

**Институт экономики
переходного периода**

Научные труды № 92Р

А. Черемухин

**Паритет покупательной способности
и причины отклонения курса рубля
от паритета в России**

**Москва
2005**

УДК 336.741.233

ББК 65.262.6

Ч-46

А. Черемухин. **Паритет покупательной способности и причины отклонения курса рубля от паритета в России.** – М.: ИЭПП, 2005. С. 117

Агентство СІР РГБ

Работа посвящена анализу динамики различных показателей, характеризующих соотношение обменного курса и паритета покупательной способности (PPP), проверке выполнения для России различных модификаций теории PPP, моделированию отклонения обменного курса рубля от паритета.

A. Cheremoukhin. **The Purchasing Power Parity and Causes for Ruble Variation from the Parity in Russia.**

The paper deals with the analysis of the dynamics of various indicators that characterize the correlation between exchange rate and purchasing power parity (PPP), testing validity of different modifications of the PPP theory for Russia and modeling variation of the exchange rate of the Ruble from the parity.

JEL Classification: C32, C33, F31.

ISBN 5-93255-170-4

© **Институт экономики переходного периода, 2005**

Содержание

Введение	5
1. Теоретические подходы к анализу паритета покупательной способности	7
1.1. Базовые определения и гипотезы теории паритета покупательной способности	7
1.2. PPP при наличии неторгуемых товаров	11
1.3. Некоторые причины отклонений от PPP	13
1.4. Модель Баласса–Самуэльсона, основные результаты и предпосылки	15
2. Проблемы измерения и проверки гипотез выполнения паритета покупательной способности	23
2.1. Измерительные проблемы	23
2.2. Оценка PPP на основе международных сопоставлений	24
2.3. Проблемы расчета и динамика реального обменного курса рубля	32
2.4. Сравнение различных вариантов соотношения цен	38
2.5. Совокупная факторная производительность и ее влияние на PPP	40
2.6. Цены торгуемых и неторгуемых товаров	42
3. Эмпирические подходы к проверке гипотез и к моделированию отклонений от PPP	44
3.1. Основные подходы к проверке теории PPP	44
3.2. Первая стадия проверки гипотез о выполнении PPP	47
3.3. Тесты на стационарность реального обменного курса	49
3.4. Тесты на коинтеграцию цен и обменных курсов	52
3.5. Панельные методы анализа	55
3.6. Моделирование краткосрочных отклонений от PPP	57

3.7. Модели отклонений от PPP	60
4. Эмпирический анализ и проверка гипотез о выполнении PPP для российской экономики 1992–2004 гг.	67
4.1. Тесты первой стадии.....	68
4.2. Тесты на стационарность	69
4.3. Тесты на коинтеграцию	71
4.4. Включение в модель цен торгуемых и неторгуемых товаров	72
4.5. Проверка гипотезы Баласса–Самуэльсона	73
4.6. Оценивание модели для стран – республик бывшего СССР	79
Основные результаты исследования и выводы	83
Приложения	85
Приложение 1. Результаты тестов первой стадии	85
Приложение 2. Результаты поиска коинтеграционных соотношений	86
Приложение 3. Результаты оценивания модели торгуемых и неторгуемых товаров	89
Приложение 4. Данные Всемирного банка и их сравнение с индексами реального обменного курса	90
Приложение 5. Панельные тесты по странам бывшего СССР	91
Приложение 6. Графики поведения доходов и цен в странах бывшего СССР в 1992–2004 гг.	93
Список литературы и использованных источников	101

Введение

Теория паритета покупательной способности (*Purchasing Power Parity*, далее – PPP) в наиболее простом ее виде определяет, что соотношение уровней цен на товары в различных странах равно или пропорционально обменному курсу. На практике данное соотношение зависит от множества факторов (в том числе наличия торговых барьеров, доли неторгуемых товаров в потреблении экономических агентов), а обменный курс достаточно сильно отличается от соотношения цен. Объяснение причин этого требует специального анализа, в том числе постановки и проверки более сложных гипотез относительно паритета покупательной способности и обменного курса.

Целью данной работы является анализ динамики различных показателей, характеризующих соотношение обменного курса и паритета покупательной способности, проверка выполнения для России различных модификаций теории паритета покупательной способности, моделирование отклонения обменного курса рубля по отношению к ведущим мировым валютам от паритета покупательной способности.

В первой части работы даны основные определения, приведен обзор теоретических подходов к анализу паритета покупательной способности, представлены основные теоретические гипотезы PPP, а также возможные причины отклонения обменного курса от PPP.

Вторая часть посвящена описанию методов построения показателей, необходимых для эмпирической проверки теоретических соотношений, и рассматривает типичные измерительные проблемы, возникающие при эмпирической проверке моделей. В этой части работы построены показатели, характеризующие соотношение цен и обменного курса для российской экономики.

В третьей части работы представлен обзор зарубежной литературы, посвященной эконометрическим методам эмпирической проверки теории паритета покупательной способности и моделированию отклонений от паритета. Также рассматриваются 4 основные стадии тестов, включающие как простые регрессии, так и сложные панельные тесты на стационарность, и даются описания

основных эмпирических результатов зарубежных исследований в этой области.

Результаты тестирования теории паритета покупательной способности для России, а также для стран – республик бывшего СССР приведены в четвертой части.

В последнем разделе работы представлены основные результаты и выводы.

1. Теоретические подходы к анализу паритета покупательной способности

1.1. Базовые определения и гипотезы теории паритета покупательной способности

Одним из важнейших подходов к анализу динамики обменного курса является теория паритета покупательной способности, базовая гипотеза которой заключается в том, что обменный курс определяется главным образом соотношением уровней цен в двух рассматриваемых странах¹. В основе теории PPP лежит закон единой цены (в англоязычной литературе именуемый *Law of One Price*, далее – LOP), который в соответствии с названием утверждает, что если две страны торгуют между собой каким-то благом, то цены на это благо в двух странах, выраженные в одной и той же валюте, должны быть одинаковыми (см., например, *Patterson, 2000; Rogoff, 1996*). Приведенная формулировка предполагает отсутствие транспортных издержек, а также ограничений на торговлю: в данном случае LOP означает отсутствие арбитража при торговле указанными товарами между странами.

В случае отклонения цен от LOP при указанных предпосылках возникают две однонаправленные тенденции. Предположим, что некоторое благо стало дешевле в какой-либо стране, тогда увеличение спроса на данное благо приведет к росту спроса на иностранную валюту, что будет способствовать удорожанию иностранной валюты. Одновременно с этим, если товар производится и в другой стране, при снижении цены на импортные товары будет происходить снижение спроса на аналогичные товары отечественного производства, что может привести к снижению цен. Указанные тенденции будут выравнивать цены, сопоставленные с учетом

¹ Первые упоминания о паритете покупательной способности содержатся в трудах саламанкской школы XVI в. Еще в XVIII в. подобные рассуждения использовались для объяснения обесценения английского бумажного фунта стерлингов в 1797–1821 гг. Собственно теория PPP ведет свою историю от работ шведского экономиста Г. Кассела, который в 1922 г. сформулировал ее основные положения, а затем систематически изучал и популяризировал ее (см. *Officer, 1982*). Сейчас информацию о теории PPP содержит любой базовый учебник по макроэкономике.

