	18,2	18,6	22,3	22,0	21,3
Налог на прибыль организаций	5,5	5,7	4,3	4,0	5,1	6,2	6,2	6,6

Источник: расчеты ИЭПП на основе данных ФНС России, Минфина России, Росстата.

В долях ВВП динамика налога на прибыль характеризуется как относительно нестабильная со значительным спадом в период после его реформирования в 2002–2003 г. (1,4% в 2003 г.

¹ Подробнее процедура оценки эффекта реформирования налогового законодательства в 2002–2007 гг. по сравнению с 2000 г. описана в [ИЭПП, 2008а, с. 226—274] (доступно также на сайте www.iet.ru).



Источник: расчеты ИЭПП по данным Министерства финансов РФ и Росстата.

Рис. 19. Динамика поступлений налога на прибыль организаций в бюджетную систему РФ, в 2000–2007 гг., % ВВП

по сравнению с 2001 г.) и дальнейшим ростом на 2,6% от ВВП к 2007 г. на фоне экономического роста и благоприятной конъюнктуры мировых цен на энергоносители.

Результаты оценки влияния реформы налога на прибыль организаций на поступления по данному налогу представлены в табл. 16 и на рис. 20.

Таблица 16

Влияние налоговой реформы на поступления налога на прибыль организаций в 2002–2007 гг.

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Поступления налога на прибыль организаций, % ВВП	4,28	3,98	5,09	6,16	6,21	6,58
Влияние налоговой реформы, % ВВП						
1. Расширение налоговой базы из-за отмены оборотных налогов	0,27	0,25	0,32	0,39	0,39	0,41
2. Расширение налоговой базы из-за отмены налога с продаж			0,08	0,09	0,10	0,10
3. Введение главы 25 НК РФ (в том числе снижение налоговой ставки)	-1,09	-1,01	-1,30	-1,57	-1,58	-1,68

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
4. Увеличение налоговой ставки по доходам, полученным в виде дивидендов от российских организаций российскими организациями, с 6 до 9%	–	–	–	0,10	0,10	0,11
5. Изменение базы из-за увеличения ставок НДС по нефти и природному газу	–	–	–	–0,35	–0,38	–0,41
6. Изменение базы из-за увеличения ставок экспортных пошлин на нефть	–	–	–	–0,24	–0,24	–0,26
7. Изменение базы из-за снижения ставки ЕСН	–	–	–	0,51	0,51	0,54
8. Увеличение до 50% суммы убытка, переносимого на будущий период	–	–	–	–	–0,24	–0,25
9. Ускоренное списание амортизации на вновь вводимые основные средства в размере 10% (амортизационная премия)	–	–	–	–	–0,41	–0,43
Итого эффект реформы	–0,82	–0,76	–0,90	–1,07	–1,76	–1,87

Источник: расчеты ИЭПП по данным ФНС России, Минфина России, Росстата.

4.2.2. Налог на добавленную стоимость

Динамика поступлений налога на добавленную стоимость в бюджетную систему Российской Федерации в 2000–2007 гг. отражена в *табл.17*.

Таблица 17

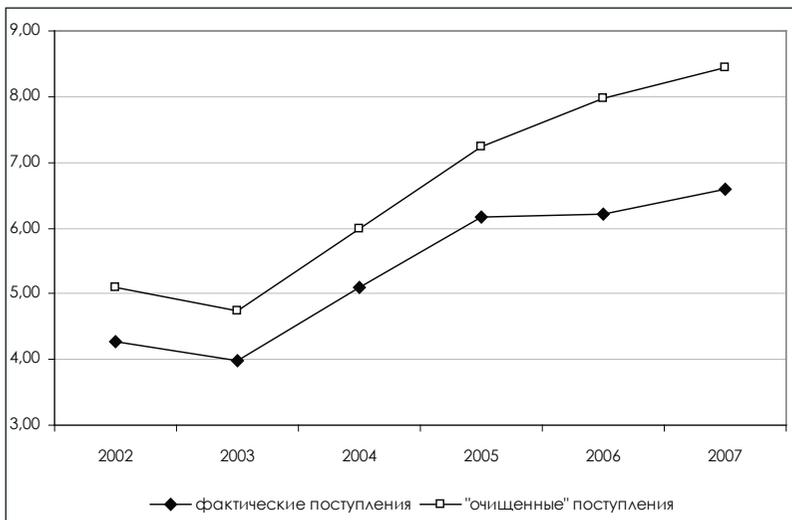
Динамика поступлений НДС в бюджетную систему Российской Федерации в 2000–2007 гг., % ВВП

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
НДС, всего	6,25	7,17	6,96	6,66	6,30	6,18*	5,68	6,86

* Без учета поступлений от НК «ЮКОС».

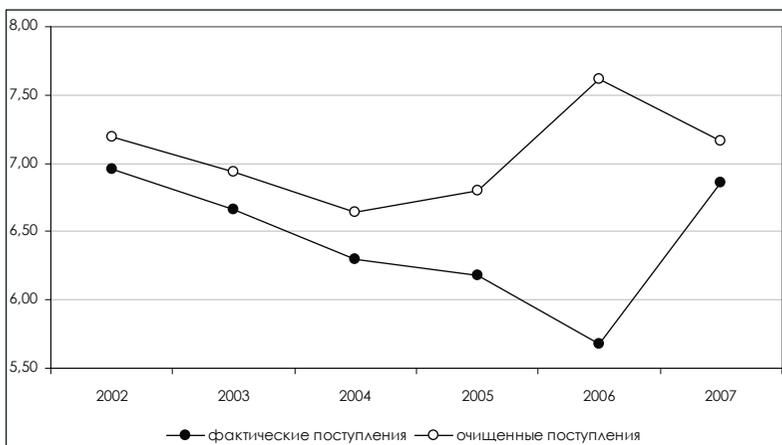
Источник: расчеты ИЭПП по данным Росстата, Минфина России, ФТС РФ.

Как видно из *табл. 17*, в 2001 г. был зафиксирован максимум поступлений НДС в размере 7,17% ВВП. Начиная с 2002 г. наблюдается устойчивая тенденция к ежегодному сокращению поступлений от НДС на 0,2–0,3 п.п. ВВП. По итогам 2006 г. снижение поступлений по НДС составило 0,5 п.п. ВВП и было наибольшим за рассматриваемый период. Все изменения законо-



Источник: расчеты ИЭПП по данным Министерства финансов РФ и Росстата.

Рис. 20. Поступления налога на прибыль организаций в бюджетную систему Российской Федерации в 2002–2007 гг.: фактические и с учетом эффекта реформы законодательства, % ВВП



Источник: расчеты ИЭПП по данным Министерства финансов РФ и Росстата.

Рис. 21. Поступления НДС в бюджетную систему Российской Федерации в 2002–2007 гг.: фактические и с учетом эффекта реформы законодательства, % ВВП

дательства о НДС можно условно разделить на две группы в зависимости от их влияния на поступления по данному налогу:

– изменения, влияющие на уровень налоговой нагрузки на постоянной основе. Наиболее существенным изменением в этой группе стало снижение базовой ставки НДС с 20 до 18%;

– изменения, оказывающие в основном лишь временное воздействие на уровень налоговых поступлений: установление общего порядка принятия к вычету сумм НДС при осуществлении капитальных вложений, переход на обязательное определение даты возникновения обязанности по уплате НДС всеми налогоплательщиками по методу начислений и др.

Выделяя бюджетные последствия изменения в законодательстве по НДС, можно получить следующую картину (см. *табл. 18*, а также *рис. 21*).

Таблица 18

Влияние налоговой реформы на поступления НДС в 2002–2007 гг.

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Поступления НДС, % ВВП	6,96	6,66	6,30	6,18*	5,68	6,86
Влияние налоговой реформы, % ВВП						
1. Отмена налоговых льгот в 2001 г.	+0,32	+0,31	+0,29	+0,28	+0,26	+0,32
2. Изменение порядка возмещения материальных затрат по вводимым в эксплуатацию законченным капитальным строительством объектам и расширение перечня товаров, облагаемых по ставке 10%	–0,09	–0,03	–0,01	–0,01	–0,01	–0,01
3. Снижение базовой ставки налога с 20 до 18%	–	–	–0,65	–0,64	–0,59	–0,71
4. Введение принципа страны назначения с государствами СНГ	–	–	–	–0,25	–0,23	–0,28
5. Переход на обязательное определение даты возникновения обязанности по уплате НДС всеми налогоплательщиками по методу начислений	–	–	–	–	–0,90	–
6. Установление общего порядка принятия к вычету сумм НДС при осуществлении капитальных вложений	–	–	–	–	–0,47	–0,35

окончание таблицы 18

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Итого эффект реформы	0,23	0,28	-0,37	-0,62	-1,94	-1,03

* Без учета поступлений от НК «ЮКОС».

Источник: расчеты авторов по данным Минфина России и Росстата.

4.2.3. Налог на доходы физических лиц

Анализируя основные тенденции в динамике поступлений, можно отметить, что доля НДФЛ в налоговых поступлениях бюджетной системы России растет в течение последних нескольких лет. Таблица 19, представленная ниже, демонстрирует рост доли поступлений налога на доходы физических лиц в ВВП на протяжении 2000–2007 гг. Кроме того, доля НДФЛ в налоговых доходах бюджета расширенного правительства растет на протяжении 2005–2007 гг. (с 8,9% в 2005 г. до 10,3% в 2007 г.).

Таблица 19

Динамика налоговых доходов бюджета расширенного правительства и поступлений налога на доходы физических лиц в 2000–2007 гг., % ВВП

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Налоговые доходы расширенного правительства	33,4	33,9	32,8	32,0	32,6	36,2	36,5	36,8
Налог на доходы физических лиц	2,4	2,9	3,3	3,4	3,4	3,3	3,5	3,8

Источник: расчеты ИЭПП на основе данных ФНС России, Минфина России, Росстата.

Результаты оценки влияния реформы НДФЛ на поступления по данному налогу представлены в табл. 20 и на рис. 22.

Таблица 20

Влияние налоговой реформы на поступления по НДФЛ в 2002–2007 гг.

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Поступления в бюджетную систему РФ, % ВВП	3,31	3,44	3,37	3,27	3,47	3,84

Влияние налоговой реформы, % ВВП						
1. Увеличение стандартного вычета на ребенка	–	–	–	–0,05	–0,04	–0,03
2. Увеличение налоговой ставки по доходам от долевого участия в деятельности организаций, полученных в виде дивидендов, с 6 до 9%	–	–	–	+0,01	+0,01	+0,01
3. Исключение из перечня доходов, освобождаемых от налогообложения, доходов, получаемых в порядке дарения, если их сумма превышает 4000 руб.	–	–	–	–	+0,0007	+0,0007
4. Отмена налоговых вычетов, предоставляемых к доходам от операций с ценными бумагами и финансовыми инструментами срочных сделок	–	–	–	–	–	+0,42
5. Увеличение социальных вычетов в 2007 г.	–	–	–	–	–	–0,002
Итого эффект реформы в соответствующий год по сравнению с 2000 г.	0,00	0,00	0,00	–0,04	–0,03	+0,40

Источник: расчеты ИЭПП по данным ФНС России, Минфина России, Росстата.

4.2.4. Единый социальный налог

Начиная с 2001 г. поступления ЕСН в бюджетную систему Российской Федерации имели понижательную тенденцию (см. табл. 21). В 2006 г. была достигнута некоторая стабилизация поступлений на уровне 2005 г., которая была отмечена также и по итогам 2007 г. Доля ЕСН в доходах бюджета расширенного правительства составила в 2007 г. 14,7%. При этом в последнее время наблюдается стабилизация величины сборов по ЕСН в ВВП на уровне около 5%, в то время как его доля в налоговых доходах расширенного правительства и налоговых доходах федерального бюджета постепенно снижается.

Таблица 21

Динамика налоговых поступлений в 2001–2007 гг., % ВВП

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Налоговые доходы расширенного правительства	33,9	32,8	32,0	32,6	36,2	36,5	36,8

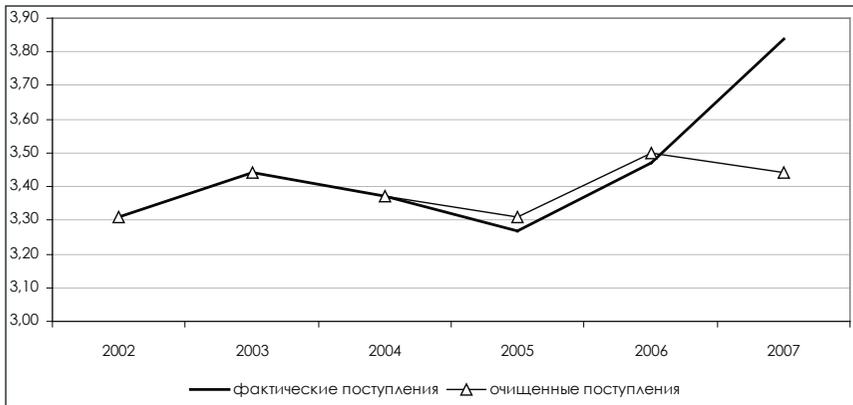
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Налоговые доходы федерального бюджета	16,3	18,9	18,2	18,6	22,3	22,0	21,3
Поступления ЕСН*	8,3	7,6	7,3	6,9	5,3	5,2	5,4

* С учетом корректировки на поступления в Фонд социального страхования (ФСС), включая расходы, произведенные налогоплательщиком на нужды государственного социального страхования, за вычетом сумм возмещения произведенных расходов, полученных от исполнительного органа ФСС, а также с учетом поступлений в счет погашения задолженности прошлых лет.

Источник: расчеты ИЭПП на основе данных ФНС России, Минфина России, Росстата.

Помимо эффекта реформирования законодательства, регулирующего ЕСН, нами были учтены потери поступлений ЕСН от снижения эффективной ставки налога в результате роста доходов населения. Для расчета этих потерь в качестве исходного нами было взято распределение доходов работников по шедулям за 2007 г., которое было нормировано по численности работников в этих шедулях в целях приведения средней номинальной заработной платы в соответствие с официальной по экономике.

Исходя из статистических данных, средняя номинальная заработная плата растет каждый год равными темпами по всей



Источник: расчеты ИЭПП по данным Министерства финансов РФ и Росстата.

Рис. 22. Поступления НДФЛ в бюджетную систему Российской Федерации в 2002–2007 гг.: фактические и с учетом эффекта реформы законодательства, % ВВП

экономике. Соответственно для 2006 г. границы шедулей и доходы в этих шедулях за 2007 г. были скорректированы на ежегодный темп роста номинальной зарплаты (при этом численность работников в этих шедулях остается неизменной). Аналогичные расчеты были проведены и для остальных годов до 2001 г.

В дальнейшем скорректированные шедули и объемы доходов в этих шедулях за 2001–2006 гг. были сопоставлены с исходными данными за эти годы для расчета базы поступлений ЕСН по разным ставкам от 2 до 35,6% и соответственно эффективных ставок налога за 2001–2007 гг. На основе полученных эффективных ставок нами были оценены потери поступлений ЕСН по сравнению с предыдущим годом из-за регрессивной шкалы налога.

Общий эффект от реформирования ЕСН в 2001–2007 гг. представлен в *табл. 22* и на *рис. 23*. Отметим, что приведенная в таблице величина потерь из-за регрессии отражает потери поступлений ЕСН, накопленные к базовому 2001 г.

Таблица 22

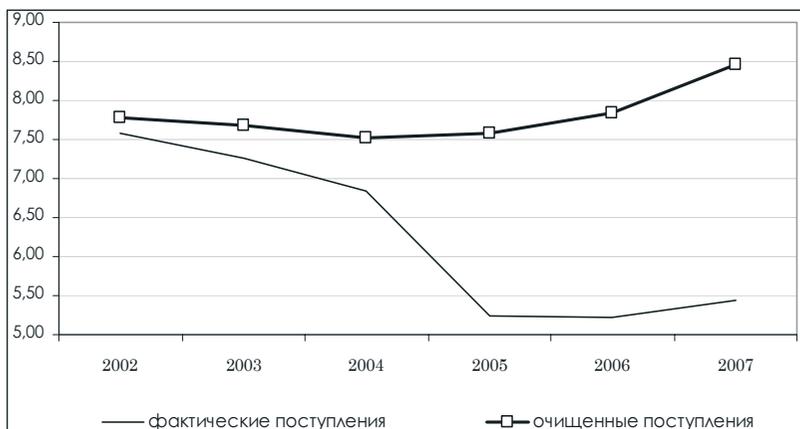
Влияние налоговой реформы на поступления и учет потерь из-за регрессивной шкалы ЕСН в 2002–2007 гг., % ВВП

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Фактические поступления в бюджетную систему РФ	7,58	7,26	6,85	5,25	5,22	5,44
Потери поступлений из-за регрессии (накопленные, база – 2001 г.)	-0,21	-0,43	-0,68	-0,94	-1,22	-1,63
Эффект реформирования законодательства (снижение ставки ЕСН в 2005 г.)	0,00	0,00	0,00	-1,40	-1,40	-1,40
Итого: очищенные поступления	7,79	7,69	7,53	7,59	7,84	8,47

Источник: расчеты ИЭПП по данным ФНС России, Минфина России, Росстата.

4.3. Исследование прогрессивности поступлений основных налогов по цене на нефть

Итак, по итогам анализа, проведенного в пп. 4.2.1–4.2.4, можно осуществить расчет поступлений по каждому из обозначенных выше налогов с учетом эффекта реформы законодательства по данным налогам, вступившим в силу в течение 2002–2007 гг. (см. *табл. 23*).



Источник: расчеты ИЭПП по данным Министерства финансов РФ и Росстата.

Рис. 23. Поступления ЕСН в бюджетную систему Российской Федерации в 2002–2007 гг.: фактические и с учетом эффекта реформы законодательства и потерь из-за регрессивной шкалы налога, % ВВП

Таблица 23

Поступления по основным налогам в бюджетную систему Российской Федерации: фактические и с учетом эффекта реформирования законодательства, % ВВП, 2002–2007 гг.

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Налог на прибыль						
Фактические поступления	4,28	3,98	5,09	6,16	6,21	6,58
Эффект реформы	-0,82	-0,76	-0,90	-1,07	-1,76	-1,87
Очищенные поступления	5,10	4,74	5,99	7,23	7,97	8,45
НДФЛ						
Фактические поступления	3,31	3,44	3,37	3,27	3,47	3,84
Эффект реформы	0,00	0,00	0,00	-0,04	-0,03	0,40
Очищенные поступления	3,31	3,44	3,37	3,31	3,50	3,44
ЕСН						
Фактические поступления	6,89	6,61	6,29	5,45	5,48	5,60
Эффект реформы	0,00	0,00	0,00	-1,40	-1,40	-1,40
Потери поступлений из-за регрессии (накопленные, база – 2001 г.)	-0,21	-0,43	-0,68	-0,94	-1,22	-1,63
Очищенные поступления	7,79	7,69	7,53	7,59	7,84	8,47

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
НДС						
Фактические поступления	6,96	6,66	6,30	6,18*	5,68	6,86
Эффект реформы	0,23	0,28	-0,37	-0,62	-1,94	-1,03
Очищенные поступления	7,19	6,94	6,64	6,80	7,62	7,16

* Без учета поступлений от НК «ЮКОС».

Источник: расчеты ИЭПП по данным Минфина России и Росстата.

Как было упомянуто в разделе 4.2, в *табл. 23* налоговые поступления с учетом эффекта реформы рассчитывались следующим образом: при отрицательном эффекте налоговых реформ очищенные налоговые поступления больше фактических; обратно – при положительном эффекте реформ очищенные поступления ниже фактических.

Методика разложения налоговых поступлений в бюджетную систему Российской Федерации, предложенная в данной работе, описывается следующим образом:

1) ВВП является показателем, выступающим в качестве проху-переменной для базы налогов, при этом разложение ВВП на структурную и конъюнктурную компоненты было произведено ранее в работе (см. *табл. 14*);

2) налоговые доходы федерального бюджета и бюджета расширенного правительства РФ в долях ВВП, а также поступления по основным налогам (НДС, налог на прибыль, ЕСН и НДФЛ) в долях ВВП могут быть прогрессивными или непрогрессивными по цене на нефть.

Для анализа степени прогрессивности налоговых поступлений в долях ВВП по цене на нефть необходимо в первую очередь изучить диаграммы рассеяния между ценой на нефть и налоговыми поступлениями в долях ВВП. Следующим этапом анализа прогрессивности налоговых поступлений в долях ВВП является оценка регрессии следующего вида:

$$t_t = \beta_0 + \beta_1 P_{oil_t} + \varepsilon_t, \quad (34)$$

где t_t – налоговые поступления, % к ВВП (см. *табл. 23*);

P_{oil_t} – уровень цены на нефть в реальном выражении (дефлированной по REER, 1999 г. = 100).

Оценивание уравнения (34) будет производиться на квартальных данных с I квартала 2001 г. по IV квартал 2007 г.¹.

Если гипотеза о равенстве нулю коэффициента при уровне цены на нефть в регрессии (34) не отвергается, то очищенные налоговые поступления в долях ВВП непрогрессивны (и нерегрессивны) по цене. В этом случае разложение налоговых поступлений (в % ВВП) на структурную и конъюнктурную составляющие осуществляется в пропорции, аналогичной разложению реального ВВП, полученному в подразделе 4.1 данной работы (табл. 14).

Прогрессивность поступлений по цене на нефть имеет место в том случае, когда при оценке уравнения (34) коэффициент при цене оказывается положительным и значимо отличается от нуля, т.е. происходит рост поступлений в долях ВВП по мере роста цены на нефть. Тогда разложение налоговых поступлений (в % ВВП) на структурную и конъюнктурную компоненты осуществляется следующим образом.

