

# Статьи

## Регулирование электроэнергетики России: роль регионов<sup>\*</sup>

Галина Юдашкина<sup>†</sup>

*Сибирский университет потребительской кооперации, Новосибирск*

Сергей Побочий<sup>‡</sup>

*Межрегиональная ассоциация региональных энергетических комиссий, Москва*

В работе оценивается влияние интересов энергокомпаний, потребителей и губернаторов на политику в сфере регулирования тарифов на электроэнергию в регионах России. Используются панельные данные о тарифах и потреблении электроэнергии в 77 регионах за 1998–2003 гг. Анализ показал, что губернаторы были склонны «замораживать» тарифы при проведении выборов, и что энергоемкие предприятия предпочитают покупать электроэнергию на федеральном оптовом рынке, а не вести переговоры о низких тарифах с региональными регуляторами. Сделан вывод о том, что регулирование в 1998–2003 гг. имело преимущественно социальную направленность, а не защищало интересы промышленных потребителей, однако анализ тенденции к сокращению перекрестного субсидирования свидетельствует о снижении такого рода социальной нагрузки на электроэнергетику. Учитывая высокий уровень бедности населения, необходимо пересмотреть подходы к установлению предельных тарифов с тем, чтобы четко разграничить социальные и экономические параметры регулирования.

*Ключевые слова: Россия, электроэнергетика, регулирование, теория групп интересов, губернаторы, панельные данные*

*Классификация JEL: L94, L51*

### 1 Электроэнергетика России: основы регулирования и ценовая политика

Формирование электроэнергетики СССР и России было основано на поэтапном объединении и организации параллельной работы региональных энергетических систем (объединяющих в одном регионе генерацию электроэнергии, ее передачу, распределение, диспетчеризацию и сбыт) с формированием межрегиональных объединенных энергосистем и их объединением в единую электроэнергетическую систему. В 1992 г. крупнейшие генерирующие компании и межрегиональные сети были переданы в федеральную собственность, и на их основе был сформирован федеральный оптовый рынок электроэнергии и мощности (ФОРЭМ). Основными покупателями электроэнергии на этом рынке являются энергодефицитные региональные энергокомпании, которые обслуживают розничный рынок электроэнергии, продавая ее конечным потребителям: промышленности, непромышленной сфере, населению. Сектор розничных продаж имеет региональную сегментацию. Основные характеристики энергосистемы России, оптового и розничного рынка электроэнергии приведены в таблицах 1–4.

<sup>\*</sup>Цитировать как: Юдашкина, Галина и Сергей Побочий (2007). «Регулирование электроэнергетики России: роль регионов», Квантиль, №2, стр. 107–130. Citation: Yudashkina, Galina and Sergey Pobochoy (2007). “Regulation of the electricity sector in Russia: regional aspects,” *Quantile*, No.2, pp. 107–130.

<sup>†</sup>Адрес: 630087, г. Новосибирск, проспект К. Маркса, 26. Электронная почта: [gvyyu@mail.ru](mailto:gvyyu@mail.ru)

<sup>‡</sup>Адрес: 109544, г. Москва, Славянская площадь, 2/5/4, офис 4163. Электронная почта: [amkor2000@mail.ru](mailto:amkor2000@mail.ru)

Таблица 1: Установленная мощность электростанций на конец 2003 г., млн. кВт.

	Всего	ТЭС	ГЭС	АЭС
Всего по РФ	216,4	148,4	45,3	22,7
В том числе:				
Электростанции РАО «ЕЭС России»	156,6	121,9	34,7	–
Электростанции «Росэнергоатом»	22,7	–	–	22,7

Таблица 2: Динамика потребления электроэнергии в РФ, млрд. кВт-ч.

Год	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Потребление	1062	1002	945	856	840	828	813	809	832	863	875	878,3	903,9

В настоящее время как оптовый, так и розничный сектор являются объектами госрегулирования. При этом сама система регулирования стала более комплексной и продолжает меняться в поисках оптимального баланса между регулированием и дерегулированием, а также оптимального распределения полномочий между различными уровнями регулирования – федеральным, региональным, муниципальным. Целью данного исследования является анализ влияния экономических, социальных и политических факторов на региональное регулирование тарифов.

Российская система регулирования формировалась под влиянием мирового опыта, однако она имеет особенности, обусловленные законодательной спецификой. Под термином «регулирование» в России понимается в основном лишь один метод регулирования – установление цен (тарифов). При этом такие его виды, как регулирование качества услуг, контроль соблюдения правил поведения на рынке, лицензирование, регулирование доступа к инфраструктуре, недостаточно институционализированы. Кроме того, отсутствует понимание неразрывности комплекса регулирующих воздействий на те или иные сферы деятельности. Государственное регулирование тарифов на электроэнергию в России осуществляется на трех уровнях: федеральном, региональном и муниципальном. На федеральном уровне регулирующим органом является Федеральная энергетическая комиссия России, с марта 2004 г. – Федеральная служба по тарифам (далее ФЭК или ФСТ), на региональном – региональные энергетические комиссии (далее – РЭК). Оптовые тарифы регулируются ФЭК (ФСТ). Розничные цены регулируются РЭКами. На муниципальном уровне регулируются только небольшие энергоснабжающие организации, находящиеся в муниципальной собственности. Таким образом, основными игроками в сфере тарифного регулирования являются федеральные и региональные регуляторы. Принципиальная схема функционирования системы регулирования представлена на Рис. 1.

В большинстве стран ключевым элементом системы регулирования является обеспечение независимости регулирующего органа от исполнительной власти. Российская система регулирования подчинена исполнительной власти, которая вправе прямо влиять на решения регулирующих органов. ФСТ находится в прямом подчинении федерального правительства. В то же время РЭКи подчинены органам исполнительной власти субъектов Российской Федерации (губернаторам).

Отсутствие прямой подчиненности региональных регуляторов (РЭК) федеральному (ФЭК) не позволяет ФЭК контролировать экономическую обоснованность региональных тарифов. ФЭК имеет право определять единую нормативно-методическую базу ценообразования и устанавливать предельные тарифы для отдельных групп конечных потребителей. Единая для всех регионов методика ценообразования была разработана ФЭК только в середине

Таблица 3: Структура оптового рынка электроэнергии ФОРЭМ по состоянию на 2003 г.

Основные поставщики	Покупатели
11 атомных электростанций – 44,9% поставок	68 энергодефицитных региональных
22 тепловые электростанций – 31,2% поставок	энергокомпаний – 87,4% покупок
12 гидравлических электростанций – 19,9% поставок	40 крупных потребителей – 6,6% покупок
3 энергоизбыточные региональные энергокомпании – 3,9% поставок	Экспорт – 6% покупок

Таблица 4: Структура потребителей розничного рынка электроэнергии в 2003 г.

	Млрд. кВт-ч	Доля, %
Промышленность всего, в том числе:	241,1	45,9
Цветная металлургия	51,4	9,8
Черная металлургия	36,5	7,0
Машиностроение и металлообработка	36,1	6,9
Топливная промышленность	35,0	6,7
Сельское хозяйство	17,3	3,3
Транспорт и связь	63,7	12,1
Строительство	5,3	1,0
Жилищно-коммунальное хозяйство	75,2	14,3
Население	44,3	8,4
Прочие отрасли	78,2	14,9
Всего	525,2	100

2002 г.<sup>1</sup> Предельные тарифы в 1998–2003 гг. фактически были установлены только для населения. Таким образом, в анализируемый период региональный регулятор обладал значительными возможностями для самостоятельного установления тарифов.

Общепризнано, что основными проблемами ценовой политики в электроэнергетике России являются относительно низкий уровень тарифов на электроэнергию при довольно низкой эффективности использования энергии, несовершенство механизмов регулирования тарифов, большие масштабы перекрестного субсидирования (т.е. дотирования одних категорий потребителей за счет увеличения тарифов для других категорий потребителей).

Проблемы низких тарифов и эффективности использования электроэнергии не станут предметом данной работы. Тем не менее необходимо заметить, что уровень тарифов в России в долларовом эквиваленте, который снизился после кризиса в 1998 г., имеет тенденцию к росту, и можно говорить в целом о том, что тарифы в России незначительно отличаются от тарифов других стран СНГ.

В соответствии с основами ценообразования, разработанными<sup>2</sup> в 2004 г., продекларировано несколько способов расчета тарифов: (1) метод экономически обоснованных расходов (затрат); (2) метод экономически обоснованной доходности инвестированного капитала (аналог – метод “Rate of return” в США); (3) метод индексации тарифов. Однако до настоящего времени тарифы рассчитываются первым методом (затраты плюс прибыль). Тариф включает в себя затраты на производство электроэнергии и затраты на оплату услуг по передаче электроэнергии и других услуг, связанных с процессом поставки электроэнергии. Схема формирования тарифа на розничном рынке включает федеральные и региональные компоненты. Расчет тарифа базируется на расчете необходимой валовой выручки региональной

<sup>1</sup>Первая методика ценообразования была утверждена Постановлением ФЭК России №49-э/8 от 31.07.02.

<sup>2</sup>Постановление Правительства РФ №109 от 26.02.04 «О ценообразовании в отношении электрической и тепловой энергии в Российской Федерации».



Рис. 1: Принципиальная схема функционирования системы регулирования.

энергокомпания (NGR). Схема формирования следующая:

$$NGR = FOREM + AP + NP + CP + OC,$$

где «федеральные» компоненты, регулируемые ФЭК (ФСТ), следующие: *FOREM* – сумма затрат, включающая в себя тариф покупки электроэнергии на ФОРЭМ, тарифы передачи электроэнергии по общероссийским сетям и тарифы на услуги по оперативно-диспетчерскому управлению в электроэнергетике, *AP* – абонентная плата за услуги РАО «ЕЭС России» по организации функционирования и развитию Единой энергетической системы России, *NP* – «необходимая прибыль», т.е. прибыль, необходимая для поддержания бизнеса и роста энергокомпаний, в том числе инвестиции; а «региональные» компоненты, регулируемые РЭК, следующие: *CP* – платежи по заемным средствам, включая долгосрочные инвестиционные кредиты, *OC* – собственные затраты энергокомпаний, включая затраты на местную генерацию (локальные ТЭЦ, поставляющие тепло и электроэнергию напрямую потребителям) и затраты на передачу электроэнергии (высокое напряжение – крупные промышленные предприятия, среднее напряжение – другие промышленные и непромышленные предприятия, низкое напряжение – население).

В федеральный закон «О государственном регулировании тарифов на электрическую и тепловую энергию в РФ» были внесены изменения, в соответствии с которыми начиная с 2004 г. Правительство РФ ежегодно устанавливает предельные тарифы (минимальные и максимальные) для регионов. Расчет этих тарифов и их прогноз на следующие 2–3 года осуществляет ФСТ. В пределах этих границ, специфичных для каждого региона, РЭК обязаны устанавливать тарифы.

В итоге можно отметить, что модель регулирования начала меняться в сторону усиления контроля федеральных органов власти над региональными регуляторами. Тем не менее новая методика определения тарифов оставляет открытым вопрос обоснованности региональ-

ной дифференциации тарифов. Для прогнозирования предельных тарифов ФСТ обязана использовать ряд технических и технологических показателей, характеризующих состояние энергосистемы региона и учитывать социально-экономические и политические параметры: макроэкономические индикаторы социально-экономического развития Российской Федерации, имевшее место в предыдущие периоды регулирования тарифов экономически необоснованное сдерживание отдельными РЭК роста тарифов. Очевидно, что отсутствие объективного анализа того, какие факторы могли формировать «необоснованное» сдерживание тарифов, может негативно повлиять на решения федерального регулятора. Приведенный выше обзор показывает, что до 2004 г. у региональных властей имелись большие возможности манипулировать тарифами. В том случае, если это не будет принято в расчет, федеральное регулирование только закрепит сложившуюся неэффективную систему тарифов. Анализ факторов, воздействующих на региональное регулирование тарифов, является целью данной работы.

## 2 Методология исследования

До 60-х годов теория регулирования базировалась на постулате необходимости регулирования для корректировки ситуаций, когда условия функционирования бизнеса отклоняются от совершенной конкуренции, в том числе в ситуации естественной монополии, когда рост производственной эффективности может негативно сказаться на распределительной эффективности. В соответствии с этим, так называемым, «нормативным анализом в качестве позитивной теории» (Peltzman, Levine & Noll, 1989) предполагалось, что созданные регулирующие органы будут сокращать или устранять элементы неэффективности, «провалы рынка». Действуя подобным образом в отраслях естественной монополии, государство фактически пытается имитировать действие рынка совершенной конкуренции, так что регулирование оказывается заменителем конкуренции (Sidak & Spulber, 1998), а не реакцией на нежелательные результаты.

Другой путь обоснования желательности регулирования – это необходимость предотвращения или компенсации негативных результатов рыночного процесса, когда распределение доходов между участниками системы может оцениваться как нежелательное, исходя из соображений справедливости, патерналистских мотивов или же этических принципов. Принято считать, что при реализации соответствующих вмешательств обычно возникают противоречия с задачей максимизации экономической эффективности, поскольку воздействие перераспределения на стимулы может снизить уровень индивидуальной полезности (Okun, 1975). В этом случае для решения задачи «эффективность против справедливости» необходимо регулирование с учетом расширения понятия «эффективность» до «социальной эффективности» (Posner, 1974). В качестве примера такого рода регулирования можно назвать перекрестное субсидирование, когда в цену, назначаемую одному потребителю, включаются дотации, за счет которых снижается цена для другого потребителя.

Основная проблема теории заключалась в том, что до 60-х годов она не тестировалась эмпирически. Систематический эмпирический анализ эффектов экономического регулирования ведет свое начало с работы Стиглера и Фридланд (Stigler & Friedland, 1962), в которой оценивались эффекты регулирования электроэнергетических компаний. Приведенная форма уравнения для анализа цены  $P$  в данной работе имела следующий вид:

$$P = f(D, S, R),$$

где  $D$  – факторы изменения спроса на электроэнергию, не зависящие от политики регулирования (урбанизация и доход),  $S$  – факторы изменения предложения электроэнергии, не зависящие от регулирования (цена топлива и доля выпуска энергии, приходящаяся на гидрогенерацию). Регулирование моделируется фиктивной переменной  $R$ , принимающей значения

0 или 1. Основные результаты этого и последующего исследования Стиглера (Stigler, 1971) привели его к выводу о том, что регулирование вводится с подачи самой регулируемой отрасли, и регулятор оперирует преимущественно в ее целях. Такая трактовка объясняет факты существования неэффективной практики регулирования, которая никак не могла быть объяснена с точки зрения теории общественного интереса. Это стало основой «теории захвата» в регулировании, в соответствии с которой предполагается, что регулирующие государственные ведомства, преследуя в начальный период своего создания цели повышения общественного благосостояния, впоследствии «захватываются» частными экономическими агентами, поведение которых они призваны регулировать, что изменяет действующие правила регулирования в пользу регулируемого сектора. Соответственно снижается эффективность регулирования, его положительное влияние на рост общественного благосостояния. Экономическая модель захвата разработана Мартимортом (Martimort, 1999).

Свое развитие экономическая теория регулирования получила в работах Пельцмана (Peltzman, 1987) и Беккера (Becker, 1983), базирующихся на анализе поведения групп экономических агентов, объединенных общим интересом (групп интересов или групп давления). Здесь регулирование более не является просто константой, моделируемой фиксированной переменной, а трактуется как эндогенный результат взаимодействия политиков, избирателей, бюрократов и некоторых других групп интересов. Пельцман предположил, что политики используют регулирование так, чтобы обеспечить себе максимальную политическую поддержку. Беккер исследовал последствия конкуренции между отраслевыми группами интересов за политическое влияние.

Оценивать эффективность сложившейся в 1998–2003 гг. системы регулирования целесообразно в рамках экономической теории регулирования. В регулируемой сфере (на монопольном рынке товара) функционирует три группы экономических агентов: монополичный поставщик товара, потребители товара и государство. Первые две группы преследуют потенциально встречные интересы, сводящиеся к минимизации собственных затрат и максимизации прибыли за счет остальных, хотя наиболее действенными возможностями в этом направлении обладает монополист – первичный собственник объекта оборота (товара, услуги). В таких условиях избыточное удовлетворение (либо игнорирование) интересов одной группы неминуемо ведет к срыву функционирования системы в целом. С целью предотвращения этого образуется специальный орган регулирования, главной задачей и базовым принципом работы которого в соответствии с законодательством является максимальное обеспечение оптимального баланса интересов государства, монополиста и потребителей. При этом учитывается, что государство также имеет собственные интересы, обусловленные общей экономической стратегией, непосредственное влияние на успешность реализации которой оказывает экономическая ситуация в сфере действия монополий. Для балансирования всех этих интересов регулятор наделяется комплексом полномочий по осуществлению мер властно-распорядительного воздействия на конкретную сферу, при этом перечень таких мер и инструменты их применения законодательно ограничиваются.

Возможности регулятора обеспечить «справедливый» баланс интересов ставятся под сомнение в теории «захвата» регулятора. Две основные характеристики системы регулирования тарифов в России следующие: отсутствие независимости регулятора и недостаток координации между федеральным и региональным уровнем регулирования делают ее уязвимой с точки зрения возможности «захвата» органа регулирования. Это позволяет, следуя положениям теории захвата регулятора предположить, что регулирующий орган (РЭК) не имеет самостоятельной роли, а реагирует на предпочтения групп давления (групп интересов).

Таким образом, необходимо моделировать политику регулирования не как простое ограничение, механически налагаемое на фирму, а как эндогенный результат взаимодействия групп давления. Каждая группа рассматривается как максимизирующая свои выгоды в рамках из-

вестного ей технологического и стратегического (в частности, информационного) окружения:

$$T = f(R, C, M), \quad (1)$$

где  $T$  – тариф,  $R$  – фактор регулирования тарифов государством,  $C$  – факторы спроса на товар, зависящие от потребителей,  $M$  – факторы предложения товара, зависящие от поставщика-монополиста.

Государственное регулирование представлено на двух уровнях. На федеральном уровне, как уже было отмечено выше, регулирование до 2004 г. было формализовано только через ценовые составляющие (оптовая цена электроэнергии, цена передачи по магистральным сетям). Региональный уровень регулирования представляет губернатор, стремящийся заручиться поддержкой на выборах. Следуя положениям теории Пельцмана (Peltzman, 1987), будем считать, что основной задачей губернатора оказывается задача проведения регулирования, эффективного с точки зрения оптимизации своей поддержки как финансами со стороны монополиста-поставщика и фирм-потребителей, так и непосредственно населением – избирателями. Другими словами, уровень тарифа должен быть установлен так, чтобы приращение голосов за счет перераспределения доходов уравнивалось бы потерей голосов вследствие роста цен.

Монополист – региональная энергокомпания – представляет собой вертикально-интегрированную структуру, в состав которой входят генерация, передача, снабжение и сбыт электроэнергии конечным потребителям. Реструктуризация электроэнергетики включает в себя горизонтальное разделение генерации, передачи и снабжения электроэнергией, но до 2005 г. вертикальная структура региональных энергокомпаний сохраняется, произошло только разделение затрат энергокомпаний по видам деятельности. А в период 1998–2003 гг. внутри энергокомпаний не происходило разделение затрат по этим видам деятельности, так что структура формирования тарифа была непрозрачной. В системе регулирования методом «затраты плюс прибыль» стратегия монополиста в условиях жесткого регулирования нормы прибыли заключалась в стремлении максимально повысить тариф, включив в него все возможные издержки. Высокая заинтересованность монополиста в оказании давления на регулятора согласно Стиглеру (Stigler, 1971) обусловлена тем, что в случае успеха лоббирования все выгоды получает один экономический агент.

Потребители товара – предприятия, организации и население. Потребители в целом стремятся к минимизации тарифа. Необходимо учесть, что для каждой группы потребителей (см. Рис. 1) региональные тарифы устанавливаются отдельно. Таким образом, потребители не могут рассматриваться как единый репрезентативный потребитель, они разнородны, при этом каждая группа потребителей преследует потенциально встречные интересы, сводящиеся к минимизации собственных затрат и максимизации прибыли за счет остальных групп потребителей и монополиста.

Логично предположить, что переговорная сила различных потребителей различна и зависит от сравнительной ценности электричества для каждой из групп потребителей. Ценность зависит от доли затрат на электроэнергию в структуре затрат предприятия, а для населения она зависит от доли расходов на электричество в совокупных расходах домохозяйства. Сравнительная переговорная сила также зависит от численности лоббирующей группы (что определяет, насколько эффективно может быть решена проблема «безбилетника»).

В структуре потребления электроэнергии (см. таблицу 4) промышленность является основным потребителем электроэнергии (45,9% совокупного потребления). Однако электротарифы зависят от потребляемой предприятием мощности. Предприятия с мощностью свыше 750 кВА называют энергоемкими предприятиями. Такие предприятия сконцентрированы в металлургии, химической, лесоперерабатывающей и горнодобывающей (перерабатывающей) отраслях. В плановой экономике энергоемкие предприятия размещались в регионах с низкой стоимостью электроэнергии. Таким образом, технология производства энергоемких предпри-

ятий требует большого и стабильного потребления электроэнергии. Энергоемкие предприятия как группа потребителей очень заинтересованы в низких тарифах из-за особенностей своей технологии. Кроме того, они являются эффективными лоббистами и могут воздействовать на регулятора, потому что эта группа потребителей относительно немногочисленна и, как следствие, более высоко организована по сравнению с другими группами потребителей, поскольку может эффективно решать проблему «безбилетника».