обменного курса, соответственно изменения в относительных ценах должны приводить к изменению обменного курса и, наоборот, изменение обменного курса – к изменению цен.

LOP может быть формально записан следующим образом (условно для страны 1, предъявляющей спрос, и страны 2 – торгового партнера):

$$P_i = SP_i^*, \quad (1.1)$$

где P_i – цена товара в стране 1, выраженная в единицах валюты страны 1 (цена в данной стране в единицах национальной валюты); P_i^* – цена товара в стране 2, выраженная в единицах валюты страны 2 (цена в другой стране, выраженная в единицах иностранной валюты); S – номинальный обменный курс, показывающий количество единиц национальной валюты за единицу иностранной валюты.

Концепция паритета покупательной способности является естественным обобщением закона единой цены на случай большего количества благ. Пусть P – стоимость потребительской корзины в данной стране, P^* – стоимость аналогичной корзины в другой стране. Теория PPP утверждает (например, *Cassel, 1922*), что если выполняются все перечисленные выше предположения (отсутствие торговых барьеров и транспортных издержек) и все товары в потребительской корзине торгуются на мировом рынке, то цены корзины, выраженные в одной валюте, должны быть одинаковыми в обеих странах (отсутствует возможность арбитража для торговли отдельными товарами, следовательно, отсутствует возможность арбитража и для торговли набором потребительской корзины).

Следовательно, данное утверждение формально можно записать следующим образом:

$$P = SP^*, \quad (1.2)$$

Выполнение закона единой цены для каждого отдельного товара является достаточным, но не необходимым условием для выполнения паритета покупательной способности (1.2). Даже если закон единой цены не выполняется в точности, отношение уровней цен – значений, усредненных по корзине товаров, – не должно

сильно отклоняться от паритета. Предположим, что все цены отклоняются от закона единой цены под влиянием различных случайных факторов. Если отклонения в обе стороны происходят равновероятно и независимо друг от друга, то при достаточно большом числе товаров паритет покупательной способности будет выполняться в среднем.

На основе данного утверждения можно предположить, что если различные виды издержек и выгод (транспортные, информационные, непредвиденные и др. издержки и выгоды) симметричны для торгующих стран, то в краткосрочной перспективе могут наблюдаться краткосрочные отклонения от PPP, но в долгосрочной перспективе PPP будет выполняться (к долгосрочным отклонениям от PPP могут приводить лишь систематически неоднородные факторы).

Исследование причин отклонений от PPP началось с анализа влияния торговых барьеров (см., например, *Giovannini, 1988*), которые включают в себя пошлины, тарифы, квоты, а также различные виды нерыночных барьеров. Торговые барьеры могут оказывать несимметричное влияние на цены в двух странах: если предприятия одной страны не в состоянии конкурировать по цене с импортом того же товара из другой страны, то одной из защитных мер может стать введение пошлин или квот на ввоз аналогичных зарубежных товаров. Это вызывает отклонения от PPP, а также приводит к различной реакции обменного курса на увеличение и снижение цен.

Несимметричные торговые барьеры могут существовать длительное время и приводить к долгосрочным отклонениям от паритета покупательной способности в форме (1.2). Кроме того, в случае монопольной продукции торговые барьеры создают возможность ее продажи в разные страны по разным ценам, способствуя таким образом ценовой дискриминации на мировом рынке². Однако если барьеры не изменяются существенным образом с течением времени, то должен выполняться аналог паритета покупательной способности в приращениях (*Rogoff, 1996*):

² В зарубежной литературе это явление обычно именуется *pricing-to-market* (см., например, *Krugman, 1987*).

$$\frac{dP}{P} = \frac{d(SP^*)}{SP^*} = \frac{dP^*}{P^*} + \frac{dS}{S}. \quad (1.3)$$

Уравнение (1.3), описывающее зависимости для темпов изменения цен (стоимостей потребительских корзин) и обменного курса, часто именуется относительным паритетом покупательной способности в отличие от уравнения (1.2), описывающего абсолютный PPP.

В качестве индикатора покупательной способности и отличий уровней цен в двух странах часто используется реальный обменный курс (см., например, *Froot, Rogoff, 1994*), определяемый в простом случае как отношение индексов потребительских цен и обменного курса в данной стране и стране – торговом партнере (иногда используется обратное соотношение):

$$Q = \frac{SP^*}{P}. \quad (1.4)$$

В более сложном случае реальный обменный курс национальной валюты рассчитывается как среднее взвешенное реальных обменных курсов для отдельных стран – торговых партнеров, при этом в качестве весов выступают объемы торговли (приведенные в сопоставимые единицы).

Реальный обменный курс также характеризует конкурентоспособность товаров страны на мировом рынке. Ослабление реального обменного курса свидетельствует о снижении цен отечественных товаров по сравнению с мировыми и, следовательно, об увеличении их конкурентных преимуществ. Об укреплении реального обменного курса обычно говорят при снижении конкурентоспособности товаров страны из-за увеличения их относительной стоимости.

При рассмотрении реального обменного курса необходимо дополнительное обсуждение его отличий от обменного курса, рассчитанного по паритету покупательной способности. Обменный курс, рассчитанный по паритету, – это количество одной валюты в единицах другой валюты, необходимое для приобретения одинакового товара на рынках двух стран. Реальный обменный курс является показателем, при расчете которого используются такие понятия, как уровни цен в двух странах. Обменный курс и реальный

обменный курс отличаются друг от друга главным образом корзиной товаров, на основе которых они рассчитываются. На практике при расчете реального обменного курса для построения индексов уровней цен в разных странах должна использоваться одна и та же корзина товаров. При измерении курса валюты по паритету в качестве корзины для каждой из стран обычно используются валовые внутренние продукты этих стран. Таким образом, курс, рассчитанный по паритету, лишь приблизительно соответствует реальному обменному курсу, поскольку использует для измерения индексов цен различные корзины товаров в двух странах. Различные индексы реального обменного курса также обладают этим недостатком (см., например, *Gilbert, Kravis, 1954*).

Если переформулировать полученные выше соотношения, используя новое обозначение, то теория PPP утверждает, что реальный обменный курс должен быть равен единице (1.2) или хотя бы не изменяться с течением времени (1.3). Впрочем, даже это, более слабое, утверждение на практике точно не выполняется.