А). Налоговые поступления в долях ВВП могут быть представлены как

$$t_t = \bar{t}_t + \tau P_{oil_t}, \quad (35)$$

где $t_t = \frac{T_t}{Y_t}$ – совокупные налоговые поступления (T_t), % ВВП

(Y_t) в текущем периоде t ;

τP_{oil_t} – доля налоговых поступлений в текущем периоде t , обусловленная прогрессивностью поступлений в долях ВВП по цене на нефть, причем τ – оценка коэффициента β_1 из уравнения (34) для каждого налога;

\bar{t}_t – поступления в текущем периоде t , зависящие от изменения налоговой базы (как было показано выше, в целях наших расчетов в качестве проху-переменной базы основных налогов выступает ВВП).

1 Квартальные данные по налоговым поступлениям очищались от эффекта реформы (и потерь поступлений из-за регрессии ЕСН) следующим образом: величина эффекта реформы (потерь) за год делилась на кварталы пропорционально поступлениям, затем из фактических квартальных данных вычитались полученные квартальные значения эффекта реформы (потери за счет регрессии).

Б). Запишем формулу совокупных налоговых поступлений для периода t :

$$t_t = t_{t-1} + \Delta t, \text{ откуда с учетом того, что } t_t = \frac{T_t}{Y_t},$$

$$\Delta t = \frac{T_t}{Y_t} - \frac{T_{t-1}}{Y_t} + \frac{T_{t-1}}{Y_t} - \frac{T_{t-1}}{Y_{t-1}}. \quad (35')$$

Приводя выражение (35') к общему знаменателю, получаем следующее выражение для разложения налоговых поступлений в долях ВВП на структурную и конъюнктурную составляющие:

$$\Delta t = \frac{T_t * Y_{t-1} - Y_t * T_{t-1}}{Y_t * Y_{t-1}} = \frac{Y_{t-1}(T_t - T_{t-1}) - T_{t-1}(Y_t - Y_{t-1})}{Y_t * Y_{t-1}} \simeq$$

$$\simeq \tau \Delta P_{oil_t} - t_{t-1} \frac{\Delta Y_t}{Y_t}, \quad (36)$$

где

– компонента $\tau \Delta P_{oil_t}$, объясняемая прогрессивностью налоговых поступлений в долях ВВП по цене на нефть, может быть рассчитана на основе прироста реальной цены на нефть в текущем периоде и оценки коэффициента при цене в уравнении (34), т.е. $\tau \Delta P_{oil_t} = \hat{\beta}_1 \Delta P_{oil_t}$;

– компонента налоговых поступлений $t_{t-1} \frac{\Delta Y_t}{Y_t}$, объясняемая

изменениями базы налогов (ВВП), раскладывается на структурную и конъюнктурную составляющие в пропорции, аналогичной разложению ВВП (см. табл. 9).

Результаты оценки уравнения (34) для налоговых доходов федерального бюджета и бюджета расширенного правительства РФ, а также налога на прибыль, НДФЛ, ЕСН и НДС приведены в табл. 24 (более подробно – см. Приложение 4). Диаграммы рассеяния соответствующих налоговых поступлений в долях ВВП и уровня цены на нефть в реальном выражении приведены в Приложении 4 (см. рис. П4.1, П4.3, П4.5, П4.7, П4.9 и П4.11).

Таблица 24

Результаты оценки регрессии очищенных налоговых поступлений (% ВВП) на уровень цены на нефть в реальном выражении (долл./барр., I кв.99 г.=100), I квартал 2001 г. – IV квартал 2007 г.

Номер уравнения	1	2	3	4	5	6
Зависимая переменная	Очищенные поступления налога на прибыль организаций (% ВВП)	Очищенные поступления НДС (% ВВП)	Очищенные поступления ЕСН (% ВВП)	Очищенные поступления НДС (% ВВП)	Фактические налоговые доходы федерального бюджета (% ВВП)	Фактические налоговые доходы бюджета расширенного правительства (% ВВП)
Период оценок	I кв.02–IV кв.07	I кв.01–IV кв.07	I кв.01–IV кв.07	I кв.01–IV кв.07	I кв.01–IV кв.07	I кв.01–IV кв.07
Количество наблюдений	24	28	28	28	28	28
Константа	2,44*** (3,51)	2,48*** (11,71)	6,79*** (10,27)	7,08*** (12,01)	14,43*** (14,35)	21,84*** (13,73)
Уровень реальной цены на нефть, дефлированной по REER (I кв.99 г.=100)	0,13*** (4,89)	0,04*** (4,13)	-0,01 (-0,17)	-0,01 (-0,56)	0,22*** (5,45)	0,36*** (5,74)
R ²	0,52	0,40	0,001	0,01	0,53	0,56
R ² adjusted	0,50	0,37	-0,04	-0,03	0,52	0,54
F statistic	23,91	17,08	0,03	0,31	29,65	32,89
P-value F-stat	0,0001	0,0003	0,8644	0,5819	0,0000	0,0000

Примечания.

1. В скобках указаны значения t-статистик для оценок коэффициентов.
2. Используются следующие обозначения уровней значимости оценок коэффициентов:

*** Оценка значима на уровне 1%.

** Оценка значима на уровне 5%.

* Оценка значима на уровне 10%.

Источник: расчеты авторов.

Как видно из табл. 24 и рис. П4.5–П4.8 в Приложении 4, оценки коэффициентов в уравнении (34) для ЕСН и НДС незначимы, что свидетельствует о непрогрессивности поступлений этих налогов в долях ВВП по цене на нефть.

4.4. Разложение налоговых поступлений в бюджетную систему Российской Федерации на структурную и конъюнктурную составляющие за период 2002–2007 гг.

4.4.1. Разложение поступлений налогов, непрогрессивных по цене на нефть

Как было показано в подразделе 4.3, прогрессивность поступлений НДС в долях ВВП по цене на нефть не наблюдается, следовательно, разложение фактических поступлений по этому налогу в бюджетную систему Российской Федерации осуществляется в той же пропорции, что и ВВП (см. *табл. 14*). Результаты такого разложения отражены в *табл. 25*. При этом:

1) структурная компонента налоговых поступлений – это компонента, обусловленная природой и структурой экономического роста в России, а также фундаментальными факторами налоговых доходов бюджетной системы Российской Федерации, в первую очередь изменениями налогового законодательства и налоговых ставок. Иными словами, это доля налоговых поступлений, которая имеет место при среднемноголетней внешнеэкономической конъюнктуре;

2) конъюнктурная компонента налоговых поступлений – это доля поступлений, объясняемая колебаниями конъюнктуры мировых рынков энергоносителей;

3) компонента налоговых поступлений, обусловленная влиянием прочих факторов – это доля поступлений, объясняемая изменениями государственной экономической политики, настроений населения и бизнеса и т.д.

Таблица 25

Динамика структурной и конъюнктурной составляющих поступлений НДС в бюджетную систему Российской Федерации: оценка за период 2002–2007 гг., % к ВВП

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Фактические поступления	7,0	6,7	6,3	6,8	5,7	6,9
В том числе:						
структурная компонента	6,5	6,1	5,6	5,8	4,7	5,4
конъюнктурная компонента	0,3	0,3	0,4	0,7	0,8	1,2
прочие факторы	0,2	0,2	0,2	0,3	0,2	0,3

Источник: расчеты авторов по данным Министерства финансов РФ.

В первую очередь необходимо отметить, что монотонный рост долей структурной и конъюнктурной компонент налоговых поступлений в бюджетную систему Российской Федерации объясняется постоянным превышением уровня реальной цены на нефть над среднесрочным уровнем в течение рассматриваемого промежутка времени с 1999 по 2007 г. (см. *рис. 17* в разделе 3 настоящей работы).

В *табл. 25* показано, что доля конъюнктурной составляющей поступлений НДС в течение 2000–2007 гг. увеличилась на 1 п.п. ВВП и составила в 2007 г. 1,2% ВВП. Доля структурной составляющей поступлений НДС в бюджетную систему Российской Федерации в 2001–2006 гг. снизилась с 6,5 до 4,7% ВВП. Однако в 2007 г. наблюдается рост этой компоненты на 0,7 п.п. ВВП по сравнению с 2006 г. (см. *табл. 25*). Подобный результат можно объяснить усилением роли структурных факторов в динамике поступлений НДС, а именно изменениями в законодательстве по данному налогу, вступившими в силу в 2007 г. В частности:

- в 2007 г. продолжали сказываться последствия перехода от разрешительного к заявительному порядку возмещения НДС экспортерам по приобретенным товарно-материальным ресурсам;
- высокий уровень налоговых вычетов, предъявляемых подрядным организациям при проведении капитального строительства в связи с переходом на общий порядок уплаты налога и др.¹

Разложение непрогрессивных по цене на нефть фактических поступлений ЕСН на структурную и конъюнктурную составляющие, как и НДС, производилось в пропорции, аналогичной разложению ВВП, с учетом величины потерь из-за регрессивной шкалы ЕСН. Результаты такого разложения представлены в *табл. 26*.

Таблица 26

Динамика структурной и конъюнктурной составляющих поступлений ЕСН в бюджетную систему Российской Федерации: оценка за период 2002–2007 гг., % к ВВП

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Фактические поступления в бюджетную систему РФ	7,6	7,3	6,9	5,3	5,2	5,4

1 Подробнее см. [ИЭПП, 2008, с. 265–266] (доступно также на сайте www.iet.ru).

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Эффект реформирования законодательства (снижение ставки ЕСН в 2005 г.)	0,00	0,00	0,00	-1,40	-1,40	-1,40
Потери поступлений из-за регрессии (накопленные, база – 2001 г.)	-0,21	-0,43	-0,68	-0,94	-1,22	-1,63
Структурная компонента фактических поступлений	7,1	6,6	6,1	4,5	4,3	4,3
Конъюнктурная компонента фактических поступлений	0,3	0,4	0,5	0,5	0,7	0,9
Вклад прочих факторов в фактические поступления	0,2	0,3	0,3	0,2	0,2	0,2
Справочно: конъюнктурная компонента + потери из-за регрессии	0,1	-0,1	-0,2	-0,4	-0,5	-0,7

Источник: расчеты авторов по данным Министерства финансов РФ, ФНС РФ, Росстата.

Как видно из *табл. 26*, структурная компонента поступлений ЕСН снижалась на протяжении 2002–2006 гг., после чего значение этой компоненты стабилизировалось на уровне 4,3% ВВП. В свою очередь, конъюнктурная компонента поступлений налога, обусловленная вкладом цен на нефть в реальный ВВП, в течение всего рассматриваемого периода увеличилась в 3 раза (с 0,3 до 0,9% ВВП), что, однако, не вполне реалистично в связи с наличием потерь поступлений ЕСН, обусловленных регрессивной шкалой этого налога. Из *табл. 26* видно, что абсолютная величина этих потерь за 2002–2007 гг. выросла с 0,21 до 1,63% ВВП, что связано со снижением эффективной ставки ЕСН при росте реальных доходов населения в условиях высоких цен на нефть. Таким образом, нами была рассчитана суммарная конъюнктурная составляющая поступлений ЕСН, имеющая отрицательный знак и постоянно снижающаяся на протяжении 2003–2007 гг. ввиду наличия потерь налоговых поступлений из-за регрессии.

Вместе с тем переход населения в более высокие шедули объясняется наличием множества факторов, учет которых представляет большую сложность при разложении поступлений ЕСН на структурную и конъюнктурную составляющие (это в равной степени применимо и к НДФЛ). К этим факторам относятся:

- увеличение реальных доходов населения в связи с повышением уровня мировых цен на нефть;

- увеличение реальных доходов населения, обусловленное другими факторами, помимо цены на нефть (например, экономическим ростом);
- инфляция;
- легализация доходов в результате проведения реформ и др.

4.4.2. Разложение поступлений налогов, прогрессивных по цене на нефть

По данным *табл. 24*, оценка коэффициента при цене на нефть является значимой в уравнении (34) для **налоговых поступлений в федеральный бюджет** и **бюджет расширенного правительства**, а также поступлений **налога на прибыль и НДФЛ** в бюджетную систему Российской Федерации. Как было показано ранее в работе, значимость этого коэффициента свидетельствует о прогрессивности поступлений соответствующих налогов в долях ВВП по цене на нефть. Следовательно, выделение структурной и конъюнктурной компонент этих поступлений (в % ВВП) следует осуществлять по формуле (36) с учетом дан-

ных об оценке коэффициента $\widehat{\beta}_1$ из уравнения (34):

$$t_i_prft = 2.436 + 0.129P_oil_t \quad (34')$$

$$t_i_income = 2.483 + 0.044P_oil_t \quad (34'')$$

$$rb = 21.839 + 0.362P_oil_t \quad (34''')$$

$$fb = 14.427 + 0.217P_oil_t, \quad (34'''')$$

где t_i_prft – очищенные поступления по налогу на прибыль в долях ВВП;

t_i_income – очищенные налоговые поступления по НДФЛ в долях ВВП;

fb – фактические налоговые доходы федерального бюджета Российской Федерации в долях ВВП;

rb – фактические налоговые доходы бюджета расширенного правительства в долях ВВП.

Результаты разложения фактических налоговых доходов федерального бюджета и бюджета расширенного правительства

РФ, а также очищенных (от эффекта реформирования налогового законодательства) поступлений налога на прибыль и НДС в бюджетную систему Российской Федерации на структурную и конъюнктурную компоненты за период 2002–2007 гг. отражены в табл. 27.

Таблица 27

Динамика структурной и конъюнктурной составляющих налоговых доходов федерального бюджета и бюджета расширенного правительства Российской Федерации, а также поступлений налога на прибыль организаций и НДС в бюджетную систему РФ: оценка за период 2002–2007 гг., % к ВВП

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Налог на прибыль						
Поступления, всего (очищенные от эффекта реформирования законодательства) В том числе:	5,1	4,7	6,0	7,2	8,0	8,5
структурная компонента	4,8	4,1	4,9	5,4	6,2	6,5
конъюнктурная компонента (нефтяные цены, всего), включая:	0,2	0,5	0,9	1,6	1,5	1,6
конъюнктурная компонента (вклад нефтяных цен в ВВП)	0,2	0,2	0,4	0,6	1,0	1,4
конъюнктурная компонента (прогрессивность очищенных поступлений в долях ВВП по цене на нефть)	–0,01	0,3	0,6	1,0	0,4	0,2
конъюнктурная компонента (прочие факторы)	0,1	0,2	0,2	0,2	0,3	0,4
НДС						
Поступления, всего (очищенные от эффекта реформирования законодательства) В том числе:	3,3	3,4	3,4	3,3	3,5	3,8
структурная компонента	3,1	3,0	2,8	2,5	2,7	3,0
конъюнктурная компонента (нефтяные цены, всего), включая:	0,1	0,3	0,4	0,6	0,6	0,7
конъюнктурная компонента (вклад нефтяных цен в ВВП)	0,13	0,17	0,22	0,30	0,46	0,63
конъюнктурная компонента (прогрессивность очищенных поступлений в долях ВВП по цене на нефть)	–0,002	0,10	0,19	0,33	0,14	0,07
конъюнктурная компонента (прочие факторы)	0,08	0,12	0,12	0,12	0,14	0,17

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Налоговые доходы федерального бюджета						
Фактические поступления, всего	18,9	18,2	18,6	22,3	22,0	21,3
В том числе:						
структурная компонента	17,7	16,2	15,8	17,7	17,5	16,5
конъюнктурная компонента (нефтяные цены, всего), включая:	0,8	1,4	2,2	3,8	3,6	3,9
конъюнктурная компонента (вклад нефтяных цен в ВВП)	0,8	0,9	1,2	2,1	2,9	3,5
конъюнктурная компонента (прогрессивность очищенных поступлений в долях ВВП по цене на нефть)	-0,01	0,5	0,9	1,6	0,7	0,4
конъюнктурная компонента (прочие факторы)	0,5	0,6	0,6	0,8	0,9	0,9
Налоговые доходы бюджета расширенного правительства						
Фактические поступления, всего.	35,6	34,6	35,3	36,9	36,9	36,8
В том числе:						
структурная компонента	33,3	30,8	30,2	29,3	29,3	28,5
конъюнктурная компонента (нефтяные цены, всего), включая:	1,4	2,5	3,9	6,2	6,1	6,7
конъюнктурная компонента (вклад нефтяных цен в ВВП)	1,4	1,7	2,3	3,5	4,9	6,1
конъюнктурная компонента (прогрессивность очищенных поступлений в долях ВВП по цене на нефть)	-0,02	0,8	1,6	2,7	1,2	0,6
конъюнктурная компонента (прочие факторы)	0,9	1,2	1,2	1,3	1,5	1,6

Источник: расчеты авторов по данным Министерства финансов РФ.

Как показано в табл. 27, в течение всего рассматриваемого периода с 2002 по 2007 г. наблюдался стабильно высокий уровень налоговых доходов бюджетной системы Российской Федерации (в % ВВП), причем в 2005–2007 гг. рост этих доходов был опережающим по отношению к ВВП вследствие интенсивного роста мировых цен на сырьевые товары. Таким образом, в 2007 г. совокупные доходы бюджетной системы РФ достигли своего макси-

му за последние 8 лет¹. Динамика фактических поступлений основных налогов в российскую бюджетную систему в 2002–2007 гг. проанализирована в разделе 4.2 настоящей работы.

В целом прогрессивность фактических **налоговых поступлений в федеральный бюджет и бюджет расширенного правительства Российской Федерации** по цене на нефть объясняется прямой зависимостью от этой цены поступлений по НДС и вывозным таможенными пошлинами на нефть и нефтепродукты. В 2001 г. доля конъюнктурной компоненты налоговых доходов этих бюджетов, обусловленной прогрессивностью по цене на нефть, в 2002 г. была отрицательной (–0,01 и –0,02% ВВП соответственно, см. *табл. 27*) за счет снижения реальной цены на нефть в 2002 г. на 0,04 долл./барр. по сравнению с 2001 г. (см. *рис. 17*). Вместе с тем конъюнктурная компонента налоговых поступлений в указанные бюджеты, объясняемая изменениями нефтяных цен, в 2001 г. оставалась положительной (составив 0,8 и 1,4% ВВП соответственно) ввиду влияния уровня цен на нефть на объем реального ВВП.

В последующий период с 2003 по 2007 г. усиление роли конъюнктурных факторов динамики налоговых поступлений в бюджетную систему Российской Федерации, в частности, высокий уровень мировых цен на нефть, обусловило рост как общей конъюнктурной компоненты поступлений, так и отдельных ее составляющих, объясняемых влиянием нефтяных цен на ВВП и прогрессивностью поступлений в долях ВВП по цене на нефть (см. *табл. 27*). При этом следует отметить, что замедление роста нефтяных цен в 2006–2007 гг. (в 2006 г., как показано на *рис. 17*, прирост цены составил 3,2 долл./барр., а в 2007 г. – 1,7 долл./барр.) привело к более чем двукратному снижению конъюнктурной компоненты поступлений, объясняемой прогрессивностью по цене. Однако это снижение не повлияло на динамику общей конъюнктурной составляющей налоговых поступлений в эти бюджеты, объясняемой нефтяными ценами, которая в течение 2002–2007 гг. выросла на 3,1 п.п. ВВП (федеральный бюджет) и 5,3 п.п. ВВП (бюджет расширенного правительства) за счет существенного вклада благоприятной внешнеэкономической конъюнктуры в темпы роста экономики России.

1

Подробнее см. [ИЭПП, 2008, с. 146–152] (доступно также на сайте www.iet.ru).

По данным *табл. 27*, в 2002 г. значение конъюнктурной компоненты поступлений **налога на прибыль**, обусловленной прогрессивностью этого налога по цене на нефть, было отрицательным и составляло $-0,01\%$ ВВП. Аналогично совокупным налоговым доходам в федеральный бюджет и бюджет расширенного правительства это объясняется некоторым снижением реальной цены на нефть в 2002 г. Доля общей конъюнктурной составляющей поступлений этого налога, обусловленной ценами на нефть, в 2002 г. была положительной и составила $0,2\%$ за счет вклада динамики нефтяных цен в реальный ВВП (см. *табл. 27*).

В течение 2003–2007 гг. наблюдался рост как общей конъюнктурной компоненты поступлений налога на прибыль (с $0,5$ до $1,6\%$ ВВП), так и конъюнктурной составляющей, обусловленной вкладом нефтяных цен в реальный ВВП (с $0,2$ до $1,4\%$ ВВП).

Конъюнктурная составляющая поступлений, объясняемая прогрессивностью налога на прибыль по цене на нефть, выросла с $0,3\%$ ВВП в 2003 г. до $1,0\%$ ВВП в 2005 г., а в 2006–2007 гг. наблюдается ее сокращение до $0,4$ и $0,2\%$ ВВП соответственно. Как видно из *рис. 17*, это сокращение связано с замедлением роста реальной цены на нефть в указанный период. Тем не менее подобная динамика конъюнктурной составляющей поступлений налога на прибыль, объясняемой прогрессивностью ставки налога по цене на нефть, не оказывает значительного влияния на динамику общей конъюнктурной компоненты поступлений налога на прибыль в бюджетную систему Российской Федерации в течение рассматриваемого периода. Как показано в *табл. 27*, величина этой компоненты в значительной степени определяется положительным вкладом цен на нефть в налоговую базу, т.е. в реальный ВВП.

Что касается **НДФЛ**, то аналогично налогу на прибыль из-за незначительного сокращения нефтяных цен в 2002 г. отрицательное значение конъюнктурной составляющей налоговых поступлений, объясняемой прогрессивностью НДФЛ по цене на нефть, не повлияло на общую величину конъюнктурной составляющей поступлений этого налога (см. *табл. 27*).