Население не организовано, и его права, скорее всего, не будут приниматься в расчет при установлении тарифов. В соответствии с теорией общественного интереса регулятор должен обеспечивать социальную эффективность и защищать население от несправедливой дискриминации. Кроме того, население является социально значимой группой, наиболее чувствительной к изменению тарифов.

С учетом изложенного, зависимость (1) может быть переписана следующим образом:

$$T = f(G, F, E, H, O), \quad (2)$$

где  $G$  – региональное регулирование, обусловленное решениями губернатора,  $F$  – федеральное регулирование, осуществляемое через изменение оптовых цен электроэнергии,  $E$  – параметры, характеризующие энергоемких потребителей,  $H$  – параметры, характеризующие население,  $O$  – затраты региональной энергокомпании.

Согласно теории регулирования (Faulhaber, 1975), регулирующие органы всегда будут склонны к перекрестному субсидированию. Причина в том, что более «сильная» группа потребителей может использовать свое положение, лоббируя снижение тарифов. Промышленность потребляет больше энергии, предприятия лучше организованы по сравнению с населением и могут добиваться более низких тарифов по сравнению с остальными потребителями. Эта гипотеза была протестирована (Stigler & Friedland, 1962) на данных по США, и получены результаты, свидетельствующие о том, что соотношение тарифов для населения и тарифов для предприятий выше для регулируемого сегмента электроэнергетики по сравнению с нерегулируемым. Ввиду отсутствия нерегулируемого сектора в электроэнергетике России проверить эту гипотезу невозможно. При анализе факторов, которые воздействуют на перекрестное субсидирование, в данной работе используется показатель соотношения тарифов для энергоемких предприятий к тарифам для населения (далее – коэффициент соотношения тарифов). При этом предполагается, что монополист имеет достаточно силы для того, чтобы удержать средний тариф на необходимом ему уровне, и процесс перераспределения происходит только между отдельными группами потребителей. Перекрестное субсидирование – это способ перераспределения благосостояния между различными группами потребителей. Коэффициент соотношения тарифов зависит от сравнительной переговорной силы энергоемких предприятий как наиболее сильной группы давления из сферы бизнеса и населения как наиболее социально значимой группы потребителей.

Можно переписать (1), используя коэффициент соотношения тарифов:

$$TR = f(G, E, H), \quad (3)$$

где  $TR$  – соотношение тарифов для энергоемких предприятий к тарифам для населения. Расчет соотношения тарифов для энергоемкой промышленности и для населения в России показывает, что тарифы для населения в большинстве регионов ниже, чем для энергоемких предприятий. Такая разница с точки зрения технологии не обоснована, так как затраты на передачу электроэнергии (низкое напряжение) для населения выше, чем затраты на передачу электроэнергии предприятиям (высокое напряжение). Предприятия вынуждены дотировать население, и это прямое следствие воздействия регионального регулирования. Перекрестное субсидирование критикуется экономистами и международными организациями, и основное требование заключается в отмене перекрестного субсидирования на уровне «предприятия – население» и переходе к системе адресных мер социальной поддержки бедного населения.

«бюджет – население». Задача устранения перекрестного субсидирования была поставлена Правительством России уже в 1997 г., но сопротивление регионов поддерживает перекрестное субсидирование до настоящего времени. Можно предположить, что перекрестное субсидирование обусловлено отсутствием эффективной системы социальной защиты населения, а также нежеланием губернатора тратить деньги бюджета на компенсации нуждающимся слоям населения разницы в низких тарифах и экономически обоснованных тарифах. Кроме того, существует точка зрения, что перекрестное субсидирование может быть объяснено не только социальными, но и экономическими причинами для сохранения тарифов для населения ниже, чем тарифов для предприятий, в том случае, если в стране в целом тарифы находятся на уровне ниже предельных социальных издержек (Хуберт, 2002).

### 3 Гипотезы

#### Тарифы и губернатор

Согласно теории оппортунистического политического бизнес-цикла действующие политики используют различные методы для обеспечения своей победы на выборах (Nordhaus, 1975). Они могут использовать тарифы для привлечения голосов избирателей, и один из способов – «замораживание» тарифов в предвыборный период. Так как тарифы вырастут только после выборов, избиратели успеют проголосовать за действующего губернатора. Функции регулирования, переданные на уровень региона, позволяют действующему губернатору, кандидату на второй срок сдерживать рост тарифов для населения как в популистских целях, так и для снижения социальной напряженности в регионе. Согласно гипотезе Ахмедова и Журавской (Akhmedov & Zhuravskaya, 2004) можно предположить, что улучшение ситуации перед выборами в первую очередь должно касаться бедных слоев населения, т.к. именно они активно участвуют в голосовании. В то же время энергоемкие компании являются спонсорами избирательных компаний многих губернаторов и также могут добиваться уступок при установлении тарифов.

*Гипотеза 1: средний тариф в регионе будет ниже и будет расти медленнее в период выборов губернатора.*

Согласно теории приверженности политической партии (*partisan theory*) политические взгляды губернатора будут также оказывать влияние на уровень тарифов. Губернаторы «старой гвардии» (бывшие региональные коммунистические лидеры) и сегодняшние коммунисты в соответствии со своей идеологией, подразумевающей патернализм и высокий уровень вмешательства в экономику и перераспределение доходов, должны сдерживать рост тарифов.

*Гипотеза 1а: средний тариф будет ниже и будет расти медленнее в регионах, где губернатор принадлежит к «старой гвардии» или состоит в коммунистической партии.*

#### Тарифы и федеральное регулирование

Федеральное регулирование осуществляется путем изменения оптовых цен (тарифов ФОРЭМ). Эти тарифы устанавливаются одинаковыми для энергокомпаний, входящих в одну энергозону. В 1998–2001 гг. они изменялись несколько раз в год, и только начиная с 2002 г. тариф ФОРЭМ стал устанавливаться один раз в год. Тариф ФОРЭМ полностью включается в затраты энергокомпаний. При прочих равных условиях изменение этого тарифа должно вести к изменению региональных тарифов в том же направлении. Единственным препятствием к одновременному росту региональных тарифов является региональное регулирование, которое может искусственно сдерживать или увеличивать рост региональных цен на электроэнергию по сравнению с ростом оптовых цен.

*Гипотеза 2: средний тариф в регионе будет изменяться одновременно и однонаправлено с изменением тарифа ФОРЭМ.*

## Тарифы и энергоемкие предприятия

Низкие тарифы – наиболее важное конкурентное преимущество российских предприятий. Следует отметить, что в период плановой экономики энергоемкие предприятия «привязывались» к дешевым источникам электроэнергии (в частности, к гидрогенерации или использованию дешевого топлива – газа). Это во многом обусловило отраслевую структуру регионов. При переходе к рыночной экономике энергоемкие предприятия столкнулись с необходимостью поддержания низких тарифов в целях сохранения эффективности производства. Возможность обеспечить низкие тарифы обеспечивается двумя альтернативными стратегиями.

Первая – лоббировать низкие региональные тарифы, воздействуя на регионального регулятора. Поскольку энергоемкие предприятия являются источниками доходов региональных бюджетов и достаточно хорошо организованы, такая стратегия является достаточно эффективной.

Альтернативная стратегия возникает при невозможности договориться с региональным регулятором или при наличии «проблемы безбилетника». В этом случае энергоемкое предприятие может выйти из-под жесткого регионального регулирования, получив от федеральных властей разрешение покупать дешевую энергию по оптовым ценам напрямую с ФОРЭМ. Тогда при установлении тарифа региональный регулятор не имеет права включать в него никакие другие издержки, кроме прямых издержек на передачу электроэнергии конкретно данному предприятию. Учитывая практику перекрестного субсидирования, это означает, что регион теряет источник поддержания перекрестного субсидирования.

При анализе стратегии энергоемких предприятий учитывается наличие перекрестного субсидирования (т.е. того факта, что коэффициент соотношения тарифов для энергоемких предприятий к тарифам для населения больше единицы).

Первая стратегия. Рост потребления энергоемких предприятий ведет к росту выручки энергокомпании как от собственного тарифа для энергоемкого предприятия, так и к появлению дополнительной выручки от той части тарифа, которую энергоемкое предприятие платит в рамках перекрестного субсидирования за население. Именно эта дополнительная выручка является объектом возможного перераспределения:

(а) если энергоемкое предприятие имеет более высокую переговорную силу, оно может пролоббировать перераспределение дополнительной выручки в свою пользу. Тогда тариф для энергоемких предприятий при росте их потребления может быть снижен на величину дополнительной выручки, что в свою очередь приведет к снижению среднего тарифа в регионе и снижению соотношения тарифа для энергоемких предприятий и тарифа для населения;

(б) если домохозяйства имеют более высокую переговорную силу, они могут перераспределить дополнительную выручку в свою пользу, что приведет к снижению тарифа для населения, при этом тариф для энергоемких предприятий останется неизменным, средний тариф в регионе снизится, а соотношение тарифов возрастет;

(в) если монополист обладает большей монопольной силой по сравнению с любой из групп потребителей, он оставит всю дополнительную выручку себе, и средний тариф в регионе вырастет, а соотношение тарифов останется неизменным.

Вторая стратегия означает, что рост потребления энергоемких предприятий ведет к росту только собственного тарифа для энергоемкого предприятия, поскольку при покупке электричества на ФОРЭМе энергоемкое предприятие не платит в рамках перекрестного субсидирования за население, дополнительная выручка отсутствует. Перераспределять нечего. Это означает, что регион теряет источник оплаты перекрестного субсидирования. Если тарифы не будут пересмотрены в случае выхода крупного потребителя на ФОРЭМ, это может повлечь рост издержек региональной энергокомпании. При высокой лоббирующей силе региональной энергокомпании и в условиях ценообразования по методу «затраты плюс прибыль» разумнее предположить, что это повлечет общее повышение уровня тарифов в регионе при одновременном снижении соотношения тарифов для энергоемких предприятий и населения.

Доля энергоемких предприятий в потреблении электроэнергии в регионе выступает в качестве измерителя сравнительной переговорной силы этих предприятий. При этом предполагается, что эта переменная является экзогенной по отношению к уровню тарифов в регионе. К сожалению, отсутствие исследований, которые анализируют спрос энергоемких предприятий на электричество в России, не позволяет эмпирически подтвердить или опровергнуть это предположение, поэтому ниже приведены некоторые аргументы в пользу предположения о неэластичности спроса на электроэнергию со стороны энергоемких предприятий. Предполагается, что спрос на электроэнергию со стороны энергоемких предприятий не был чувствителен к росту тарифов в 1998–2003 гг. из-за ряда факторов:

(а) Изменение технологии в ответ на рост тарифов требует значительного времени и финансов, а импортное энергосберегающее оборудование стало более дорогим после кризиса 1998 г.;

(б) Курер & Soest (1999) в своей работе анализируют асимметричные эффекты эффективности использования электроэнергии в периоды роста и снижения тарифов. Их заключение состоит в том, что эластичность замещения между электроэнергией и другими производственными факторами низкая в период низких тарифов и высокая в период высоких тарифов. Кроме того, энергосберегающие технологии активнее развиваются при высоких и растущих тарифах, чем в период низких и снижающихся тарифов. После кризиса 1998 г. тарифы в России резко снизились, и их уровень не восстановился вплоть до 2003 г. Таким образом, можно предположить, что энергоемкие предприятия имеют низкие стимулы для замещения электроэнергии другими факторами производства (особенно если некоторые из них предприятием импортируются);

(в) В России нет эффективных программ по стимулированию энергосбережения.

С учетом вышеизложенного, сформулирована следующая гипотеза.

*Гипотеза 3: в том случае, если энергоемкие предприятия выбирают стратегию лоббирования низких региональных тарифов, средний тариф будет ниже в регионах, где в структуре потребления электроэнергии выше доля энергоемких предприятий.*

## **Тарифы и население**

Региональные энергокомпании являются единственным поставщиком электроэнергии для населения. По закону они обязаны поставлять электроэнергию населению. В отличие от крупных энергоемких предприятий, население не может покупать электроэнергию на оптовом рынке и выходить из-под регионального регулирования, если тариф слишком высок. Если доходы населения низкие, то при росте тарифов увеличиваются неплатежи (и растут убытки региональных энергокомпаний), и возрастают требования к повышению расходов регионального бюджета на компенсацию роста тарифов для бедных слоев населения. Таким образом, изменение тарифа объективно должно быть обусловлено изменением доходов населения.

*Гипотеза 4: средний тариф будет ниже в регионах, где ниже доходы населения.*

## **Тарифы и собственные затраты энергокомпаний**

Поведение по поводу заработной платы работников предприятия, которые могут перераспределять в свою пользу часть монопольной ренты, определяет собственные затраты, поэтому доля заработной платы в себестоимости будет включена в регрессию в качестве экзогенной переменной. Собственные затраты экзогенно зависят от технологических параметров (состояния оборудования, вида топлива и, соответственно, цен на топливо). При отсутствии надежных данных о стоимости активов региональных энергокомпаний в качестве независимой переменной используется доля затрат на топливо в себестоимости. При этом предполагается, что поставщики могут получать выгоду от повышения тарифов, так как рост тарифа

означает для них более регулярную оплату топлива и, возможно, более высокие цены на него.

*Гипотеза 5: средний тариф будет определяться затратами энергокомпании.*

### **Коэффициент соотношения тарифов и губернатор**

Высокий коэффициент соотношения тарифов для энергоемких предприятий к тарифам для населения является отражением проблемы перекрестного субсидирования. Этот вопрос может рассматриваться в рамках теории оппортунистического политического бизнес-цикла, как это описано в гипотезе 1. В случае перекрестного субсидирования предполагается, что региональная энергокомпания обладает более высокой лоббирующей силой по сравнению с потребителями, а привлечение голосов избирателей осуществляется через дотирование промышленности тарифов для населения.

*Гипотеза 6: перекрестное субсидирование в регионе будет выше в период выборов губернатора.*

С точки зрения теории приверженности политическим взглядам политических бизнес-циклов губернаторы «старой гвардии» (бывшие региональные коммунистические лидеры) и сегодняшние коммунисты в соответствии со своей патерналистской идеологией должны устанавливать низкие тарифы для населения. Чем выше уровень перекрестного субсидирования, тем выше социальная защищенность населения.

*Гипотеза 6а: перекрестное субсидирование будет выше в регионах, где губернатор принадлежит к «старой гвардии» или состоит в коммунистической партии.*

### **Коэффициент соотношения тарифов и энергоемкие предприятия**

Энергоемкие предприятия являются основным источником перекрестного субсидирования. Однако они имеют значительную переговорную силу с точки зрения снижения тарифов. Любая стратегия снижения тарифа, выбранная предприятием (см. гипотезу 3) ведет к снижению перекрестного субсидирования. Это обуславливает то, что соотношение между тарифами для энергоемких предприятий и тарифами для населения должно снижаться.

*Гипотеза 7: перекрестное субсидирование будет ниже в тех регионах, где выше доля энергоемких предприятий в структуре потребления.*

### **Коэффициент соотношения тарифов и население**

Основные выгоды от перекрестного субсидирования получает население. Существование перекрестного субсидирования в пользу населения подтверждает наличие воздействия социальных факторов на тарифное регулирование. Повышение тарифов для населения требует от регионального бюджета дополнительных затрат на компенсацию роста тарифов для бедных в рамках политики социальной защиты. Другой причиной перекладывания дополнительных затрат на предприятия является то, что с точки зрения региональной энергокомпании неплатежи населения устранить сложнее (выявление неплательщиков и отключение отдельных граждан – затратная процедура), чем неплатежи предприятий. Таким образом, снижение перекрестного субсидирования возможно при соответствующем росте доходов населения.

*Гипотеза 8: перекрестное субсидирование будет снижаться при росте доходов населения.*

## **4 Данные**

В анализе использованы данные по 75 региональным энергокомпаниям: энергозона Центра – 19 энергокомпаний; энергозона Северо-Запада – 10 энергокомпаний; энергозона Юга – 9 энергокомпаний; энергозона Волги – 8 энергокомпаний; энергозона Урала – 9 энергокомпаний;

энергозона Сибири – 12 энергокомпаний; энергозона Дальнего Востока – 8 энергокомпаний. Это полный список региональных энергокомпаний, покрывающий всю территорию России, за исключением Чеченской Республики, по которой систематические данные отсутствуют. Используются квартальные данные за 1998–2003 гг., количество временных интервалов – 24.

В выборку не включены данные по регионам, не имеющим собственных РЭК. Исключение составили г. Москва и Московская область (обслуживаются Мосэнерго), г. Санкт-Петербург и Ленинградская область (обслуживаются Ленэнерго), которые имеют собственные РЭК и при установлении тарифа здесь используются специальные согласительные процедуры для учета интересов двух субъектов РФ.

При формировании данных по региональным выборам и доходам населения регионов по остальным субъектам РФ использовались данные того региона, в структуре исполнительной власти которого существует РЭК. Как правило, этот регион доминирует в социально-экономическом развитии по сравнению с другим регионом, входящим с сферу регулирования его РЭК (Иркутская область и Усть-Ордынский Бурятский автономный округ, Читинская область и Агинский Бурятский автономный округ, Архангельская область и Ненецкий автономный округ).

Информация об энерготарифах, отпуске электроэнергии потребителям и затратах энергокомпаний взята из базы данных Межрегиональной ассоциации региональных энергетических комиссий – МАРЭК, информация о доходах населения – из базы данных Госкомстата России. Данные по результатам региональных выборов взяты из базы Центральной избирательной комиссии РФ. В 1998–2003 гг. выборы прошли в каждом регионе, но высок процент переизбраний (см. таблицу ниже).

Год	Региональные выборы (первый раунд)	Включая избрание ранее действовавшего губернатора
1998	10	4
1999	13	10
2000	44	29
2001	15	8
2002	11	6
2003	24	15

Губернаторская идеология: выделены губернаторы «старой гвардии» (бывшие региональные партийные лидеры) и главы регионов, принадлежащие к коммунистической партии. Данные по лояльности губернаторов взяты из информации Центризбиркома России, а также из экспертного опроса «Рейтинг лояльности губернаторов».<sup>3</sup> В результате получилась следующая картина.

Бывшие региональные партийные лидеры в течение 1998–2003 гг.	37 регионов (48%)
Либеральная идеология губернатора в течение 1998–2003 гг.	15 регионов (19,5%)
В ходе выборов произошла смена губернатора, и пришел губернатор с противоположными взглядами в течение 1998–2003 гг.	25 регионов (32,5%)

Выборка несбалансирована, так как в ней отсутствуют данные по затратам и тарифам в течение нескольких промежутков времени по 10 энергокомпаниям, что связано с техническими ошибками, допущенными при формировании отчетности, а также с системными изменениями – выходом двух энергокомпаний (Иркутскэнерго и Татэнерго) из общей системы отчетности и выделением из компании Красноярскэнерго новой региональной энергокомпании Тываэнерго.

<sup>3</sup>Опрос проведен журналом «Деловые люди» (№156, март 2004).

## 5 Эмпирические результаты

Гипотезы построены в предположении о том, что существует дивергенция между региональными тарифами, которая обуславливается поведением регионального регулятора. Оценка сходимости во времени произведена по формуле  $\sigma$ -сходимости (Глущенко, 2004):

$$\sigma(Tar_t)/\sigma(Tar_{t-T}) < 1, \quad (4)$$

где  $\sigma(Tar_t)$  – стандартное отклонение тарифов  $Tar_{it}$  по регионам  $i = 1, \dots, R$  в момент времени  $t$ , а  $T$  – период расчета.

Наличие  $\sigma$ -сходимости показывает, что тенденция к сближению тарифов доминирует над тенденцией к их расхождению. Ожидается, что тарифы, движущиеся к интеграции, будут проявлять  $\sigma$ -сходимость, в случае уже интегрированных тарифов  $\sigma$  будет иметь примерно постоянную величину, неинтегрированные региональные тарифы будут проявлять  $\sigma$ -расходимость, если неинтегрированность обязана случайному блужданию или детерминированной расходимости цен. Если причиной является постоянное детерминированное различие в тарифах, следует ожидать также, что величина  $\sigma$  будет примерно постоянной во времени.

Результаты анализа сходимости не позволяют делать однозначный вывод о наличии сходимости региональных тарифов во времени.  $\sigma$ -сходимость за весь исследуемый период рассчитанная по формуле  $\sigma(Tar_{24})/\sigma(Tar_1)$ , равна 1,638, при этом внутри временного интервала при расчете ежемесячно по формуле  $\sigma(Tar_t)/\sigma(Tar_{t-1})$  и расчете ежеквартально по формуле  $\sigma(Tar_t)/\sigma(Tar_{t-4})$  ее величина колеблется и принимает значения как меньше, так и больше единицы. Таким образом, нельзя отвергнуть предположение о формировании в ходе регулирования детерминированной расходимости тарифов. Следует отметить, что аналогичный анализ, проведенный для другой региональной переменной – среднего дохода населения, – также не позволяет однозначно установить сходимость.