В дополнение к изменениям издержек торговли многие товары (главным образом услуги) в принципе не могут торговаться на мировом рынке или не торгуются на нем из-за слишком высоких торговых барьеров. Все это приводит к отсутствию прямой связи между ценами большой группы товаров, не торгуемых на мировом рынке. Кроме того, конечная цена большинства торгуемых товаров содержит неторгуемую компоненту, поскольку включает в себя рекламные услуги, услуги по доставке и продаже товара конечному покупателю, а также другие виды услуг, оплачиваемые по местным ценам (см., например, *Froot, Rogoff, 1994*). В результате могут возникать значительные отклонения от относительного паритета покупательной способности.

1.2. PPP при наличии неторгуемых товаров

Для разрешения проблемы наличия неторгуемых товаров при описании паритета покупательной способности в базовых моделях товары разделяются на две группы. При этом предполагается выполнение паритета покупательной способности только для индексов цен торгуемых товаров, а цены неторгуемых товаров считаются напрямую не связанными между собой. Примером может слу-

жить модель, описанная, например, в работах (*Taylor, 1988*) и (*Fisher, Park, 1991*).

Если PPP выполняется для торгуемых товаров, то имеет место соотношение:

$$s_t = p_t^T - p_t^{T*}, \quad (1.5)$$

где (здесь и далее индекс T означает торгуемые, N – неторгуемые товары) s_t – логарифм обменного курса; p_t^T – логарифм индекса цен на торгуемые товары в данной стране; p_t^{T*} – логарифм индекса цен на торгуемые товары в другой стране.

Предположим, что индекс цен в каждой стране вычисляется как взвешенное среднее с весом γ цен торгуемых и неторгуемых товаров. Тогда имеют место следующие соотношения³:

$$p_t = \gamma p_t^T + (1-\gamma)p_t^N, \\ p_t^* = \gamma p_t^{T*} + (1-\gamma)p_t^{N*}.$$

Пусть в долгосрочной перспективе цены в экономике определяются предпочтениями потребителей, уровнем их доходов и технологиями производителей. В краткосрочной перспективе можно считать, что все эти величины меняются медленно. Тогда на изменения цен торгуемых и неторгуемых товаров оказывают значительное влияние инфляционные ожидания, и логарифмы цен можно в первом приближении считать линейно зависимыми⁴:

$$p_t^N = \alpha + \varphi p_t^T, \quad (1.6) \\ p_t^{N*} = \alpha^* + \varphi^* p_t^{T*}.$$

³ Соотношения подразумевают, что торгуемые и неторгуемые товары в обеих корзинах имеют одинаковый вес. Отказ от этого предположения значительно усложняет расчеты, но не приводит к качественно иным результатам.

⁴ Обычно (см., например, *Fisher, Park, 1991*) предполагается, что в среднесрочной перспективе цены торгуемых и неторгуемых товаров коинтегрированы. Поскольку потребление и тех, и других c_t^i следует мартингалу $c_t^i = E(c_{t+1}^i | I_t)$, изменения в ценах, вызванные шоками спроса и предложения, определяются одной и той же новой информацией, и, следовательно, даже если сами ряды нестационарны, существует некоторая линейная комбинация (1.6) цен торгуемых и неторгуемых товаров, которая должна оставаться постоянной (стационарной), т.е. существует коинтеграционное соотношение.

В результате простых преобразований получаем следующую связь между номинальным обменным курсом и индексами цен:

$$s_t = \mu p_t - \mu^* p_t^* + \delta, \quad (1.7)$$

где $\mu = [\gamma + \varphi(1 - \gamma)]^{-1}$, $\mu^* = [\gamma + \varphi^*(1 - \gamma)]^{-1}$,

$$\delta = (\alpha^* \mu^* - \alpha \mu)(1 - \gamma).$$

При этом несколько меняется формальная запись относительного PPP:

$$\frac{dS}{S} = \mu \frac{dP}{P} - \mu^* \frac{dP^*}{P^*}. \quad (1.8)$$

Это означает, что простое соотношение (1.5) в случае наличия неторгуемых товаров перестает выполняться: в записи участвуют коэффициенты, вообще говоря, отличные от единицы и, возможно, даже медленно меняющиеся с течением времени. Причиной их изменения в долгосрочной перспективе может быть как наличие тренда относительной цены торгуемых и неторгуемых товаров, вызванное неравномерностью технологического прогресса, так и постепенное изменение структуры потребительской корзины, вызванное изменением предпочтений (*Taylor, 1988*). Другое объяснение, приведенное, например, в работах (*Taylor, 1988*) и (*Cheung, Lai, 1993*), заключается в том, что ошибки измерения индекса цен неторгуемых товаров могут приводить к отличию коэффициентов φ и φ^* от единицы. Это может быть следствием как неаккуратной смены системы весов, так и появления новых товаров.

1.3. Некоторые причины отклонений от PPP

Анализ двухсекторной модели показывает, что кроме барьеров на пути международной торговли большое влияние на PPP и реальный обменный курс (с учетом приведенных выше оговорок) начинают также оказывать шоки реальных переменных, таких как предпочтения и технологический прогресс. В связи с этим было бы уместно выделить факторы, приводящие к отклонениям от PPP, и определить, какого рода влияние они оказывают, а также продолжительность такого влияния.

Одними из основных источников отклонений обменного курса от обменного курса по PPP в краткосрочной перспективе являются режим обменного курса и ситуация на валютном рынке. При режиме плавающего обменного курса курс валюты может быть подвержен постоянным колебаниям из-за шоков спроса и предложения валюты, воздействие которых не может быть мгновенно компенсировано процессами арбитража, – в таких условиях можно ожидать выполнения паритета покупательной способности только в долгосрочной перспективе.

В течение периода продолжительностью в несколько месяцев на уровни цен оказывают существенное влияние монетарная политика, а также шоки спроса и предложения товаров, действующие как непосредственно через механизмы установления равновесия на рынках, так и опосредованно – через изменение ценовых ожиданий и изменение цен на факторы производства. В последние годы во многих странах в качестве номинального якоря сдерживания инфляции используется фиксированный обменный курс. Последствия этого для PPP могут быть неоднозначны. С одной стороны, результатом фиксирования (или удержания в установленных границах) обменного курса является искусственное уменьшение амплитуды непредсказуемых колебаний. С другой стороны, это может привносить дополнительные систематические отклонения от паритета. Общей чертой монетарных факторов при этом является их краткосрочное и среднесрочное влияние, тогда как механизмы возвращения к паритету проявляются, как правило, в долгосрочной перспективе (см., например, *Rogoff, 1996*).