В целом в течение 2002–2007 гг. наблюдался устойчивый рост совокупной конъюнктурной компоненты поступлений НДФЛ (с $0,1$ до $0,7\%$ ВВП), происходивший за счет увеличения конъюнктурной составляющей поступлений, обусловленной вкладом

нефтяных цен в реальный ВВП (с 0,13 до 0,63% ВВП). Как показано в *табл. 27*, составляющая поступлений, объясняемая прогрессивностью НДС по цене на нефть, выросла с 0,10% ВВП в 2003 г. до 0,33% ВВП в 2005 г., а в 2006–2007 гг. наблюдается ее сокращение до 0,14 и 0,07% ВВП соответственно. Аналогично налогу на прибыль это сокращение связано с замедлением роста реальной цены на нефть в 2006–2007 гг.

Заключение

Благоприятная ситуация на мировых рынках энергоносителей стала важным фактором экономического роста в России в последние несколько лет, что вызвало расширение границы производственных возможностей за счет роста инвестиционных вложений и стимулировало загрузку мощностей. Отличительной особенностью развития экономики в этот период явилось ускорение темпов экономического роста при позитивном воздействии факторов внешнеэкономической конъюнктуры и внутренней экономической активности.

Обзор исследований зарубежных и российских авторов, посвященных выделению структурной и конъюнктурной составляющих экономических показателей, показал, что существует несколько используемых на практике *методик выделения структурной компоненты экономических показателей*, в том числе оценка потенциального ВВП, естественного уровня безработицы (NAIRU), а также структурного дефицита государственного бюджета. К методикам, применяемым в целях выделения *конъюнктурных (или циклических) компонент* показателей, относятся оценка колебаний ВВП в ходе бизнес-циклов, оценка уровня циклической безработицы и циклического дефицита бюджета.

Среди основных методов *выделения структурной и конъюнктурной компонент динамики макроэкономических показателей* можно назвать: тренд; метод скользящего среднего; фильтр Калмана; фильтр Бакстера–Кинга, или band-pass фильтр; фильтр Ходрика–Прескотта и другие методы фильтрации.

Единственным признаком структурной компоненты макроэкономического показателя является ее медленная изменчивость. Если эта компонента меняется достаточно сильно либо исследуемый ряд достаточно мал, то ни один из перечисленных выше фильтров не сможет ее выделить. По этой причине применение фильтров для выделения структурной составляющей темпов экономического роста России не вполне целесо-

образно из-за небольшого размера выборки имеющихся статистических данных. Кроме того, как показано в работе, все описанные методы несут в себе значительную степень неопределенности параметров степени сглаживания исходного ряда, и этот выбор является в большей мере содержательным, а не формальным. Поэтому любой из приведенных выше методов выделения структурной и конъюнктурной компонент динамики экономических показателей необходимо использовать с некоторыми допущениями и с учетом индивидуальных особенностей экономики различных стран.

В странах, где экономика находится в сильной зависимости от экспорта сырьевых ресурсов и конъюнктуры мировых рынков, особую важность приобретают выделение структурной и конъюнктурной составляющих в налоговой нагрузке, а также оценка вклада сектора природных ресурсов в ВВП. В этой связи нами были выделены такие подходы к анализу влияния внешнеэкономической конъюнктуры (мировых цен на нефть) на экономические параметры, как:

- расчет нефтегазовых доходов (закрепленный в БК РФ и применяемый Минфином России), т.е. доходов, находящихся в прямой зависимости от цены на нефть (НДПИ в виде углеводородного сырья и таможенные пошлины на сырую нефть, природный газ и товары, выработанные из нефти);

- измерение доли производства нефти и газа в общем объеме ВВП (применяется МВФ);

- оценка рентных доходов (применяется Всемирным банком). Для группы показателей запасов используются два типа данных: доказанные запасы полезных ископаемых (как правило, в тоннах нефтяного эквивалента или в тоннах условного топлива) и рентные оценки доказанных запасов.

Неоспоримым преимуществом этих подходов являются простота и методическая определенность необходимых расчетов. В частности, методика выделения нефтегазовых доходов федерального бюджета России основана на разделении налогов на «структурные» и «конъюнктурные», причем к «конъюнктурным» отнесены те налоги, которые напрямую зависят от цен на нефть и газ. В то же время эта методика не позволяет учесть влияние динамики цен на нефть на объемы поступлений по другим налогам (в частности, по налогу на прибыль организаций). Описанные выше подходы к оценке вклада сектора при-

родных ресурсов в ВВП, используемые МВФ и Всемирным банком, при всей своей прозрачности не позволяют учесть в полной мере ни прямого, ни косвенного влияния благоприятных условий торговли на темпы экономического роста в стране.

Обзор подходов к моделированию экономического роста показывает, что обычно динамика мировых цен на энергоносители не рассматривается в качестве важного фактора роста, как это наблюдается в последние несколько лет в ряде стран, в том числе в России.

Подход к выделению структурной и конъюнктурной составляющих экономического роста в России, предложенный в настоящей работе, основан на исследовании влияния благоприятной внешнеэкономической конъюнктуры на темпы экономического роста страны в терминах моделей экономического роста, теории производственной функции и модели равновесия денежного и товарного рынков. Положительное влияние на экономический рост увеличения экспортных цен на сырье и энергоносители осуществляется через механизм эффекта богатства, механизм стимулирующей денежной и фискальной политики, механизм «инвестиционного» роста. Отрицательное воздействие увеличения нефтяных цен на рост проявляется в виде «голландской болезни», роста расходов предприятий из-за увеличения реального курса национальной валюты и политико-экономических факторов, замедляющих экономическое развитие.

Влияние условий торговли на выпуск (реальный ВВП) в долгосрочном периоде проявляется через динамику инвестиций, которая зависит от объема ресурсов, поступающих в экономику, при том или ином уровне конъюнктуры мирового рынка энергоносителей. Уровень цен на нефть определяет прирост выпуска, т.е. при заданном уровне цен на нефть существует некий постоянный (стационарный) темп роста ВВП, и соответственно при росте мировых цен на нефть происходит ускорение роста ВВП. Эта зависимость может быть оценена при помощи двухшаговой процедуры Энгла–Гренджера, предполагающей оценку коинтеграционного соотношения и модели коррекции ошибками.

В то же время, как отмечается в работе, уровень цен на нефть постоянно изменяется, однако эти колебания необязательно предполагают переход ВВП на новую долгосрочную траекто-

рию роста, определяемую динамикой инвестиций. Временные отклонения фактического темпа роста выпуска от стационарного обусловлены колебаниями совокупного спроса, часть из которых связана с краткосрочными изменениями уровня цен на нефть. В этих отклонениях состоит краткосрочное влияние конъюнктуры рынка энергоносителей на темп роста ВВП. Остальные колебания спроса могут объясняться другими факторами, такими как настроения населения и инвесторов, денежно-кредитная и бюджетная политика и т.д.

В краткосрочном периоде переход к другому уровню (т.е. прирост) цен и изменение чистого экспорта должен (за счет воздействия на величину агрегированного спроса) вызывать отклонение от постоянного темпа экономического роста (иными словами, вызывать добавку к постоянному темпу роста): либо ускорение при росте нефтяных цен, либо уменьшение постоянного темпа роста ВВП при снижении нефтяных цен. В данном случае речь идет о влиянии уровня цен на уровень выпуска. Для проверки такой гипотезы необходимо оценить зависимость остатков коинтеграционного соотношения (между ростом ВВП и уровнем цен) от прироста цен.

Нами была проведена проверка на стационарность временных рядов, используемых при оценке эконометрической модели влияния мировых цен на энергоносители на экономический рост в России в долгосрочном и краткосрочном периодах, при помощи ADF- и KPSS-тестов. По результатам этой проверки не отвергается гипотеза о том, что прирост ВВП, уровень цены на нефть и прирост инвестиций в основной капитал в реальном выражении имеют одинаковый порядок интегрированности $I(1)$.

– На базе двухшаговой процедуры Энгла–Гренджера в работе были оценены различные спецификации модели коррекции ошибками, в которых в качестве зависимой переменной был включен реальный ВВП после сезонной корректировки, а объясняющих переменных – варианты реальной цены на нефть дефлированные по ИПЦ РФ и США, NEER (номинальный эффективный курс доллара США), NEER (на базе unit labour cost, по данным IFS), REER (реальный эффективный обменный курс рубля), REER (по данным IFS) и др.), а также сезонно сглаженные инвестиции в реальном выражении. Наиболее

значимым оказалось уравнение с ценой на нефть в реальном исчислении, дефлированной по REER.

Поскольку не все колебания совокупного спроса обусловлены динамикой нефтяных цен, часть прироста инвестиций в основной капитал объясняется действием других факторов (к этим факторам относятся денежная и налоговая политика государства, настроения населения и т.д.). Таким образом, при оценке коинтеграционного соотношения был учтен прирост автономных инвестиций, не зависящих от краткосрочных колебаний мировых цен на нефть и имеющих место при среднемноголетней цене на нефть.

Применение логики взаимосвязи между уровнем ВВП и уровнем цен в краткосрочном периоде к рассматриваемой в работе выборке данных приводит к незначимости результатов оценки зависимости между остатками коинтеграционного соотношения и приростом цены на нефть и соответственно к невозможности использования этих результатов для выделения конъюнктурной составляющей прироста ВВП, обусловленной колебаниями нефтяных цен в краткосрочном периоде.

Нами была предложена методика разложения прироста реального ВВП на структурную и конъюнктурную компоненты, которая может быть описана следующим образом:

– *структурный прирост ВВП* представляет собой теоретическое значение прироста ВВП при среднемноголетней цене на нефть и фактическом приросте автономных инвестиций в коинтеграционном соотношении (логика влияния нефтяных цен на прирост ВВП в долгосрочном периоде);

– *конъюнктурный прирост ВВП* рассчитывается как разница между теоретическим значением прироста ВВП при фактических значениях переменных в коинтеграционном соотношении и структурным приростом ВВП; иными словами, это компонента прироста ВВП, возникающая за счет отклонений фактической цены на нефть от своего среднемноголетнего уровня;

– *конъюнктурный прирост ВВП, обусловленный колебаниями цен на нефть в краткосрочном периоде*, выделяется на базе оценки зависимости остатков коинтеграционного соотношения от прироста нефтяных цен (влияние нефтяных цен на прирост ВВП в краткосрочном периоде). Вместе с тем, как показано в работе, ввиду незначимости уравнения, описывающего логику

влияния нефтяных цен на темпы роста ВВП в краткосрочном периоде, результаты такого разложения в итоговом разложении использоваться не могут;

– вклад *других факторов* рассчитывается как разница между фактическим приростом и теоретическим значением прироста ВВП в реальном выражении, полученном при подстановке в оцененное коинтеграционное соотношение фактических значений объясняющих переменных.

Путем арифметических преобразований нами был осуществлен переход от прироста ВВП к темпам роста ВВП в целях выделения структурной и конъюнктурной компонент темпов экономического роста в России. Разложение темпов роста ВВП на две составляющие было основано на том, что в текущем периоде уровень структурного ВВП складывается из уровня структурного ВВП, имевшего место в предыдущем периоде, к которому добавляется прирост ВВП, обусловленный структурными факторами, действующими в текущем периоде. Подобная логика была применена также к конъюнктурным компонентам ВВП, объясняемым краткосрочной динамикой нефтяных цен и прочими факторами.

По результатам разложения темпов роста ВВП РФ на структурную и конъюнктурную компоненты в соответствии с логикой коинтеграционного соотношения, описывающего зависимость между темпами экономического роста и ценами на нефть в долгосрочном периоде, были получены следующие результаты.

1. Нами было показано, что в течение 2000–2007 гг. обе компоненты темпов роста ВВП монотонно возрастали. Это объясняется тем фактом, что в течение всего периода с 1999 по 2007 г. фактическая цена на нефть в реальном выражении находилась на уровне выше своего среднесрочного значения.

2. В 1999–2004 гг. доля структурной компоненты темпов роста ВВП оставалась высокой, причем в 1999–2000 гг. это может объясняться тем, что в эти годы экономический рост в России носил восстановительный характер.

3. Нами отмечается также, что одной из отличительных (от традиционной концепции восстановительного роста) черт российской экономики стало увеличение инвестиционного спроса на заключительной фазе восстановительного роста. В 2000–2004 гг. рост инвестиций в основной капитал опережал динамику ВВП

и выпуск продукции базовых отраслей экономики. Таким образом, рост инвестиционного спроса, вероятно, стал причиной некоторого сокращения доли структурной компоненты темпов роста ВВП в 2001 г.

4. Ввиду интенсивного роста мировых цен на нефть после 2004 г. доля конъюнктурной составляющей темпов роста ВВП, обусловленной нефтяными ценами, выросла до 77,6% фактического темпа роста ВВП в 2005 г. В 2007 г. небольшое сокращение этой составляющей, по-видимому, связано с усилением роли факторов внутреннего спроса в экономическом росте Российской Федерации.

На основе выделения структурной и конъюнктурной составляющих темпов роста ВВП в реальном выражении в работе было осуществлено разложение налоговых поступлений в бюджетную систему России. Были произведены расчеты, позволившие перейти к от разложения темпов роста ВВП к разложению уровня ВВП на структурную и конъюнктурную составляющие.

В целях выделения структурной и конъюнктурной компонент налоговых поступлений нами был произведен анализ прогрессивности налоговых поступлений в бюджетную систему (налоговые доходы федерального бюджета и бюджета расширенного правительства РФ, налог на прибыль, НДС, ЕСН и НДС) в долях ВВП по цене на нефть. При этом поступления основных налогов очищались от влияния изменений в законодательстве, регулирующем тот или иной налог, вступивших в силу в течение периода с 2002 по 2007 г.

В соответствии с результатами анализа прогрессивности налогов по цене на нефть мы пришли к выводу, что прогрессивность очищенных поступлений НДС и ЕСН в долях ВВП по цене не наблюдается. Соответственно разложение фактических поступлений НДС в бюджетную систему РФ производилось в той же пропорции, что и ВВП. Аналогичным образом было произведено разложение поступлений ЕСН на структурную и конъюнктурную компоненты, однако при данном разложении принималось во внимание наличие потерь поступлений ввиду регрессивной шкалы ЕСН.

В свою очередь, фактические налоговые поступления в федеральный бюджет и бюджет расширенного правительства РФ, а также очищенные поступления налога на прибыль и НДС в долях ВВП прогрессивны по цене на нефть.

Основные результаты разложения налоговых поступлений в бюджетную систему России изложены далее.

1. Доля структурной составляющей поступлений НДС сократилась с 6,5% ВВП в 2002 г. до 4,7% ВВП в 2006 г. Рост этой составляющей до 5,4% ВВП в 2007 г., по всей видимости, обусловлен усилением роли структурных факторов в динамике поступлений НДС, в частности, изменениями в законодательстве по данному налогу, вступившими в силу в 2007 г.

2. Конъюнктурная компонента поступлений ЕСН включает две составляющие – это компонента, обусловленная вкладом цен на нефть в реальный ВВП, которая в течение 2002–2007 гг. постоянно росла (с 0,3% ВВП в 2002 г. до 0,9% ВВП в 2007 г.), а также потери поступлений ЕСН из-за регрессии. Величина этих потерь и объясняет отрицательный знак совокупной конъюнктурной составляющей поступлений ЕСН, которая снижалась в течение 2003–2007 гг. Вместе с тем при разложении поступлений ЕСН ввиду технических сложностей не был учтен ряд факторов, помимо цен на нефть, объясняющих переход населения в более высокие шедули, в том числе рост экономики страны, легализация доходов и др.

3. Прогрессивность фактических налоговых поступлений в федеральный бюджет и бюджет расширенного правительства РФ по цене на нефть объясняется прямой зависимостью поступлений по НДС и экспортным пошлинам от цены на нефть.

4. Доля конъюнктурной компоненты налоговых поступлений в бюджетную систему РФ, обусловленной прогрессивностью по цене на нефть, в 2002 г. была отрицательной за счет снижения реальной цены на нефть в 2002 г. по сравнению с 2001 г. Вместе с тем конъюнктурная компонента всех налоговых поступлений, объясняемая изменениями нефтяных цен, в 2001 г. оставалась положительной за счет вклада цен на нефть в реальный ВВП.

5. В последующий период – с 2003 по 2007 г. – благоприятная внешнеэкономическая конъюнктура (в первую очередь интенсивный рост мировых цен на энергоносители) привела к росту как общей конъюнктурной компоненты поступлений, так и отдельных ее составляющих, объясняемых вкладом нефтяных цен в ВВП и прогрессивностью поступлений в долях ВВП по цене на нефть.

6. Замедление роста нефтяных цен в 2006–2007 гг. привело к снижению конъюнктурной компоненты всех налоговых пос-

тулений, объясняемой прогрессивностью этих поступлений по цене на нефть. Однако это снижение не повлияло на динамику общей конъюнктурной составляющей налоговых поступлений в российскую бюджетную систему, которая в значительной степени определялась вкладом благоприятной внешнеэкономической конъюнктуры в темпы экономического роста в Российской Федерации.

Список использованной литературы

1. База данных российского законодательства «Консультант Плюс».
2. Бессонов В.А. (2003). Введение в анализ российской макроэкономической динамики переходного периода. М.: ИЭПП. – 151 с. (также доступно на сайте www.iet.ru).
3. Бессонов В.А. (2005). Проблемы анализа российской макроэкономической динамики переходного периода. М.: ИЭПП. – 244 с. (также доступно на сайте www.iet.ru).
4. Гальперин В.М., Гребенников П.И., Леусский А.И., Тарасевич Л.С. (1997). Макроэкономика: учебник. Изд-во СПбГУЭФ. – 719 с.
5. Гайдар Е.Т. (2005). Долгое время. Россия в мире. Очерки экономической истории. М.: Дело. – 656 с., 8 с. вкл.
6. Гайдар Е.Т. (научный редактор) (2009). Финансовый кризис в России и в мире. М.: ООО «Проспект». – 256 с.
7. Дорнбуш Р., Фишер С. (1997) Макроэкономика. М.: Изд-во МГУ – ИНФРА-М. – 784 с.
8. Дробышевский С.М., Носко В.П., Энтов Р.М, Юдин А.Д. (2001). Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей. Научные труды ИЭПП № 34Р. М. – 173 с. (также доступно на сайте www.iet.ru).
9. Дробышевский С.М., Носко В.П. (2003). Эконометрический анализ и прогнозирование динамических рядов основных макроэкономических показателей. Экономика переходного периода. Сборник избранных работ 1999–2002. М.: Дело. – 1194 с. (также доступно на сайте www.iet.ru).
10. ИЭПП (2005). Обзор «Экономико-политическая ситуация в России. Апрель 2005 г.». М.: ИЭПП. – 53 с. (<http://www.iet.ru/files/text/trends/04-05.pdf>).
11. ИЭПП (2006). Обзор «Экономико-политическая ситуация в России. Апрель 2006 г.». М.: ИЭПП. – 46 с. (<http://www.iet.ru/files/text/trends/04-06.pdf>).

12. ИЭПП (2008). Обзор «Экономико-политическая ситуация в России. Декабрь 2008 г.». М.: ИЭПП. – 85 с. (<http://www.iet.ru/files/text/trends/12-08.pdf>).
13. ИЭПП (2008а). Экономика переходного периода. Очерки экономической политики и развития экономики посткоммунистической России. Экономический рост (2000–2007). М.: Дело. – 1328 с.
14. ИЭПП (2009). Обзор «Экономико-политическая ситуация в России. Март 2009 г.». М.: ИЭПП. – 94 с. (<http://www.iet.ru/files/text/trends/03-09.pdf>).
15. Мэнкью Г.Н. (2004). Принципы макроэкономики. СПб.: Питер. – 576 с.
16. Официальный сайт Федерального казначейства (www.goskazna.ru).
17. Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики (www.gks.ru).
18. Официальный сайт Центрального банка РФ (<http://www.cbr.ru/statistics/>).
19. Российская экономика в 2004 году. Тенденции и перспективы. (Вып. 26) (2005). М.: ИЭПП. – 684 с. (также доступно на сайте www.iet.ru).
20. Российская экономика в 2007 году. Тенденции и перспективы. (Вып. 29) (2008). М.: ИЭПП. – 657 с. (также доступно на сайте www.iet.ru).
21. Российская экономика в 2008 году. Тенденции и перспективы. (Вып. 30) (2009). М.: ИЭПП. – 655 с. (также доступно на сайте www.iet.ru).
22. Сакс Дж.Д., Ларрен Ф.Б. (1996). Макроэкономика. Глобальный подход. М.: Дело. – 848 с.
23. Турунцева М.Ю., Бобылев Ю.Н. Проблемы налогообложения минерально-сырьевого сектора экономики. Проект в рамках сотрудничества ИЭПП и АМР США (в печати) (также доступно на сайте www.iet.ru).
24. Энтов Р. (2003). Факторы экономического роста российской экономики // Соавторы: Луговой О., Астафьева Е., Бессонов В., Воскобойников И., Турунцева М., Некипелов Д.) // ИЭПП, Научные труды №70. М.: ИЭПП. – 389 с. (также доступно на сайте www.iet.ru).