Для тестирования гипотез 1–5 используется следующая спецификация:

$$\begin{aligned} \ln(tar_{it}) = & a_0 + a_1 \ln(fuel_{it}) + a_2 \ln(wage_{it}) + a_3 \ln(sh_{it}) + a_4 \ln(inc_{it}) + \\ & + a_5 bel_{it} + a_6 el_{it} + a_7 ael_{it} + a_8 af_{it} + \sum_{k \in \{1;3\}} \gamma_k dq_{kt} + \sum_{j \in \{1;8\}} \alpha_j df_{jt} + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (5)$$

где  $tar$  – средний тариф;  $fuel$  – затраты на топливо на кВт-ч;  $wage$  – затраты на заработную плату рабочих на кВт-ч;  $sh$  – доля потребления электроэнергии энергоемких предприятий в общем потреблении электроэнергии региона;  $inc$  – денежный доход на душу населения;  $bel$ ,  $el$ ,  $ael$  – фиктивные переменные, равная 1 в квартал до выборов губернатора ( $bel$ ), в квартал выборов губернатора ( $el$ ), в квартал после выборов губернатора ( $ael$ );  $af$  – фиктивная переменная равная 1, если губернатор принадлежит к так называемой «старой гвардии» и/или имеет коммунистическую идеологию;  $dq_{kt}$  – фиктивная переменная квартала  $k$ ,  $df_{jt}$  – фиктивная переменная даты  $j$  изменения тарифа ФОРЭМ;  $i$  – регион;  $t$  – временной период (квартал);  $\varepsilon$  – регрессионная ошибка.

Исходя из сформулированных гипотез ожидается, что  $a_1$ ,  $a_2$  будут иметь положительный знак (гипотеза 5),  $a_3$  будет иметь отрицательный знак (гипотеза 3),  $a_4$  будет иметь положительный знак (гипотеза 4),  $a_5$ ,  $a_6$ ,  $a_8$  будут иметь отрицательный знак (гипотезы 1 и 1а), и все  $\alpha_j$  будут иметь положительный знак (гипотеза 2).

Для проверки гипотез 6–8 спецификация следующая:

$$\ln(TR_{it}) = c_0 + c_1 \ln(sh_{it}) + c_2 \ln(inc_{it}) + c_3 bel_{it} + c_4 el_{it} + c_5 ael_{it} + c_6 af_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

где дополнительно  $TR = tar\_ind/tar\_res$ ;  $tar\_ind$  – тариф для энергоемких промышленных предприятий;  $tar\_res$  – тариф для населения.

Исходя из сформулированных гипотез ожидается, что  $c_1$  будет иметь отрицательный знак (гипотеза 7),  $c_2$  будет иметь отрицательный знак (гипотеза 8),  $c_3$ ,  $c_4$ ,  $c_6$  будут иметь положительный знак (гипотезы 6 и 6а).

Особенность используемой базы данных в том, что в ней содержится информация по регулируемым тарифам во всех регионах России (исключение – Чеченская Республика). Следовательно, нельзя предположить, что анализируемая выборка является частью некой большей совокупности (изменение объема данных возможно только при росте временных интервалов  $T$ , а не путем приращения количества единиц наблюдения  $N$ ). Таким образом, оценки относятся к эффектам в отношении только данной совокупности объектов.

Следующим шагом надо определить какие ограничения на методы оценивания накладывает структура данных. Для этого проведен анализ временных рядов по каждому региону для тех регионов, по которым отсутствуют пропущенные данные. Были проведены стандартные тесты на единичный корень с использованием теста Дики–Фуллера, при которой регрессируется первая разность переменной на свой лаг. Ввиду того, что временные ряды сравнительно короткие, в тест включен только один лаг и константа в качестве коррекции на ненулевое среднее. Согласно нулевой гипотезе зависимая переменная подчинена процессу случайного блуждания со сносом. Результаты оценивания показали, что для большинства временных рядов тест не может отвергнуть гипотезу о единичном корне. Следуя Verbeek (2000), можно предположить, что одной из причин, по которой тест не может отвергнуть гипотезу о единичном корне, является лишь то, что наш временной ряд слишком короткий и стандартные ошибки слишком высоки для того, чтобы отвергнуть эту гипотезу.

Оценки модели (5) были проведены для каждого региона и остатки моделей были оценены с использованием теста Дарбина–Уотсона. Результаты также смешанные. Нет возможности отвергнуть наличие внутрирегиональной автокорреляции остатков во временных рядах для всей совокупности регионов.

Таким образом, анализ данных указывает на необходимость коррекции на стационарность (простая коррекция – первые разности переменных) и автокорреляцию остатков. Тем не менее, учитывая низкую мощность теста на единичный корень, анализ проводится и для модели в уровнях, и для модели в первых разностях.

Панельные данные в уровнях оцениваются с помощью обобщенного метода наименьших квадратов (ОМНК) (случайные эффекты) и внутри-оценивания (фиксированные эффекты) с коррекцией на автокорреляцию остатков. Модель следующая:

$$y_{it} = a + \beta x_{it} + u_i + e_{it},$$

где  $e_{it} = \rho e_{i,t-1} + z_{it}$  с  $|\rho| < 1$ , и  $z_{it}$  независимы с нулевым средним и дисперсией  $\sigma_z^2$ . Если предполагается, что  $u_i$  – фиксированный параметр, то это модель с фиксированными эффектами. Если предполагается, что  $u_i$  – случайная величина с нулевым средним и дисперсией  $\sigma_z^2$ , то это модель со случайными эффектами. В модели с фиксированными эффектами  $u_i$  могут быть коррелированы с регрессорами  $x_{it}$ , при этом модель со случайными эффектами предполагает, что  $u_i$  независимы от  $x_{it}$ . С другой стороны, если  $x_{it}$  не варьируется во времени, он коллинеарен с  $u_i$ , и будет удален из модели с фиксированными эффектами. Модель же со случайными эффектами дает оценку параметров и при регрессорах, которые постоянны во времени. Дополнительным же преимуществом модели с фиксированными эффектами является то, что она требует строгой экзогенности переменных  $x$ , но не требуется, чтобы  $x_{it}$  был экзогенен по отношению к индивидуальным эффектам  $u_i$ . Модели со случайными и фиксированными эффектами также могут использоваться в несбалансированных панельных данных, в которых отсутствуют некоторые наблюдения для отдельных объектов в отдельные промежутки времени (Baltagi & Wu, 1999).

Для выбора между моделями с фиксированными и случайными эффектами использовался тест Хаусмана (Hausman, 1978), основная идея которого заключается в тестировании, насколько значима разница в коэффициентах, полученных из двух моделей, один из которых состоятелен при нулевой и альтернативной гипотезе, а другой состоятелен (и эффективен) только при нулевой гипотезе. Внутри-оценка состоятельна при нулевой и альтернативной

гипотезе, а ОМНК-оценка состоятельна и эффективна только в случае, когда  $u_i$  независимы от  $x_{it}$ . Значимая разница между оценками, таким образом, показывает, что  $u_i$  коррелирована с  $x_{it}$ , и что случайные эффекты неадекватно описывают модель.

Указанные модели хорошо работают в том случае, если имеется достаточно много наблюдений ( $N$  и/или  $T$  стремятся к бесконечности). Кроме того, модель случайных эффектов использует ОМНК. Хотя асимптотически ОМНК более эффективен, чем МНК, в случае малого объема выборки нет гарантий, что доступный ОМНК эффективней, чем МНК. Бек и Кац (Beck & Katz, 1995) утверждают, что для малых выборок более корректными являются МНК-оценки со стандартными ошибками, скорректированными на гетероскедастичность и автокорреляцию. Бек и Кац, используя метод Монте-Карло, протестировали сравнительную эффективность оценок доступного ОМНК и МНК со скорректированными стандартными ошибками и пришли к выводу, что первая методика в выборках, в которых присутствует сильная связность (0,9) при  $T$  меньше 30, недооценивает дисперсию на 100%.

Таким образом, при анализе используется МНК-оценка, а при расчете стандартных ошибок, дисперсий и ковариаций используется коррекция на гетероскедастичность и автокорреляцию. Дополнительным преимуществом МНК-оценки является возможность скорректировать стандартные ошибки не только на автокорреляцию в остатках, когда  $\rho$  одинаковое для всей выборки, но и в случае, когда AR(1) процесс имеет разный  $\rho_i$  для каждого объекта. Несмотря на то, что предположение о разных  $\rho$  выглядит плохо совместимым с предположениями, лежащими в основе анализа панельных данных, когда исследователя интересуют коэффициенты, которые являются общими для всех регионов в данной выборке, тем не менее, если рассматривать  $\rho$  как параметр, измеряющий скорость затухания шоков, можно предположить, что каждый объект наблюдения будет иметь разную «память»  $\rho_i$ . Такая логика подходит к анализу нашей выборки, которая показывает разный уровень статистики Дарбина-Уотсона для временных рядов.

Результаты регрессий приведены в таблицах 5–7. При анализе сопоставляются оценки, полученные при различном их моделировании с учетом предпочтительности использования модели фиксированных эффектов, исходя из особенностей выборки. Однако поскольку данные не всегда достаточно варьируются во времени (это относится к данным относительно идеологии губернатора), что ведет к их исключению при внутри-оценивании, для анализа модели с фиксированными эффектами используется МНК-оценка со скорректированными стандартными ошибками, которая лучше подходит для моделей с небольшим  $T$ , и  $N$ . Результаты показывают, что оценки коэффициентов незначительно различаются, хотя происходит корректировка их значимости. Для уравнения (5) также производится оценка в первых разностях для учета гипотезы о единичном корне, которая не была отвергнута при анализе временных рядов, хотя это уменьшает и без того небольшое количество наблюдений.

*Гипотеза 1. Тарифы и региональное регулирование.* Наш анализ показал значимую взаимосвязь между тарифами и выборами губернаторов. Средний уровень тарифа в регионе снижается более чем на 4% в тот квартал, в котором проходят губернаторские выборы. В случае анализа темпов роста тарифов получено доказательство, что после выборов наблюдается увеличение темпов роста тарифа. Таким образом, можно утверждать, что темп роста тарифов ускоряется после выборов, компенсируя их сдерживание в период выборов, что согласуется с теорией политических бизнес-циклов.

Результат тестирования гипотезы о зависимости регулирования от идеологии губернатора не дает возможности делать сильных выводов. Возможная причина – недостаточная вариативность данных, так как только в 32,5% регионах произошла не только смена губернатора, но и смена его идеологии. МНК-оценка показывает положительную зависимость среднего тарифа от идеологии губернатора, что противоречит теории, однако в свете указанных недостатков данных, оценка, полученная с помощью МНК, учитывает эффекты и для переменных, которые не меняются во времени. Можно предположить, что если губернатор

Таблица 5: Гипотезы 1–5: Что объясняет изменения среднего тарифа в регионах?

Переменная	ОМНК с фиксированными эффектами	МНК со скорректированными стандартными ошибками
$\ln(fuel)$	0,0052 (0,0056)	0,0210*** (0,0035)
$\ln(wage)$	0,1937*** (0,0142)	0,2745*** (0,0194)
$\ln(sh)$	0,1818*** (0,0280)	–0,0690*** (0,0181)
$\ln(inc)$	0,0770*** (0,0214)	0,0591*** (0,0309)
$bel$	–0,0177 (0,0123)	–0,0234 (0,0159)
$el$	–0,0472*** (0,0137)	–0,0417** (0,0185)
$ael$	–0,0124 (0,0125)	–0,0065 (0,0162)
$af$	–0,0375 (0,0235)	0,0491*** (0,0184)
Фиктивные переменные ФОРЭМ:		
1 квартал 1998 г.	–0,0282 (0,0235)	0,1437*** (0,0494)
3 квартал 1998 г.	0,0534*** (0,0134)	0,0578 (0,0406)
4 квартал 1999 г.	–0,0434*** (0,0134)	–0,0467 (0,0402)
2 квартал 2000 г.	–0,0626*** (0,0138)	–0,0896*** (0,0407)
1 квартал 2001 г.	0,0042 (0,0161)	0,0010 (0,0459)
2 квартал 2001 г.	–0,0552*** (0,0150)	–0,0712* (0,0430)
1 квартал 2002 г.	0,0086 (0,0143)	0,0136 (0,0417)
1 квартал 2003 г.	0,0317** (0,0143)	0,0375 (0,0417)
Фиктивные переменные квартала:		
2 квартал	–0,0045 (0,0110)	0,0265 (0,0277)
3 квартал	–0,0348*** (0,0116)	–0,0016 (0,0287)
4 квартал	–0,0023 (0,0102)	0,0054 (0,0275)
Константа	–0,8961*** (0,0391)	–0,5608** (0,2476)
Тесты $F$ и Вальда	$F(19,1594) = 25,05$ (0,000)	$\chi^2 = 286,62$ (0,000)
Тест на индивидуальные эффекты	$F(76,1594) = 9,74$ (0,000)	
$R^2$ внутри	0,230	
$R^2$ между	0,172	
$R^2$ общих	0,231	0,893
$\rho_{AR}$	0,744	свой для каждого объекта
Статистика Дарбина–Уотсона	0,997	
Тест Хаусмана	$\chi^2 = 122,90$ (0,000)	
Кол-во наблюдений	1690	1767

*Замечания:* Зависимая переменная – логарифм среднего тарифа. В скобках указаны стандартные ошибки в случае оценок или Р-значения в случае тестов. Для ОМНК-модели стандартные ошибки рассчитывались с коррекцией на автокорреляцию  $\rho = 1 - dw/2$ , где  $dw$  – статистика Дарбина–Уотсона. Для МНК-модели стандартные ошибки скорректированы на гетероскедастичность и одновременную корреляцию между наблюдаемыми объектами с индивидуальными для каждого объекта  $\rho_i$ . Уровни значимости: \* – 10% уровень, \*\* – 5% уровень, \*\*\* – 1% уровень.

Таблица 6: Гипотезы 1–5: Что объясняет изменения среднего тарифа в регионах?

Переменная	МНК со скорректированными стандартными ошибками	ОМНК
$\Delta \ln(fuel)$	0,0073** (0,0036)	0,0051 (0,0052)
$\Delta \ln(wage)$	0,1301*** (0,0157)	0,1202*** (0,0143)
$\Delta \ln(sh)$	0,1247*** (0,0351)	0,1357*** (0,0271)
$\Delta \ln(inc)$	0,0881** (0,0448)	0,0520 (0,0338)
<i>bel</i>	-0,0112 (0,0154)	-0,0093 (0,0144)
<i>el</i>	-0,0203 (0,0158)	-0,0188 (0,0142)
<i>ael</i>	0,0412*** (0,0137)	0,0335** (0,0146)
<i>af</i>	-0,0119* (0,0053)	-0,0118 (0,0085)
Фиктивные переменные ФОРЭМ:		
3 квартал 1998 г.	-0,0550 (0,0445)	-0,0327* (0,0180)
4 квартал 1999 г.	-0,0146 (0,0446)	-0,0007 (0,0180)
2 квартал 2000 г.	0,0165 (0,0448)	-0,0136 (0,0177)
1 квартал 2001 г.	0,0466 (0,0462)	0,0422** (0,0197)
2 квартал 2001 г.	0,0274 (0,0449)	0,0027 (0,0179)
1 квартал 2002 г.	0,0541 (0,0472)	0,0252 (0,0190)
1 quarter 2003 г.	0,0471 (0,0470)	0,0190 (0,0194)
Фиктивные переменные квартала:		
2 квартал	-0,0189 (0,0353)	-0,0047 (0,0167)
3 квартал	0,0118 (0,0322)	0,0046 (0,0142)
4 квартал	0,0001 (0,0339)	0,0014 (0,0157)
Константа	-0,0024 (0,0267)	-0,0010 (0,0135)
Тесты Вальда	$\chi^2 = 120,51$ (0,000)	$\chi^2 = 237,17$ (0,000)
$R^2$ внутри		0,143
$R^2$ между		0,137
$R^2$ общий	0,170	0,143
$\rho_{AR}$	свой для каждого объекта	-0,197
Статистика Дарбина–Уотсона		2,346
Кол-во наблюдений	1664	1664

*Замечания:* Зависимая переменная – первые разности логарифма среднего тарифа. В скобках указаны стандартные ошибки в случае оценок или Р-значения в случае тестов. Для ОМНК-модели стандартные ошибки рассчитывались с коррекцией на автокорреляцию  $\rho = 1 - dw/2$ , где  $dw$  – статистика Дарбина–Уотсона. Для МНК-модели стандартные ошибки скорректированы на гетероскедастичность и одновременную корреляцию между наблюдаемыми объектами с индивидуальными для каждого объекта  $\rho_i$ . Уровни значимости: \* – 10% уровень, \*\* – 5% уровень, \*\*\* – 1% уровень.

Таблица 7: Гипотезы 6–8: Что объясняет коэффициент соотношения тарифов в регионах?

Переменная	ОМНК с фиксированными эффектами	МНК со скорректированными стандартными ошибками
$\ln(sh\_en)$	–0,0910*** (0,0229)	–0,0546*** (0,0213)
$\ln(inc)$	–0,1556*** (0,0243)	–0,1981*** (0,0335)
<i>bel</i>	–0,0078 (0,0130)	–0,0192 (0,0158)
<i>el</i>	–0,0058 (0,0149)	–0,0084 (0,0183)
<i>ael</i>	0,0218* (0,0132)	0,0227 (0,0157)
<i>af</i>	0,0348 (0,0266)	0,1207*** (0,0232)
Фиктивные переменные года		
1999 г.	–0,0493*** (0,0185)	–0,1192*** (0,0296)
2000 г.	–0,0689*** (0,0259)	–0,1874*** (0,0384)
2001 г.	–0,1086*** (0,0300)	–0,2428*** (0,0433)
2002 г.	–0,1618*** (0,0323)	–0,3020*** (0,0470)
2003 г.	–0,2344*** (0,0339)	–0,3682*** (0,0508)
Константа	1,575*** (0,035)	1,9741*** (0,2320)
Тесты $F$ и Вальда	$F(11,1640) = 11,25$ (0,000)	$\chi^2 = 126,37$ (0,000)
$R^2$ внутри	0,070	
$R^2$ между	0,063	
$R^2$ общий	0,220	0,454
$\rho_{AR}$	0,796	свой для каждого объекта
Статистика Дарбина–Уотсона	0,445	
Тест Хаусмана	$\chi^2 = 31,73$ (0,001)	
Кол-во наблюдений	1728	1805

*Замечания:* Зависимая переменная – логарифм коэффициента соотношения тарифов. В скобках указаны стандартные ошибки в случае оценок или  $P$ -значения в случае тестов. Для ОМНК-модели стандартные ошибки рассчитывались с коррекцией на автокорреляцию  $\rho = 1 - dw/2$ , где  $dw$  – статистика Дарбина–Уотсона. Для МНК-модели стандартные ошибки скорректированы на гетероскедастичность и одновременную корреляцию между наблюдаемыми объектами с индивидуальными для каждого объекта  $\rho_i$ . Уровни значимости: \* – 10% уровень, \*\* – 5% уровень, \*\*\* – 1% уровень.

уверен в своей победе на выборах (у него высокий рейтинг), то у него будут слабые стимулы использовать снижение тарифа для того, чтобы продемонстрировать свою приверженность коммунистической (патерналистской) идеологии, потому что в долгосрочном периоде снижение тарифов достаточно затратно для регионального бюджета. Оценка, проведенная для моделей в первых разностях, дает ожидаемый отрицательный коэффициент зависимости тарифов от идеологии, который показывает, что коммунистическая идеология губернатора снижает на 1,2% темп роста тарифов в регионе.

*Гипотеза 2. Тарифы и федеральное регулирование.* Оценки показывают, что зависимость региональных тарифов от федерального регулирования непостоянна во времени. В 1998 г. региональные тарифы двигались в одном направлении с динамикой тарифов ФОРЭМ. В четвертом квартале 1999 г., втором квартале 2000 г. и втором квартале 2001 г. региональные тарифы отреагировали на изменение тарифов ФОРЭМ изменением в противоположную сторону (т.е. если тариф ФОРЭМ рос, то региональные тарифы снижались).

Это показывает значимое отличие регионального регулирования от федерального – рост тарифов в регионах не происходил автоматически с ростом оптовых цен, хотя, как было сказано выше, большинство региональных энергокомпаний являются постоянными покупателями на оптовом рынке. И только в 2003 г. восстановилась однонаправленная зависимость.

*Гипотеза 3. Тарифы и энергоемкие предприятия.* Оценка зависимости изменения уровня тарифа от изменения доли энергоемких предприятий показывает устойчивую положительную связь, что свидетельствует о том, что энергоемкие предприятия предпочитают в качестве стратегии выход из-под регионального регулирования с целью снижения собственных тарифов.

Положительная связь между долей энергоемких предприятий в структуре потребления региона и уровнем среднего тарифа фиксируется внутри-оценками при игнорировании межрегиональной дифференциации. В этом случае МНК-оценка, которая учитывает не только внутрорегиональную, но и независимую от времени межрегиональную составляющую, дает отрицательный знак коэффициента, что отражает межрегиональные различия в тарифах для энергоемких предприятий и показывает, что крупные энергоемкие предприятия исторически сконцентрированы в регионах с низкими тарифами.

*Гипотеза 4. Тарифы и население.* Положительная взаимосвязь между уровнем тарифа и денежными доходами на душу населения подтверждает гипотезу 4. Однако эта зависимость ослабляется в случае анализа темпов роста показателей.