В среднесрочной перспективе на первый план выходят торговые барьеры и ценовая дискриминация на международном рынке товаров. Кроме того, существенное влияние могут оказывать фискальная политика государства и другие реальные шоки спроса и предложения товаров⁵, приводящие к изменению цен неторгуемых товаров по сравнению с ценами торгуемых. Как уже было показано, воздействие этих факторов приводит к нарушению абсолютного, но не относительного паритета покупательной способности.

⁵ Такие как изменение правил игры на внутреннем рынке какой-либо страны, изменение правил игры на международном рынке товаров, институциональные преобразования, форс-мажорные обстоятельства, шоки рынка труда и многие другие.

Однако наряду с транспортными, информационными и другими издержками все эти факторы значительно замедляют процесс арбитража товаров, компенсирующий влияние краткосрочных отклонений.

В долгосрочной перспективе влияние начинают оказывать особенности технологического прогресса и изменения в предпочтениях, способствующие изменению коэффициентов в уравнении (1.8). В частности, экономический рост, вызванный повышением производительности труда, как правило, сопровождается ростом реальных доходов населения и изменением соотношения между ценами на торгуемые и неторгуемые товары (1.6). Изменение межвременных предпочтений населения также может приводить к изменениям в структуре и динамике спроса на товары (см., например, *Froot, Rogoff 1994*). Кроме того, рост доходов может сопровождаться изменением отношения к риску, что оказывает значительное влияние на финансовые рынки и, как следствие, на поведение обменного курса⁶. Более подробно некоторые из этих процессов рассмотрены ниже.

Таким образом, в краткосрочной перспективе могут происходить отклонения от относительного паритета покупательной способности, вызванные различными шоками спроса и предложения на валютных и товарных рынках. В долгосрочной перспективе под действием процессов арбитража воздействие этих шоков постепенно уменьшается. При этом фундаментальные переменные, медленно меняясь с течением времени, играют определяющую роль в изменении ценовых пропорций лишь в долгосрочной перспективе.

1.4. Модель Баласса–Самуэльсона, основные результаты и предпосылки

В моделях PPP особое внимание уделяется изменению производительности труда и реальных доходов населения вследствие технологического прогресса. В данном подразделе более подробно описаны механизмы, посредством которых изменение реаль-

⁶ О влиянии межвременных предпочтений и других подобных механизмов см., например, (*Rogoff, 1992*).

ных доходов влияет на отклонения от паритета покупательной способности. Классическая модель отклонений от PPP, учитывающая наличие неторгуемых товаров и технологический прогресс, была построена в работах (*Balassa, 1964*) и (*Samuelson, 1964*), где основными предпосылками являются следующие:

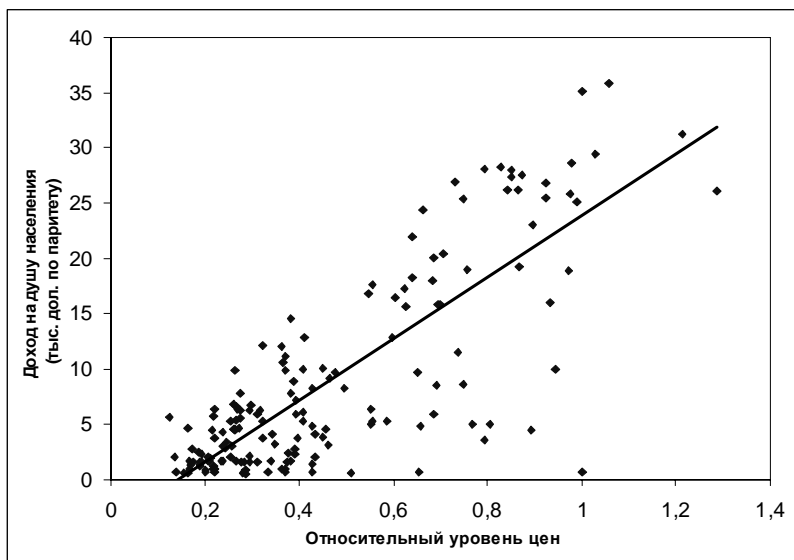
1. технологический прогресс идет быстрее в производстве торгуемых товаров;
2. первое предположение сильнее проявляется в богатых странах, чем в бедных.

В результате относительного роста производительности труда в секторе торгуемых товаров там повышается заработная плата, что в условиях единого рынка труда приводит к росту заработной платы и в секторе неторгуемых товаров. Следствием этого является рост цен на неторгуемые товары и услуги по сравнению с ценами на торгуемые товары, которые задаются мировыми ценами и для которых выполняется паритет покупательной способности.

Из данной модели следует, что если в богатых странах производительность труда в торгуемом секторе выше, чем в бедных странах, то и отношение цен неторгуемых товаров к ценам торгуемых товаров в богатых странах тоже должно быть выше, т.е. чем больше в стране доход на душу населения, тем выше в ней должны быть цены неторгуемых товаров. Из этого, в частности, следует, что в богатых странах общие уровни цен, как правило, должны быть выше, чем в бедных и, следовательно, абсолютный паритет покупательной способности не выполняется. Зависимость между доходами и уровнями цен проиллюстрирована на *рис. 1.1*, по оси ординат которого отложены данные о ВВП на душу населения, а по оси абсцисс – уровни цен (данные Всемирного банка за 2001 г. о душевом ВВП в сопоставимом выражении). Положительный наклон тренда свидетельствует о наличии корреляции между подушевыми доходами и уровнями цен, предсказанной моделью Баласса–Самуэльсона.

Обсудим более подробно предпосылки модели Баласса–Самуэльсона. Первая предпосылка – о том, что в производстве торгуемых товаров технический прогресс идет быстрее, – довольно очевидна. Она объясняется главным образом тем, что если товар торгуется на большем количестве «рынков», то он производится в

более широких масштабах и конкуренция между его производителями идет более интенсивно. Над усовершенствованием товаров массового потребления работает одновременно большее количество людей в разных странах; информация о нововведениях доступна более широкому кругу исследователей и изобретателей; в производстве таких товаров более вероятен трансфер технологий.



Источник: Всемирный банк, 2001.

Рис. 1.1. Иллюстрация эффекта Баласса–Самуэльсона

Вторая предпосылка – о более высокой скорости технологического прогресса в богатых странах по сравнению с бедными – является более спорной. Например, ряд моделей экономического роста содержит вывод о сходимости стран по величине душевого дохода (имеет место конвергенция) (см., например, *Barro, Sala-I-Martin, 1995*), что означает, что в странах с более низким душевым доходом для приближения к странам с высоким уровнем душевого дохода должны наблюдаться более высокие темпы роста. Результаты проверки гипотезы о конвергенции достаточно противоречивы (см. *Barro, Sala-I-Martin, 1995*). С одной стороны, для всего ми-

ра в целом гипотеза отвергается: наблюдается разделение стран по реальным доходам на «бедные» и «богатые», причем за последние 50 лет лишь очень немногим странам удалось перейти из одной группы в другую. Более того, в то время как часть таких стран богатела, другая, наоборот, беднела.