25. Acemoglu D., Johnson S. (2005). Unbundling Institutions // *The Journal of Political Economy*. Vol. 113. No. 5. P. 949–995. (<http://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/432166>).
26. Aghion Ph., Howitt P. (1992). A Model of Growth through Creative Destruction // *Econometrica* 60 (Jan.). P. 323–351 (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2951599.pdf>).
27. Arrow K.J. (1962). The Economic Implications of Learning by Doing // *Review of Economic Studies* 29 (June). P. 155–173. Reprinted in Stiglitz J.E. and Usawa H., ed. (1969). *Readings in the Modern Theory of Economic Growth*. Cambridge: MIT Press (<http://www.jstor.org/stable/2295952>).
28. Ball L., Mankiw N. G. (2002). The NAIRU in Theory and Practice // NBER Working Paper No. 8940 (<http://www.nber.org/papers/w8940>).
29. Ball L., Morffitt R. (2001). Productivity Growth and the Philips Curve // NBER Working Paper No. 8421 (<http://nber.org/papers/w8421>).
30. Bank of Japan (2003). The Output Gap and the Potential Growth Rate: Issues and Applications as an Indicator for the Pressure on Price Change // *Quarterly Bulletin* (May). P. 42 (<http://www.boj.or.jp/en/type/ronbun/ron/research/data/ron0305b.pdf>).
31. Barro R.J. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries // *Quarterly journal of economics*. Vol. 106. No. 2. (May). P. 407–443 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0033-5533%28199105%29106%3A2%3C407%3AEGIACS%3E2.0.CO%3B2-C>).
32. Barro R., McCleary R. (2003). Religion and Economic Growth across Countries // *American Sociological review* (<http://www.jstor.org/pss/1519761>).
33. Baumol W. (1990). Entrepreneurship: Productive, Unproductive, and Destructive // *Journal of Political Economy* 98 (October, Part 1). P. 893–921 (<http://www.jstor.org/stable/2937617>).
34. Baxter M., King R. (1999). Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series // *Review of economics and statistics*. Vol. 81. No. 4. P. 575–593 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0034-6535%28199911%2981%3A4%3C575%3AMB CAB F%3E2.0.CO%3B2-T>).
35. Beveridge S., Nelson C.R. (1981). 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*. № 7. P. 151–74 (http://www.uh.edu/~cmurray/courses/econ_7395/Beveridge%20Nelson.pdf).

36. Blanchard O., Katz L.F. (1997). What We Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment // *The Journal of Economic Perspectives*. Vol. 11. No. 1. P. 51–72 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0895-3309%28199724%2911%3A1%3C51%3AWWKADN%3E2.0.CO%3B2-G>).

37. Blanchard O.J., Quah D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances // *American Economic Review*. Vol. 79. Issue 4. P. 655–673 (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/1827924.pdf>).

38. Boone L. (2000). Comparing Semi-Structural Methods to Estimate Unobserved Variables: The HPMV and Kalman Filters Approaches // *OECD Economics Department Working Papers* No. 240 (<http://www.oecd.org/dataoecd/13/41/1883823.pdf>).

39. Bouthevillain C., Cour-Thimann P., van den Dool G., Hernandez de Cos P., Langenus G., Mohr M., Momigliano S., Tujula M. (2001). Cyclically Adjusted Budget Balance: an Alternative Approach // *ECB Working Paper* n°77. September (<http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp077.pdf>).

40. Brechling F. (1967). Trends and Cycles in British Regional Unemployment // *Oxford Economic Papers*. Vol. 19. No. 1. P. 1–21 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0030-7653%28196703%292%3A19%3A1%3C1%3ATACIBR%3E2.0.CO%3B2-E>).

41. Burns A.F., Mitchell W.C. (1946). *Measuring Business Cycles* // New York: NBER. – 590 p.

42. Camba-Mendez G., Rodriguez-Palenzuela D. (2001). Assessment criteria for output gap estimates // *ECB Working Paper* 54 (www.ecb.int/pub/pdf/scpwps/ecbwp054.pdf).

43. Campbell J.Y., Mankiw N.G. (1987). Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations // *The American Economic Review*. Vol. 77. No. 2. Papers and Proceedings of the Ninety-Ninth Annual Meeting of the American Economic Association. P. 111–117 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0002-8282%28198705%2977%3A2%3C111%3APATCIM%3E2.0.CO%3B2-U>).

44. Canova F. (1998). Detrending and Business Cycles Facts // *Journal of Monetary Economics* 41(3). P. 475–512 (http://www.sciencedirect.com/science?_ob=ArticleURL&_udi=B6VBW-3VNHDJH-C&_user=2432218&_rdoc=1&_fmt=&_orig=search&_

sort=d&view=c&_acct=C000057261&_version=1&_urlVersion=0&_u
serid=2432218&md5=f5dd43e44a643d724f6a3cb6fc413976).

45. Canova F. (1999). Does Detrending Matter for the Determination of the Reference Cycle and the Selection of Turning Points? // *The Economic Journal*. Vol. 109. No. 452. P. 126–150 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0013-0133%28199901%29109%3A452%3C126%3ADDMFTD%3E2.0.CO%3B2-Q>).

46. Cass D. (1965). Optimum Growth in an Aggregate Model of Capital Accumulation // *Review of Economic Studies* 32 (July). P. 233–240 (<http://www.jstor.org/stable/2295827>).

47. Cerra V., Chaman Saxena S. (2000). Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden // IMF WP/00/59 (<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2000/wp0059.pdf>).

48. Chagny O., Dürpke J. (2001). Measures of the Output Gap in the Euro-Zone: An Empirical Assessment of Selected Methods // Kiel Working Paper n°1053. June (<http://www.ifw-members.ifw-kiel.de/publications/measures-of-the-output-gap-in-the-euro-zone-an-empirical-assessment-of-selected-methods/kap1053.pdf>).

49. Clark P.K. (1987). The Cyclical Component of U. S. Economic Activity // *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 102. No. 4. P. 797–814 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0033-5533%28198711%29102%3A4%3C797%3ATCCOUS%3E2.0.CO%3B2-%23>).

50. Claus I., Conway P., Scott A. (2000). The Output Gap: Measurement, Comparisons and Assessment // Reserve Bank of New Zealand Research Paper n°44 (www.rbnz.govt.nz/research/econresearch/rp44.pdf).

51. Cochrane J.H. (1988). How Big is the Random Walk in GDP? // *The Journal of Political Economy*. Vol. 96. No. 5. P. 893–920 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0022-3808%28198810%2996%3A5%3C893%3AHBITRW%3E2.0.CO%3B2-P>).

52. Coen R. M., Eisner R., Marlin J. T., Shah S. N. (1999). The NAIRU and Wages in Local Labor Markets // *American Economic Review*. Vol. 89. No. 2. P. 52–57 (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/117080.pdf>).

53. Congressional Budget Office (2001). CBO's Method for Estimating Potential Output: An Update // A CBO Paper, The Congress of the United States, Congressional Budget Office (<http://www.cbo.gov/doc.cfm?index=3020&type=0#pt3>).

54. Cotis J.-Ph., Elmeskov J., Mourougane A. (2005). Estimates of Potential Output: Benefits and Pitfalls from a Policy Perspective // OECD Economics Department (www.oecd.org/dataoecd/60/12/23527966.pdf).
55. De Brouwer G. (1998). Estimating Output Gaps // Research Discussion Paper 9806, Reserve Bank of Australia (<http://www.rba.gov.au/rdp/RDP9809.pdf>).
56. De Masi P. (1997). IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice // Staff Studies for the World Economic Outlook, December (www.imf.org/external/pubs/ft/wp/wp97177.pdf).
57. Denison E.F. (1962). The Sources of Economic Growth in the United States and Alternatives Before Us // New York: Committee for Economic Development.
58. Denison E.F. (1974). Accounting for United States Economic Growth 1929–1969 // Washington: Brookings Institution.
59. Diamond P.A. (1965). National Debt in a Neoclassical Growth Model // American Economic Review 55 (December). P. 1126–1150. (<http://www.jstor.org/stable/1809231>).
60. Dias M.-H.A., Dias J., Evans Ch.L. (2004). Estimation of the Cyclical Component of Economic Time Series // National Council of Research and Development (CNPq), Brazil and Research Department of the Federal Reserve Bank of Chicago, USA (<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A104.pdf>).
61. Driver R.L., Greenslade J.V., Pierse R.G. (2003). The Role of Expectations in Estimates of the NAIRU in the United States and the United Kingdom // Bank of England, Working Paper no. 180. (<http://www.bankofengland.co.uk/publications/workingpapers/wp180.pdf>).
62. Duesenberry J.S., Fromm G., Klein L.R., Kuh E. (1965). The Brookings quarterly econometric model of the US // Chicago: Rand-McNally & Company; Amsterdam: North-Holland Publishing Co. – 776 p.
63. Dupasquier C., Guay A., St-Amant P. (1997). A Survey of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap // Journal of Macroeconomics 21. P. 577–595 (http://www.er.uqam.ca/nobel/r27460/files/Survey_Methodologies.pdf).
64. Engle R.F., Granger C.W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // Econometrica. Vol. 55. No. 2. P. 251–276 (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/1913236.pdf>).

65. European Central Bank (2000). Potential output growth and output gaps; concepts, uses and estimates // *Monthly Bulletin*. October. P. 37–47 (http://ec.europa.eu/economy_finance/epc/documents/finaloutput_en.pdf).

66. Fabiani S., Mestre R. (2001). A System Approach for Measuring the Euro Area NAIRU // Banca d'Italia and European Central Bank, Research Departments (<http://www.springerlink.com/content/qbtg6m0vpr29lyxy/>).

67. Fair R. C. (1999). Does the NAIRU Have the Right Dynamics? // *The American Economic Review*. Vol. 89. No. 2. P. 58–62. (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/117081.pdf>).

68. Friedman M. (1968). The Role of Monetary Policy // *The American Economic Review*. Vol. 58. No. 1. P. 1–17 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0002-8282%28196803%2958%3A1%3C1%3ATROMP%3E2.0.CO%3B2-6>).

69. Fromm G., Klein L.R. (ed. by) (1975). *The Brookings model: Perspective and recent developments* // Amsterdam and Oxford: North-Holland Publishing Co., New-York, Amer. Elsevier, lx+679 pp.

70. Galbraith J.K. (1997). Time to Ditch the NAIRU // *The Journal of Economic Perspectives*. Vol. 11. No. 1. P. 93–108 (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2138253.pdf>).

71. Giorno C., Richardson P., Roseveare D. and van der Noord P. (1995). Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances // Economics Department Working Papers No. 152. OECD (www.oecd.org/dataoecd/2/43/33928808.pdf).

72. Gordon D.M. (1988). The Un-Natural Rate of Employment: an Econometric Critique of the NAIRU Hypothesis // *The American Economic Review*. Vol. 78. No. 2. Papers and Proceedings on the One Hundred Eleventh Annual Meeting of the American Economic Association. P. 117–123 (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/1818108.pdf>).

73. Gordon R.J. (1997). The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy // *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 11. No. 1. P. 11–32 (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2138249.pdf>).

74. Gordon R.J. (1998). Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU // *Brookings Papers on Economic Activity*. 2 (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2534696.pdf>).

75. Griliches Z. (1963). The Sources of Measured Productivity Growth: United States Agriculture, 1940–1960 // *The Journal of Po-*

litical Economy. Vol. 71. № 4. P. 331–346 (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/1828822.pdf>).

76. Griliches Z., Jorgenson D.W. (1967). The Explanation of Productivity Change // *The Review of Economic Studies*. Vol. 34. № 3. P. 249–283 (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2296675.pdf>).

77. Guo J. (2008). The Impact of Oil Price Shock and Exchange Rate Volatility on Economic Growth: A Comparative Analysis for Russia Japan and China // *Research Journal of International Studies – Issue 8 (November)*. P. 98–111 (www.eurojournals.com/rjis_8_09.pdf).

78. Hall R.E., Jones Ch. I. (1999). Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others? // *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 114. No. 1. (Feb.). P. 83–116 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0033-5533%28199902%29114%3A1%3C83%3AWDSCPS%3E2.0.CO%3B2-S>).

79. Harvey A., Jaeger A. (1993). Detrending, Stylised Facts and the Business Cycle // *Journal of Applied Econometrics*. № 8. P. 231–247 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0883-7252%28199307%2F09%298%3A3%3C231%3ADSFATB%3E2.0.CO%3B2-I>).

80. Henderson R. (1916). Note on Graduation by Adjusted Average // *Transactions of the American Society of Actuaries*. № 17. P. 43–48.

81. Hodrick R., Prescott E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation // *Journal of money, credit and banking*. Vol. 29. No. 1. P. 1–16 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0022-2879%28199702%2929%3A1%3C1%3APUBCAE%3E2.0.CO%3B2-F>).

82. Horst A. van der, Jacobs J., Schoonbeek L. (1996). Is There a NAIRU for the Netherlands? // CCSO and Faculty of Economics, University of Groningen, the Netherlands (<http://www.eco.rug.nl/ccso/zip-file/ccso28.zip>).

83. International Financial Statistics database (CD-ROM editions, October, December 2008) // International Monetary Fund.

84. International Monetary Fund (2002). United States Selected Issues. Ch. 1 (<http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/1999/cr99101.pdf>).

85. International Monetary Fund (2006). Russian Federation: Selected Issues // Country Report 06/430; September 27 (<http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2006/cr06430.pdf>).

86. International Monetary Fund official site (<http://www.imf.org/external/data.htm>).

87. Irac D. (2000). Estimation of a Time Varying NAIRU for France // Banque de France. NER # 75 (<http://www.banque-france.fr/gb/publications/telechar/ner/ner75.pdf>).
88. Ito K. (2008). Oil price and macroeconomy in Russia // *Economics Bulletin*. Vol. 17. No. 17. P. 1–9 (<http://economicsbulletin.vanderbilt.edu/2008/volume17/EB-08Q40019A.pdf>).
89. Ito, K. (2008a). Oil Price and the Russian Economy: A VEC Model Approach // *International Research Journal of Finance and Economics*. Issue 17. P. 68–74 (www.eurojournals.com/Pages%20from%20irjfe17ito.pdf).
90. Ito, K. (2009). The Russian Economy and the Oil Price: A Co-integrated VAR Approach // *Transition Studies Review*. Vol. 16. No. 1. P. 220–227 (<http://www.springerlink.com/content/3578726682250r32/>).
91. Johansen S. (1991). Globally Convergent Algorithms for Maximizing a Likelihood Function (with S.L. Lauritzen and S.T. Jensen) // *Biometrika* 78. P. 867–877 (<http://www.math.ku.dk/~sjo/papers/publications1.html>).
92. Jones Ch. I. (1995). Time Series Tests of Endogenous Growth Models // *Quarterly Journal of Economics* 110 (May). P. 495–525 (<http://www.jstor.org/stable/2118448>).
93. Kalasopatan C., Letondu F. (2008). Cycles économiques // *Problèmes économiques* N° 2.949. 4 juin 2008.
94. Kaldor N. (1961). Capital Accumulation and Economic Growth // In Lutz, editor, *Theory of Capital*.
95. Kalman, R.E. (1960). A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems // *Journal of Basic Engineering, Transactions ASME*. Series 82. P. 35–45 (www.cs.unc.edu/~welch/kalman/media/pdf/Kalman1960.pdf).
96. Keefer Ph., Stephen K. (1995). Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests Using Alternative Institutional Measures // *Economics and Politics*, 7: 209 (<http://www3.interscience.wiley.com/cgi-bin/fulltext/119253114/PDFSTART>).
97. Keefer Ph., Stephen K. (1997). Why Don't Poor Countries Catch Up? A Cross-National Test of Institutional Explanation // *Economic Inquiry* 35. P. 590–602.
98. Kichian M. (1999). Measuring Potential Output with a State Space Framework // Working Paper 99-9. Bank of Canada (<http://www.bankofcanada.ca/en/res/wp/1999/wp99-9.pdf>).

99. Koopmans T.C. (1965). On the Concept of Optimal Economic Growth // In *The Economic Approach to Development Planning*. Amsterdam: North-Holland.

100. Kunte A. et al. (1998). Estimating National Wealth: Methodology and Results // World Bank (http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSServlet?pcont=details&eid=000009265_3981013134540).

101. Kuttner K.N. (1994). Estimating Potential Output as a Latent Variable // *Journal of Business and Economic Statistics* 12. P. 361–368 (<http://www.jstor.org/pss/1392092>).

102. Kydland F., Prescott E. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations // *Econometrica*. Vol. 50. P. 1345–1370 (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/1913386.pdf>).

103. Lima E.C.R. (2003). The NAIRU, Unemployment and the Rate of Inflation in Brazil // *Directory of Macroeconomic Studies – IPEA and USU* (<http://epge.fgv.br/portal/arquivo/1601.pdf>).

104. Lippi M., Reichlin L. (1994). Diffusion of Technical Change and the Decomposition of Output into Trend and Cycle // *The Review of Economic Studies*, Vol. 61, No. 1. P. 19–30 (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2297874.pdf>).

105. Lucas R. E.-Jr. (1972). Expectations and the Neutrality of Money // *Journal of Economic Theory* 4 (April). P. 103–124 (<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6WJ3-4CYGBWD-NP/2/0a291913b1c6025d7dd0b8d4a21f7e2a>).

106. Maddala G.S., Kim In-Moo (1988). *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change* // Cambridge: Cambridge University Press.

107. Mankiw G., Romer D., Weil D. (1992). A Contribution to Empirics of Economic Growth // *Quarterly journal of economics*. Vol. 107. No. 2. P. 407–437 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0033-5533%28199205%29107%3A2%3C407%3AACTTEO%3E2.0.CO%3B2-5>).

108. Martins M.M.F. (2001). Trend and Cycle in the EURO Area: New Tests and Estimates from an Unobserved Components Model // CEMPRES, Faculdade de Economia, Universidade do Porto (http://www.ecomod.net/conferences/ecomod2001/papers_web/Martins_new_Manuel%20Martins%2020011.pdf).

109. Mc Morrow K., Rigger W. (2001). Potential Output: Measurement Methods, «New» Economy Influences and Scenarios For 2001–2010 // ECFIN Economic Paper n°150 (http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/publication11048_en.pdf).

110. Meyer L.H., Swanson E.T., Wieland V.W. (2001). NAIRU Uncertainty and Nonlinear Policy Rules // Federal Reserve Board,

Washington, Goethe Universität Frankfurt, Germany (<http://www.e-aer.org/archive/9102/91020226.pdf>).

111. Mitchell W.C. (1951). *What Happens During Business Cycles: A Progress Report* // New York: NBER. – 386 p.

112. Mocan H.N. (1999). Structural Unemployment, Cyclical Unemployment, and Income Inequality // *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 81. No. 1. P. 122–134 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0034-6535%28199902%2981%3A1%3C122%3ASUCUAI%3E2.0.CO%3B2-W>).

113. Murphy K.M., Shleifer A., Vishny R.W. (1991). The Allocation of Talent: Implications for Growth // *Quarterly Journal of Economics* 106 (May). P. 503–530 (<http://www.jstor.org/stable/2937945>).

114. North D.C., Weingast B.R. (1989). Constitutions and Commitment: The Evolution of Institutional Governing Public Choice in Seventeenth-Century England // *The Journal of Economic History*. Vol. 49. No. 4. P. 803–832 (http://journals.cambridge.org/abstract_S0022050700009451).

115. Organization for Economic Development and Cooperation (2000). *OECD Revised OECD Measures of Structural Unemployment* // *OECD Economic Outlook 2000* (www.oecd.org/dataoecd/44/50/2086120.pdf).

116. Orphanides A., van Norden S. (2001). The Unreliability of Output Gap Estimates in Real Time // WP 2001s-57. Cirano, Montreal (<http://www.mitpressjournals.org/doi/pdfplus/10.1162/003465302760556422>).

117. Patterson K.D. (2000). *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach* // New York: Palgrave (St. Martins Press).

118. Phelps E.S. (1968). Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium // *The Journal of Political Economy*. Vol. 76. No. 4. Part 2: Issues in Monetary Research, 1967. P. 678–711 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0022-3808%28196807%2F08%2976%3A4%3C678%3AMDALE%3E2.0.CO%3B2-I>).

119. Phelps E.S. (1970). *Introduction* // In Phelps E.S. et al. *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*. New York: W.W. Norton.

120. Phelps E.S. (1999). Behind This Structural Boom: The Role of Asset Valuations // *The American Economic Review*. Vol. 89. No. 2. *Papers and Proceedings on the One Hundred Eleventh Annual*

Meeting of the American Economic Association. P. 63–68 (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/117082.pdf>).

121. Philips P.C.B., Loretan M. (1991). Estimating Long-Run Economic Equilibria // *Review of Economic Studies*. № 58. P. 407–436 (<http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p07b/p0785.pdf>).

122. Pichelmann K., Schuh A.U. (1997). The NAIRU-Concept: a Few Remarks // *Economics Department Working Papers No. 178*. OECD (<http://www.ihs.ac.at/publications/eco/es-36.pdf>).

123. Portugal M.S., Madalozzo R.C., Hillbrecht R.O. (1999). Inflation, Unemployment and Monetary Policy in Brazil // Paper prepared for the IMF Inflation Targeting Seminar held in Rio de Janeiro. May 3–5. 1999.

124. Ramsey F.P. (1928). A Mathematical Theory of Saving // *Economic Journal* 38 (December). P. 543–559. Reprinted in Stiglitz J.E. and Usawa H., ed. (1969). *Readings in the Modern Theory of Economic Growth*. Cambridge: MIT Press (<http://www.jstor.org/stable/2224098>).

125. Rautava J. (2002). The role of oil prices and the real exchange rate on Russia's economy // *BOFIT discussion papers No. 3* (<http://www.bof.fi/NR/rdonlyres/E7B80101-DA1B-4698-8DC4-6F05330D2F41/0/dp0302.pdf>).

126. Razin A. (2004). Aggregate Supply and Potential Output // *NBER Working Paper No. 10294* (<http://www.nber.org/papers/w10294>).

127. Rennison A. (2003). Comparing Alternative Output Gap Estimator: A Monte-Carlo Approach // *Bank of Canada, Working Paper 2003-8* (<http://www.bankofcanada.ca/en/res/wp/2003/wp03-8.pdf>).