*Гипотеза 5. Тарифы и собственные затраты энергокомпаний.* Расчеты показывают корреляцию между основными элементами собственных затрат энергокомпаний (зарплатой и затратами на топливо) и средними тарифами. Этот результат предсказуем с учетом методики ценообразования «затраты плюс прибыль». При этом следует отметить, что коэффициенты значительно выше для переменной зарплат, что может отражать более высокую переговорную силу работников предприятия по сравнению с воздействием поставщиков топлива. Вклад 10% роста затрат на топливо в рост тарифов составляет 0,21%, а аналогичный вклад роста зарплаты равен 2,75%. Указанная зависимость сохраняется при анализе темпов роста – увеличение темпа роста затрат на топливо на 10% дает 0,07% увеличения темпа роста тарифа, а 10%-ное увеличение темпа роста заработной платы работников энергокомпаний ведет к 1,3% увеличению темпа роста тарифа.

*Гипотеза 6. Соотношение тарифов и региональное регулирование.* Не найдено устойчивого подтверждения влияния электоральных циклов на уровень перекрестного субсидирования, хотя был выявлен слабый эффект повышения (на 2%) перекрестного субсидирования после выборов, что означает, что тарифы для предприятий растут после выборов быстрее, чем тарифы для населения. Предсказанная теорией положительная взаимосвязь идеологии губернатора и перекрестного субсидирования проявилась при МНК-оценивании. С учетом инвариантных во времени параметров модели коммунистическая идеология губернатора при

прочих равных увеличивает перекрестное субсидирование на 12%.

*Гипотеза 7. Соотношение тарифов и энергоемкие предприятия.* Отрицательное влияние увеличения доли энергоемких предприятий в потреблении электроэнергии в регионе на уровень перекрестного субсидирования статистически значимо во всех спецификациях, что согласуется с предположениями, выдвинутыми на основе теоретического анализа. 10% рост доли энергоемких предприятий приводит к 0,91%-ному снижению перекрестного субсидирования.

*Гипотеза 8. Соотношение тарифов и население.* Рост доходов населения также отрицательно связан с уровнем перекрестного субсидирования: при 10% повышении доходов происходит 1,6% снижение коэффициента соотношения тарифа для энергоемких предприятий к тарифу для населения.

При анализе соотношения тарифов предполагалось, что поскольку решение о величине тарифов для отдельных групп потребителей принимается на региональном уровне, здесь отсутствует вмешательство федерального фактора. Однако поскольку, как было сказано выше, устранение перекрестного субсидирования является официально заявленной федеральной стратегией, в модель включены переменные календарного года для контроля динамики изменения перекрестного субсидирования в целом по стране.

Анализ показывает, что уровень перекрестного субсидирования значимо снижается с каждым годом, что демонстрирует эффективность федерального давления на региональных регуляторов. В целом усилия федерального центра снизили в 2003 г. уровень перекрестного субсидирования на 23% по сравнению с 1998 г.

## Выводы

Полученные эмпирические результаты хорошо согласуются с положениями экономической теории регулирования с учетом институциональных особенностей российских регуляторов. Анализ показал, что в 1999–2001 гг. существовал разрыв между федеральным и региональным регулированием, который ослаблял взаимосвязь между федеральными тарифами ФОРЭМ и региональными тарифами для конечных потребителей.

Существует несколько групп давления, стабильно влияющих на регулирование региональных тарифов. Так, выборы губернатора региона сопровождаются снижением тарифов, а после выборов темп роста тарифов увеличивается, компенсируя потери региональных энергокомпаний. Действующий губернатор в избирательной компании использует «замораживание» тарифов, при этом высокий уровень перевыборов в российских регионах показывает, что избиратели не «раскусили» этот трюк.

Наш анализ не подтверждает вывод Стиглера о том, что регулятор оперирует преимущественно в интересах регулируемой отрасли. Наоборот, выявлено, что энергоемкие предприятия с целью минимизации тарифа предпочитают не давить на региональных регуляторов, а выходить из-под регионального регулирования, покупая электроэнергию на ФОРЭМ. Таким образом, регулирование в России носит преимущественную социальную направленность, а не защищает интересы промышленных потребителей, даже если это крупные энергоемкие предприятия. Основным элементом социальной защиты является перекрестное субсидирование. Однако наш анализ показал, что следование федеральной стратегии на постепенную отмену перекрестного субсидирования привело к снижению соотношения тарифов, а рост доходов населения положительно связан с ростом тарифов. Это означает сокращение социальной функции регулирования и постепенно приведет к смещению соотношения тарифов в пользу предприятий. Учитывая выводы Хуберта о том, что отмена перекрестного субсидирования для России эффективна только одновременно с адекватным ростом тарифов, что будет стимулировать предприятия повышать энергоэффективность производства, логично предположить, что отмена перекрестного субсидирования в условиях, когда в целом

по стране тарифы находятся на уровне ниже предельных социальных издержек, создаст социальное напряжение и не решит проблему неэффективного использования электроэнергии в промышленности.

Необходимо заметить, что начиная с 2004 г. модель регулирования в России меняется. Исходя из уже произошедших изменений, и на основе проведенного анализа постараемся рассмотреть возможные эффекты реализации новой модели регулирования. Начиная с 2004 г. введена система предельных тарифов, устанавливаемых федеральным правительством для каждого региона ежегодно. Региональный регулятор несет ответственность за выход за пределы этих ограничений. Это снижает возможность наращивать тарифы, увеличивая «экономически обоснованные» затраты.

Кроме того, изменение системы выборов губернаторов, которая с 2005 г. не включает в себя прямое голосование населения, а голосование региональных законодателей по кандидатуре, предлагаемой Президентом РФ, оставляет открытым вопрос о том, будет ли наблюдаться зависимость тарифов от выборов законодательного органа власти, поскольку регулятор находится в подчинении исполнительной, а не законодательной власти. Ряд исследователей считает, что «захват» регулятора не является «проклятием» общества, а наоборот помогает совершенствовать контрактную природу регулирования (Estache & Martimort, 1999). В новой системе выборов будут потеряны некоторые преимущества децентрализации регулирования, позволяющие региональным избирателям (потребителям) определять свои предпочтения, напрямую воздействуя через избираемого губернатора на уровень тарифов в регионе. Поскольку, как показал анализ, даже губернатор-коммунист не склонен снижать тариф в регионе, население остается без прямых рычагов воздействия на уровень тарифов.

Крупные энергоемкие предприятия склонны выбирать стратегию выхода из-под регионального регулирования путем покупки электроэнергии на ФОРЭМ. В условиях ценообразования по методу «затраты плюс прибыль» и «захвата» регулятора региональной энергокомпанией доходы, «выпадающие» вследствие ухода крупных потребителей, будут компенсироваться за счет роста тарифов для населения. Единственным оставшимся способом для населения показать, что установленные внутри федерального коридора тарифы слишком высоки, станут неплатежи.

Таким образом, контракт с региональным регулятором, сформулированный в действующем законодательстве, требует доработки. Необходимо четко разграничить социальные и экономические параметры регулирования. Экономические требования подразумевают переход к методике ценообразования по принципу «норма отдачи» для стимулирования монополиста к повышению эффективности производства и сократят его возможности к «захвату» регулятора. Социальные требования должны включать в себя механизмы учета динамики уровня бедности в регионе при формировании тарифов.

## Благодарности

Авторы признательны Дэвиду Брауну, Марку Шаферу, Майклу Бинстоку и Константину Глуценко за ценные замечания и рекомендации, а также участникам исследовательских семинаров РПЭИ за полезные обсуждения.

## Список переменных

*tar* – средний тариф (руб./кВт-ч); *fuel* – затраты на топливо на кВт-ч (руб./кВт-ч); *wage* – затраты на заработную плату рабочих на кВт-ч (руб./кВт-ч); *sh* – доля потребления электроэнергии энергоемких предприятий в общем потреблении электроэнергии региона (%); *inc* – денежный доход на душу населения (руб.); *TR* – коэффициент отношения тарифа для энергоемких промышленных предприятий к тарифу для населения (доля, %); *C* – затра-

ты на единицу продукции (руб./кВт-ч);  $P$  – выручка на единицу продукции (руб./кВт-ч);  $el$  – фиктивная переменная, равная 1 в квартал выборов губернатора;  $bel$  – фиктивная переменная, равная 1 в квартал перед выборами губернатора;  $ael$  – фиктивная переменная, равная 1 в квартал после выборов губернатора;  $af$  – фиктивная переменная, равная 1, если губернатор принадлежит к так называемой «старой гвардии» и/или имеет коммунистическую идеологию, в противном случае 0;  $df$  – фиктивные переменные, равные 1 для даты изменения оптового тарифа ФОРЭМ.

Дефляторы для денежных показателей (цены января 1998): региональный индекс потребительских цен – для переменной  $inc$ ; региональный индекс цен производителей промышленной продукции – для переменных  $C$ ,  $tar$ ,  $fuel$ ,  $wage$ ,  $P$ .

## Список литературы

- Глуценко, К.П. (2004). Интегрированность российского рынка: эмпирический анализ. *Научный доклад РПЭИ* 04/06.
- Хуберт, Ф. (2002). Перекрестное субсидирование тарифов и электроэнергетической промышленности России не так плохо, как его репутация. *Экономический журнал ВШЭ* 3, 343–353.
- Akhmedov, A. & E. Zhuravskaya (2004). Opportunistic political cycles: Test in a young democracy setting. *Quarterly Journal of Economics* 119, 1301–1338.
- Baltagi, B. & P. Wu (1999). Unequally spaced panel data regressions with AR(1) disturbances. *Econometric Theory* 15, 814–823.
- Beck, N. & J.N. Katz (1995). What to do (and not to do) with time-series-cross-section data. *American Political Science Review* 89, 634–647.
- Becker, G. (1983). A theory of competition among interest groups for political influence. *Quarterly Journal of Economics* 98, 371–400.
- Egorova, S., N. Volchkova & N. Tourdyeva (2004). Sectoral and regional analysis of industrial electricity demand in Russia. Working Paper, New Economic School.
- Estache, A. & D. Martimort (1999). Politics, transaction costs, and the design of regulatory institutions. World Bank Policy Research working paper WPS2073.
- Faulhaber, G. (1975). Cross-subsidization: Pricing in public enterprises. *American Economic Review* 65, 966–977.
- Hausman, J. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica* 46, 1251–1272.
- Kuper, G. & D. van Soest (1999). Asymmetric adaptations to energy price changes. Working Paper, Groningen University.
- Martimort, D. (1999). The life cycle of regulatory agencies: Dynamic capture and transaction costs. *Review of Economic Studies* 66, 929–947.
- Nordhaus, W. (1975). The political business cycle. *Review of Economic Studies* 42, 169–190.
- Okun, A. (1975). Equality and Efficiency: The Big Tradeoff. Washington: Brookings Institution.
- Peltzman, S. (1987). Economic conditions and gubernatorial elections. *American Economic Review* 77, 293–297.
- Peltzman, S., M. Levine & R. Noll (1989). The economic theory of regulation after a decade of deregulation. *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics* 1989, 1–59.
- Posner, R. (1974). Theories of economic regulation. *Bell Journal of Economics and Management Science* 5, 335–358.
- Sidak, G. & D. Spulber (1998). Deregulation and managed competition in network industries. *Yale Journal on Regulation* 15, 117–147.
- Stigler, G. & C. Friedland (1962). What can regulators regulate? The case of electricity. *Journal of Law and Economics* 5, 1–16.

Stigler, G. (1971). The theory of economic regulation. *Bell Journal of Economics and Management Science* 2, 3–21.

Verbeek, M. (2000). *A Guide to Modern Econometrics*. New York: John Wiley & Sons.

## Regulation of the electricity sector in Russia: regional aspects

**Galina Yudashkina**

*Novosibirsk University of Consumer Cooperation, Novosibirsk*

**Sergey Pobochoy**

*International Association of Regional Energy Commissions, Moscow*

We evaluate the influence of interests of regional energy companies, consumers and governors on electricity regulation policy in Russian regions. We use panel data on electricity tariffs and electricity consumption in 77 regions during 1998–2003. We find evidence that governors tended to “freeze” the tariffs during governor elections, and that energy-intensive enterprises prefer buying electricity at the federal wholesale market to bargaining over lower tariffs with regional regulators. We conclude that regulation in 1998–2003 was socially oriented rather than was protecting interests of industrial consumers. However, an observed tendency of elimination of cross-subsidization is an evidence of reduction in social functions of electricity. Taking into consideration a high poverty level of population it is necessary to reconsider the norms of setting marginal tariffs so as to separate social and economic parameters of regulation.

*Keywords: Russia, electricity sector, regulation, interest-group theory, governors, panel data*

*JEL Classification: L94, L51*

# Долгосрочная связь временных рядов и паритет покупательной способности\*

Олег Обрезков<sup>†</sup>

*ВРГ Инвестментс, Москва*

В статье исследуется гипотеза паритета покупательной способности для США и Японии. Инструментарием для исследования является оценивание параметров дробной интеграции для временных рядов ценовых индексов и обменных курсов. Из результатов оценивания можно заключить, что номинальный и реальный обменные курсы хорошо описываются традиционными  $I(1)$ -процессами, в то время как ряды ценовых индексов как в США, так и в Японии оказываются  $I(1,46)$ . Наш подход отличается от традиционного, рассматривающего ряды агрегированных ценовых индикаторов как нестационарные процессы второго порядка. Точечная оценка порядка дробной интеграции для логарифмической разницы ценовых индексов США и Японии равна 1,33, что статистически ниже, чем значение 1,46, полученное для ценовых индексов каждой из стран. Этот результат может быть интерпретирован как (очень слабое) подтверждение гипотезы паритета покупательной способности: дробный порядок отношения ценовых индексов меньше, чем дробный порядок каждого из индексов.

*Ключевые слова:* паритет покупательной способности, обменные курсы, дробная интеграция

*Классификация JEL:* C22, F31, F41

## 1 Долгосрочная связь макроэкономических временных рядов и дробная интеграция

Анализ временных рядов с долгосрочной связью представляет не только теоретический интерес. Некоторые эмпирические наблюдения позволяют заключить, что длинная память – сильная зависимость между отдаленными наблюдениями – присутствует в многих макроэкономических временных рядах. Классическим примером такой временной динамики является ВВП США. До 80-х годов было принято моделировать подобные данные в виде детерминистического тренда с временными стохастическими отклонениями. Однако Nelson & Plosser (1982) обнаружили, что поведение логарифма ВВП лучше описывается моделью нестационарного временного ряда, так что стохастический процесс для логарифма ВВП имеет единичный корень. Более того, Campbell & Mankiw (1987) вывели оптимальную ARIMA-модель для логарифма ВВП, и оказалось, что 1%-ный шок в ВВП приводит к изменению долгосрочного прогноза более чем на 1%. Таким образом, можно было сделать вывод, что временной ряд ВВП США содержит нетривиальную устойчивую компоненту.

Дальнейшее моделирование макроэкономических данных во многом опирается на тесты на единичные корни. Следует отметить некоторые недостатки такого подхода. После того как тестовые статистики вычислены, перед исследователем стоит непростой выбор: моделировать ряд как  $I(0)$ - или как  $I(1)$ -процесс. Очевидно, что результат выбора по существу определяет дальнейшие выводы. Например, долгосрочный эффект единичного шока на стационарный (т.е.  $I(0)$ ) процесс равен нулю. Более того, моделирование такого процесса с помощью методологии Бокса–Дженкинса приводит к тому, что функции импульсного отклика

\*Цитировать как: Обрезков, Олег (2007). «Долгосрочная связь временных рядов и паритет покупательной способности», Квантиль, №2, стр. 131–140. Citation: Obrezkov, Oleg (2007). “Long range dependence and the purchasing power parity,” *Quantile*, No.2, pp. 131–140.

<sup>†</sup>Адрес: 115035, г. Москва, Садовническая набережная, 77/1. Электронная почта: oobrezkov@yandex.ru

и автокорреляции стремятся к нулю с геометрической скоростью. С другой стороны, нестационарный (т.е.  $I(1)$ ) процесс имеет ненулевые долгосрочные функции импульсного отклика и не имеет конечной дисперсии.

Следовательно, выбор между  $I(0)$  и  $I(1)$  является ключевым и часто его непросто сделать (если, например, тестовая статистика близка к критическому значению). Возникающий в связи с этим вопрос «дифференцировать или не дифференцировать временной ряд»<sup>1</sup> можно переформулировать как выбор оптимальной  $I(d)$ -модели среди *дискретного* множества параметров  $d \in \{0, 1\}$ . Естественным обобщением такого моделирования, позволяющего оптимизировать выбор по  $d$  из множества действительных чисел, является модель дробной интеграции. Формальная запись этой модели такова:

$$(1 - L)^d y_t = \epsilon_t, \quad (1)$$

где  $\epsilon_t$  – белый шум,  $L$  – лаговый оператор, а  $d$  – произвольное действительное число. Отметим, что  $y_t$  при  $d = 0$  – белый шум, т.е.  $I(0)$ -процесс, а при  $d = 1$  – случайное блуждание, т.е.  $I(1)$ -процесс. Для произвольного действительного  $d$   $y_t$  называется дробноинтегрированным белым шумом порядка  $d$ . Для того, чтобы придать точное значение (1) в случае нецелого  $d$ , применим к обеим частям (1) оператор  $(1 - L)^{-d}$  и формально разложим этот оператор в ряд по степеням  $L$ :

$$(1 - L)^{-d} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(-d) \dots (-d - j + 1)}{j!} (-L)^j = \sum_{j=0}^{\infty} h_j L^j,$$

где  $h_j = \frac{\Gamma(j+d)}{\Gamma(d)\Gamma(j+1)}$  и  $\Gamma(\cdot)$  – гамма-функция Эйлера. Тогда представление Вольда для  $y_t$  есть

$$y_t = \sum_{j=0}^{\infty} h_j \epsilon_{t-j}. \quad (2)$$

Следующая теорема содержит основные свойства  $I(d)$ -процесса. Эти результаты были получены в Hosking (1981).

**Теорема 1.** (а) Если  $d < \frac{1}{2}$ , то  $y_t$  – стационарный процесс; кроме того,  $\sum_j h_j^2 < \infty$ , так что  $y_t$  стационарен в ковариациях, и правая часть (2) сходится в  $L^2$ .

(б) Если  $d > -\frac{1}{2}$ , то разложение (2) обратимо.

(в) Если  $-\frac{1}{2} < d < \frac{1}{2}$ , то ковариационная функция  $y_t$  равна  $\gamma_k = \frac{\Gamma(1-2d)\Gamma(k+d)}{\Gamma(d)\Gamma(1-d)\Gamma(k+1-d)} \sigma_\epsilon^2$ , а корреляционная функция  $\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$  ведет себя при  $k \rightarrow \infty$  как  $\rho_k \sim \frac{\Gamma(1-d)}{\Gamma(d)} k^{2d-1}$ .

Отметим, что условия  $-\frac{1}{2} < d < \frac{1}{2}$  всегда можно добиться, применив необходимое количество обычных дифференцирований. При  $d > \frac{1}{2}$  процесс нестационарен. Вслед за работой Diebold & Rudebusch (1989) мы рассмотрим обобщение процессов с единичным корнем для случая, когда  $d$  принадлежит интервалу  $(\frac{1}{2}, \frac{3}{2})$ ; первая разность такого временного ряда стационарна и обратима. В отличие от стандартных тестов на единичные корни, которые дают лишь ответ типа «да/нет» на вопрос о существовании долгосрочной устойчивой компоненты во временном ряде, мы можем измерить «уровень нестационарности» – чем выше  $d$ , тем больше долгосрочная устойчивая компонента. Теорема 1 также утверждает, что даже при  $0 < d < \frac{1}{2}$  дробноинтегрированный процесс имеет более длинную память, чем традиционный ARMA-процесс. Автокорреляции ARMA убывают с геометрической скоростью, в то время как дробноинтегрированный процесс убывает с более медленной гиперболической скоростью. При  $0 < d < \frac{1}{2}$  ряд  $\sum_j \rho_j$  расходится, и можно сказать, что такой процесс имеет долгосрочную память.

<sup>1</sup>См. Hamilton (1994, стр. 651–653), где этот вопрос подробно обсуждается.

Естественным обобщением дробноинтегрированного процесса является комбинация вышеописанной модели с семейством процессов Бокса–Дженкинса. Процесс  $y_t$  носит название ARFIMA( $p, d, q$ ), если он может быть представлен в виде

$$\Phi(L)(1-L)^d y_t = \Theta(L)\epsilon_t,$$

где  $\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$  и  $\Theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$  – конечные лаговые полиномы,  $\epsilon_t$  – белый шум, и предполагается, что все корни  $\Phi(z)\Theta(z) = 0$  по модулю превосходят единицу. Утверждение, аналогичное Теореме 1, может быть доказано для ARFIMA-процессов. Случай  $-\frac{1}{2} < d < \frac{1}{2}$  вновь приводит к стационарности и обратимости, а автокорреляции убывают с гиперболической скоростью.

Практическое применение ARFIMA-моделей в макроэкономике было впервые показано в Granger (1980). Оказывается, что дробноинтегрированные процессы могут появиться в результате макроагрегирования традиционных стационарных временных данных. Если  $j$ -ая индивидуальная переменная следует AR(1)-процессу с автокорреляцией  $\rho_j$ , а параметры  $\rho_j$  имеют бета-распределение, то ряд из агрегированных данных будет дробноинтегрированным. Diebold & Rudebusch (1989) оценили порядок дробной интеграции для различных макроэкономических данных (включая данные по ВВП США из Campbell & Mankiw, 1987) и получили оценки в диапазоне (0,6; 0,9). Тем не менее, ни в одном из рассматриваемых случаев гипотеза  $d = 1$  не была отвергнута на 5%-ном уровне значимости, так как в анализе использовалась неточная методика оценивания Geweke & Porter-Hudak (1983).