С другой стороны, предсказания модели справедливы в основном в предпосылках рыночной экономики, но вряд ли выполняются при наличии, например, системы центрального планирования в связи с тем, что не берутся во внимание организационные проблемы и риск, сопряженный с централизованным принятием решений. В дополнение к этому в последние годы многие страны перешли от плановой экономики к рыночной, что также не учитывается напрямую в перечисленных моделях паритета покупательной способности и в простых моделях роста. Поэтому вполне возможно, что эмпирически наблюдаемая зависимость, изображенная на рис. 1.1, имеет другое объяснение (см. ниже).

Следует также отметить, что если предположение о большей скорости технологического прогресса в торгуемом секторе в богатых странах по сравнению с бедными не выполняется, то зависимость общего уровня цен от подушевых доходов («богатства» страны) становится менее заметной, однако основной механизм – связь цен в двух секторах через заработную плату – сохраняется. Поэтому зависимость отклонений от паритета покупательной способности от различий в скорости усовершенствований в двух секторах также сохраняется.

Приведем теперь более формальное описание модели Баласа–Самуэльсона для маленькой открытой экономики (не влияющей на мировые цены и процентные ставки) в работах (*Froot, Rogoff, 1991; 1992*). Согласно данной модели экономика страны состоит из двух секторов – производства торгуемых и неторгуемых товаров. Производственные функции обоих секторов обладают постоянной факторной эластичностью и постоянной отдачей от масштаба (имеют вид Кобба–Дугласа):

$$\begin{aligned}
 Y^T &= A^T \cdot (L^T)^{\theta^T} \cdot (K^T)^{1-\theta^T}, \\
 Y^N &= A^N \cdot (L^N)^{\theta^N} \cdot (K^N)^{1-\theta^N},
 \end{aligned}
 \tag{1.9}$$

где A – совокупная факторная производительность; θ – доля заработной платы в структуре расходов фирм; K – капитал; L – труд.

В данной модели предполагается совершенная мобильность капитала между странами и между секторами и совершенная мобильность труда между секторами. Цены на торгуемые товары определяются экзогенно на мировых рынках. Цены на неторгуемые товары определяются внутри страны. При этих предпосылках цены неторгуемых товаров и уровень заработной платы определяются структурой производства. Приравнивая для обоих секторов предельные продукты труда к заработной плате, а предельные продукты капитала – к экзогенно заданной ставке процента, получаем четыре уравнения с четырьмя неизвестными:

$$R = (1 - \theta^T) \cdot A^T \cdot (L^T / K^T)^{\theta^T} = P^N \cdot (1 - \theta^N) \cdot A^N \cdot (L^N / K^N)^{\theta^N}, \quad (1.10)$$

$$W = \theta^T \cdot A^T \cdot (K^T / L^T)^{1 - \theta^T} = P^N \cdot \theta^N \cdot A^N \cdot (K^N / L^N)^{1 - \theta^N}.$$

Дальнейший анализ модели (см. работы *Froot, Rogoff, 1991; 1992*) приводит к следующему уравнению, являющемуся обобщением результата модели Баласса–Самуэльсона:

$$d \log \frac{P^N}{P^T} = \frac{\theta^N}{\theta^T} d \log A^T - d \log A^N. \quad (1.11)$$

Приведенное выражение означает, что если труд в обоих секторах используется в равной степени, то темп роста отношения цен неторгуемых и торгуемых товаров равен разности темпов технологического прогресса в двух секторах (результат классической модели Баласса–Самуэльсона). Из уравнения видно также, что даже в случае сбалансированного роста обоих секторов, если неторгуемый сектор использует труд в большей степени, все равно будет наблюдаться относительный рост цен на неторгуемые товары⁷. Приведенные результаты могут быть проверены эмпирически (см. ниже).

Из системы уравнений (1.10) можно также получить соотношение, выражающее зависимость заработной платы от темпов технологического прогресса:

⁷ Подробно данный случай рассмотрен в работе (*De Gregorio, Wolf, 1994*).

$$d \log W = \frac{1}{\theta^T} d \log A^T . \quad (1.12)$$

Видно, что скорость изменения заработной платы зависит только от скорости технологического прогресса в торгуемом секторе. Подставляя выражение (1.12) в уравнение (1.11), получим:

$$d \log \frac{P^N}{P^T} = \theta^N d \log W - d \log A^N . \quad (1.13)$$

Выражение (1.13) описывает зависимость уровня цен неторгуемых товаров от уровня заработной платы. Следуя предпосылке модели о том, что технологический прогресс в неторгуемом секторе идет медленно, можно пренебречь последним членом в правой части этого выражения. Учитывая, что относительный уровень цен пропорционален ценам неторгуемых товаров:

$$\frac{P}{P^*} = \frac{(1-\gamma)P^N + \gamma P^T}{P^T} = \gamma + (1-\gamma) \frac{P^N}{P^T} ,$$

получаем следующую зависимость относительных цен от реальных доходов:

$$\log \frac{P}{P^*} = \theta^N \log W + const . \quad (1.14)$$

Из уравнения (1.14) следует, в частности, что относительный уровень цен страны должен быть пропорционален реальным доходам на душу населения, что и наблюдается на практике (см. *рис. 1.1*).

Таким образом, из представленной модели была получена аналитическая зависимость (1.14) между уровнем цен и доходами на душу населения. Согласно полученному уравнению отношение уровня цен в рассматриваемой стране к уровню мировых цен пропорционально уровню доходов на душу населения. Уравнение (1.14) специфицирует функциональную форму зависимости отношения цен от уровня доходов на душу населения, что дает возможность приступить к оценке параметров этой зависимости на основе эмпирических данных.

Вторым важным результатом приведенной простой модели является функциональная форма зависимости относительного уровня цен от темпов роста совокупной факторной производительности в

секторах торгуемых и неторгуемых товаров (1.11), позволяющая производить проверку выполнения предположений, лежащих в основе модели. В частности, имея необходимые данные, можно тестировать гипотезу, согласно которой различия в уровнях цен объясняются различиями в темпах роста совокупной факторной производительности в секторах торгуемых и неторгуемых товаров.

В основе модели лежат довольно сильные предположения, поэтому вполне возможно, что зависимость между доходами и относительными уровнями цен наблюдается эмпирически и имеет другие объяснения. Так, если не выполняются предпосылки модели, в частности, капитал недостаточно мобилен и процентная ставка определяется внутри страны, то уравнение (1.11) видоизменяется. В правую часть добавляется член, который учитывает влияние государственной политики, ценовых барьеров, а также всех остальных факторов, перечисленных выше, приводящих к отклонениям от абсолютного паритета в среднесрочной перспективе. Как отмечалось, относительный паритет покупательной способности должен при этом оставаться в силе.