128. Richardson P., Boone L., Giorno C., Meacci M., Rae D., Turner D. (2000). The Concept, Policy Use And Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time Varying NAIRU Across 21 OECD Countries // *OECD, Economics Department Working Papers No. 250* (<http://www.sourceoecd.org/10.1787/785730283515>).

129. Romer D. (1996). *Advanced Macroeconomics* // The McGraw-Hill Companies, Inc. – 540 p.

130. Romer P.M. (1989). Capital Accumulation in the Theory of Long Run Growth // *In Modern Business Cycle Theory*. Ed. by Robert J. Barro. Cambridge, Mass.: Harvard Univ. Press.

131. Romer P.M. (1990). Endogenous Technological Change // *Journal of Political Economy* 98 (October, Part 2). P. S71-S102 (<http://www.jstor.org/stable/2937632>).

132. Rotemberg J.J., Woodford M. (1994). Is the Business Cycle a Necessary Consequence of Stochastic Growth? // NBER Working Paper No. 4650 (<http://www.nber.org/papers/w4650>).

133. Rünstler G. (2002). The Information Content of Real-Time Output Gap Estimates: An Application to the Euro Area // ECB Working Paper n°182 (<http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp183.pdf>).

134. Saikkonen P. (1991). Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions // *Econometric theory*. № 7. P. 1–21 (<http://hi-stat.ier.hit-u.ac.jp/research/discussion/2006/pdf/D06-197.pdf>).

135. Sawyer M. (1997). The NAIRU: a Critical Appraisal // Working Paper No. 203. The Jerome Levy Economics Institute and The University of Leeds (<http://129.3.20.41/eps/mac/papers/9712/9712013.pdf>).

136. Schreiber S., Wolters J. (2002). What's Wrong with the (German) NAIRU? // Discussion Paper 8, Freie Universität Berlin, Institute for Statistics and Econometrics, Berlin, Germany.

137. Schumpeter J. (1939). *Business Cycles: a Theoretical, Historical and Statistical Analysis of the Capitalist Process*. 2 vols. New York: McGraw-Hill.

138. Scott A. (2000). Stylised Facts from Output Gap Measures // Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series (http://www.rbnz.govt.nz/research/discusspapers/dp00_7.pdf).

139. Sekhon J.S. (2001). Estimation of Nonaccelerating Inflation Rate of Unemployment (<http://sekhon.berkeley.edu/nairu/download/SekhonNAIRU.pdf>).

140. Slevin G. (2001). Potential Output and the Output Gap in Ireland // Central Bank of Ireland technical paper. 5/RT/01. September (<http://www.centralbank.ie/data/TechPaperFiles/5RT01.pdf>).

141. Smith G.W. (1996). Method-of-Moments Measurement of UK Business Cycles // *Oxford Economic Papers*, New Series. Vol. 48. No. 4. P. 568–583 (<http://links.jstor.org/sici?sici=0030-7653%28199610%292%3A48%3A4%3C568%3AMMOUBC%3E2.0.CO%3B2-N>).

142. Solow R.M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth // *Quarterly Journal of Economics* 70 (February). P. 64–94. Reprinted in Stiglitz J.E. and Usawa H., ed. (1969). *Readings in the Modern Theory of Economic Growth*. Cambridge: MIT Press (<http://www.jstor.org/stable/1884513>).

143. Solow R.M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function // *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 39. No 3. P. 312–320 (<http://www.jstor.org/stable/1926047>).

156. Weber Ch. E. (1995). Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's Coefficient: A New Approach // *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 10. No. 4. P. 433–445 (<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2285056.pdf>).

157. Zhang X., Conn L. (2007). Estimating the Cyclical Component from Annual Time Series // Analytical Services Branch, Australian Bureau of Statistics, Canberra ([http://www.ausstats.abs.gov.au/ausstats/subscriber.nsf/0/C36FE81E50CAE5C7CA25733F001F5578/\\$File/1352055085_jun%202007.pdf](http://www.ausstats.abs.gov.au/ausstats/subscriber.nsf/0/C36FE81E50CAE5C7CA25733F001F5578/$File/1352055085_jun%202007.pdf)).

158. Zhao H. (2002). Measuring the NAIRU – A Structural VAR Approach // School of Economics, University College Dublin Working Paper № 200617 (<http://www.ucd.ie/economics/research/papers/2006/WP06.17.pdf>).

Приложения

Номер уравнения	(исходное)	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Зависимая переменная	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100)	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Логарифм ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.
Логарифм цены на нефть, дефлир. по ИПП РФ (I кв.99=100)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Уровень цены на нефть, дефлир. по ИПЦ РФ (I кв.99=100)	-	-	0,22*** (3,02)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Логарифм цены на нефть, дефлир. по ИПЦ РФ (I кв.99=100)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Уровень цены на нефть, дефлир. по ИПЦ США (I кв.99=100)	-	-	-	0,08*** (3,36)	0,10*** (5,89)	-	0,07*** (4,97)	-	-	-	-	-
Логарифм цены на нефть, дефлир. по ИПЦ США (I кв.99=100)	-	-	-	-	-	0,35*** (20,84)	-	-	-	-	-	-
Фактический уровень эффективной цены на нефть	-	-	-	-	-	-	-	0,11*** (4,39)	-	-	-	-

Номер уравнения	(исходное)	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Зависимая переменная	Приrost BII в реальном выражении (I кв.99=100)	Приrost BII в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Приrost BII в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Приrost BII в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Приrost BII в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Логарифм BII в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Приrost BII в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Приrost BII в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Приrost BII в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Приrost BII в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Приrost BII в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Приrost BII в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.
Уровень эффективной цены на нефть, дефлир. по ИПЦ США (I кв.99=100)	-	-	-	-	-	-	-	-	0,25*** (4,26)	-	-	-
Уровень эффективной цены на нефть, дефлир. по NBER (I кв.99=100)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,17*** (3,90)	-	-
Уровень эффективной цены на нефть, дефлир. по структур. дефл. (I кв.99=100)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,13*** (4,41)	-
Уровень эффективной цены на нефть, дефлир. по REER (I кв.99=100)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,16*** (3,12)
Приrost инвест. капитал в реальном выражении (I кв.99=100)	-	-	-	-	-	-	0,07*** (4,14)	0,07*** (5,28)	0,08*** (5,87)	0,08*** (6,22)	0,07*** (5,63)	0,09*** (6,78)

Номер уравнения	(исходное)	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
Зависимая переменная	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100)	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Логарифм ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	Прирост ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглаж.	
	Димми-переменная на I кв.06 г.	-	-	-	-4,43*** (-3,98)	-	-3,77*** (5,46)	-3,15*** (-4,16)	-2,62*** (-3,62)	-2,92*** (-3,74)	-3,17*** (-4,19)	-2,42*** (-3,01)	
	Димми-переменная на I кв.07 г.	-	-	-	-4,92*** (-4,46)	-	-3,03*** (3,94)	-3,63*** (-5,46)	-3,68*** (-5,45)	-3,44*** (-4,98)	-3,79*** (-5,64)	-3,03*** (-4,16)	
	R ²	0,02	0,22	0,25	0,64	0,94	0,88	0,89	0,88	0,88	0,89	0,86	
	R ² adjusted	-0,01	0,19	0,23	0,61	0,94	0,86	0,87	0,87	0,86	0,87	0,84	
	F statistic	0,56	4,17	9,12	18,65	434,39	46,90	49,63	48,18	44,47	49,83	37,56	
	P-value F-stat	0,4597	0,0491	0,0048	0,0020	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
	Durbin-Watson stat	2,03	2,12	2,32	2,55	2,02	0,76	2,14	2,29	2,32	2,33	2,29	2,04
	Akaike info criterion	8,37	3,89	3,77	3,72	3,09	-3,69	2,14	2,09	2,12	2,19	2,09	2,34
	Schwartz criterion	8,46	3,98	3,86	3,80	3,27	-3,60	2,38	2,33	2,35	2,42	2,32	2,57

Примечание. В скобках указаны t-статистики для соответствующих коэффициентов.

* Значимость коэффициента на 10%-м уровне.

** Значимость коэффициента на 5%-м уровне.

*** Значимость коэффициента на 1%-м уровне.

Результаты оценки различных моделей коррекции ошибками

Номер уравнения	(исход- ное)	2	3	4	5	6 ¹	7	8	9	10	11	12
Зависимая пере- менная	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100)	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	-	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном вы- ражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.							
Период оценок	III кв.99- IV кв.07	III кв.99- IV кв.07	III кв.99- IV кв.07	III кв.99- IV кв.07	III кв.99- IV кв.07	-	IV кв.00- IV кв.07					
Количество наблю- дений	34	34	34	34	34	-	29	29	29	29	29	29
Константа	-2,24 (-0,77)	-0,06 (-0,21)	-0,13 (-0,49)	-0,23 (0,86)	0,05 (0,12)	-	-0,06 (-0,27)	0,20 (1,26)	0,23 (1,42)	0,18 (1,27)	0,20 (1,26)	0,17 (1,13)
Прирост номиналь- ной цены на нефть	1,07* (1,83)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Прирост цены на нефть, дефлир. по ИПП РФ (I кв.99=100)	-	0,62** (2,18)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

1 Модель коррекции ошибками не имеет смысла, так как остатки коинтеграционного соотношения 6 в Таблице 1 не стационарны.

Номер уравнения	(исход-ное)	2	3	4	5	6 ¹	7	8	9	10	11	12
Зависимая переменная	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100)	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	-	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.
Прирост цены на нефть, дефлир. по ИПЦ РФ (I кв.99=100)	-	-	0,40*** (2,75)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Прирост цены на нефть, дефлир. по ИПЦ США (I кв.99=100)	-	-	-	0,20** (2,13)	0,23* (1,64)	-	0,16** (2,15)	-	-	-	-	-
Логарифм прироста цены на нефть, дефлир. по ИПЦ США (I кв.99=100)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Прирост фактического уровня эффективной цены на нефть.	-	-	-	-	-	-	-	0,08* (1,75)	-	-	-	-
Уровень эффективной цены на нефть, дефлир. по ИПЦ США (I кв.99=100)	-	-	-	-	-	-	-	-	0,06 (0,51)	-	-	-

Номер уравнения	(исход- ное)	2	3	4	5	6 ¹	7	8	9	10	11	12
Зависимая пере- менная	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100)	Ускорение ВВП в реальном сезонно сглажен.	-	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном вы- ражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.							
Уровень эффектив- ной цены на нефть, дефлр. по NEER (I кв.99=100)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,11** (2,32)	-	-
Уровень эффектив- ной цены на нефть, дефлр. по структ. дефл. (I кв.99=100)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,09* (1,74)	-
Уровень эффектив- ной цены на нефть, дефлр. по REER (I кв.99=100)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,14*** (2,65)
Ускорение инвести- ций в основной ка- питал в реальном выражении	-	-	-	-	-	-	0,12*** (9,61)	0,12*** (12,29)	0,12*** (12,70)	0,13*** (14,22)	0,12*** (12,69)	0,13*** (13,43)
Остатки соотв. коинтеграционного соотношения в 1 запаздывании	-0,96*** (-5,38)	-1,12*** (-6,00)	-1,21*** (-6,91)	-1,29*** (-7,73)	-1,03*** (-3,19)	-	-1,02*** (-2,92)	-1,42*** (-5,38)	-1,44*** (-5,49)	-1,53*** (-6,47)	-1,42*** (-5,30)	-1,44*** (5,98)

ОКОНЧАНИЕ ТАБЛИЦЫ П1.2

Номер уравнения	(исход-ное)	2	3	4	5	6 ¹	7	8	9	10	11	12
Зависимая переменная	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100)	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	-	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.	Ускорение ВВП в реальном выражении (I кв.99=100), сезонно сглажен.
Dummy-переменная на I кв.06 г.	-	-	-	-	-5,31*** (-2,74)	-	-2,33** (-2,14)	-2,30*** (-2,08)	-1,53* (-1,76)	-1,39*** (-2,57)	-2,36*** (-2,76)	-2,34*** (-2,84)
Dummy-переменная на I кв.07 г.	-	-	-	-	-3,93* (-1,89)	-	-	-2,82*** (-3,27)	-3,07*** (-3,69)	-2,48*** (-3,16)	-3,03*** (-3,51)	-1,68** (-2,06)
F statistic	19,46	30,41	37,06	37,06	6,82	-	35,84	50,76	50,98	62,79	49,47	57,21
P-value F-stat	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0005	-	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Примечание. В скобках указаны t-статистики для соответствующих коэффициентов.

* Значимость коэффициента на 10%-м уровне.

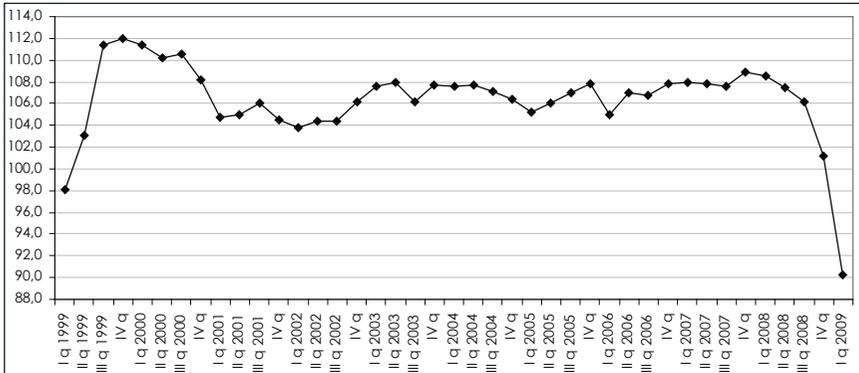
** Значимость коэффициента на 5%-м уровне.

*** Значимость коэффициента на 1%-м уровне.

Приложение 2

Результаты оценки эконометрической модели влияния мировых цен на энергоносители на экономический рост в России: долгосрочный и краткосрочный эффекты

Используемые данные



Источник: Росстат.

Рис. П2.1. Объем ВВП в реальном выражении (цепной индекс, % к соответствующему кварталу предыдущего года),

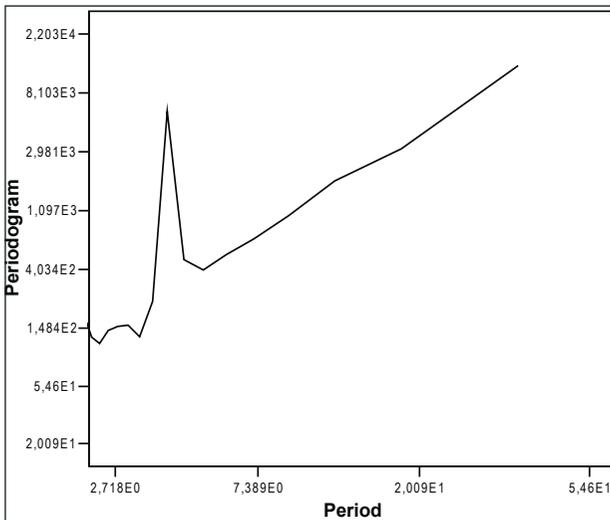


Рис. П2.2. Результаты спектрального анализа реального ВВП в ценах I квартала 1999 г.: график периодограммы по периоду

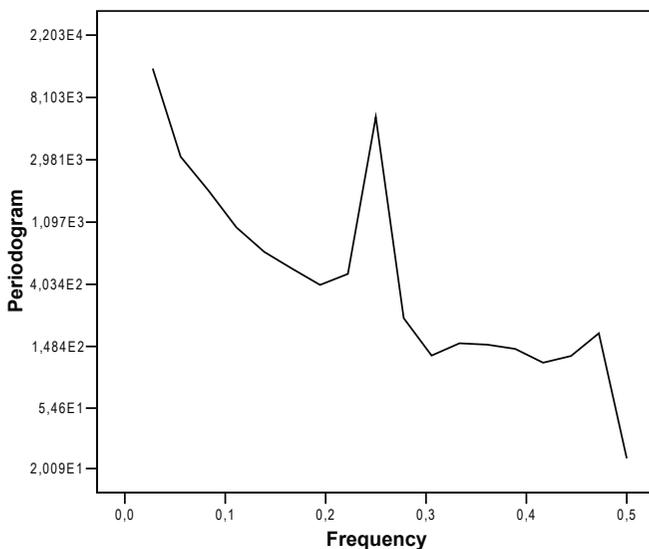


Рис. П2.3. Результаты спектрального анализа реального ВВП в ценах I квартала 1999 г.: график периодограммы по частоте

Таблица П2.1

Результаты теста ADF для переменных в модели

	ADF-статистика	P-value	Критический уровень (1%)	Критический уровень (5%)	Критический уровень (10%)	Гипотеза о наличии единичного корня (ряд DS, difference stationary)
<i>ВВП в реальном выражении (базовый индекс, I кв.99=100)/сезонно сглаженный, уровень</i>	4,75/3,09	1,0000	-3,65	-2,96	-2,62	Не отвергается
Натуральный логарифм уровня сезонно сглаженного ВВП в реальном выражении (базовый индекс, I кв.99=100)	0,90	0,9942	-3,64	-2,95	-2,61	Не отвергается
ВВП в реальном выражении (базовый индекс, I кв.99=100) /сезонно сглаженный, первая производная (прирост)	-0,28/ -0,86	0,9174/ 0,7869	-3,67	-2,96	-2,62	Не отвергается

	ADF-статистика	P-value	Критический уровень (1%)	Критический уровень (5%)	Критический уровень (10%)	Гипотеза о наличии единичного корня (ряд DS, difference stationary)
Прирост натурального логарифма сезонно сглаженного ВВП в реальном выражении (базовый индекс, I кв.99=100)	-6,86	0,0000	-3,64	-2,95	-2,61	Отвергается
Объем ВВП в реальном выражении (базовый индекс, I кв.99=100) /сезонно сглаженный, вторая производная (ускорение)	-6,78/ -7,95	0,0000	-3,67	-2,96	-2,62	Отвергается
<i>Фактический уровень номинальной цены на нефть марки Brent (долл./барр.)</i>	<i>1,12</i>	<i>0,9969</i>	<i>-3,63</i>	<i>-2,95</i>	<i>-2,61</i>	<i>Не отвергается</i>
Первая производная (прирост) от номинальной цены на нефть марки Brent	-4,04	0,0036	-3,64	-2,95	-2,61	Отвергается
Уровень реальной цены на нефть марки Brent (долл./барр.) (I кв.99=100, дефлятор – ИПЦ США)	2,40	0,9999	-3,63	-2,95	-2,61	Не отвергается
Натуральный логарифм уровня реальной цены на нефть марки Brent (долл./барр.) (I кв.99=100, дефлятор – ИПЦ США)	-0,61	0,8562	-3,63	-2,95	-2,61	Не отвергается
Прирост реальной цены на нефть марки Brent (I кв.99=100, дефлятор – ИПЦ США)	-3,98	0,0042	-3,64	-2,95	-2,61	Отвергается
Прирост натурального логарифма реальной цены на нефть марки Brent (I кв.99=100, дефлятор – ИПЦ США)	-5,39	0,0001	-3,63	-2,95	-2,61	Отвергается
Уровень реальной цены на нефть марки Brent (долл./барр.) (I кв.99=100, дефлятор – ИПЦ РФ)	-1,00	0,7410	-3,63	-2,95	-2,61	Не отвергается
Прирост реальной цены на нефть марки Brent (I кв.99=100, дефлятор – ИПЦ РФ)	-4,53	0,0009	-3,64	-2,95	-2,61	Отвергается

ОКОНЧАНИЕ ТАБЛИЦЫ П2.1

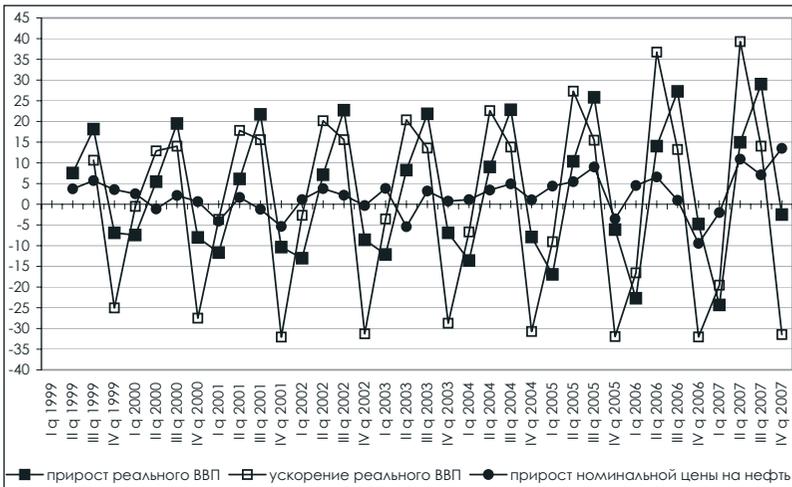
	ADF-статистика	P-value	Критический уровень (1%)	Критический уровень (5%)	Критический уровень (10%)	Гипотеза о наличии единичного корня (ряд DS, difference stationary)
Уровень реальной цены на нефть марки Brent (долл./барр.) (I кв.99=100, дефлятор – ИЦП РФ)	-1,51	0,5163	-3,63	-2,95	-2,61	Не отвергается
Прирост реальной цены на нефть марки Brent (I кв.99=100, дефлятор – ИЦП РФ)	-4,92	0,0003	-3,64	-2,95	-2,61	Отвергается
Инвестиции в реальном выражении (базовый индекс, I кв.99=100) /сезонно сглаженные, уровень	1,432,17	0,9987/ 0,9999	-3,66	-2,96	-2,62	Не отвергается
<i>Инвестиции в реальном выражении (базовый индекс, I кв.99=100) /сезонно сглаженные, первая производная (прирост)</i>	-0,23/ -0,85	0,9241/ 0,7912	-3,66	-2,96	-2,62	Не отвергается
Инвестиции в реальном выражении (базовый индекс, I кв.99=100) /сезонно сглаженный, вторая производная (ускорение)	-72,41/ -6,74	0,0001/ 0,0000	-3,66	-2,96	-2,62	Отвергается

Таблица П2.2

Результаты теста KPSS для исходных переменных в модели

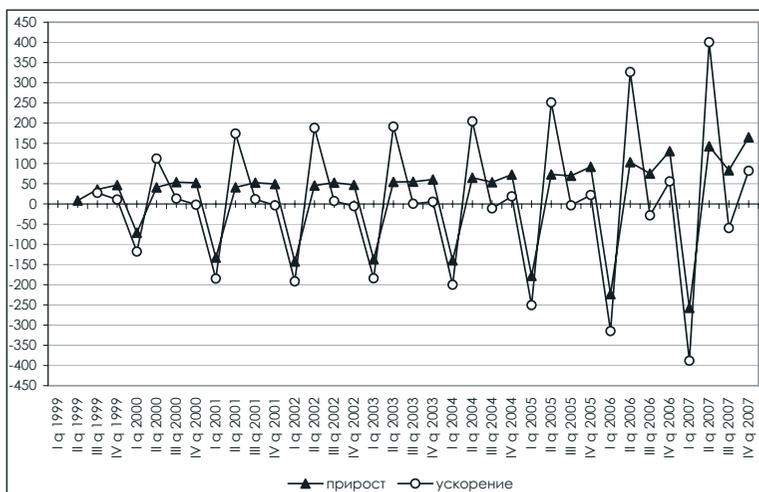
	LM-статистика	Критический уровень (1%)	Критический уровень (5%)	Критический уровень (10%)	Гипотеза о стационарности (ряд TS, trend stationary)
ВВП в реальном выражении (базовый индекс, I кв.99=100), уровень	0,84	0,74	0,46	0,35	Отвергается
ВВП в реальном выражении (базовый индекс, I кв.99=100), первая производная (прирост)	0,12	0,74	0,46	0,35	Не отвергается
Объем ВВП в реальном выражении (базовый индекс, I кв.99=100), вторая производная (ускорение)	0,09	0,74	0,46	0,35	Не отвергается

	LM-статистика	Критический уровень (1%)	Критический уровень (5%)	Критический уровень (10%)	Гипотеза о стационарности (ряд TS, trend stationary)
Фактический уровень номинальной цены на нефть марки Brent	0,66	0,74	0,46	0,35	Отвергается
Первая производная (прирост) от номинальной цены на нефть марки Brent	0,27	0,74	0,46	0,35	Не отвергается
Инвестиции в реальном выражении (базовый индекс, I кв.99=100), уровень	0,79	0,74	0,46	0,35	Отвергается
Инвестиции в реальном выражении (базовый индекс, I кв.99=100), первая производная (прирост)	0,26	0,74	0,46	0,35	Не отвергается
Инвестиции в реальном выражении (базовый индекс, I кв.99=100), вторая производная (ускорение)	0,18	0,74	0,46	0,35	Не отвергается



Источник: расчеты авторов.