## 2 Методы оценивания ARFIMA-моделей

Обычно для оценивания параметров дробноинтегрированных процессов используется спектральное разложение процесса. Везде далее предполагается, что все процессы имеют нулевое среднее. Напомним, что спектральная плотность  $f(\cdot)$  процесса  $y_t$  неявно определяется системой равенств  $\gamma(k) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{ik\lambda} f(\lambda) d\lambda$ , где  $\gamma(\cdot)$  – корреляционная функция. Можно показать, что для ARFIMA-процесса

$$f(\lambda) = \frac{\sigma_\epsilon^2}{2\pi} |1 - e^{-i\lambda}|^{-2d} \frac{|\Theta(e^{-i\lambda})|^2}{|\Phi(e^{-i\lambda})|^2}. \quad (3)$$

Кроме этого, определим периодограмму  $y_t$  на частоте  $\lambda$  равенством

$$I(\lambda) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T e^{it\lambda} y_t \right|^2,$$

где  $T$  – размер выборки.

Сначала необходимо оценить параметр  $d$  дробной интеграции. Этот параметр хорошо определен частью (в) Теоремы 1. Теоретически, можно регрессировать логарифм корреляционной функции  $\rho_k$  на константу и логарифм  $k$  для больших  $k$  и получить  $(2\hat{d} - 1)$  как оцененный коэффициент при логарифме  $k$ . Однако этот подход нельзя применить на практике из-за конечности выборки. Вместо этого можно использовать известный факт из анализа Фурье о том, что поведение  $f(x)$  для больших  $|x|$  сильно связано с поведением преобразования Фурье этой функции в окрестности нуля. Эта идея, в частности, была использована для вывода оценки  $d$  в Geweke & Porter-Hudak (1983, в дальнейшем GPH).

Технически оценка GPH получается из регрессии

$$\ln(I(\lambda_j)) = \beta_0 + \beta_1 \ln(|1 - e^{-i\lambda_j}|^2) + \eta_j, \quad j = 1, \dots, K, \quad (4)$$

где  $I(\cdot)$  – периодограмма процесса,  $\lambda_j = \frac{2\pi j}{T}$ , и  $K = g(T)$ . Также предполагается, что при  $T \rightarrow \infty$ ,  $g(T) \rightarrow \infty$  (это необходимо для состоятельности оценок) и  $g(T)/T \rightarrow 0$ , так что

регрессия (4) оценивается только для маленьких частот.<sup>2</sup> Geweke & Porter-Hudak (1983) показали, что при вышеуказанных условиях МНК-оценка  $-\hat{\beta}_{1,OLS}$  является состоятельной для  $d$ . Кроме того, асимптотическая дисперсия регрессионной ошибки  $\eta_j$  равна  $\frac{\pi^2}{6}$ . Следовательно, оценка дисперсии  $\hat{\beta}_{1,OLS}$  задается формулой  $\frac{\pi^2}{6} [(X'X)^{-1}]_{22}$ , где  $X$  – матрица регрессоров (4), и асимптотическое распределение нормально. Тем не менее, следует заметить, что скорость сходимости  $\sqrt{g(T)}$  медленнее, чем традиционная  $\sqrt{T}$ , из-за того что  $g(T)/T \rightarrow 0$ .

Для того чтобы оценить все параметры ARFIMA-модели, можно применить двухшаговую GPH-процедуру: сначала оценить  $d$  из (4), затем построить новый ряд  $(1-L)^{\hat{d}}y_t$  и применить обычную методологию Бокса–Дженкинса к этому ряду. Этот подход далек от оптимального, так как он сильно урезает временной ряд. Sowell (1992) с помощью метода Монте–Карло показал, что в конечных выборках GPH-оценки  $d$  очень неточны. Следовательно, последующие ARMA-оценки для нового ряда будут сильно смещены.

Fox & Taqqu (1986) предложили приближенную оценку максимального правдоподобия в предположении нормальности одновременно для *всех* параметров ARFIMA-модели. Их процедура позволяет избежать явного вычисления ковариационной матрицы  $\Sigma$  для ARFIMA-процесса. Вместо этого используется оценка матрицы, обратной к  $\Sigma$ :

$$[\Sigma^{-1}]_{j,k} \approx a_{j,k}(\beta) \equiv \frac{1}{(2\pi)^2} \int_{-\pi}^{\pi} e^{i(j-k)\lambda} \frac{1}{f(\lambda, \beta)} d\lambda, \quad (5)$$

где  $\beta$  – вектор параметров ARFIMA-процесса, а  $f(\cdot, \beta)$  – его спектральная плотность. В действительности бесконечномерная матрица с элементами  $a_{j,k}$ ,  $-\infty < j, k < \infty$  в точности совпадает с матрицей, обратной к бесконечномерной ковариационной матрице  $\Sigma$ . Тем не менее, так как процесс оценивания подразумевает конечномерные матрицы (хотя бы из-за конечности выборки), то *выборочное* равенство (5) лишь приближительное. Fox & Taqqu (1986, далее FT) предложили эту аппроксимацию для широкого класса сильно зависимых стационарных гауссовских процессов, а в случае ARFIMA-процессов FT-оценка сводится к минимизации<sup>3</sup>

$$\sigma_T^2(\beta) \equiv \sum_{k=0}^{T-1} \frac{I\left(\frac{2\pi k}{T}\right)}{f\left(\frac{2\pi k}{T}, \beta\right)} \rightarrow \min_{\beta}, \quad (6)$$

где  $I(\cdot)$  – периодограмма процесса, определенная выше,  $\beta = (d, \theta_1, \dots, \theta_q, \phi_1, \dots, \phi_p)$ , а спектральная плотность ARFIMA( $p, d, q$ ) задается равенством (1) с  $\sigma_\epsilon = 1$ . В предположении нормальности FT-оценка  $\hat{\beta}$  состоятельна и асимптотически нормальна с дисперсией

$$Q = 2\sigma_T^2(\beta) \left( \frac{\partial^2 \sigma_T^2(\beta)}{\partial \beta \partial \beta'} \right)^{-1}.$$

Sowell (1992) предложил точный метод максимального правдоподобия для оценивания параметров ARFIMA-моделей. Несмотря на то, что процесс оценивания существенно более сложный, точный метод оказывается не сильно лучше, чем приближенный метод Fox & Taqqu (1986). В то же время оба метода существенно превосходят GPH-подход. Например, Sowell (1992) проводит симуляции ARFIMA(0,  $d$ , 0)-процессов для различных  $d$  и выборок размера  $T = 100$ , и в среднем выборочная ошибка для GPH равна 0,3, в то время как для методов Sowell (1992) и FT она равна 0,08 и 0,095 соответственно. Таким образом, различие между точным и приближенными методами максимального правдоподобия невелико, а GPH-оценка *существенно* хуже. Она, тем не менее, может быть использована как начальное значение для численной оптимизации по  $d$  в алгоритмах ММП.

<sup>2</sup>Geweke & Porter-Hudak (1983) рекомендуют использовать  $g(T) = T^\alpha$  для  $\alpha = 0,5$  и  $0,6$ .

<sup>3</sup>См. Maddala & Kim (2000, стр. 301–302).

### 3 Обзор исследования и описание данных

В работе исследуется гипотеза паритета покупательной способности (ППС) с помощью дробноинтегрированных процессов. В своей наиболее строгой форме ППС утверждает, что если  $P$  и  $P^*$  – ценовые индексы двух стран, а  $E$  – номинальный обменный курс, то реальный обменный курс между странами  $P/(EP^*)$  всегда равен единице, в противном случае возникает арбитраж. Существует ряд факторов, из-за которых это теоретическое равенство не выполняется для реальных экономик: дифференцированные товары, проблема агрегирования цен разных товаров, различные репрезентативные корзины потребления, транзакционные издержки и т.д. Более слабая форма ППС-гипотезы утверждает, что флуктуации реального обменного курса достаточно малы. Точнее, реальный обменный курс «более стационарный», чем, например, ряды ценовых индексов. Это свойство можно проверять с помощью обычных тестов на коинтеграцию, однако обычным эмпирическим ответом на этот тест является «отсутствие коинтеграции». Одной из возможных причин таких результатов является узость выбора между  $I(1)$  и  $I(0)$ .

С другой стороны, оценка дробной интегрированности процессов позволяет обнаружить ППС-свойство там, где обычные тесты на коинтеграцию не дают положительных результатов. Следуя Dueker & Startz (1995), можно определить, что два  $I(d)$ -процесса коинтегрированы, если некоторая их линейная комбинация является  $I(d - b)$ -процессом при некотором  $b > 0$ . Отметим, что не требуется, чтобы  $d$  или  $b$  были целыми.

Заметим также, что некоторые исследователи (см. Johanssen, 1992 и Juselius, 1995) моделируют ценовые индексы как  $I(2)$ -процессы. Двойное взятие приращений временных рядов, вытекающее из такого моделирования, потенциально может привести к проблеме излишнего дифференцирования. В данной работе мы также проверим, является ли  $I(2)$ -моделирование обоснованным, или это всего лишь результат оптимизации  $I(d)$  по дискретному набору  $d \in \{0, 1, 2\}$ , оставляющей оптимальное нецелое значение  $d$  нерассмотренным.

Мы тестируем гипотезу ППС между США и Японией за период 1974–2002 гг. Мы используем следующие ежемесячные данные: индекс оптовых цен в Японии без сезонных поправок<sup>4</sup> из [economagic.com](http://www.economagic.com),<sup>5</sup> индекс потребительских цен США без сезонных поправок<sup>6</sup> из [economagic.com](http://www.economagic.com),<sup>7</sup> и номинальный обменный курс японской йены к доллару США из базы данных FRED.<sup>8</sup> Изначально выборка состояла из наблюдений с 1:1971 по 11:2002, однако из-за структурного сдвига в начале 70-х<sup>9</sup> мы сузили выборку до 5:1974–11:2002 (343 наблюдения). Теоретически, можно было протестировать гипотезу о структурном сдвиге в 1974 г., однако размеры подвыборок до и после 1974 г. слишком неравны, а оценка долгосрочной зависимости по выборке из 40 наблюдений (до 1974 г.) невозможна.

<sup>4</sup>К сожалению, нам не удалось найти данных по индексу потребительских цен в Японии; кроме того, данные по оптовым ценам обрываются в 2002 году.

<sup>5</sup>Скачано с вэб-сайта <http://www.economagic.com/em-cgi/data.exe/bjap/cdda001001>.

<sup>6</sup>Мы используем данные без сезонного сглаживания по двум причинам. Во-первых, японские оптовые цены даны без сезонных поправок, поэтому логично использовать такие же данные для США. Во-вторых, как показал Ghysels (1990), сглаживающий эффект сезонных подправок приводит к ложной видимости нестационарного поведения. Цель нашего исследования – моделирование реальных макроэкономических данных, и одним из преимуществ модели дробноинтегрированных процессов является ее экономичность (один параметр  $d$  может хорошо описать поведение данных), в то время как сезонное сглаживание неявно добавляет 12 параметров в модель. Один из обычных аргументов в пользу сезонного сглаживания состоит в том, что автокорреляции до 12-го порядка могут значительно отличаться от нуля. Это свойство не является большой проблемой для моделей процессов с длинной памятью – в действительности это именно то, что мы и моделируем. Наконец, Diebold & Rudebusch (1989) рассматривают как сглаженные, так и несглаженные данные, и их оценки  $d$  отличаются лишь на 0,01. Таким образом, вопрос использования сезонного сглаживания не представляется ключевым.

<sup>7</sup>Скачано с вэб-сайта <http://www.economagic.com/em-cgi/data.exe/blscu/CUUR0000SA0>.

<sup>8</sup>Скачано с вэб-сайта St.Louis Federal Reserve System: <http://research.stlouisfed.org/fred2/data/EXJPUS.txt>.

<sup>9</sup>Шок цен на нефть и эксперименты Федеральной Резервной Системы США по борьбе с безработицей.

В дальнейшем  $P$  обозначает логарифм ценового индекса Японии,  $p = P - P_{-1}$ ;  $P^*$  – логарифм ценового индекса США,  $p^* = P^* - P^*_{-1}$ ;  $E$  – логарифм номинального обменного курса,  $e = E - E_{-1}$ .

#### 4 Описание алгоритма

Для каждого временного ряда мы оцениваем  $2^4 - 1 = 15$  ARFIMA-моделей, включающих соответствующие регрессоры AR(1), AR(2), MA(1), MA(2). При этом используется FT-оценка. Пусть  $\beta$  – вектор, содержащий все параметров ( $d$  и ARMA-коэффициенты). Минимизация (6) выполняется численно в программе GAUSS. При оптимизации оценка  $\hat{d}_{GRH}$  является начальным значением для  $d$ , а нули – начальными значениями для коэффициентов AR и MA;  $\hat{d}_{GRH}$  – GRH-оценка с  $g(T) = T^{0,6}$ . Для каждой оцененной ARFIMA-модели вычисляется  $\hat{\sigma}_T^2 = \sigma_T^2(\hat{\beta})$  – минимум функции из (6). Далее оптимальная модель выбирается минимизацией информационного критерия Шварца (SIC) по всем  $m$  из множества моделей:

$$SIC(m) \equiv \ln \sigma_T^2(\hat{\beta}) + \frac{\ln(T) \dim(\hat{\beta})}{T} \rightarrow \min_m. \quad (7)$$

#### 5 Эмпирические результаты

Начнем с оценивания для временных рядов  $P, P^*, E$  и логарифма реального обменного курса  $P - E - P^*$ . Соответствующие точечные GRH-оценки параметра  $d$  равны<sup>10</sup> 1,137; 0,999; 0,911 и 0,931 и лежат вне «интервала стационарности»  $d \in (-0,5; 0,5)$ . Следовательно, на этом этапе коинтеграционное свойство не выполнено, и далее мы рассматриваем первую разность рядов, чтобы попасть в «интервал стационарности». В дальнейшем мы оперируем только первыми разностями логарифмов рядов, но с целью экономии места мы будем называть эти лог-дифференцированные ряды просто рядами цен, номинального и реального обменных курсов соответственно.

Таблица 1 содержит шесть наилучших ARFIMA-моделей для японского ценового индекса, отсортированных по критерию Шварца. Наилучшие модели содержат немного параметров,

Таблица 1: ARFIMA-модели для японских цен (переменная  $p$ )

AR и MA	$10^3 \times \hat{\sigma}_T^2$	SIC	$\hat{d}$
–	3,715	–2,4226	0,461
MA(1)	3,700	–2,4169	0,546
AR(1)	3,700	–2,4169	0,531
AR(2)	3,709	–2,4159	0,444
MA(2)	3,710	–2,4158	0,448
AR(1), AR(2)	3,700	–2,4096	0,551

а самая лучшая модель вообще не имеет AR- и MA-компонент. Таким образом, оптимальная модель для японских цен – это ARFIMA(0,  $d$ , 0) с  $\hat{d} = 0,461$  (0,043).<sup>11</sup> Заметим, что хотя точечная оценка лежит внутри интервала стационарности, она очень близка к верхней границе интервала (0,5). В действительности мы не можем отвергнуть нулевую гипотезу  $H_0 : d = 0,5$  против  $H_a : d < 0,5$  на 5%-ном уровне. С другой стороны, оценка  $d$  существенно меньше

<sup>10</sup>Стандартная ошибка каждой из оценок равна 0,133. Напомним, что регрессоры в GRH-уравнении детерминистические и поэтому асимптотическая дисперсия не зависит от свойств временного ряда.

<sup>11</sup>В дальнейшем в скобках указаны стандартные ошибки.

единицы, и поэтому моделирование исходного (недифференцированного) ценового ряда с помощью  $I(2)$ -процесса не представляется правильным.

В таблице 2 мы приводим наилучшие модели для ценового индекса США. Значения  $\hat{\sigma}_T^2$

Таблица 2: ARFIMA-модели для цен США (переменная  $p^*$ )

AR и MA	$10^3 \times \hat{\sigma}_T^2$	SIC	$\hat{d}$
AR(1), AR(2), MA(2)	$4,7 \times 10^{-3}$	-5,3022	-0,102
AR(2), MA(1), MA(2)	$5,0 \times 10^{-3}$	-5,2697	-0,216
–	1,995	-2,6926	0,465
MA(1)	1,976	-2,6894	0,382
AR(1)	1,979	-2,6888	0,377
MA(2)	1,980	-2,6885	0,495

в двух верхних рядах таблицы выглядят слишком маленькими. Анализ оцененных коэффициентов в этих двух случаях показывает, что AR- и MA-значения очень велики, и корни соответствующих полиномов не лежат вне единичного круга (это означает, что оптимизационный алгоритм GAUSS вышел за пределы допустимого значения параметров). Однако, хотя это и не указано явно, минимизация в (6) осуществляется только по такому множеству параметров, что ARMA-процесс стационарен и обратим. Следовательно, мы можем игнорировать результаты из первых двух рядов таблицы, и тогда оптимальная модель – это вновь ARFIMA(0,  $d$ , 0) с  $\hat{d} = 0,465$  (0,045). Заметим, что точечная оценка  $d$  очень близка к результатам, полученным для японских цен, и выводы аналогичны.

Далее мы рассмотрим результаты для обменного курса валют двух стран, см. таблицу 3. В этом случае спецификация ARFIMA(0,  $d$ , 0) оказалась неоптимальной (15-ое и последнее

Таблица 3: ARFIMA-модели для обменного курса (переменная  $e$ )

AR и MA	$10 \times \hat{\sigma}_T^2$	SIC	$\hat{d}$
MA(1)	2,384	-0,6078	0,0056
AR(1), MA(1)	2,383	-0,6007	0,0406
AR(1), MA(2)	2,383	-0,6007	-0,0962
MA(1), MA(2)	2,383	-0,6006	0,0306
AR(2), MA(1)	2,383	-0,6006	-0,0413
AR(1)	2,425	-0,6006	-0,0914

место среди всех моделей по информационному критерию). Лучшей моделью можно считать ARFIMA(0,  $d$ , 1). Оценки параметров порядка интеграции и MA(1)-коэффициента равны  $\hat{d} = 0,006$  (0,055) и  $\hat{\theta}_1 = -0,400$  (0,066) соответственно. Таким образом,  $\hat{d}$  статистически равен нулю, и мы фактически имеем дело с обычной ARMA(0,1)-моделью.<sup>12</sup> В целом наши результаты подтверждают теоретическую гипотезу о том, что дробная интегрированность чаще встречается в агрегированных временных рядах (например, ценовых индексах), чем в индивидуальных (например, обменных курсах).

Результаты можно сравнить с выводами других исследователей. Cheung (1993) использовал двухшаговую GPH-процедуру для оценивания ARFIMA( $p$ ,  $d$ ,  $q$ )-спецификаций на примере пяти обменных курсов (использовались недельные данные с 1974 до 1989 гг.). Оцененный

<sup>12</sup>Для того, чтобы оценить качество оценивания с помощью приближенного ММП, мы оценили параметр ARMA(0,1) с помощью стандартного ММП. Оцененный параметр равен  $-0,409$  (0,044), что очень близко к полученной выше оценке.

параметр  $d$  для японской йены оказался в интервале между 0,2 и 0,3. Выше мы уже обсуждали неоптимальность двухшагового GPH-подхода; необходима оптимизация *одновременно* по всем параметрам ARFIMA-модели. Для сравнения, точечная оценка  $d$  для (наихудшей) модели ARFIMA(0,  $d$ , 0) равна 0,256 и попадает в интервал из Cheung (1993). Однако наилучшей моделью является ARFIMA(0,  $d$ , 1), при этом  $d$  статистически равно нулю. Из этого можно сделать вывод, что динамика обменного курса лучше описывается обычными ARMA-моделями.

Близость оценок  $d$  для ценовых индексов наводит на мысль о возможной коинтеграции временных рядов. Чтобы проверить эту гипотезу, мы оценили ARFIMA-модели для реального обменного курса ( $\equiv p - e - p^*$ ). Результаты мало отличались от оценок для номинального обменного курса: оптимальная модель – ARFIMA(0,  $d$ , 1), наихудшая модель – ARFIMA(0,  $d$ , 0), оценки коэффициентов –  $\hat{d} = -0,009$  (0,054) и  $\hat{\theta}_1 = -0,402$  (0,065).

Кроме этого, мы оценили параметры модели для разности ценовых индексов ( $\equiv p - p^*$ ).<sup>13</sup> Оптимальная модель для этого ряда включает только AR(2)-коэффициент. Оценка AR(2)-коэффициента равна  $-0,152$  (0,059), а оценка  $d$  равна 0,332 (0,051). В действительности во всех моделях оценки  $d$  лежали в интервале (0,14; 0,36), в то время как, например, все оценки  $d$  для ряда японских цен попали в интервал (0,44; 0,55). Из этого можно сделать вывод о (дробной) коинтеграции рядов цен Японии и США. Возвращаясь к вопросу об оптимальной модели, результаты оценивания приведены в таблице 4.