Отказ от предпосылки о совершенной мобильности капитала позволяет также дать другое объяснение зависимости уровня цен от душевых доходов. Например, в работе (*Kravis, Lipsey, 1982*) авторы объясняют данную зависимость различной первоначальной наделенностью капиталом богатых и бедных стран. Если нет совершенной мобильности капитала, то различия в запасах капитала не будут уменьшаться с течением времени. Тогда, даже если две страны имеют одинаковый уровень технологий, благодаря большей наделенности капиталом в богатой стране предельный продукт труда будет выше, чем в бедной, что приведет к различию и в уровнях зарплат. Согласно модели Баласса–Самуэльсона повышение уровня зарплат приводит к увеличению стоимости услуг и, следовательно, к росту отношения уровней цен в богатых и бедных странах.

Другая возможная причина невыполнения относительного паритета заключается в том, что шоки со стороны спроса могут оказывать, вообще говоря, различное влияние на каждый из секторов, поскольку недостаток внутреннего производства торгуемых товаров можно возместить за счет мировой торговли, а недостаток неторгуемых товаров нельзя. Если межвременные предпочтения по-

требителей в двух секторах различны, то, значит, должна быть различной и реакция каждого из секторов на внешние возмущения. В этом случае шоки со стороны спроса могут приводить к отклонениям и от относительного паритета.

Кроме того, даже если факторы со стороны спроса не влияют на отношение цен в двух секторах, они должны влиять на структуру потребительской корзины, т.е. на коэффициенты в уравнении (1.8), что также приводит к отклонениям от относительного паритета. Следует также отметить, что если существуют ограниченные факторы производства (например, земля), отсутствие которых предполагается в модели, то колебания спроса могут приводить к долгосрочному изменению коэффициентов пропорциональности в уравнении относительного паритета покупательной способности.

* * *

В достаточно простой концепции паритета покупательной способности существует множество факторов, которые могут приводить к отклонениям от паритета. Каждый из факторов имеет свою специфику и периоды действия, что сильно затрудняет выделение влияния каждого из них на цены и обменный курс. В соответствии с приведенными выше рассуждениями факторы можно условно разделить на три группы.

К первой группе относятся шоки, возникающие в основном на финансовых рынках, и носящие по большей части монетарный характер. Их воздействие сказывается в краткосрочной перспективе, но в долгосрочной перспективе благодаря наличию процессов арбитража их последствия сглаживаются.

Ко второй группе относятся факторы, препятствующие арбитражу и, следовательно, замедляющие процесс приспособления цен и обменного курса к новым условиям. В эту группу входят транспортные, информационные и другие издержки, торговые барьеры, монопольная власть фирм и прочие аналогичные факторы.

В третьей группе находятся факторы, определяющиеся изменением реальной структуры экономики: технологический прогресс, производительность труда, предпочтения потребителей, их долгосрочные ожидания. Эти факторы в долгосрочной перспективе могут приводить к отклонениям как от абсолютного, так и от относительного паритета покупательной способности.

2. Проблемы измерения и проверки гипотез выполнения паритета покупательной способности

2.1. Измерительные проблемы

Первая проблема, встающая перед исследователем при попытке соотнести теорию паритета покупательной способности с фактическими данными, – это корректное сопоставление уровней цен в двух странах (см., например, *Rogoff, 1996*). Достаточно простое в теории отношение двух цен или ценовых индексов на практике оказывается чрезвычайно неудобным для измерения из-за отличий как в структуре потребления, так и в характеристиках самих потребляемых товаров.

Концепция PPP предполагает одинаковую структуру потребительских корзин в обеих странах. Официальная статистика сконцентрирована в большей степени на точном измерении темпов инфляции внутри страны и решает задачу по сопоставлению данных в различные моменты времени, но не ставит перед собой задачи межстранового сопоставления уровней цен. Поэтому получить индексы уровней цен, построенные на основе одной и той же корзины товаров, даже для двух стран чрезвычайно сложно (см., например, *Gilbert, Kravis, 1954*).

Вторая проблема связана с необходимостью одновременного сопоставления уровней цен во многих странах. Часто не принимается во внимание то обстоятельство, что из-за различий во внутренних ценовых пропорциях в разных странах результат сопоставления уровней цен по какой-либо общей для всех стран корзине будет сильно зависеть от структуры этой корзины. При этом не имеет смысла неограниченно расширять потребительскую корзину, поскольку в этом случае жители каждой страны будут потреблять лишь незначительную часть товаров, в нее включенных, и зависимость от выбора весов будет только нарастать. И наоборот, количество сопоставимых товаров, присутствующих в корзинах всех стран, будет очень мало. В данном случае задача обоснованного выбора используемой потребитель-

ской корзины, как правило, ложится на исследователя (см., например, *Heston, Summers, 1997*). Учитывая эту проблему, судить о выполнении или невыполнении паритета покупательной способности в общемировом масштабе в какой бы то ни было форме можно только опираясь на большое количество работ, использующих различные корзины товаров и методы построения индексов.

Довольно часто, стремясь более подробно исследовать динамику отношения уровней цен, пренебрегают необходимостью использования одной и той же корзины товаров. В этом случае анализ паритета покупательной способности проводится на основе официальных индексов потребительских цен двух стран: рассчитывается реальный обменный курс путем подстановки данных в формулу (1.4). Это приводит к довольно существенному отличию полученного показателя от теоретической величины, которую пытаются измерить, зато упрощает эконометрическую проверку, позволяя проверить гипотезу с использованием значительно большего количества доступных данных (см., например, *Taylor, 2000*).

Еще одна трудность, связанная с использованием индекса реального обменного курса, заключается в том, что описанный индекс позволяет судить лишь об относительных изменениях отношения уровней цен, но ничего не говорит об их абсолютных величинах. В результате возникает проблема выбора «правильного» базового уровня, от которого происходят отклонения и который невозможно выбрать без дополнительных прямых измерений.

2.2. Оценка PPP на основе международных сопоставлений

В то время как измерение темпов инфляции уже давно стало стандартной процедурой, которая лишь иногда претерпевала небольшие изменения, направленные в основном на повышение точности (см., например, *Boskin et al, 1996*), обоснованное межстрановое сопоставление абсолютных величин экономических показателей было впервые осуществлено сравнительно недавно. Перво-

начально задачей межстрановых сопоставлений было сравнение ВВП на душу населения для большого количества стран: при невыполнении абсолютного паритета покупательной способности номинальный обменный курс не равен отношению цен в двух странах. Следовательно, некорректно просто сопоставлять номинальные величины подушевого ВВП, переведенные по курсу в одну валюту.