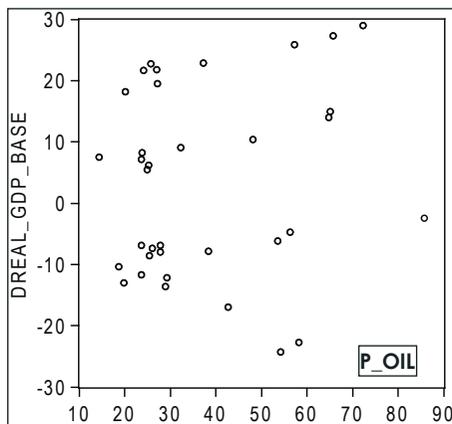
Рис. П2.4. Приросты (первые производные) реального ВВП, номинальной цены на нефть и ускорение (вторая производная) реального ВВП, процентные пункты, II квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.



Источник: расчеты авторов.

Рис. П2.5. Реальные инвестиции в основной капитал: прирост (первая производная) и ускорение (вторая производная), процентные пункты, II квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.

Первоначальная модель



Источник: расчеты авторов по данным Росстата и МВФ (IFS database, CD-ROM edition, June 2009).

Рис. П2.6. Диаграмма рассеяния: прирост реального ВВП ($DREAL_GDP_BASE$, процентные пункты) и фактический уровень номинальной цены на нефть (P_OIL , долл./барр.), I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.

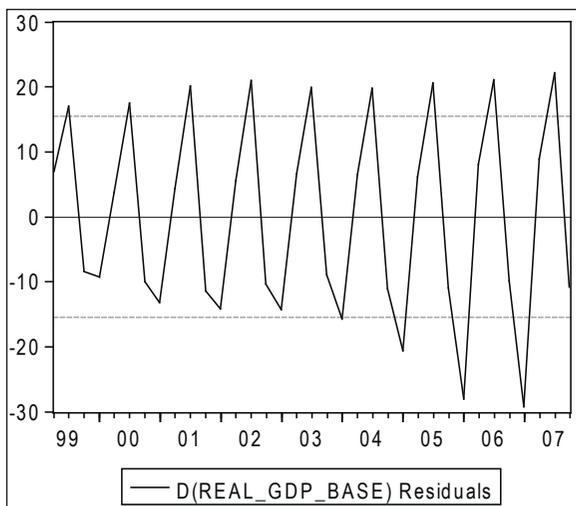


Рис. П2.7. График остатков коинтеграционного соотношения между приростом реального ВВП и фактическим уровнем номинальной цены на нефть

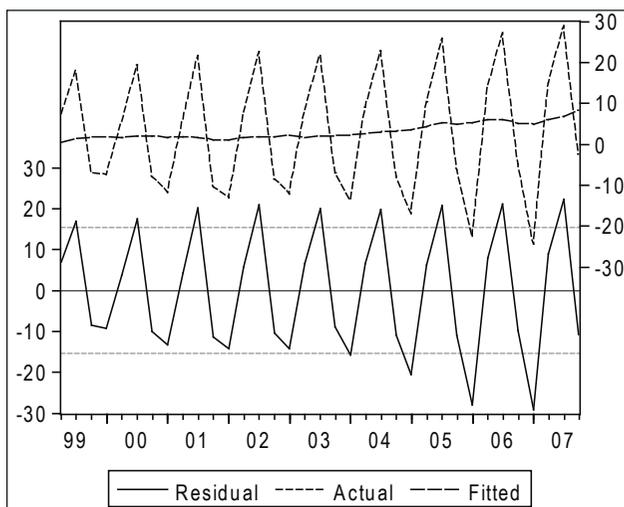


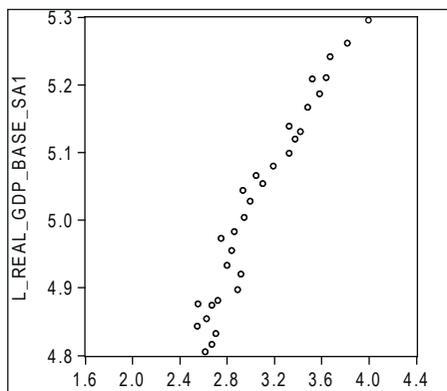
Рис. П2.8. Результаты оценки коинтеграционного соотношения между приростом реального ВВП и фактическим уровнем номинальной цены на нефть

Модель с сезонно скорректированным ВВП и ценой на нефть в реальном выражении



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

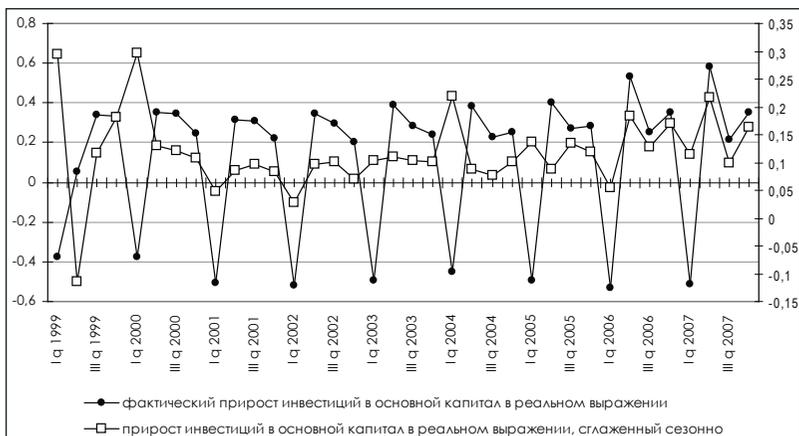
Модель с прологарифмированными переменными



Источник: расчеты авторов по данным Росстата и МВФ (IFS database, CD-ROM edition, June 2009).

Рис. П2.10. Диаграмма рассеяния: логарифмы реальной цены на нефть ($L_P_OIL_CPI$, дефлятор – ИПЦ США) и сезонно сглаженного реального ВВП ($L_REAL_GDP_BASE_SA1$) в ценах I квартала 1999 г.; II квартала 2000 г. – IV квартал 2007 г.

Модель с инвестициями в основной капитал



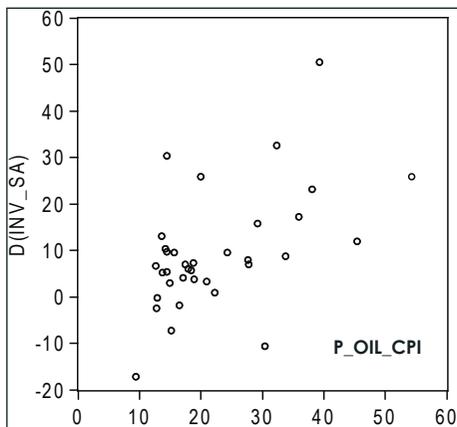
Источник: расчеты ИЭПП по данным Росстата.

Рис. П2.11. Ряды прироста инвестиций в основной капитал в реальном выражении (в ценах I квартала 1999 г.): исходный и сезонно сглаженный по методу Census X12, процентные пункты; I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.

Таблица П2.3

Результаты оценки коинтеграционного соотношения между приростом реальных инвестиций в основной капитал и реальной ценой на нефть

Объясняемая переменная	Прирост инвестиций в основной капитал в реальном выражении			
	коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
Уровень цены на нефть в реальном выражении (дефлятор – ИИЦ США)	0,65	0,17	3,77	0,0007
Константа	-5,91	4,49	-1,32	0,1982
F-stat	14,23			
P-value F-stat	0,000740			
Выборка	II квартал 2000 г. – IV квартал 2007 г.			
Число наблюдений	31			
R-sq	0,33			
Adj. R-sq	0,31			
DW-stat.	2,52			



Источник: расчеты авторов по данным Росстата и МВФ (IFS database, CD-ROM edition, June 2009).

Рис. П2.12. Диаграмма рассеяния: уровень реальной цены на нефть (P_OIL_CPI , дефлятор – ИПЦ США, долл./барр.) и прирост сезонно сглаженных реальных инвестиций в основной капитал ($D(INV_SA)$, процентные пункты), в ценах I квартала 1999 г., II квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.

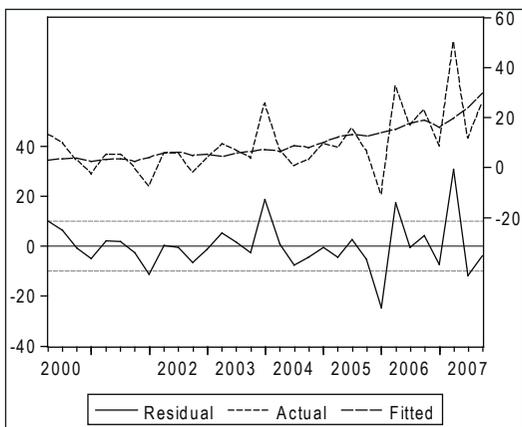


Рис. П2.13. Результаты оценки коинтеграционного соотношения между приростом реальных инвестиций в основной капитал и реальной ценой на нефть

Таблица П2.4

Результаты оценки системы уравнений

Размер выборки	31 наблюдение (II кв.00–IV кв.07)			
Число наблюдений в уравнениях 1 и 2, всего	60			
Объясняемая переменная – уравнение 1 (ЕСМ)	Вторая производная ВВП в реальном выражении (I кв.99 г.=100)			
Объясняющие переменные	коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
Константа	-0,14	0,39	-0,35	0,7261
Уровень дефлированной по ИПЦ США цены на нефть	0,22	0,13	1,60	0,1155
Остатки коинтеграционного соотношения между приростом реального ВВП и дефлированной по ИПЦ США ценой на нефть в 1 запаздывании	-0,97	0,41	-2,35	0,0227
Димму-переменная на I кв.06 г.	-4,99	1,89	-2,63	0,0112
Димму-переменная на I кв.07 г.	5,38	1,97	2,73	0,0088
Число наблюдений	29			
Объясняемая переменная – уравнение (2) (СЕ)	Прирост инвестиций в основной капитал в реальном выражении (I кв.99=100)			
Объясняющие переменные	коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
Константа	-3,77	3,22	-1,17	0,2479
Уровень дефлированной по ИПЦ США цены на нефть	0,55	0,13	4,30	0,0001
Димму-переменная на I кв.06 г.	-23,65	7,29	-3,24	0,0021
Димму-переменная на I кв.07 г.	32,58	7,53	4,33	0,0001
Число наблюдений	31			
R-sq	0,69			
Adj. R-sq	0,66			
DW-stat.	1,86			

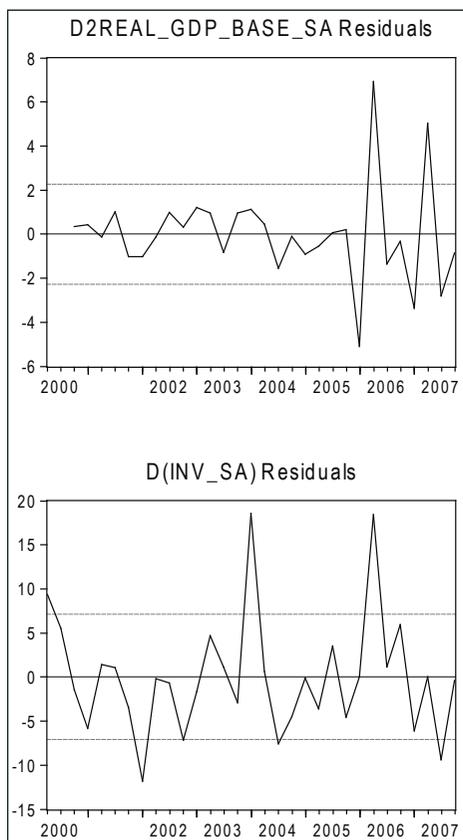


Рис. П2.14. Графики остатков в системе уравнений: первый график относится к уравнению (1) (ЕСМ), второй график – к уравнению (2) (СЕ)

Таблица П2.5

Результаты теста Йохансена на коинтеграцию прироста реального ВВП (сглаженного сезонно), прироста реальных инвестиций в основной капитал (сглаженных сезонно) и уровня реальной цены на нефть (дефлятор – ИПЦ США), в ценах I квартала 1999 г.

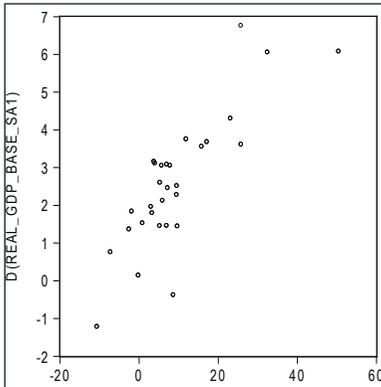
Период оценок	I квартал 2001 г. – IV квартал 2007 г.
Количество наблюдений	27
Проверка наличия коинтеграционных соотношений	

продолжение таблицы П2.5.

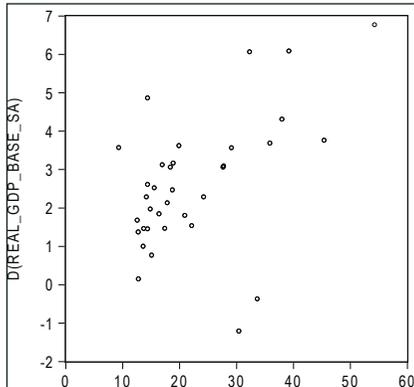
Гипотеза: количество коинтеграционных соотношений	Собств. знач. (Max-eigenvalue)	Статистика	5%/1% крит. знач.
<i>При помощи trace-статистики</i>			
Нет*	0,79	60,11	42,44/48,45
Не более 1	0,34	18,29	25,32/30,45
Не более 2	0,226888	6,947940	12,25/16,26
На основе максимального собственного значения (Max-eigenvalue)			
Нет*	0,79	41,82	25,54/30,34
Не более 1	0,34	11,34	18,96/23,65
Не более 2	0,23	6,95	12,25/16,26
* Гипотеза отвергается			
<i>Коэффициенты коинтеграционного соотношения</i>			
Прирост реального ВВП	Прирост реальных инвестиций	Уровень реаль- ной цены на нефть	Линейный тренд (II кв.99 г.)
-2,282958	0,13	-0,03	0,19
-0,060144	-0,20	0,14	-0,10
1,356624	-0,26	0,13	0,09
Коэффициенты корректировки			
D(Прирост реального ВВП)	1,19	0,70	-0,09
D(Прирост реальных инвестиций)	5,17	5,01	2,19
D(Уровень реальной цены на нефть)	2,02	-0,33	-0,07
<i>1 коинтеграционное соотношение: Log likelihood=-174,47</i>			
<i>Нормализованные коэффициенты</i>			
Прирост реального ВВП	Прирост реальных инвестиций	Уровень реаль- ной цены на нефть	Линейный тренд (II кв.99 г.)
1,000000	-0,06	0,01	-0,08
Стандартные ошибки			
	0,01	0,02	0,02
	D(Прирост реаль- ного ВВП)	D(Прирост реальных инвестиций)	D(Уровень ре- альной цены на нефть)
Нормализованные коэффициенты	-2,73	-11,81	-4,61
Стандартные ошибки	0,71	5,28	0,63
<i>2 коинтеграционных соотношения: Log likelihood=-168,80</i>			
Нормализованные коэффициенты			
Прирост реального ВВП	Прирост реальных инвестиций	Уровень реальной цены на нефть	Линейный тренд (II кв.99 г.)
1,00	0,00	-0,03	-0,05
0,00	1,00	-0,72	0,53

Стандартные ошибки			
		0,04	0,05
		0,67	0,73
	D(Прирост реального ВВП)	D(Прирост реальных инвестиций)	D(Уровень реальной цены на нефть)
Нормализованные коэффициенты	-2,77; 0,02	-12,11; -0,32	-4,59; 0,32
Стандартные ошибки	0,61; 0,06	4,58; 0,47	0,61; 0,06

Примечание. Рассматривалась коинтеграция, включающая константу и линейный детерминистский тренд; число запаздываний равно 2.



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.



Источник: расчеты авторов по данным Росстата и МВФ (IFS database, CD-ROM edition, June 2009).

Рис. П2.15. Диаграмма рассеяния: прирост реального ВВП ($D(\text{REAL_GDP_BASE_SA1})$) и прирост реальных инвестиций ($D(\text{INV_SA})$), сезонно сглаженные, в ценах I квартала 1999 г., процентные пункты, II квартал 2000 г. – IV квартал 2007 г.

Рис. П2.16. Диаграмма рассеяния: прирост сезонно сглаженного реального ВВП ($D(\text{REAL_GDP_BASE_SA})$, процентные пункты) и уровень реальной цены на нефть (P_OIL_CPI , дефлятор – ИПЦ США, долл./барр.), в ценах I квартала 1999 г., II квартал 2000 г. – IV квартал 2007 г.

Оценка модели с эффективной ценой на нефть

В качестве промежуточного этапа оценки зависимости темпов роста ВВП от цен на нефть нами была рассчитана эффективная цена на нефть, представляющая собой обычную цену, очищенную от величины вывозной таможенной пошлины на нефть, заложенной

в ней, которая направляется в Стабилизационный фонд (с начала 2008 г. разделенный на Резервный фонд и Фонд национального благосостояния). Таким образом, ресурсы предприятий, направляемые на осуществление производственных инвестиций, уменьшаются на величину экспортной пошлины. Соответственно величина этой пошлины не оказывает мультипликативного эффекта на ВВП. Подобная логика нарушается в случае, когда ресурсы Стабфонда расходуются государством. Однако особенность российской экономики заключается в том, что государство не прибегало к средствам Стабфонда за период с момента образования этого Фонда (т.е. с 2004 г.) по 2008 г. включительно. Следовательно, исследование зависимости прироста ВВП от нефтяных цен необходимо проводить с учетом цены на нефть, очищенной от величины экспортной пошлины.

Эффективная цена на нефть была получена на основании статистики ЦБ РФ и материалов базы данных российского законодательства «Консультант Плюс» путем деления экспортной выручки от продажи сырой нефти (в долларовом эквиваленте), скорректированной на величину экспортной пошлины, на физический объем экспорта нефти (в тоннах). Нами была также сделана попытка оценить эффективную цену на нефть путем вычитания из нее отчислений в Стабилизационный фонд РФ. Однако данные по этим отчислениям доступны лишь с 2004 г. Заметим также, что при расчете эффективной цены величина НДС из экспортной выручки не вычитается ввиду сложности корректной статистической оценки величины поступлений НДС, взимаемого с внутренней реализации нефти (т.е. внутреннего НДС), и НДС, взимаемого с экспортируемой нефти (внешнего НДС). Данный факт также усложняет оценку размера льгот по внутреннему и внешнему НДС.