Таблица 4: Оптимальные модели

Ряд	Описание	Модель	$\hat{d}$
$p$	Японская инфляция	ARFIMA(0, $d$ , 0)	0,461 (0,043)
$p^*$	Инфляция США	ARFIMA(0, $d$ , 0)	0,465 (0,045)
$p - p^*$	Инфляционный спрэд Япония–США	AR(2)+FI( $d$ )	0,332 (0,051)
$e$	Номинальный обменный курс	ARFIMA(0, $d$ , 1)	0,006 (0,055)
$p - e - p^*$	Реальный обменный курс	ARFIMA(0, $d$ , 1)	-0,009 (0,054)

## 6 Выводы

Из результатов оценивания можно заключить, что ряды реального и номинального обменных курсов хорошо описываются обычными ARMA-моделями: оценки порядка дробной интеграции для логарифмических приращений рядов статистически равны нулю, и, следовательно, ППС-гипотеза в своей стандартной форме не выполнена: порядки дробной интеграции для рядов реального и номинального курсов равны. С другой стороны, ряды ценовых индексов Японии и США показали наличие долгосрочной памяти. Этот результат можно было предсказать, изучив коррелограммы временных рядов: автокорреляционная функция для инфляции США не затухает достаточно быстро, и обычная ARMA-методология вряд ли применима. В то же время ряд не настолько устойчив к стохастическим шокам, как случайное блуждание, в случае которого автокорреляционная функция вообще не убывает. Следовательно, взятие разности инфляционного ряда, скорее всего, привело бы к проблеме излишнего дифференцирования.

Автокорреляции ряда инфляции в Японии убывают быстрее, но не настолько быстро, чтобы оправдать ARMA-моделирование. Как и в случае с инфляцией в США, порядок дробной

<sup>13</sup>Фактически это ряд, составленный из разности инфляций двух стран; см. выше соглашение о терминологии.

интеграции ряда оказался существенно нецелым числом (точные оценки равны 0,46 в каждом из случаев). При этом оказалось, что гипотеза о дробной коинтеграции не может быть отвергнута на 5%-ном уровне значимости. Отметим, что мы не оценивали коинтеграционный вектор, так как он известен с экономической точки зрения и равен  $(1; -1)$ . Оценка порядка дробной коинтеграции для инфляционного спреда равна  $\hat{d} = 0,332 (0,051)$ , что примерно на 3 стандартных ошибки меньше, чем порядок коинтеграции каждого из инфляционных рядов, что означает дробную коинтеграцию на соответствующем уровне значимости (в смысле определения Dueker & Startz, 1995).

Наши результаты подтверждают гипотезу Granger (1980) о том, что агрегирование индивидуальных авторегрессионных процессов может привести к наличию длинной памяти агрегированного временного ряда. В рассмотренном случае можно предположить, что рост цен в каждом из секторов экономики следует авторегрессионному процессу,<sup>14</sup> а агрегирование инфляционных данных по различным отраслям дает ряд с долгосрочной памятью.

## Список литературы

- Campbell, J.Y. & N.G. Mankiw (1987). Are output fluctuations transitory? *Quarterly Journal of Economics* 102, 857–880.
- Cheung, Y. (1993). Long memory in foreign exchange rates. *Journal of Business & Economic Statistics* 11, 93–101.
- Diebold, F.X. & G. Rudebusch (1989). Long memory and persistence in aggregate output. *Journal of Monetary Economics* 24, 189–209.
- Dueker, M. & R. Startz (1995). Maximum likelihood estimation of fractional cointegration with an application to the short end of the yield curve. Working paper, University of Washington.
- Fox, R. & M.S. Taquq (1986). Large sample properties of parameter estimates for strongly dependent stationary gaussian time series. *Annals of Statistics* 14, 517–532.
- Geweke, J. & S. Porter-Hudak (1983). The estimation and application of long memory time series models. *Journal of Time Series Analysis* 4, 221–238.
- Ghysels E. (1990). Unit root tests and the statistical pitfalls of seasonal adjustment: The case of U.S. post-war real GNP. *Journal of Business & Economic Statistics* 8, 145–152.
- Granger, C.W.J. (1980). Long memory relationships and the aggregation of dynamic models. *Journal of Econometrics* 14, 227–238.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hosking, J.R.M. (1981). Fractional differencing. *Biometrika* 68, 165–178.
- Johanssen, S. (1992). An I(2) cointegration analysis of the purchasing power parity between Australia and USA. Глава в Colin Hargreaves (ed.). *Macroeconomic Modeling of the Long-run*. London: Edward Elgar.
- Juselius, K. (1995). Do purchasing power parity and uncovered interest rate parity hold in the long-run? An example of likelihood inference in a multivariate time series model. *Journal of Econometrics* 69, 211–240.
- Maddala, G. & I.-M. Kim (2000). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Nelson, C.R. & C.I. Plosser (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics* 10, 139–162.
- Sowell, F. (1992). Maximum likelihood estimation of stationary univariate fractionally integrated time series models. *Journal of Econometrics* 53, 165–188.

<sup>14</sup>С различными AR(1)-коэффициентами; чем выше этот коэффициент, тем «длиннее» реакция цен на стохастические шоки.

# Long range dependence and the purchasing power parity

Oleg Obrezkov

*VRG Investments, Moscow*

The aim of this paper is to explore the purchasing power parity between the United States and Japan. This is done indirectly by estimating fractional integration orders of the aggregate price series in the two countries and nominal and real exchange rates. Our results suggest that both nominal and real exchange rates are well described by conventional I(1)-processes whereas both US and Japan's price levels are around I(1.46). The latter result comes into contradiction with the traditional view that aggregate price series are usually second-order integrated processes. The point estimate of the fractional integration order for the log-difference in price levels in the US and Japan yields the figure 1.33 which is (statistically) smaller than the order 1.46 obtained for the aggregate price series. The latter result may be considered as a (very weak) evidence of the purchasing power parity property: the fractional order of the ratio of the price levels is smaller than that for each price level.

*Keywords: purchasing power parity, exchange rates, fractional integration*

*JEL Classification: C22, F31, F41*

# Экономический рост и качество институтов ресурсоориентированных стран\*

Георгий Карташов<sup>†</sup>

*Дойчебанк, Москва*

Согласно модели Мехлума–Моэне–Торвика, влияние институтов и ресурсов на выпуск стран неоднозначно: в зависимости от значения пороговой функции, зависящей от институтов и ресурсов, экономика находится в одном из двух режимов – производственном или присвоения. В режиме присвоения ресурсы отрицательно влияют на рост, а институты – положительно; в производственном режиме ресурсы влияют положительно, а институты не влияют вообще. В эконометрическом исследовании, подтвердившем основные выводы, оцениваемая спецификация не вполне соответствует форме влияния институтов и ресурсов в модели. В данной работе предложена процедура тестирования, более адекватная модели Мехлума–Моэне–Торвика: пороговая функция считается зависящей и от институтов, и от ресурсов, а оцениваемое уравнение точнее отражает влияние институтов и ресурсов на темп роста. Эконометрическая спецификация представляет собой двухрежимную пороговую регрессию, где порог также является объектом оценивания. Показано, что выводы из модели полностью подтверждаются в режиме присвоения, и лишь частично – в производственном режиме. В работе также обсуждаются и сравниваются различные пороговые и линейные регрессионные спецификации.

*Ключевые слова:* Проклятие ресурсов, экономический рост, голландская болезнь, уровень институтов

*Классификация JEL:* C51, Q32

## 1 Введение

Целью данной работы является эмпирическая проверка выводов из модели Mehlum, Moene & Torvik (2006) с помощью пороговой регрессии. В работе Mehlum, Moene & Torvik (2006) предлагается модель экономики страны, экзогенными параметрами которой являются институты и ресурсы. Главный вывод – качество институтов и объем ресурсов неоднозначно влияют на выпуск страны. Экономика может находиться в одном из двух равновесий (производственное или присвоения). В режиме присвоения рост ресурсов отрицательно влияет на выпуск, а рост качества институтов – положительно, в производственном же ресурсы влияют положительно на выпуск, а институты – вообще не влияют. В каком из режимов находится экономика, зависит только от значения пороговой функции – выше она или ниже фиксированного порога, а пороговая функция зависит от двух параметров – качества институтов и запаса ресурсов. Таким образом, из модели следует, что ресурсы являются наказанием только для «плохих» экономик, в то время как для «хороших» экономик они являются благом.

В Mehlum, Moene & Torvik (2006) проводится эконометрическое тестирование выводов из модели, однако используется предположение, что запас ресурсов одинаков для всех стран. В результате этого пороговая функция, разделяющая экономики на два режима – производственный и присвоения, оказывается зависящей только от институтов, т.е. порог определяется только по институтам, хотя в модели он зависит и от ресурсов. Кроме того, авторами

\*Цитировать как: Карташов, Георгий (2007). «Экономический рост и качество институтов ресурсоориентированных стран», Квантиль, №2, стр. 141–157. Citation: Kartashov, Georgy (2007). “Economic growth and institutional quality in resource oriented countries,” Quantile, No.2, pp. 141–157.

<sup>†</sup>Адрес: 113035, г. Москва, ул. Садовническая, д. 82, кор. 2. Электронная почта: [georgy.kartashov@db.com](mailto:georgy.kartashov@db.com)

оценивается линейная (по институтам, ресурсам и производству институтов и ресурсов) регрессионная спецификация, которая не вполне соответствует теоретической (т.е. той, которая следует из модели) форме влияния ресурсов и институтов на выпуск. Результаты проведенного тестирования по утверждению авторов подтверждают выводы из модели, однако в действительности выводы подтверждены лишь частично.

В данной работе предлагается процедура тестирования, более адекватная модели Mehlum, Moene & Torvik (2006): во-первых, пороговая функция считается зависящей и от институтов, и от ресурсов (форма зависимости ровно такая, какую нам предсказывает модель); во-вторых, оценивается нелинейная регрессионная спецификация, которая более точно отражает влияние институтов и ресурсов на темп роста подушевого ВВП (и соответствует теоретическому влиянию из модели). Данная спецификация представляет собой двухрежимную пороговую (режим выбирается исходя из значения пороговой функции) регрессию зависимости выпуска (и роста) от институтов и ресурсов. То есть ресурсы и институты влияют на рост линейно в каждом из режимов, а то, какой из режимов имеет место, зависит от того, превышает или нет порог значение пороговой функции. Что примечательно, порог также, наряду с коэффициентами при ресурсах и институтах в обоих режимах, а также контрольными переменными, является объектом оценивания. Показано, что выводы из модели полностью подтверждаются в режиме присвоения, и лишь частично – в производственном режиме: влияние ресурсов в последнем случае оказывается положительным, но незначимым; модель же предсказывает их положительное влияние. Возможно, выводы модели в производственном равновесии неверны, и для «хороших» стран существует точка насыщения, после которой страны избавляются от проклятия ресурсов, и далее уже ресурсы перестают влиять на рост.

В работе мы сравниваем построенную модель с линейной и промежуточными между линейной и пороговой. Мы оцениваем и сравниваем регрессии по различным показателям (значимость, информационные критерии и т.д.), и пороговая регрессия оказывается предпочтительнее. Помимо этого, мы проводим формальное тестирование предложенной спецификации на нелинейность методом Хансена (Hansen, 1999). В связи с тем, что один из параметров (порог) неидентифицируем при нулевой гипотезе о линейности, мы проводим тестирование с помощью supLR-статистики. Эта статистика асимптотически распределена нестандартно, поэтому критическое значение для нее мы получаем с помощью бутстрапа. Линейная спецификация отвергается в пользу предлагаемой пороговой на 5%-ном уровне.

Также мы проводим анализ стран, попавших в результате оценивания в производственный режим и режим присвоения: их распределение согласуется с интуитивными представлениями о странах, подверженных «проклятию ресурсов» и не подверженных. Проводя оценивание на данных до 1990 г., мы отслеживаем динамику (в 1996–2005 гг.) стран, попавших в оба режима. Мы выбираем страны, являющиеся типичными представителями обоих равновесий, а также страны, которые находятся на границе режимов при оценивании, и рассматриваем, как менялось их состояние в 1996–2005 гг. Оказывается, что по значению пороговой функции ранжировка между странами за этот период не изменилась. Также мы рассматриваем сегодняшнюю Россию вместе с этими странами, и оказывается, что Россия по значению пороговой функции оказывается в группе стран, принадлежащих режиму присвоения.

Основная часть работы состоит из пяти разделов: в разделе 2 проведен обзор литературы, посвященной проблеме ресурсов и роста. В разделе 3 содержится краткое описание и следствия из модели Mehlum, Moene & Torvik (2006), а в разделе 4 – описание данных. В разделе 5 проводится оценивание и анализ пороговой регрессии, а также ее сравнение с линейной спецификацией. Раздел 6 посвящен анализу разбиения стран на два режима согласно построенной пороговой спецификации. Раздел 7 посвящен анализу динамики степени подверженности стран (в т.ч. и России) проклятию ресурсов в последнее десятилетие.

## 2 Обзор литературы

Классической эмпирической работой, посвященной влиянию ресурсов на рост, является Sachs & Warner (1995). В ней получен основной вывод о том, что страны с высоким отношением экспорта ресурсов к ВВП в 1971 году (это соотношение рассматривалось как показатель ресурсов) обладали сравнительно более низкими темпами роста ВВП в последующие 20 лет. Этот результат об отрицательном и значимом влиянии ресурсов сохраняется после включения авторами контрольных переменных (начальный уровень подушевого дохода, уровень инвестиций, неравенство, фиктивные региональные переменные, торговые ограничения). Авторы исследуют вопрос о том, что ресурсы влияют на темп роста опосредованно: ресурсы могут влиять на основные источники роста – такие, как торговые ограничения, эффективность управления и т.д. (эти показатели – аналоги качества институтов). Однако, даже учитывая опосредованное влияние, авторы оставляют канал для прямого влияния ресурсов на рост, и оказывается, что прямое влияние ресурсов проявляется намного сильнее, чем суммарное опосредованное влияние ресурсов через все источники роста.

Существует целый ряд работ, результаты которых согласуются со статьей Sachs & Warner (1995). Однако в последние годы появились работы, подвергшие сомнению основные выводы Sachs & Warner (1995). Так, в эмпирической статье Alexeev & Conrad (2005) подвергаются критике выводы о том, что ресурсы влияют отрицательно на рост, и о том, что это отрицательное влияние частично опосредовано через институты. В работе Alexeev & Conrad (2005) получается оригинальный вывод о том, что большие запасы ресурсов в долгосрочной перспективе положительно влияют на подушевой выпуск. Согласно Alexeev & Conrad (2005), получившееся в работе Sachs & Warner (1995) отрицательное влияние ресурсов на рост является следствием некоторых проблем при оценивании. Во-первых, отрицательное влияние ресурсов на рост могло явиться следствием короткого рассматриваемого промежутка времени: обычно берется средний рост за 1965–1985 гг. Большинство экспортеров нефти начали извлекать коммерческую прибыль от добычи нефти до 1950 г. Обычно, начав извлекать прибыль от добычи, экономика вначале испытывает короткий период очень высокого роста (бум), после чего темп роста постепенно сокращается (в работе Boyce & Emery, 2005, показана оптимальность такой динамики темпа роста). Согласно подобной динамике темпов роста, период 1965–1985 гг. как раз приходится на спад, и именно поэтому могло оказаться, что ресурсы отрицательно влияют на рост. Во-вторых, проблема может быть в эндогенности: институты влияют на рост, но и рост может также влиять на институты. Авторы Alexeev & Conrad (2005) выявляют, что большие запасы нефти и других природных ресурсов не приводят к сокращению темпов роста экономики. Помимо этого авторы не обнаруживают свидетельств, что ресурсы отрицательно сказываются на качестве институтов, в то время как в работе Sachs & Warner (1995) ресурсы слабо и отрицательно влияют на институты.

В статье Brunnschweiler (2006) пересматриваются результаты Sachs & Warner (1995). Используется иной показатель ресурсов (*natural capital per capita*), при этом учитываются институциональные эффекты (рассматриваются два различных показателя институтов). Оценивая кросс-страновые регрессии на выборке за 1970–2000 гг. с помощью МНК и 2ШМНК, авторы получают, что ресурсы положительно влияют на темп роста. Результаты оценивания робастны к изменению списка контрольных переменных.

Вывод Sachs & Warner (1995) об опосредованном отрицательном влиянии ресурсов на рост через институты и прочие каналы роста подвергается сомнению и обсуждается в статье Sala-i-Martin & Subramanian (2003). Указывается на то, что использование подушевого ВВП за 1970 г. в качестве контрольной переменной может привести к ошибочным результатам. В работе Sala-i-Martin & Subramanian (2003) обсуждается, что если ресурсы – это «манна небесная», которая напрямую влияет на ВВП и не влияет на институты, то, проводя анализ влияния ресурсов на институты, можно чисто механически прийти к ошибочному результату.

Дело в том, что большинство нефтяных открытий было совершено после 1960 г., поэтому, используя ВВП 1970 г. как контрольную переменную, можно получить отрицательное влияние ресурсов на институты. Увеличение ресурсов в 60-х годах успело отразиться на ВВП 1970 г., в то время как институты остались неизменными, поэтому, проводя регрессию увеличившихся ресурсов и увеличившегося ВВП 1970 г. на неизменившиеся институты, получаем мнимое отрицательное влияние ресурсов. В эту же ловушку можно попасть при оценивании влияния ресурсов на другие источники роста. В Sala-i-Martin & Subramanian (2003) предлагается либо использовать в качестве контрольной переменной подушевой доход за вычетом ресурсных доходов, либо рассматривать подушевой ВВП 1960 г. как контрольную переменную. Авторы считают, что ВВП 1960 г. лишен потенциального влияния ресурсов, и проводят оценивание, аналогичное Sachs & Warner (1995), используя ВВП 1960 г. В результате отрицательное влияние ресурсов на институты сохраняется. Однако данный вывод был в свою очередь подвергнут критике в уже упомянутой работе Alexeev & Conrad (2005), где утверждается, что ресурсы не влияют отрицательно на институты. В Alexeev & Conrad (2005) указывается, что и ВВП 1960 г. некорректно использовать как контрольную переменную. Тот факт, что большинство открытий нефти было произведено после 1960 г., не показателен, т.к. список основных производителей нефти не менялся с 40-х годов.

Итак, мы видим, как расходятся мнения относительно влияния ресурсов на рост.

### 3 Модель экономики Мехлума–Моэне–Торвика

Опишем вкратце модель, предложенную в Mehlum, Moene & Torvik (2006), и выводы из нее.

В стране живет  $N > 0$  предпринимателей, имеется ресурс в количестве  $R > 0$ , а качество институтов выражается параметром  $\lambda \in [0; 1]$ ; все параметры экзогенно заданы. Игра одношаговая: каждый из предпринимателей максимизирует прибыль и выбирает стратегию – присваивать ресурс или производить. Ресурс  $R$  распределяется между всеми предпринимателями: все предприниматели, выбравшие одну стратегию, получают ресурс в равных долях, однако предприниматели, выбравшие стратегию производить, получают долю  $\lambda$  ресурса от того, что получают предприниматели, выбравшие стратегию присваивать. Т.е.  $\lambda$  – это сравнительные преимущества от присвоения ресурса стратегии «присвоение» над стратегией «производство». Доходы «присваивателей» ограничиваются распределенным ресурсом, в то время как предприниматели, выбравшие «производство», помимо ресурса также получают прибыль от производства.

Производство устроено следующим образом: есть  $L > 0$  рабочих (эти  $L$  рабочих никак не соотносятся с  $N$  предпринимателями) и  $M > 0$  различных товаров в экономике. Каждый из товаров может быть произведен либо современной фирмой, либо обычной фирмой. Оба типа фирм используют для производства только труд (капитал не требуется).

Обычная фирма обладает функцией производства с постоянной отдачей от масштаба, и каждая единица труда производит одну единицу товара. Современная фирма обладает технологией с возрастающей отдачей от масштаба: ей требуется  $F > 0$  единиц труда (которые непосредственно не производят товар), а каждая единица труда свыше  $F$  приносит  $\beta > 1$  единиц товара. Фирмы участвуют в конкуренции по Бертрану. Современная фирма – это и есть предприниматели, выбравшие стратегию «производство».

В результате решения возникает неочевидная с первого взгляда ситуация, когда с ростом числа современных фирм (т.е. с ростом числа производителей) растет их выпуск и прибыль. Механизм происходящего довольно изящен и прост: объем рабочей силы  $L$  фиксирован (он является ограничивающим фактором), с ростом числа современных фирм они вытесняют менее эффективные обычные фирмы и начинают более эффективно использовать труд. Образуется излишки труда, которые распределяются на дополнительное производство всех товаров. Следовательно, выпуск (а вместе с ней и прибыль) современной фирмы, специали-

зирующей на производстве одного из  $M$  товаров, растет.

Получается, что с ростом  $\alpha$ , доли «производителей» среди предпринимателей, растет прибыль от «присваивания» (в силу того, что число «присваивателей» сокращается при неизменном числе ресурсов), а также растет прибыль от «производства». Обозначим эти функции прибыли через  $\pi_P(\alpha)$  и  $\pi_G(\alpha)$ . В равновесии определяется распределение предпринимателей между «производителями» и «присваивателями». В результате в модели возможны два равновесия (см. Рис. 1).