Задачу сопоставления реальных выпусков, таким образом, практически невозможно решить без измерения отношения общих уровней цен, т. е. вычисления абсолютного значения реального обменного курса. Решить эту задачу оказывается возможным, если использовать валовой продукт одной из стран в качестве корзины, а структуру цен всех остальных – как эталонную для измерения их относительных уровней цен по сравнению с базовой страной.

В работе (*Gilbert, Kravis, 1954*), используя подробные данные о ценах отдельных товаров и общую систему весов, авторы измерили абсолютные значения паритетов покупательной способности для США, Великобритании, Франции, Германии и Италии. С тех пор в этой области наблюдался значительный прогресс, современным этапом которого можно считать регулярные исследования (см. *Heston, Summers, 1994, 1997 и др.*). Благодаря этим работам в рамках программы международных сопоставлений (ICP) были составлены таблицы, известные как Penn World Tables (далее PWT), в которых приведены паритеты покупательной способности для 179 стран мира за период с 1950 г. по 2000 г. Это самое обширное на сегодняшний день исследование, результаты которого публикуются на регулярной основе⁸. Достоинством PWT является также универсальная методика измерений (переведенная на языки всех стран – участниц программы международных сопоставлений), позволяющая собирать достаточно однородные данные для большого количества стран.

⁸ См., например, ежегодный справочник World Development Indicators (WDI), публикуемый Всемирным банком.

Индекс Big Mac

Одним из подходов, отчасти использующих идею составления эталонной корзины по товарам, присутствующим в потреблении всех стран, является индекс Big Mac, публикуемый журналом The Economist. Хотя он сравнивает не общие уровни цен, а уровни цен конкретного товара в различных странах, его достаточно просто рассчитывать, он измеряется на достаточно регулярной основе и позволяет отслеживать доли и цены его торгуемых и неторгуемых компонент (см., например, Parsley, Wei, 2003).

В то же время индекс Big Mac обладает рядом существенных недостатков. Во-первых, при расчете этого индекса используется всего один товар вместо корзины товаров. Индекс не отражает структуру потребления населения страны. Кроме того, этот товар не торгуется на мировом рынке, и поэтому полученный индекс некорректно использовать даже для оценки отношения цен потребительских корзин, которые содержат как торгуемые, так и неторгуемые блага. Вторым существенным недостатком индекса Big Mac является отсутствие близких товаров-заменителей и возможное влияние монопольной власти компании-производителя и ее агентов на цену товара. Оба фактора могут приводить к существенным перманентным смещениям величины индекса Big Mac. Поэтому данный индикатор можно использовать лишь как качественный ориентир, но не как прямую количественную оценку PPP. Соответственно курс по индексу Big Mac – это не обменный курс по PPP.

Индекс Big Mac, рассчитываемый журналом The Economist несколько раз в течение года, по перечисленным причинам не вполне подходит для исследования динамики паритетов покупательной способности и анализа отклонения от паритета. Индекс Big Mac характеризуется большой жесткостью цен, устанавливаемых в местной валюте, поэтому абсолютное значение курса, рассчитанное таким образом, долгое время остается неизменным, а динамика полностью определяется динамикой номинального обменного курса. Из приведенных в таблице данных на начало 2003 г. видно, что курс рубля по индексу Big Mac оценивается в 15 рублей за доллар США, что вдвое превышает значения (8–9 рублей за доллар), полученные в рамках программы международных сопоставлений (см. ниже).

Страна	Цена Big Mac		Номинальный обменный курс 1 \$ США =	Пере-(+)/ недо(-) оценка по отно- шению к \$ США, %	Обменный курс по паритету
	В местной валюте	В \$ США			
1	2	3	4	5	6
Австралия	3,2	2,4035	1,3314	-14,3758	1,14
Аргентина	3,85	1,3322	2,89	-49,827	1,45
Бразилия	4,5	1,5475	2,908	-41,5406	1,7
Великобритания	1,99	3,6494	1,8339*	37,539	0,75
Венгрия	492	2,3936	205,55	-9,5111	186
Гонконг	11,25	1,4437	7,7927	-45,5901	4,24
Евросоюз	2,75	3,4068	0,8072	27,6016	1,03
Индонезия	16,155	1,8936	8531,5	-28,5471	6,096
Канада	3,2	2,4082	1,3288	-8,9404	1,21
Китай	9,95	1,2007	8,2868	-54,7473	3,75
Малайзия	5,1	1,3437	3,7955	-49,4138	1,92
Мексика	22	1,9995	11,003	-24,566	8,3

1	2	3	4	5	6
Новая Зеландия	3,95	2,6038	1,517	-1,7798	1,49
Польша	6,3	1,6425	3,8356	-37,9497	2,38
Россия	40	1,4025	28,52	-47,0898	15,09
Сингапур	3,3	1,9542	1,6887	-26,5707	1,24
США	2,65	2,65	1	-	-
Таиланд	55	1,3958	39,403	-47,339	20,75
Тайвань	70,55	2,1135	33,38	-20,2516	26,62
Швейцария	6,35	5,0509	1,2572	90,9004	2,4
Швеция	30	4,0166	7,469	51,5598	11,32
ЮАР	14,05	2,1014	6,6861	-20,7311	5,3
Южная Корея	3,211	2,7789	1155,5	4,8031	1,211
Япония	263	2,4628	106,79	-6,9201	99,4

Источник: Журнал The Economist, данные на начало 2003 г.

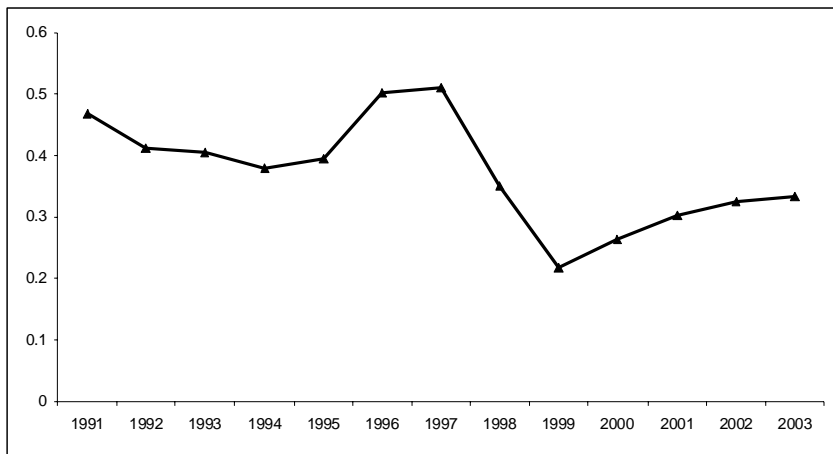
Таблицы, полученные в рамках программы международных сопоставлений, не лишены недостатков. Во-первых, прямые измерения для каждой страны проводятся раз в 3–5 лет, а остальные значения получают путем интерполяции. За такой длительный период структура цен в результате инфляционных процессов может претерпевать значительные изменения, и полученные данные можно рассматривать в качестве временных рядов с большими оговорками.