Для устранения влияния инфляции на нефтяную цену в течение рассматриваемого временного интервала полученный результат приводится к 1999 г. посредством дефлирования, причем в качестве различных дефляторов используются следующие индексы:

- ИПЦ США;
- номинальный эффективный курс доллара США, NEER (на базе unit labour cost, по данным IFS);
- реальный эффективный обменный курс рубля, REER (по данным IFS).

Кроме того, в расчетах была сделана попытка учета структуры затрат компаний нефтяного сектора России при помощи дефлятора, построенного на базе теоретической структуры затрат холдинга

в нефтегазовом секторе (далее – структурного дефлятора), которая, по оценкам ИЭПП¹, имеет следующий вид:

затраты всего – 100%, в том числе:

- материальные затраты – 63%;
- заработная плата – 29%;
- отчисления во внебюджетные фонды – 4%;
- амортизация – 2%;
- прочие затраты – 2% (ввиду своей незначительности в расчетах не учитывались).

Структурный дефлятор (Def) рассчитывался по следующей формуле:

$$Def = 0,63 * IPP + 0,29 * No\ min\ al_ wage + 0,04 * No\ min\ al_ wage + 0,02 * Constr , \quad (*)$$

где *IPP* – индекс цен производителей промышленной продукции, ИЦП (на конец периода, % к концу предыдущего квартала);

No min al_wage – среднемесячная номинальная заработная плата (% к предыдущему кварталу);

Constr – сводный индекс цен строительной продукции (на конец периода, % к концу предыдущего квартала).

Различные варианты цены на нефть в реальном выражении, полученные при помощи четырех дефляторов, описанных выше, показаны на *рис. 8*. Каждый из этих вариантов, как и исходная номинальная цена, является нестационарным временным рядом первого порядка интегрированности (см. *табл. П2.6*).

Таблица П2.6

Результаты теста ADF для эффективных цен на нефть в реальном выражении

	ADF-статистика	P-value	Критический уровень (1%)	Критический уровень (5%)	Критический уровень (10%)	Гипотеза о наличии единичного корня (ряд DS, difference stationary)
Фактический уровень номинальной эффективной цены на нефть марки Брент (долл./барр.)	-0,64	0,8479	-3,63	-2,95	-2,61	Не отвергается

1 См. [Турунцева, Бобылев] (в печати).

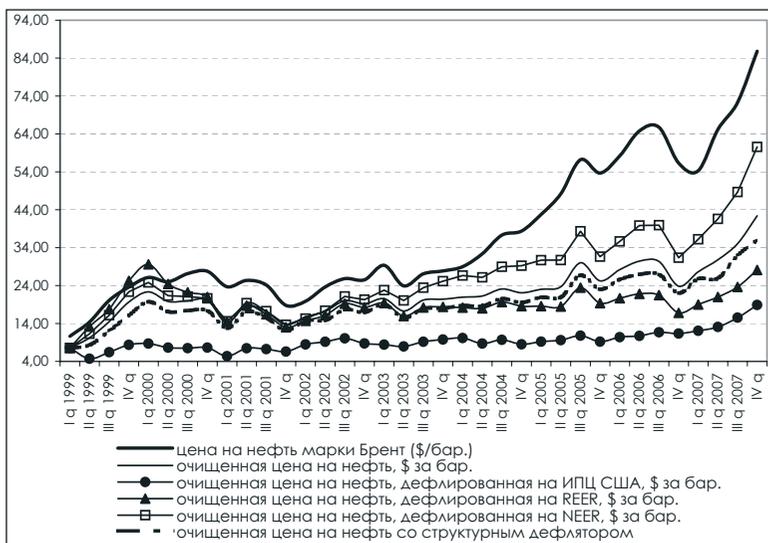
	ADF-статистика	P-value	Критический уровень (1%)	Критический уровень (5%)	Критический уровень (10%)	Гипотеза о наличии единичного корня (ряд DS, difference stationary)
Первая производная (прирост) от номинальной эффективной цены на нефть марки Brent	-6,09	0,0000	-3,63	-2,95	-2,61	Отвергается
Уровень реальной эффективной цены на нефть марки Brent (долл./барр.) (I кв.99 г.=100, дефлятор – ИПЦ США)	0,86	0,9937	-3,63	-2,95	-2,61	Не отвергается
Прирост реальной эффективной цены на нефть марки Brent (I кв.99 г.=100, дефлятор – ИПЦ США)	-6,25	0,0000	-3,63	-2,95	-2,61	Отвергается
Уровень реальной эффективной цены на нефть марки Brent (долл./барр.) (I кв. 99 г.=100, дефлятор – REER рубля)	-2,76	0,0753	-3,63	-2,95	-2,61	Не отвергается на 10%-м уровне значимости
Прирост реальной эффективной цены на нефть марки Brent (I кв.99 г.=100, дефлятор – REER)	-5,31	0,0001	-3,63	-2,95	-2,61	Отвергается
Уровень реальной эффективной цены на нефть марки Brent (долл./барр.) (I кв.99 г.=100, дефлятор – NEER)	-2,19	0,2148	-3,63	-2,95	-2,61	Не отвергается
Прирост реальной эффективной цены на нефть марки Brent (I кв.99 г.=100, дефлятор – NEER)	-7,01	0,0000	-3,63	-2,95	-2,61	Отвергается
Уровень реальной эффективной цены на нефть марки Brent (долл./барр.) (I кв.99 г.=100, структурный дефлятор)	-0,33	0,9097	-3,63	-2,95	-2,61	Не отвергается

	ADF-статистика	P-value	Критический уровень (1%)	Критический уровень (5%)	Критический уровень (10%)	Гипотеза о наличии единичного корня (ряд DS, difference stationary)
Прирост реальной эффективной цены на нефть марки Brent (I кв.99 г.=100, структурный дефлятор)	-7,30	0,0000	-3,63	-2,95	-2,61	Отвергается

При оценке коинтеграционного соотношения (21) и модели коррекции ошибками (22) с использованием новых переменных цен на нефть с различными дефляторами были получены в целом значимые модели со значимыми оценками коэффициентов при объясняющих переменных (результаты см. в *табл. П1.1* и *П1.2* Приложения 1 под номерами 8–12); во всех случаях остатки коинтеграционного соотношения можно считать стационарными (см. *табл. П2.7*).

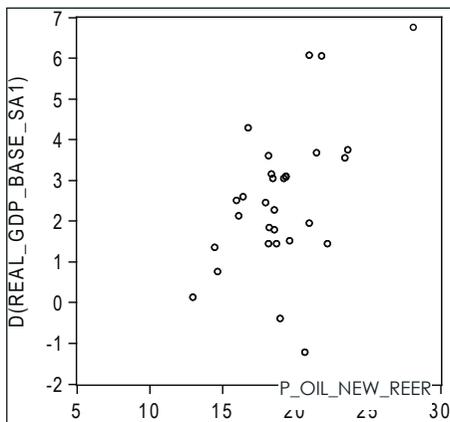
Согласно результатам анализа регрессий с разными эффективными ценами на нефть, наилучшими характеристиками (значимость отдельных коэффициентов и регрессии в целом), на наш взгляд, обладает уравнение с эффективной ценой, приведенной в цены I квартала 1999 г. посредством ее дефлирования по реальному эффективному обменному курсу рубля. Результаты оценки соответствующего коинтеграционного соотношения и модели коррекции ошибками приводятся в *табл. П1.1* и *П1.2* Приложения 1 (см. уравнение (12)), а также на *рис. П2.18–П2.22*.

Тем не менее необходимо отметить некоторое ухудшение качества новых моделей по сравнению с уравнениями, в которых использовалась обычная (не эффективная) цена на нефть (см. уравнения (7) в *табл. П1.1* и *П1.2* Приложения 1), поскольку удаление из уравнений (8)–(12) *dummy*-переменных на первые кварталы 2006–2007 гг. приводит к незначимости этих уравнений в целом. В последующих расчетах, необходимых для выделения структурной и конъюнктурной компонент темпов роста ВВП, будет использоваться обычная (а не эффективная) цена на нефть марки Brent в реальном исчислении, дефлированная по REER.



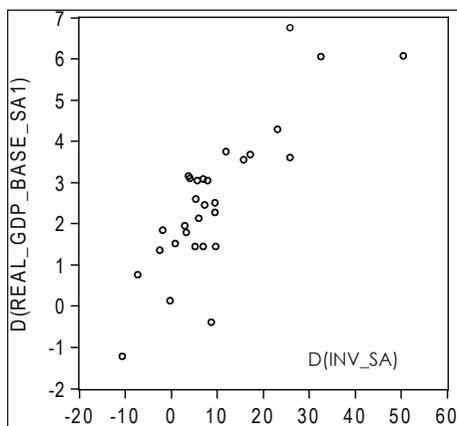
Источники: расчеты авторов по данным Росстата, МВФ (IFS database, CD-ROM edition, June 2009), базы данных «Консультант Плюс», ЦБ РФ.

Рис. П2.17. Очищенная (эффективная) цена на нефть с различными дефляторами (в ценах I квартала 1999 г.), долл./барр., I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.



Источники: расчеты авторов по данным Росстата, МВФ (IFS database, CD-ROM edition, June 2009), базы данных «Консультант Плюс», ЦБ РФ.

Рис. П2.18. Диаграмма рассеяния: прирост сезонно сглаженного реального ВВП (D(REAL_GDP_BASE_SA1), процентные пункты) и уровень реальной эффективной цены на нефть (P_OIL_NEW_REER, дефлятор – REER, долл./барр.), в ценах I квартала 1999 г., II квартал 2000 г. – IV квартал 2007 г.



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Рис. П2.19. Диаграмма рассеяния: прирост реального ВВП ($D(\text{REAL_GDP_BASE_SA1})$) и прирост реальных инвестиций в основной капитал ($D(\text{INV_SA})$), сезонно сглаженные, процентные пункты, в ценах I квартала 1999 г., III квартал 2000 г. – IV квартал 2007 г.

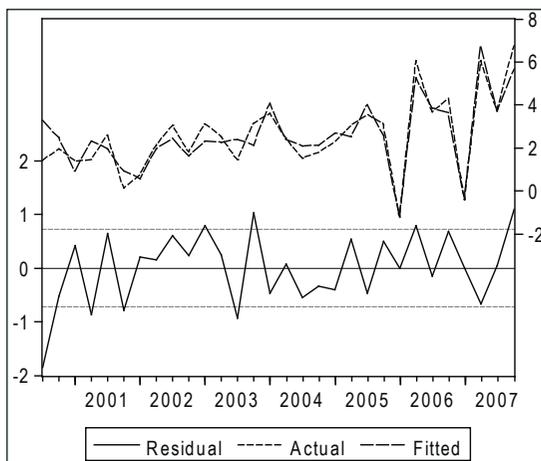


Рис. П2.20. Результаты оценки коинтеграционного соотношения между приростом реального ВВП, реальной эффективной ценой на нефть (дефлятор – REER) и приростом реальных инвестиций в основной капитал

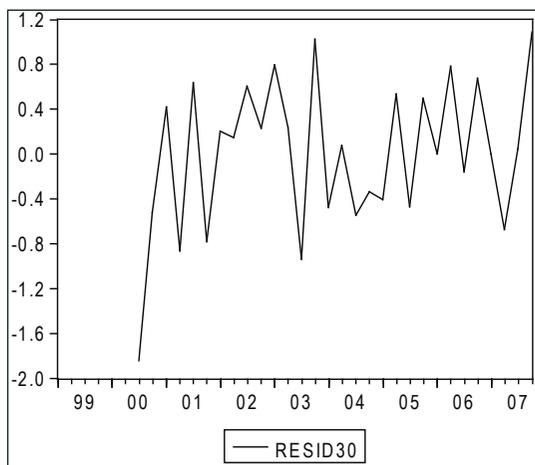


Рис. П2.21. График остатков коинтеграционного соотношения между приростом реального ВВП, реальной эффективной ценой на нефть (дефлятор – REER рубля) и приростом реальных инвестиций в основной капитал

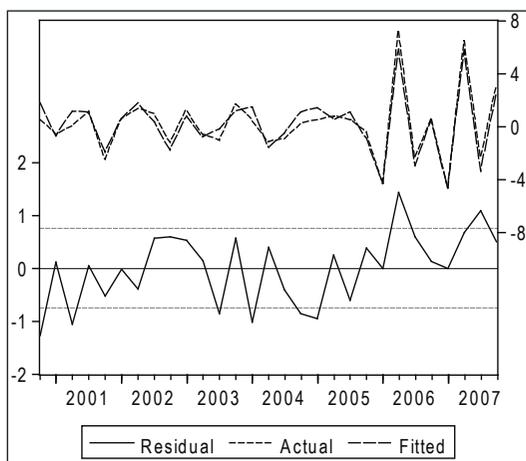


Рис. П2.22. Результаты оценки модели коррекции ошибок с реальной эффективной ценой на нефть (дефлятор – REER рубля)

Результаты тестов ADF и KPSS для остатков коинтеграционного соотношения в различных моделях

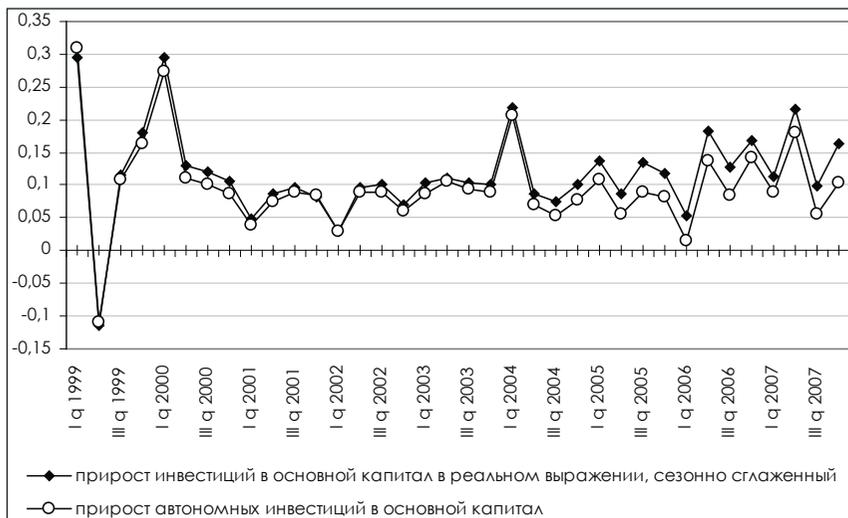
	ADF-статистика (ADF-тест, нулевая гипотеза: единичный корень, ряд $\dot{D}S$)	LM-статистика (KPSS-тест, нулевая гипотеза: ряд стационарен, TS)
Остатки коинтеграционного соотношения (10) между приростом реального ВВП и уровнем номинальной цены на нефть (в исходной модели)	-22,98***	0,24
Остатки коинтеграционного соотношения (10) между сезонно сглаженным ВВП и уровнем реальной цены на нефть (дефлятор – ИПЦ США)	-6,50***	0,12
Остатки коинтеграционного соотношения (10) между сезонно сглаженным ВВП и уровнем реальной цены на нефть (дефлятор – ИПЦ РФ)	-4,89***	0,31
Остатки коинтеграционного соотношения (10) между сезонно сглаженным ВВП и уровнем реальной цены на нефть (дефлятор – ИПЦ РФ)	-5,97***	0,32
Остатки коинтеграционного соотношения (10) между логарифмом сезонно сглаженного ВВП и логарифмом уровня реальной цены на нефть (дефлятор – ИПЦ РФ)	-2,81*	0,27
Остатки коинтеграционного соотношения (20) между приростом сезонно сглаженных инвестиций в реальном выражении и уровнем реальной цены на нефть (дефлятор – ИПЦ США)	-4,13***	0,10
Остатки коинтеграционного соотношения (21) между сезонно сглаженным приростом реального ВВП, сезонно сглаженным приростом реальных инвестиций и уровнем реальной цены на нефть (дефлятор – ИПЦ США)	-8,01***	0,10
Остатки коинтеграционного соотношения (21) между сезонно сглаженным приростом реального ВВП, сезонно сглаженным приростом реальных инвестиций и уровнем эффективной цены на нефть в номинальном выражении	-6,28***	0,11
Остатки коинтеграционного соотношения (21) между сезонно сглаженным приростом реального ВВП, сезонно сглаженным приростом реальных инвестиций и уровнем реальной эффективной цены на нефть (дефлятор – NEER)	-6,08***	0,46

	ADF-статистика (ADF-тест, нулевая гипотеза: единичный корень, ряд DS)	LM-статистика (KPSS-тест, нулевая гипотеза: ряд стационарен, TS)
Остатки коинтеграционного соотношения (21) между сезонно сглаженным приростом реального ВВП, сезонно сглаженным приростом реальных инвестиций и уровнем реальной эффективной цены на нефть (дефлятор – ИПЦ США)	-5,57***	0,19
Остатки коинтеграционного соотношения (21) между сезонно сглаженным приростом реального ВВП, сезонно сглаженным приростом реальных инвестиций и уровнем реальной эффективной цены на нефть (структурный дефлятор)	-6,50***	0,10
Остатки коинтеграционного соотношения (21) между сезонно сглаженным приростом реального ВВП, сезонно сглаженным приростом реальных инвестиций и уровнем реальной эффективной цены на нефть (дефлятор – REER)	-7,20***	0,30
<i>Справочно: критические значения KPSS-теста</i>		
1%	0,74	
5%	0,46	
10%	0,35	

* Нулевая гипотеза отвергается на 10%-м уровне значимости.

*** Нулевая гипотеза отвергается на 1%-м уровне значимости.

**Итоговая модель с ВВП, ценой на нефть и автономными инвестициями в основной капитал
(в реальном выражении)**



Источники: расчеты авторов по данным Росстата.

Рис. П2.24. Исходный прирост инвестиций и прирост автономных инвестиций (в реальном выражении), процентные пункты, I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.

Таблица П2.8

Результаты оценки коинтеграционного соотношения между приростом ВВП и уровнем цены на нефть с учетом прироста автономных инвестиций в основной капитал (в реальном выражении), выборка включает данные за 2008 г.

Объясняемая переменная	Прирост ВВП в реальном выражении			
	коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
Уровень цены на нефть в реальном выражении (дефлятор-REER)	0,000047	0,0003	0,18	0,8577
Прирост автономных инвестиций в основной капитал в реальном выражении	-0,04	0,03	-1,68	0,1011
Константа	0,03	0,008	3,57	0,0011
F-stat	1,42			

Объясняемая переменная	Прирост ВВП в реальном выражении			
Объясняющие переменные	коэффици- ент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
P-value F-stat	0,2547			
Выборка	III квартал 1999 г. – IV квартал 2008 г.			
Число наблюдений	38			
R-sq	0,08			
Adj. R-sq	0,02			
DW-stat.	2,19			

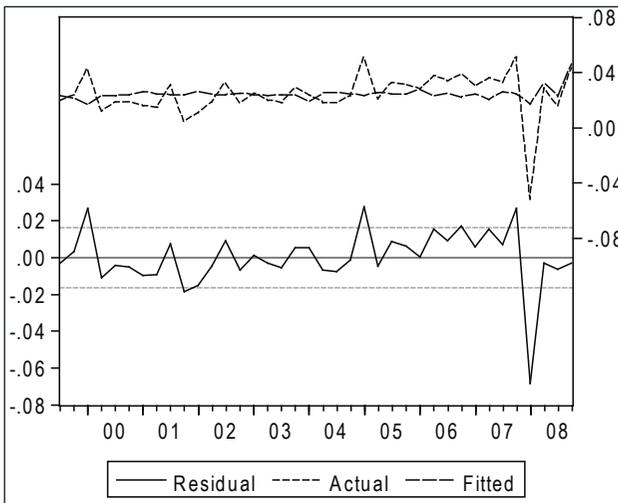
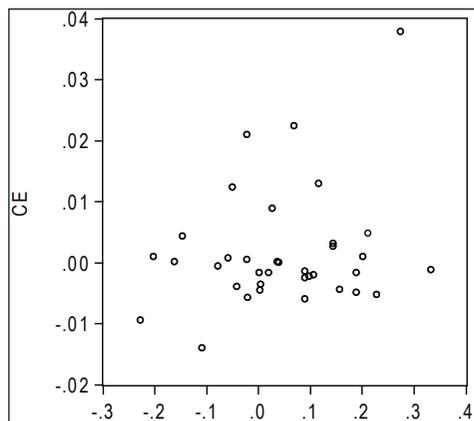


Рис. П2.25. Результаты оценки коинтеграционного соотношения между приростом ВВП и уровнем цены на нефть с учетом прироста автономных инвестиций в основной капитал (в реальном выражении), выборка включает данные за 2008 г.

Оценка зависимости прироста реального ВВП от краткосрочных колебаний цен на нефть



Источник: расчеты авторов по данным МВФ (IFS database, CD-ROM edition, June 2009).

Рис. П2.26. Диаграмма рассеяния: прирост реальной цены на нефть (POILR_R, I квартал 1999 г. = 100, дефлятор – REER) и остатков коинтеграционного соотношения (CE); I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.