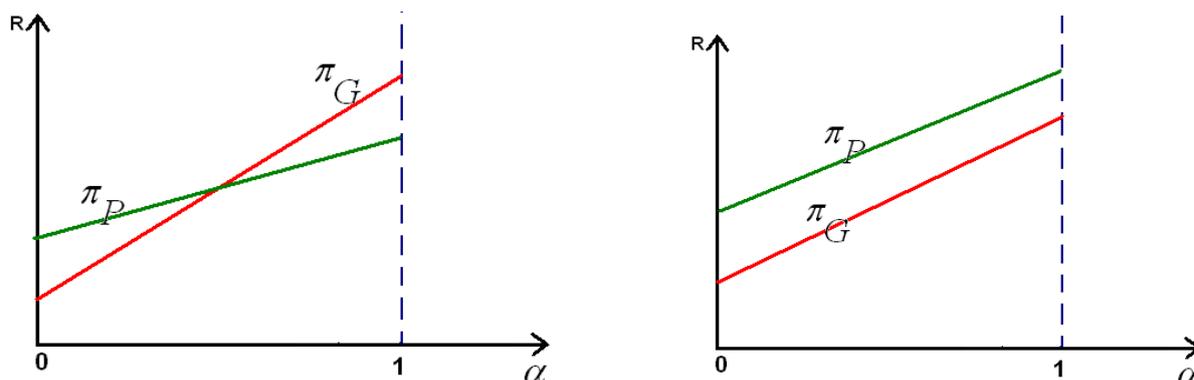


Рис. 1: Равновесие присвоения (слева) и производственное равновесие (справа).

*Равновесие присвоения.* В этом случае кривые прибыли от разных стратегий пересекаются в промежуточной точке  $\alpha$ . Это распределение между присвоением и производством равновесно, т.к. никто не захочет отклониться, ибо отклонение не приносит выигрыша (прибыли от обеих стратегий равны). Это равновесие устойчиво: например, если сместить  $\alpha$  чуть-чуть влево, то прибыль от производства окажется выше прибыли от присвоения, все начнут смещаться на производство и  $\alpha$  вырастет. То же самое касается случая, если сместить  $\alpha$  чуть-чуть вправо. Назовем это равновесие равновесием присвоения (*grabber equilibrium*).

*Производственное равновесие.* В этом случае прибыль от производства выше прибыли от присвоения для любого  $\alpha$ . Тогда равновесным распределением будет  $\alpha = 1$ , т.к. никто не захочет отклоняться от стратегии «производить» (всем всегда выгоднее производить). Это равновесие также устойчиво. Назовем это равновесие производственным (*producer equilibrium*).

Из анализа модели следует, что в экономике всегда будет существовать одно из этих равновесий: при условии  $R(1 - \lambda)/\lambda > N\pi(1)$  в экономике установится равновесие присвоения, а в противном случае – производственное равновесие (см. Рис. 2); здесь  $\pi(1)$  – прибыль «производителя» от управляемой им фирмы при  $\alpha = 1$ .

Напоследок, авторами проведен анализ свойств равновесий.

*Утверждение 1:* В равновесии присвоения число ресурсов отрицательно влияет на общий выпуск. В производственном равновесии – положительно влияет на общий выпуск.

Отрицательное влияние ресурсов на выпуск может показаться несколько странным. При увеличении запаса ресурсов возникают два эффекта. Мгновенный прямой эффект заключается в том, что увеличение ресурсов увеличивает общий выпуск в пропорции один к одному. Обратный эффект заключается в том, что с ростом ресурсов предприниматели смещаются с производства на присвоение ресурса (т.к. присвоение приносит больше прибыли) до тех пор, пока не достигнут нового равновесия с еще более низкой долей людей, занимающихся производством. В данной модели обратный эффект доминирует над прямым. Общее наблюдение, которое упоминается во многих статьях, заключается в том, что увеличение ресурсов полностью вымывается негативным влиянием деятельности по присвоению ресурса.

*Утверждение 2:* В равновесии присвоения качество институтов положительно влияет

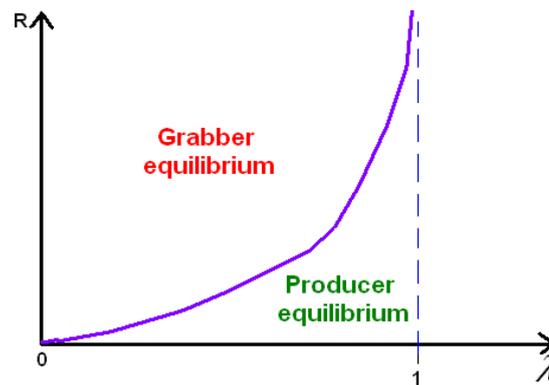


Рис. 2: Возможные равновесия.

на общий выпуск. В производственном равновесии – не влияет на общий выпуск.

Это утверждение можно трактовать так: если полагать, что число ресурсов  $R$  фиксировано, то улучшение институтов положительно влияет на выпуск только до того момента, пока страна не попадает в производственное равновесие. Попав в него, далее нет смысла улучшать качество институтов.

#### 4 Исходные данные

При оценивании мы используем приблизительно ту же выборку стран, что используется в статьях Mehlum, Moene & Torvik (2006) и Sachs & Warner (1995). Уклон на эти данные делается для того, чтобы получаемые результаты можно было сравнить. Выборка содержит 122 страны, однако не по всем показателям есть данные, поэтому часть стран не участвует в регрессиях.

В вопросе о том, какие переменные использовать в качестве контрольных (и в каком порядке их включать), а какие – в качестве  $R$  и  $\lambda$ , мы в целом следуем статьям Mehlum, Moene & Torvik (2006) и Sachs & Warner (1995). В основном используются данные World Bank (2002), а также частично из статьи Sachs & Warner (1995) и данных British Petroleum (2005).

В качестве зависимой переменной мы в основном рассматриваем GR7089, средний темп роста ВВП в перерасчете на экономически активное население между 1970 и 1989 гг. (источник: World Bank, 2002). Эта же переменная исследуется и в Mehlum, Moene & Torvik (2006), и в Sachs & Warner (1995). Также мы смотрим на результаты оценивания, когда в качестве зависимой переменной фигурирует не темп роста, а уровень выпуска – GDP89, логарифм уровня душевого GDP (скорректированного на ППС) в 1985 г. (источник: World Bank, 2002). В качестве показателя объема ресурсов страны мы используем несколько показателей:

- Основной – это SXP70, доля экспорта в ВВП в 1970 г. (источник: World Bank, 2002). Этот показатель был предложен как индикатор ресурсов еще в статье Sachs & Warner (1995), а также в Mehlum, Moene & Torvik (2006), поэтому мы опираемся в основном на этот показатель.
- NFE80, значение нетто-экспорта топлива в процентах от общего нетто-экспорта товаров в 1980 г. (источник: World Bank, 2002). Мы рассматриваем нетто-экспорт вместо брутто-экспорта, т.к. он более объективно отражает картину экспорта (например, Канада экспортирует нефть и импортирует нефть).
- OGRES80, суммарная душевая стоимость доказанных запасов нефти и газа на 1980 г. (источник: British Petroleum, 2005). Следует отметить, что согласно этому показателю,

самые богатые на ресурсы страны в 1980 году – это Саудовская Аравия, Объединенные Арабские Эмираты и Кувейт.

- OGCPROD80, суммарное подушевое производство нефти, газа и угля в номинальных ценах 1980 г. (источник: British Petroleum, 2005). Согласно этому показателю, самые богатые страны – те же, что и согласно OGRES80.

За показатель качества институтов возьмем IQ80, построенный как взвешенное среднее пяти индексов: правопорядок, качество управления, уровень коррупции, риск экспроприации и индекс аннулирования контрактов правительством.<sup>1</sup> Данный показатель мы нормируем так, чтобы он принимал значения от 0 до 1, где 1 соответствует наилучшим институтам. В выборке самые лучшие институты у Люксембурга, Швейцарии и Голландии (источник данных: Sachs & Warner, 1995). Также мы пробуем использовать вместо данного показателя CPI8083, индекс коррупции (точнее, средний индекс восприятия коррупции) за 1980–1983 гг. (источник: Transparency International). Корреляция этого индекса с IQ80 больше 0,7 (вообще, все институциональные индексы сильно положительно коррелированы).

Помимо упомянутых, мы используем ряд контрольных переменных, описание которых будет появляться по мере их появления в регрессиях. Важно указать, что в качестве регрессоров мы всегда рассматриваем более ранние данные, чем зависимая переменная, и тем самым избавляем себя от потенциальной проблемы с обратной причинно-следственной связью (эндогенностью). Более подробно эта проблема обсуждается в Alexeev & Conrad (2005).

## 5 Эмпирическое тестирование модели

Перед нами стоит задача провести эмпирическое исследование, насколько выводы, полученные из модели, соответствуют действительности. Основной теоретический инструментарий, который необходим для дальнейшего исследования, уже представлен. Во-первых, экономика может находиться в одном из двух равновесий, причем она будет попадать в них по значению пороговой функции  $R(1 - \lambda)/\lambda$ . Во-вторых, мы знаем, как влияют ресурсы на экономику страны в тех случаях, когда она находится в разных равновесиях. В-третьих, мы знаем, как влияют институты на экономику страны в тех случаях, когда она находится в разных равновесиях.

Далее мы строим спецификацию зависимости роста от институтов и ресурсов, основываясь на описанных теоретических выводах модели.

### Пороговая регрессионная спецификация

Стоит упомянуть о том, что в Mehlum, Moene & Torvik (2006) проведено несколько другое эмпирическое тестирование модели. Там рассматривается следующая спецификация:

$$q_i = \gamma X_i + \beta_1 R_i + \beta_2 \lambda_i + \beta_3 \lambda_i R_i,$$

где  $q_i$  – темп роста  $i$ -ой страны,  $\lambda_i$  и  $R_i$  – аналоги  $\lambda$  и  $R$  для  $i$ -ой страны,  $X_i$  – набор контрольных переменных для  $i$ -ой страны.

Подставляя разные параметры и индексы, авторы получают положительный и значимый коэффициент  $\beta_3$ , что свидетельствует о следующем: есть порог качества институтов, и если качество институтов страны выше этого порога, то ресурсы положительно влияют на рост, и наоборот (более подробно см. Mehlum, Moene & Torvik, 2006). Однако данная спецификация несколько не соответствует той зависимости, которую нам предсказывает модель. Здесь нет пороговой функции как таковой; фактически, здесь предполагается, что пороговая функция зависит только от качества институтов, т.е. делается предположение о том, что в пороговой

<sup>1</sup> Детальное описание индексов см. в Alexeev & Conrad (2005).

функции ресурсы входят как константа, поэтому полученные результаты об адекватности модели имеют смысл только в данном предположении. Нас же интересует другая регрессионная спецификация, которая позволила бы полностью верифицировать теоретические следствия модели, не используя предположение о постоянстве ресурсов.

Мы строим следующую нелинейную двухрежимную пороговую спецификацию:

$$g_i = \gamma X_i + I_i(\alpha_1 \lambda_i + \alpha_2 R_i) + (1 - I_i)(\beta_1 \lambda_i + \beta_2 R_i) + \varepsilon_i, \quad (1)$$

где  $g_i$  – темп роста подушевого ВВП  $i$ -ой страны (либо уровень подушевого выпуска),  $R_i, \lambda_i$  – лагированные аналоги переменных  $R$  и  $\lambda$  для  $i$ -ой страны,  $X_i$  – набор остальных факторов (контрольные переменные), и

$$I_i = \mathbb{I} \left[ \frac{R_i(1 - \lambda_i)}{\lambda_i} > d \right].$$

Данная спецификация наиболее точно соответствует модели: за пороговую функцию берется аналогичная из модели, а влияние  $R$  и  $\lambda$  на темп роста в разных режимах предполагается разным.

### Методика оценивания

В построенной спецификации оцениваемые параметры –  $\gamma, \alpha, \beta$  и порог  $d$ . Мы останавливаемся на кросс-секционной спецификации вместо панельной, так как  $R$  и  $\lambda$  влияют на выпуск не мгновенно, а с довольно большим лагом, а данные по качеству институтов доступны за относительно короткий промежуток времени.

Оценки находятся следующим образом. Можно переписать данную модель как линейную модель по коэффициентам в случае, если  $d$  известно:

$$Z_i(d) = (X_i, I_i \lambda_i, I_i R_i, (1 - I_i) \lambda_i, (1 - I_i) R_i)'$$

Обозначив  $\eta = (\gamma, \alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2)'$ , мы оцениваем модель

$$g_i = \eta' Z_i(d) + \varepsilon_i.$$

Зная  $d$ , мы можем оценить с помощью МНК параметры  $\hat{\eta}(d)$ . Оценку  $d$  находим из условия

$$\hat{d} = \arg \min_d SSE(d),$$

где

$$SSE(d) = \sum_i (g_i - \hat{\eta}(d)' Z_i(d))^2,$$

и  $d$  выбирается с расчетом, чтобы хотя бы  $\tau\%$  наблюдений попадало в каждый из режимов.

Параметр  $d$  прогоняется по сетке, в каждом узле которой применяется МНК, и вычисляется значение функции потерь (SSE). В качестве оценок  $d$  берется узел с наименьшим SSE, а в качестве оценок  $\hat{\eta}$  берется МНК-оценка в соответствующем узле. Что немаловажно, сетка дискретна: узлы сетки – это точки  $R_i(1 - \lambda_i)/\lambda_i$  (очевидно, нет смысла брать пороги в других точках). Согласно результатам Hansen (1999), полученные таким образом оценки состоятельны, а оценка порога  $d$  суперсостоятельна. Следует также отметить, что сетка для  $d$  строится не по всем наблюдениям, а только по таким, чтобы в каждый из режимов попало не менее  $\tau\%$  от общего числа наблюдений ( $\tau > 0$ ). Следуя Hansen (1999), мы берем  $\tau = 10\%$ . Непосредственно оценка порога  $d$  нас мало интересует. Более интересно то, какие страны оказываются ниже порога (т.е. в производственном равновесии), а какие – выше (равновесие присвоения). Нас также интересуют знаки коэффициентов: соответствие модели реальности сводится к тому, согласуются ли знаки коэффициентов с ожидаемыми. Из утверждений 1 и 2 модели ожидаются следующие знаки:

Таблица 1: Ожидаемые знаки коэффициентов

$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta_1$	$\beta_2$
+	-	0	+

### Оценивание предложенной регрессионной спецификации

Оценим предложенную спецификацию, взяв за зависимую переменную темп роста GR7089, за показатель ресурсов – SXP70, а за показатель качества институтов – IQ80. Чтобы избежать потенциального смещения оценок из-за невключения объясняющих переменных, мы используем ряд контрольных переменных. Наш выбор таковых в целом следует стратегии в работах Sachs & Warner (1995) и Barro (1998). Перечислим их:

- GDP70 – логарифм уровня подушевого ВВП, скорректированного на ППС в 1970 г. (источник: World Bank, 2002).
- INV7089 – средняя доля инвестиций в ВВП с 1970 по 1989 гг. (источник: WorldBank, 2002). Эта переменная активно используется в качестве контрольной в работе Sachs & Warner (1995).
- PR8083 – среднегодовой темп роста населения с 1980 по 1983 гг. (источник: WorldBank, 2002).
- PDNS – плотность населения страны в 1980 г. (источник: WorldBank, 2002).
- DN80 – число ежедневно выходящих газет на 1000 человек (источник: WorldBank, 2002).
- EL – показатель этнолингвистической однородности страны; вероятность того, что два случайно выбранных человека не будут представителями одной этнической или лингвистической группы (источник: Sachs & Warner, 1995).
- SUBSAN – фиктивная переменная для Африки района Сахары (источник: WorldBank, 2002). Эту переменную мы включаем для того, чтобы избежать следующей потенциальной ситуации: возможно, есть какое-то неизвестное нам «африканское» влияние, которое искажает результаты
- SEC8085 – процент зачисленных в среднюю школу, среднее значение за 1980–1985 гг. (источник: WorldBank, 2002).
- OPEN6590 – доля лет с 1965 по 1990 гг., в течение которых страна была признана открытой (источник: Sachs & Warner, 1995). Этот показатель активно и успешно эксплуатируется в Sachs & Warner (1995) и Mehlum, Moene & Torvik (2006) в качестве контрольной переменной.

Результаты оценивания приведены в таблице 2.<sup>2</sup> Видим, что значения коэффициентов в разных режимах сильно отличаются – это хороший аргумент в пользу двухрежимной регрессии. В режиме присвоения институты значимы и положительны, а ресурсы значимы и отрицательны, и это согласуется с выводами модели. Что же касается производственного режима, то институты незначимы, и это согласуется с моделью, а вот незначимое влияние ресурсов не согласуется с теоретическими выводами из модели, т.к. модель предполагает положительное влияние. Слабым утешением может явиться то, что, несмотря на незначимость,

<sup>2</sup>Во все регрессии также включается константа, но в таблицах мы ее не приводим.

Таблица 2: Оценки параметров

PR8083	PDNS	DN80	EL	SUBSAN	SEC8085	OPEN6590	GDP70	INV7089
-0,87*	0,93	0,39	-0,87	-0,04	0,41	1,34*	-0,31	0,27*
(-3,1)	(0,98)	(1,22)	(-1,75)	(-0,43)	(0,32)	(2,28)	(-0,14)	(2,71)
Режим присвоения				Производственный режим				
IQ80		SXP7089		IQ80		SXP7089		
1,28*		-3,21*		-0,76		1,01		
(3,45)		(-4,91)		(-1,18)		(1,41)		

*Замечания:* Оценка порога  $d$  равна 0,0042. Статистика  $\bar{R}^2$  равна 0,63. Наблюдений: 71. В скобках приведены  $t$ -статистики; \* означает значимость на уровне 5%.

коэффициент при ресурсах имеет положительный знак. Таким образом, единственным несоответствием между моделью и регрессией является влияние ресурсов на темп роста в производственном режиме. Порог устанавливается так, что стран в производственном режиме примерно в два раза больше, чем в режиме присвоения. Более детально разделение стран на режимы обсуждается ниже.

Начальный уровень ВВП отрицателен, и это согласуется с его влиянием в эмпирическом исследовании Mehlum, Moene & Torvik (2006), и незначим на 5%-ном уровне; в Mehlum, Moene & Torvik (2006) начальный уровень значим. Инвестиции положительны и значимы, что соответствует экономической интуиции. Среди остальных контрольных переменных темп роста населения оказывается значим (чем быстрее растет население, тем хуже развивается страна), в то время как остальные незначимы. Тем не менее получившиеся знаки можно трактовать следующим образом: плотность населения влияет позитивно (хорошие страны обычно бывают более плотно населены), число выходящих газет влияет незначимо позитивно, факт принадлежности страны к Африке незначимо снижает темп ее роста (этот результат согласуется с результатом в работе Varro, 1998), а образованность повышает темп роста, хоть и незначимо. Показатель EL интерпретировать сложно, однако стоит заметить, что его знак совпадает с таковым в Mehlum, Moene & Torvik (2006).

Также мы пробуем оценить спецификацию таблицы 2 без инвестиций. Решение это мы принимаем по нескольким причинам, одной из которых является мнение, что инвестиции предположительно могут влиять на институты. Это мнение частично подтверждается данными (высокой корреляцией институтов и инвестиций; выборочный коэффициент корреляции равен 0,66). Результаты оценивания качественно не изменяются: коэффициенты в режимах остаются примерно те же, однако усиливается влияние институтов в обоих режимах (тем не менее, институты в производственном режиме незначимы).

### Нелинейная модель против линейной

Как мы уже убедились, в эмпирических работах классическим подходом к моделированию связи между ростом и объемом ресурсов является линейная регрессионная спецификация в различных модификациях. Поэтому интересно сравнить полученные результаты с классической линейной регрессионной спецификацией, и сопоставить их по некоторым критериям. Мы сопоставляем линейные модели и нелинейные двумя способами. Вначале мы оценим линейные спецификации, сравним их с полученной пороговой, обсудим результаты, и проведем неформальное сравнение моделей. После этого мы проведем тест на нелинейность, целью которого является выбор из линейной и двухрежимной более адекватной модели.

Чтобы сравнение было более полным, мы включаем в рассмотрение еще три специфика-

ции. Мотивировано это решение тем, что эти спецификации являются, неформально говоря, «промежуточными звеньями» от линейной к пороговой двухрежимной. Во всех регрессиях в качестве контрольных переменных  $X$  мы используем тот набор из 10 переменных (включая константу), который был зафиксирован в основной спецификации (таблица 2). За показатель объема ресурсов возьмем SXP70, а за показатель качества институтов – IQ80 (мы уже успели убедиться, что результаты робастны к изменению измерителей ресурсов и институтов).

(I) пороговая двухрежимная, заданная уравнением (1)

(II) линейная, заданная уравнением

$$g_i = \gamma X_i + \beta_1 \lambda_i + \beta_2 R_i + \varepsilon_i$$

(III) пороговая двухрежимная с линейным вкладом и институтов, и ресурсов:

$$g_i = \eta_1 \lambda_i + \eta_2 R_i + \gamma X_i + I_i(\alpha_1 \lambda_i + \alpha_2 R_i) + (1 - I_i)(\beta_1 \lambda_i + \beta_2 R_i) + \varepsilon_i$$

(IV) пороговая двухрежимная с линейным вкладом институтов:

$$g_i = \eta_1 \lambda_i + \gamma X_i + I_i(\alpha_1 \lambda_i + \alpha_2 R_i) + (1 - I_i)(\beta_1 \lambda_i + \beta_2 R_i) + \varepsilon_i$$

(V) пороговая двухрежимная с линейным вкладом ресурсов:

$$g_i = \eta_2 R_i + \gamma X_i + I_i(\alpha_1 \lambda_i + \alpha_2 R_i) + (1 - I_i)(\beta_1 \lambda_i + \beta_2 R_i) + \varepsilon_i$$

Таблица 3: Характеристики спецификаций

Спецификация	Вклад ресурсов	Вклад институтов	Есть ли разделение на режимы?
I	–	–	+
II	+	+	–
III	+	+	+
IV	–	+	+
V	+	–	+

В таблице 3 сведены характеристики всех спецификаций. Спецификация III объединяет в себе линейную и пороговую регрессии, а спецификации IV и V являются частными случаями спецификации III (по очереди исключены институты и ресурсы). Приведем результаты оценивания всех регрессий, опуская коэффициенты при контрольных переменных (таблица 4).

Сразу следует отметить, что значение порога не сильно отличается друг от друга в спецификациях I, III–V, т.е. разбиение стран на режимы оказывается примерно одинаковым. Спецификация IV отличается от основной пороговой спецификации I добавлением линейного члена институтов. Как результат, линейный член институтов «оттягивает» на себя влияние институтов, и в обоих режимах оно ослабевает (становясь незначимым в спецификации III в обоих режимах). Линейный член оказывается значим, а значимость институтов в одном из режимов меняется (становится незначимой), а в другом не изменяется (остается незначимой). При сравнении спецификаций V и I, которые отличаются наличием или отсутствием линейного члена объема ресурсов, мы наблюдаем схожую картину: линейный член «оттягивает» на себя влияние ресурсов, однако не настолько сильно, как это было выше (при сравнении IV и I). Линейный член оказывается незначим, а значимость (незначимость) ресурсов в режимах не изменяется. Спецификация III, которая представляет собой обобщение спецификаций IV и

Таблица 4: Оценки параметров

Спецификация	Вклад		Режим присвоения		Производственный режим	
	институтов	ресурсов	IQ80	SXP7089	IQ80	SXP7089
I	–	–	1,28* (3,45)	–3,21* (–4,91)	–0,76 (–1,18)	1,01 (1,41)
II	1,12* (2,87)	–2,42* (–2,67)	–	–	–	–
III	2,42* (2,41)	–0,42 (–0,67)	0,23 (1,29)	–0,97* (–2,58)	–0,81 (–0,44)	1,07 (1,33)
IV	2,12* (2,81)	–	0,73 (1,79)	–2,25* (–3,23)	–0,98 (–0,93)	–0,21 (1,43)
V	–	–0,45 (0,65)	1,34* (3,46)	–1,11* (–2,43)	–0,43 (–0,79)	1,09 (1,41)

*Замечания:* Наблюдений: 90. В скобках приведены  $t$ -статистики; \* означает значимость на уровне 5%.

Таблица 5: Сравнение спецификаций

Спецификация	Значимых контрольных переменных	Значимых/Всего линейных членов	Значимых членов в режимах	$\bar{R}^2$	BIC
I	3	–	2	0,69	2,24
II	4	1/2	–	0,63	3,43
III	3	1/2	1	0,58	2,70
IV	2	1/1	1	0,60	2,20
V	3	0/1	2	0,63	2,91

*Замечания:* Всего контрольных переменных 10 (включая константу). Всего 4 переменных в «режимах». BIC – критерий Шварца.

V (линейное вхождение и институтов, и ресурсов), аккумулирует в себе естественным образом эффекты регрессий IV и V. Линейный член с институтами значим, с ресурсами незначим. Влияние институтов и ресурсов в режимах ослабевает, при этом значимость ресурсов в режимах сохраняется на прежнем уровне (как и в регрессии V), а значимость институтов в режимах изменяется (как и в регрессии IV). Что касается полностью линейной спецификации II, то ее результаты тоже выглядят естественно и знакомы по многим классическим работам (например, Sachs & Warner, 1995). Институты влияют положительно и незначимо (на грани 5% значимости), а ресурсы отрицательно значимы. Этот результат согласуется с нашей пороговой регрессией: если обратить внимание, направленность знаков и в линейной регрессии II, и в режиме присвоения основной пороговой регрессии I одинакова. Это следствие того, что подавляющее большинство стран у нас находится в режиме присвоения, и если игнорировать двухрежимность и оценивать линейную регрессию, то неудивительно, что больше всего на результаты повлияют страны из режима присвоения.

Сравним регрессии по некоторым параметрам (таблица 5). По числу значимых контрольных переменных, линейных членов и членов в «режимах» все регрессии примерно одинаковы. Сравнивая их по критерию  $\bar{R}^2$ , можно отдать предпочтение основной спецификации I. Другой информационный критерий – BIC (критерий Шварца) – отдает предпочтение спецификации IV (пороговая с линейными институтами), однако спецификация I (пороговая) по этому критерию практически идентична IV (2,20 против 2,24). Среди спецификаций I и IV, первая кажется предпочтительнее по числу значимых регрессоров в режимах и числу значимых контрольных переменных.

Что немаловажно, при сравнении нас в первую очередь интересует сравнение пороговой спецификации I с линейной II, и уже только во вторую очередь интересует сравнение между собой пороговых спецификаций I, III, IV и V. Поэтому важно отметить, что по критерию ВИС линейная спецификация II «проигрывает» предложенной пороговой спецификации (I). Руководствуясь такими неформальными рассуждениями, мы приходим к выводу, что наша пороговая спецификация более адекватна, нежели линейная.

Проведем дополнительно сравнение линейной и нелинейной моделей еще одним, более формальным способом. В статье Hansen (1999) предложен тест на линейность применительно к временным рядам (тестируются нелинейные TAR-модели против линейных ARMA-моделей). Мы применяем метод, разработанный автором, к тестированию наших кросс-секционных моделей. Напомним, что наша двухрежимная спецификация – уравнение (1). Гипотеза линейности сводится к тому, что коэффициенты при ресурсах и институтах совпадают в обоих режимах. Нулевая гипотеза записывается в формальном виде как

$$H_0 : \alpha_1 = \beta_1, \alpha_2 = \beta_2.$$

Для тестирования можно построить стандартную LR-статистику, однако она при нулевой гипотезе имеет нестандартное распределение (не хи-квадрат). Это связано с тем, что параметр  $d$  неидентифицируем при нулевой гипотезе. Поэтому мы прогоняем регрессию на сетке по всем допустимым точкам для  $d$ , т.е. сетка строится не по всем наблюдениям, а по таким, что в каждый из режимов попадает не менее 10% наблюдений. Напомним, что элементами сетки являются точки  $R_i(1 - \lambda_i)/\lambda_i$ . Далее в каждой точке сетки строим МНК-оценки параметров  $\alpha$  и  $\beta$  и получаем значение LR-статистики. Напомним, что LR-статистика при фиксированном пороге  $d$  – это

$$LR(\hat{\alpha}(d), \hat{\beta}(d)) = N \frac{\hat{\sigma}_{OLS}^2 - \hat{\sigma}^2(\hat{\alpha}(d), \hat{\beta}(d))}{\hat{\sigma}^2(\hat{\alpha}(d), \hat{\beta}(d))},$$

где  $N$  – число наблюдений,  $\hat{\sigma}_{OLS}^2$  – оценка дисперсии ошибки в спецификации, удовлетворяющей нулевой гипотезе (т.е. в линейной модели),  $\hat{\sigma}^2(\hat{\alpha}(d), \hat{\beta}(d))$  – оценка дисперсии ошибки в двухрежимной модели с фиксированным порогом  $d$  и оценками  $\hat{\alpha}(d)$  и  $\hat{\beta}(d)$ . Максимум из всех посчитанных LR-статистик есть supLR-статистика

$$\text{supLR} = \max_d LR(\hat{\alpha}(d), \hat{\beta}(d)).$$

Данная supLR-статистика при нулевой гипотезе имеет довольно сложное распределение, т.к. мы берем максимум из нескольких асимптотически хи-квадрат зависимых величин. Аналитически это распределение посчитать крайне сложно. Идеология такого тестирования подробнее описана в Hansen (1999). В статье предложено два способа получения критического значения. Во-первых, с помощью бутстрапа; бутстрап-симуляции строятся довольно нетривиально: часть данных берется из выборки, часть – из стандартного нормального распределения, строится множество supLR-статистик и получается критическая точка. Во-вторых, в статье Hansen (1999) также предложен способ получения критического значения supLR-статистики из асимптотического распределения. Несмотря на то, что его аналитически посчитать не представляется возможным, автором был разработан алгоритм получения приближенного асимптотического распределения с помощью симуляций.

Для получения критических значений supLR-статистик мы модифицируем программу из статьи Hansen (1999). Эта программа реализует оба указанных метода подсчета критических значений. Приведем результаты: supLR = 98,91; вероятностное значение теста (из асимптотического распределения) = 2,3%; вероятностное значение теста (из бутстраповского распределения) = 4,2%. Видим, что гипотеза о линейной спецификации отвергается в пользу нелинейной спецификации на 5%-ном уровне (хотя стоит отметить, что бутстраповское вероятностное значение недалеко от 5%). Таким образом, мы опять убеждаемся, что нелинейная

двухрежимная спецификация для зависимости роста от ресурсов и институтов эмпирически более обоснована, нежели линейная.

## 6 Страны, попавшие в производственный режим и режим присвоения

Согласно оцененной выше спецификации (см. таблицу 2), страны в выборке разбиваются на две группы следующим образом: 24% попадает в режим присвоения, остальные – в производственный режим. Это разбиение приведено в таблице 6. Страны в обоих списках проранжированы по значению пороговой функции  $I_i$ , т.е., например, Португалия – первый «кандидат» на то, чтобы переместиться в режим производства, а Корея – первый «кандидат» на то, чтобы перейти в режим присвоения.

Таблица 6: Распределение стран между режимами

Режим присвоения	Производственный режим
Португалия, Индия, Китай, Мексика, Ботсвана, Израиль, Бангладеш, Ирландия, Испания, Бразилия, Греция, Нигер, Турция, Пакистан, Буркина-Фасо, Тринидад и Тобаго, Таиланд, Аргентина, ЮАР, Сьерра-Леоне, Колумбия, Уругвай, Чили, Эквадор, Тунис, Парагвай, Иордании, Камерун, Мадагаскар, Конго, Кения, Марокко, Сомали, Сенегал, Коста-Рика, Ямайка, Доминиканская Республика, Малайзия, Сирия, Мали, Чили, Индонезия, Танзания, Шри-Ланка, Зимбабве, Гаити, Алжир, Того, Малави, Гамбия, Гватемала, Габон, Филиппины, Перу, Нигерия, Заир, Гана, Никарагуа, Гондурас, Сальвадор, Боливия, Уганда, Замбия, Гайана	Швейцария, Нидерланды, США, Германия, Япония, Швеция, Финляндия, Бельгия, Дания, Канада, Великобритания, Австрия, Франция, Норвегия, Новая Зеландия, Тайвань, Италия, Австралия, Сингапур, Гонконг, Испания, Корея

Список стран, попавших в производственный режим, согласуется с субъективными представлениями о развитых странах. В производственном режиме на незначимость ресурсов сильно могут влиять несколько экстремальных наблюдений: четыре страны с темпом роста более 3% и низким уровнем ресурсов (Япония, Тайвань, Сингапур, Гонконг); несколько стран со средним для производственного режима темпом роста и высоким уровнем ресурсов (Бельгия, Норвегия, Новая Зеландия и Австралия). Из вышесказанного следует, что проблема несоответствия знака при ресурсах в регрессии и модели может иметь эконометрические корни.

## 7 Динамика стран в последнее десятилетие и место современной России: подвержена ли она проклятию ресурсов?

В нашем анализе мы используем данные за период, когда Россия была в составе Советского Союза и отсутствовала в нашей выборке. Мы рассматриваем данные за 1970–1990 гг. для того, чтобы наши результаты были сопоставимы с другими работами, посвященными эмпирическому анализу проклятия ресурсов. Вероятно, одной из причин «популярности» этого периода является то, что примерно в это же время стали появляться данные по страновым институциональным показателям. Нам интересно отследить аспекты, касающиеся современности. Как ведут себя типичные представители обоих режимов со временем? Изменяется ли их положение и где они находятся сейчас? Каково место современной России в нашем анализе? Чтобы понять, к какому из режимов можно отнести современную Россию, необходимо ее сопоставить со странами – типичными членами обоих режимов. Однако сравнивать их напрямую не очень корректно, хотя бы потому, что существует общемировой возрастающий тренд в динамике производства ресурсов. Правильнее проследить, где находятся сейчас

типичные представители режимов, сравнить нынешние показатели России и этих представителей, и уже на основе этого делать выводы о месте России. Для этих целей мы берем из нашей выборки несколько стран и изучаем их поведение. Укажем, какие страны мы рассматриваем:

- Две страны, которые в нашем анализе находятся в режиме производства – Канада и Австралия. При этом мы намеренно выбираем одну страну так, чтобы она глубоко «сидела» в режиме производства, а вторую – поближе к границе двух режимов.
- Две страны, которые находятся в режиме присвоения – Мексика и Венесуэла. И опять, мы выбираем одну страну из «глубины» режима (Венесуэла), а вторую – поближе к границе (Мексика).

В дальнейшем мы будем называть две страны, находящиеся относительно недалеко от границы, разделяющей режимы, граничными (Мексика и Австралия). В качестве показателя ресурсов мы используем последние данные по подушевому производству ресурсов (нефти) (источник: British Petroleum, 2005). Институты мы измеряем с помощью индекса коррупции CPI (значения от 1 до 10, где 10 соответствует самым сильным институтам), публикуемого Transparency International. По обоим показателям мы имеем в распоряжении годовые данные вплоть до 2005 г. включительно. Рассмотрим, как меняются со временем показатели стран.

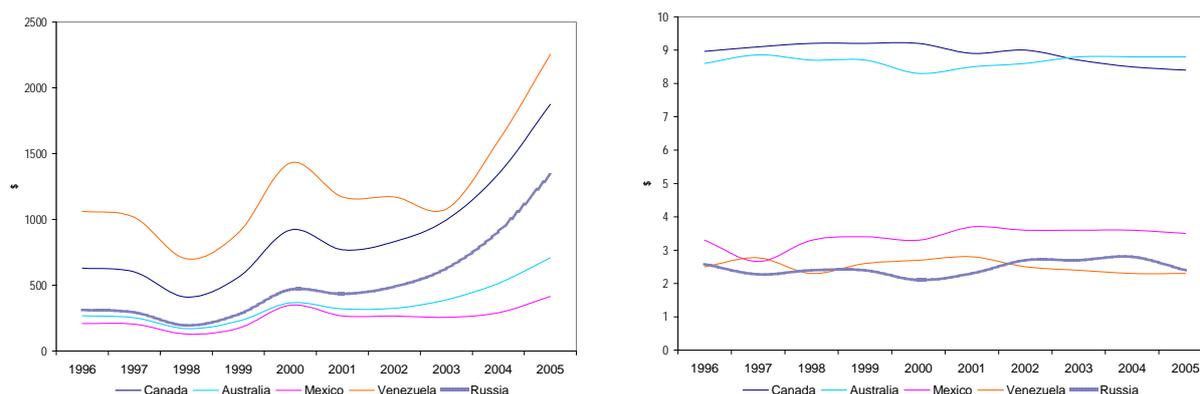


Рис. 3: Производство ресурсов (слева) и качество институтов по уровню коррупции (справа).

Производство ресурсов растет со временем, и динамика изменения схожа по странам. Что примечательно, Канада и Венесуэла – страны, находящиеся в «глубине» режимов производства и присвоения соответственно, – производят примерно схожее количество ресурсов на душу населения на протяжении всех 10 лет. Мы видим, что по подушевому производству ресурсов Россия находится строго между странами режима производства – Канада и Австралия. Коррупционный индекс очень слабо меняется по времени (это же касается и России). Россия по уровню коррупции соответствует стране из глубины режима «присвоения» (Венесуэла). Среди исследуемых стран нет ни одной страны, у которой он бы изменился более чем на 9% за 10 лет с 1996 по 2005 гг.

Рассмотрим теперь эти страны по значению пороговой функции  $I_i$ , и посмотрим, меняется ли со временем ранжировка между странами из режима присвоения и режима производства, и каково место современной России (см. Рис. 4).

Типичные представители режимов (Канада – для производства, Венесуэла – для присвоения) находились все 10 лет строго на крайних местах по значению пороговой функции (т.е. так и остались в тех же режимах). А вот граничные страны (Мексика и Австралия) несколько раз сменяли друг друга за эти 10 лет, и на протяжении всего периода не расходились далеко друг от друга. Таким образом, ранжировка между рассматриваемыми странами на сегодняшний день примерно такая же, как и была ранее.

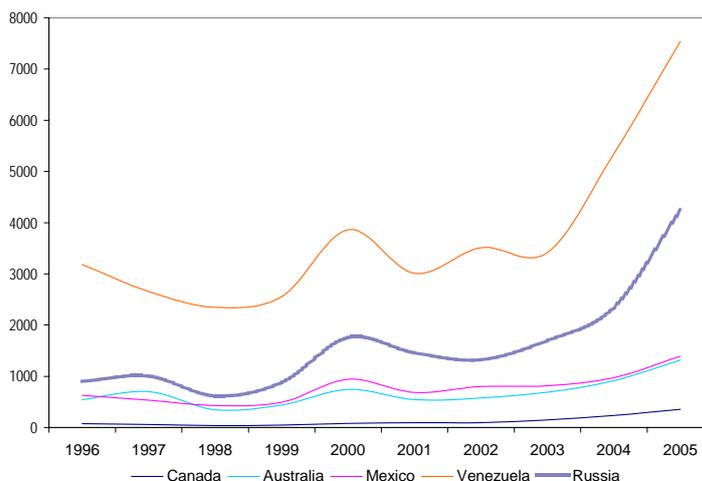


Рис. 4: Страны по значению пороговой функции.

Как можно заметить, Россия обладает вторым худшим (после Венесуэлы) значением пороговой функции. При этом Россия находится все время строго между Венесуэлой и «плавающей границей» в виде постоянно сменяющих друг друга граничных стран. Венесуэла – типичный представитель страны из режима присвоения. И вообще, можно с большой долей уверенности утверждать, что то, что находится выше «пучка» из двух пересекающихся кривых Мексики и Австралии, заведомо принадлежит режиму присвоения. Таким образом, можно сделать вывод о том, что Россия и сегодня находится в режиме присвоения (и находилась в нем последние 10 лет).

Напоследок следует отметить, что у стран есть множество индивидуальных особенностей (возможно, не выражающихся формально), и анализ подверженности России проклятию ресурсов – это тема отдельного исследования, требующего детального анализа экономических и политических процессов, проистекающих в стране и в мире.

## Благодарности

Автор благодарен Виктору Полтеровичу и Владимиру Попову за постановку задачи и всестороннюю научную помощь и Станиславу Анатольеву за замечательную серию курсов, позволивших ознакомиться с современной эконометрикой, а также за помощь при редактировании текста.

## Список литературы

- Alexeev, M. & R. Conrad (2005). The elusive curse of oil. Working Paper, Duke University. Доступна в SSRN: <http://ssrn.com/abstract=806224>.
- Barro, R.J. (1998). Determinants of Economic Growth: a Cross-Country Empirical Study. Cambridge: MIT Press.
- Boyce, J. & J. Emery (2005). A Hotelling explanation of 'The curse of natural resources'. Working Paper, University of Calgary.
- British Petroleum (2005). BP Statistical Review of World Energy. <http://www.bp.com>.
- Brunnschweiler, C. (2006). Cursing the blessings? Natural resource abundance, institutions, and economic growth. Working Paper, ETH Zurich. Доступна в SSRN: <http://ssrn.com/abstract=928330>.
- Hansen, B.E. (1999). Testing for linearity. *Journal of Economic Surveys* 13, 551–576.

Mehlum H., K. Moene & R. Torvik (2006). Institutions and the resource curse. *Economic Journal* 116, 1–20.

Sachs, J.D. & A.M. Warner (1995). Natural resource abundance and economic growth. NBER Working Paper 5398.

Sala-i-Martin, X. & A. Subramanian (2003). Addressing the natural resource curse: An illustration from Nigeria. IMF Working Paper No. 03/139. Доступна в SSRN: <http://ssrn.com/abstract=879215>.

World Bank (2002). The World Bank Development Data & Statistics. <http://www.worldbank.org/data>.

## Economic growth and institutional quality in resource oriented countries

Georgy Kartashov

*Deutsche Bank, Moscow*

According to the Mehlum–Moene–Torvik model, the influence of institutions and natural resources on the level of GDP is ambiguous: depending on the value of a threshold function of institutional quality and natural resource endowment, the economy may be in one of the two equilibrium types – producer equilibrium or grabber equilibrium. In a grabber equilibrium, growth is negatively impacted by resource endowment and positively by institutions; in a producer equilibrium, more resources fosters economic growth, while institutions have no effect at all. Even though the empirical analysis supports the main result, the estimated specification does not fully correspond to the theoretical model. In this paper, we propose a different empirical testing strategy, more adequate to the Mehlum–Moene–Torvik model: the threshold function depends on both resources and institutions, and the regression specification more precisely reflects the influence of institutions and resources on the GDP growth rate. The econometric specification is a two-regime threshold regression, where a threshold value is also estimated. We show that the implications of the theoretical model are fully confirmed in the producer equilibrium, and only partly in the grabber equilibrium. We also discuss and compare various threshold and linear regression specifications.

*Keywords:* resource curse, economic growth, Dutch disease, institutional quality

*JEL Classification:* C51, Q32