Таблица П2.9

Результаты оценки зависимости остатков коинтеграционного соотношения между приростом ВВП и уровнем цены на нефть с учетом прироста автономных инвестиций (в реальном выражении) от прироста цены на нефть в реальном выражении

Объясняемая переменная	Остатки коинтеграционного соотношения			
	коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
Прирост цены на нефть в реальном выражении (дефлятор – REER)	0,02	0,01	1,35	0,1856
Константа	0,0009	0,002	0,51	0,6147
F-stat	1,83			
P-value F-stat	0,1856			
Выборка	I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.			
Число наблюдений	36			
R-sq	0,05			
Adj. R-sq	0,02			

Объясняемая переменная	Остатки коинтеграционного соотношения			
Объясняющие переменные	коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
DW-stat.	1,67			

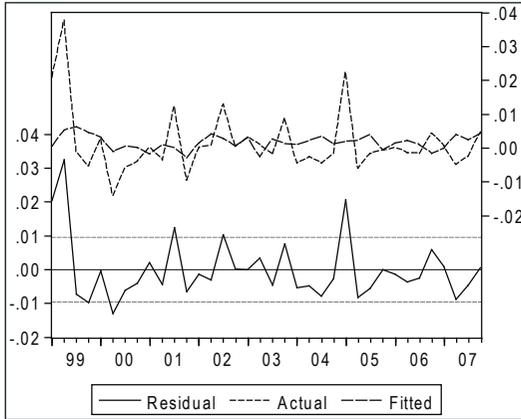


Рис. П2.27. Результаты оценки зависимости остатков коинтеграционного соотношения от прироста цены на нефть в реальном выражении



Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Рис. П2.28. Результаты разложения прироста ВВП в реальном выражении (в ценах I квартала 1999 г.) на структурную и конъюнктурную компоненты в соответствии с логикой коинтеграционного соотношения; процентные пункты; I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.

Процедура коррекции ряда прироста реального ВВП на «выбросы» в первых кварталах 2005–2007 гг.

В целях устранения сезонности из ряда прироста ВВП нами было оценено уравнение вида (*):

$$\Delta Y_t = c_1 DUM1 + c_2 DUM2 + c_3 DUM3 + c_4 DUM4 + c_5 DUM_2005 + \varphi_t, \quad (*)$$

где $DUM1$ – $DUM4$ – dummy-переменные, равные 1 для I–IV кварталов соответственно, и 0 – в остальных случаях;

DUM_2005 – dummy-переменная, равная 1 для первых кварталов 2005–2007 гг., и 0 – в остальных случаях.

Ослабление интенсивности экономического роста в I квартале 2005 г. было связано с преобладанием со второй половины 2004 г. роли торговли по сравнению со строительством в структуре экономического роста; при этом прирост инвестиций в I квартале 2005 г. был на 5,4 п.п. ниже уровня аналогичного периода 2004 г. «Выбросы» в 2006 и 2007 гг., как уже упоминалось в работе, были связаны с замедлением темпов роста инвестиций в основной капитал, строительства и промышленного производства, а также с падением мировых цен на нефть¹.

Результаты оценки уравнения (*) приведены в *табл. ПЗ.1* и на *рис. ПЗ.1*.

Таблица ПЗ.1

Результаты оценки уравнения коррекции ряда прироста реального ВВП

Объясняемая переменная	Прирост реального ВВП (в ценах I квартала 1999 г.)			
	коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
DUM1	-0,08	0,006	-13,22	0,0000
DUM2	0,09	0,005	13,78	0,0000
DUM3	0,16	0,005	33,31	0,0000
DUM4	-0,04	0,005	-8,99	0,0000
DUM_2005	-0,04	0,010	-3,76	0,0007
Выборка	I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.			

1 См. [ИЭПП, 2005, с. 21] (доступно также на сайте www.iet.ru).

Объясняемая переменная	Прирост реального ВВП (в ценах I квартала 1999 г.)			
Объясняющие переменные	коэффициент	стандартное отклонение	t-stat	P-value
Число наблюдений	36			
R-sq	0,98			
Adj. R-sq	0,98			
DW-stat.	2,08			

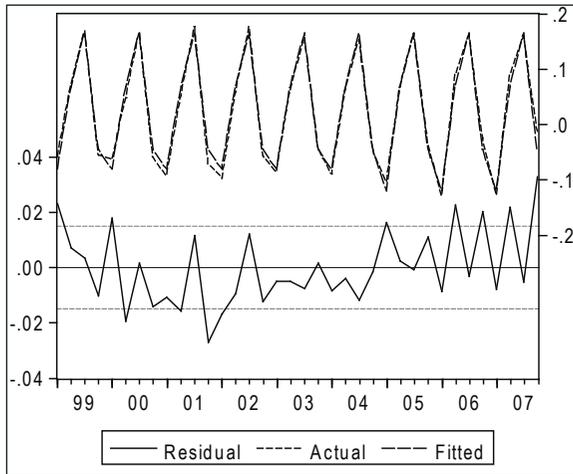


Рис. ПЗ.1. Результаты коррекции ряда прироста реального ВВП (в ценах I квартала 1999 г., процентные пункты)

Далее на основе полученной оценки коэффициента при DUM_2005 исходный ряд прироста реального ВВП корректировался на «выбросы» в первых кварталах 2005–2007 гг. по следующей формуле:

$$\Delta Y_R_t = \Delta Y_t - c_5 DUM_2005 = \Delta Y_t + 0.04 DUM_2005 \quad (**)$$



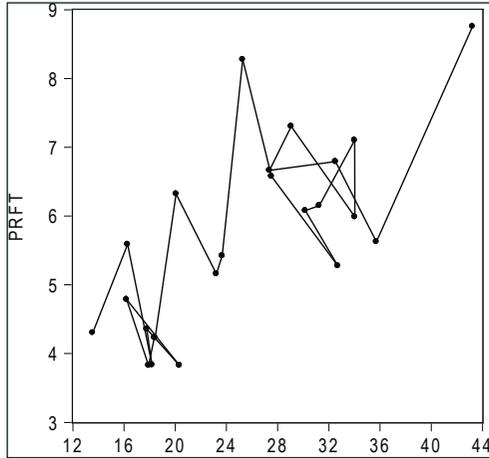
Примечание. На графике выделены «выбросы» в первых кварталах 2005–2007 гг.

Источник: расчеты ИЭПП по данным Росстата.

Рис. ПЗ.2. Фактический и скорректированный на «выбросы» в первых кварталах 2005–2007 гг. ряды прироста реального ВВП (в ценах I квартала 1999 г.), процентные пункты, I квартал 1999 г. – IV квартал 2007 г.

где ΔY_R_t – прирост реального ВВП (в ценах I квартала 1999 г.), скорректированный на «выбросы» в первых кварталах 2005–2007 гг. в момент времени t .

Исследование прогрессивности налоговых поступлений в долях ВВП по цене на нефть



Источник: расчеты ИЭПП по данным Минфина России и Росстата.

Рис. П4.1. Диаграмма рассеяния очищенных поступлений налога на прибыль в долях ВВП (PRFT, %) и уровня реальной (в ценах I квартала 1999 г.) цены на нефть марки Brent (POILR, долл./барр.), I квартал 2002 г. – IV квартал 2007 г.

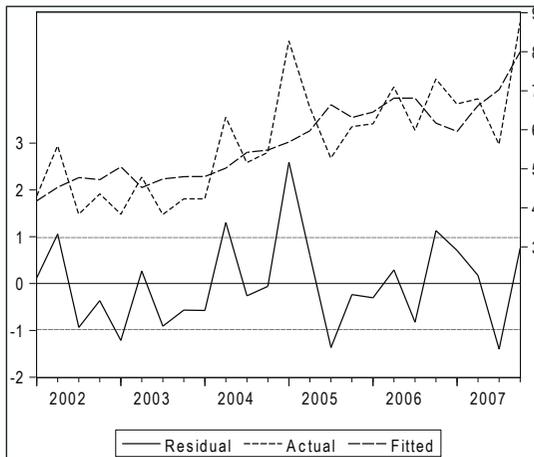
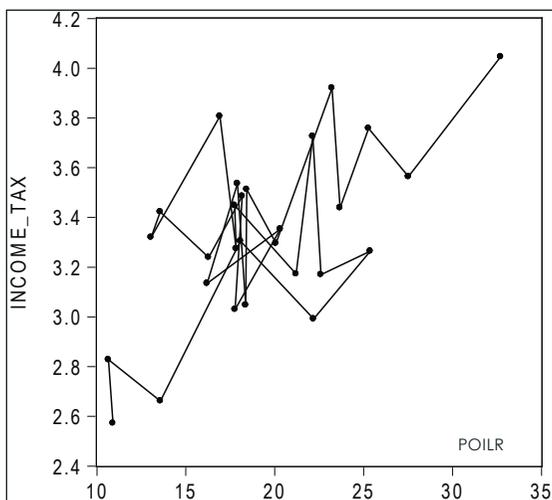


Рис. П4.2. Результаты оценки зависимости очищенных поступлений налога на прибыль в долях ВВП от уровня цены на нефть в реальном выражении



Источник: расчеты ИЭПП по данным Минфина России и Росстата.

Рис. П4.3. Диаграмма рассеяния очищенных поступлений НДФЛ в долях ВВП (INCOME_TAX, %) и уровня реальной (в ценах I квартала 1999 г.) цены на нефть марки Brent (POILR, долл./барр.), I квартал 2001 г. – IV квартал 2007 г.

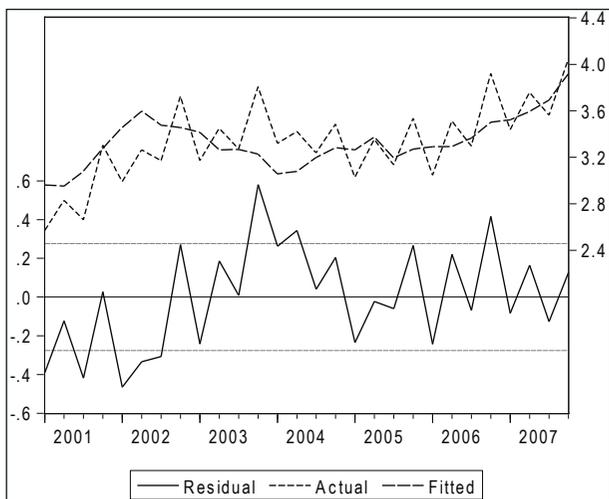
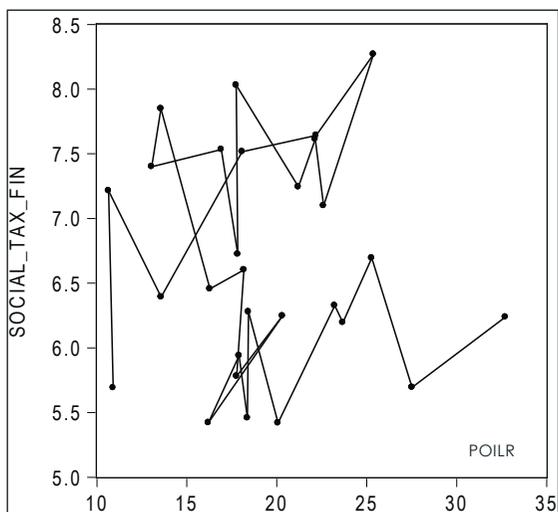


Рис. П4.4. Результаты оценки зависимости очищенных поступлений НДФЛ в долях ВВП от уровня цены на нефть в реальном выражении



Источник: расчеты ИЭПП по данным Минфина России и Росстата.

Рис. П4.5. Диаграмма рассеяния очищенных поступлений ЕСН в долях ВВП (SOCIAL_TAX_NEW_FIN, %) и уровня реальной (в ценах I квартала 1999 г.) цены на нефть марки Brent (POILR, долл./барр.), I квартал 2001 г. – IV квартал 2007 г.

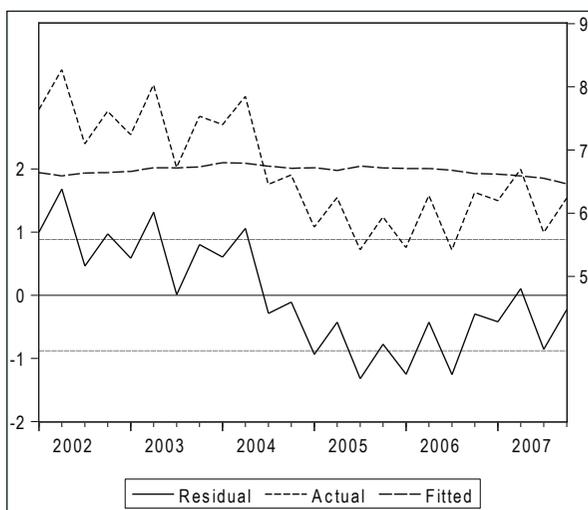
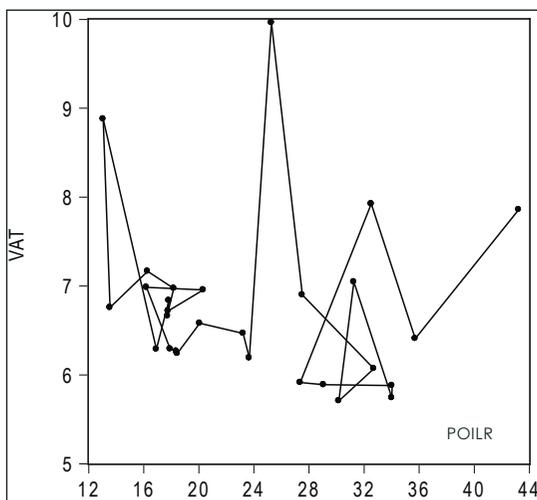


Рис. П4.6. Результаты оценки зависимости очищенных поступлений ЕСН в долях ВВП от уровня цены на нефть в реальном выражении



Источник: расчеты ИЭПП по данным Минфина России и Росстата.

Рис. П4.7. Диаграмма рассеяния очищенных поступлений НДС в долях ВВП (VAT, %) и уровня реальной (в ценах I квартала 1999 г.) цены на нефть марки Брент (POILR, долл./барр.), I квартал 2001 г. – IV квартал 2007 г.

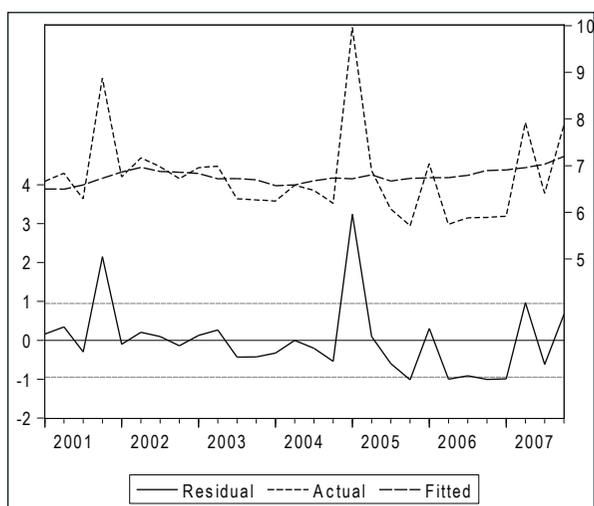
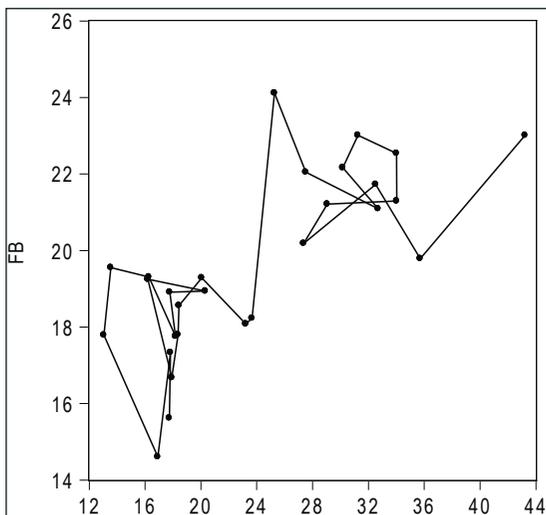


Рис. П4.8. Результаты оценки зависимости очищенных поступлений НДС в долях ВВП от уровня цены на нефть в реальном выражении



Источник: расчеты ИЭПП по данным Минфина России и Росстата.

Рис. П4.9. Диаграмма рассеяния фактических налоговых доходов федерального бюджета в долях ВВП (FB, %) и уровня реальной (в ценах I квартала 1999 г.) цены на нефть марки Brent (POILR, долл./барр.), квартал 2001 г. – IV квартал 2007 г.

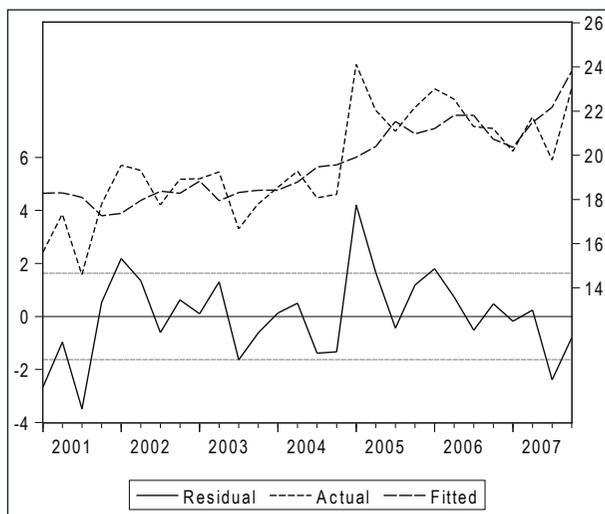
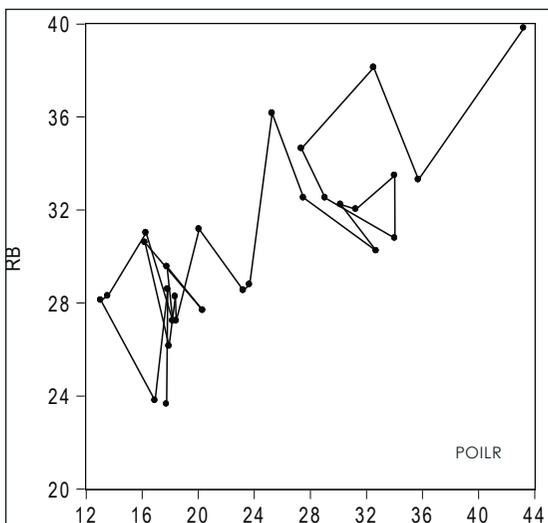


Рис. П4.10. Результаты оценки зависимости фактических налоговых доходов федерального бюджета в долях ВВП от уровня цены на нефть в реальном выражении



Источник: расчеты ИЭПП по данным Минфина России и Росстата.

Рис. П4.11. Диаграмма рассеяния фактических налоговых доходов бюджета расширенного правительства в долях ВВП (RB, %) и уровня реальной (в ценах I квартала 1999 г.) цены на нефть марки Brent (POILR, долл./барр.), I квартал 2001 г. – IV квартал 2007 г.

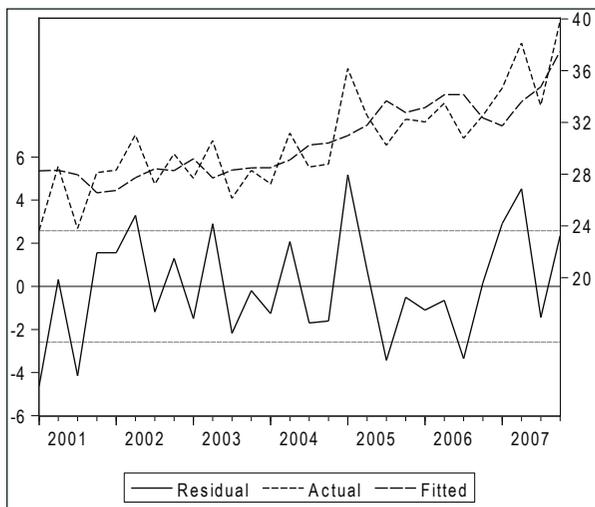


Рис. П4.12. Результаты оценки зависимости фактических налоговых доходов бюджета расширенного правительства в долях ВВП от уровня цены на нефть в реальном выражении

Институтом экономики переходного периода с 1996 года издается серия “Научные труды”. К настоящему времени в этой серии вышло в свет более 100 работ.

*Последние опубликованные работы
в серии “Научные труды”*

№ 128Р С.М. Дробышевский, С.С. Наркевич, Е.С. Пикулина, Д.И. Полевой. *Анализ возможности возникновения «пузыря» на российском рынке недвижимости. 2009.*

№ 127Р Коллектив авторов. *Анализ правил денежно-кредитной политики Банка России в 1999–2007 гг. 2009.*

№ 126Р Коллектив авторов. *Анализ институциональной динамики в странах с переходной экономикой. 2009.*

№ 125Р С. Шишкин, Л. Попович. *Анализ перспектив развития частного финансирования здравоохранения. 2009.*

№ 124Р И. Дежина, В. Киселева. *Тенденции развития научных школ в современной России. 2009.*

№ 123Р Г. Идрисов, Л. Фрейнкман. *Гистерезис в динамике структуры банковских вкладов: исследование для стран СНГ. 2009.*

№ 122Р Трунин П., Каменских М., Муфтяхетдинова М. *Исламская финансовая система: современное состояние и перспективы-вы развития. 2009.*

№ 121Р Коллектив авторов. *Реализация реформы местного самоуправления в Хабаровском крае. 2008.*

№ 120Р Славгородская М., Летунова Т., Хрусталева А. *Анализ финансовых аспектов реализации реформы местного самоуправления. 2008.*

Для заметок

Для заметок

Для заметок

Казакова Мария Владимировна
Синельников-Мурылев Сергей Германович
Кадочников Павел Анатольевич

**Анализ структурной и конъюнктурной
составляющих налоговой нагрузки
в российской экономике**

*Редактор: Н. Главацкая
Корректор: Н. Андрианова
Компьютерный дизайн: Е. Немешаева*

Подписано в печать 13.10.2009
Тираж 300 экз.

125993, Москва, Газетный пер., 5

Тел. (495) 629–6736
Факс (495) 697–8816
www.iet.ru
E-mail: info@iet.ru