Во-вторых, как уже было отмечено, в качестве корзины для каждой из стран используется структура ее собственного ВВП, а в качестве эталонных цен на отдельные товары используются цены в США. В результате становится возможным точное сравнение ВВП двух стран в ценах США, но сопоставление уровней цен между этими странами возможно только путем пересчета с использованием цен США. Это значительно уменьшает точность измерений, поскольку для сопоставления уровней цен используются дополнительные предположения. В частности, для корректности методики необходимо, чтобы структура валового внутреннего продукта двух стран не очень сильно различалась.

С целью измерения отношения цен в России к ценам за рубежом российские статистические службы принимали участие в трех последних программах международных сопоставлений (ICP): за 1993 г., 1996 г. и 1999 г. Кроме того, в рамках программы по методике Geary–Khamis⁹ была получена таблица, которая содержит

⁹ Существует несколько способов расчета паритетов покупательной способности для группы стран. Метод Geary-Khamis, используя отношения цен репрезентатив-

подробную информацию об абсолютных уровнях цен потребления, инвестиций, государственных расходов, а также совокупного ВВП России за период с 1991 г. по 2003 г. Отношение потребительских цен (стоимости сопоставимых потребительских корзин) в России к ценам в США (далее – PPP), полученное в рамках программы международных сопоставлений, и опубликованное Всемирным банком (WDI), отображено на *рис. 2.1*.



Источник: Всемирный банк.

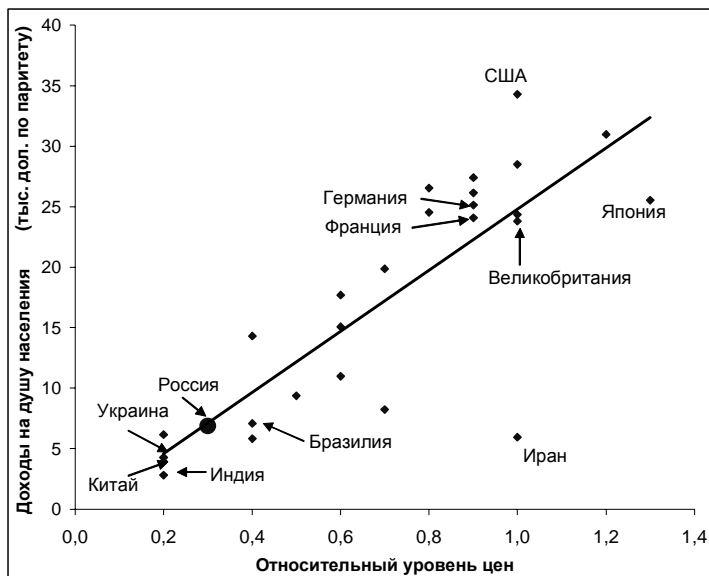
Рис. 2.1. Отношение уровней потребительских цен (стоимости потребительских корзин, полученных в ходе международных сопоставлений) в России и США

Видно, что уровень цен в течение рассматриваемого периода реформ претерпевал значительные колебания, которые обусловлены процессом трансформации плановой экономики в рыночную, а также внешними и внутренними шоками. Показательным примером в этом отношении является валютный кризис 1998 г., проявление которого отчетливо видно на графике.

Отношение цен в России к ценам в других странах, как свидетельствуют исследования (см. *Heston, Nuxoll, Summers, 1994*), ока-

ных товаров, решает систему уравнений, куда в качестве переменных входят страновые паритеты и международные цены товаров.

зывается близким к отношению цен для стран с аналогичным уровнем развития (со значениями ВВП по паритету на душу населения, см. рис. 2.2). ВВП по паритету на душу населения в России в 2001 г. составил 6880 долларов США, курс по паритету покупательной способности – около 9 рублей за доллар США. Таким образом, отношение курса по паритету к номинальному обменному курсу составляет примерно 0,3 (см. табл. П4-2 в Приложении 4).



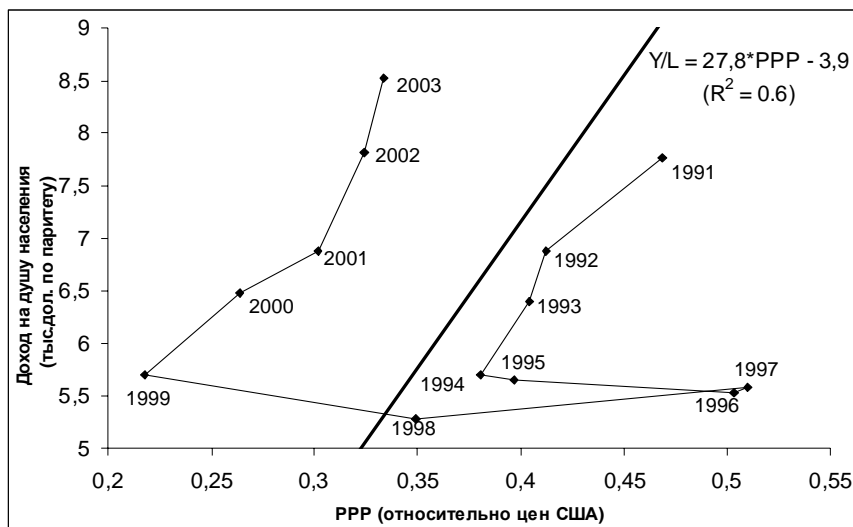
Источник: Всемирный банк, 2001; расчеты автора.

Рис. 2.2. Положение России в 2001 г. в координатах: уровень цен, реальные доходы на душу населения – по сравнению с другими странами

Из графика видно, что уровень цен в России невысок по общемировым меркам. Видно также, что Россия отстает и по уровню доходов на душу населения, что полностью соответствует выводам модели Баласса–Самуэльсона о положительной связи уровня цен с уровнем реальных доходов на душу населения. Из приведенного графика также видно, что Россия по сопоставлению отношения цен и ВВП по паритету на душу населения находится довольно близко к

теоретическому значению соответствующей простой линейной регрессии.

Интересно также проследить динамику движения российской экономики в координатах {PPP, ВВП на душу населения} за последнее десятилетие. График соответствующей траектории представлен на рис. 2.3.



Источник: Всемирный банк, 2001; расчеты автора.

Рис. 2.3. Движение российской экономики в координатах {цены, доход на душу населения}

С 1991 г. по 1994 г. Россия двигалась примерно параллельно отмеченной линейной зависимости. Спад производства сопровождался снижением уровня жизни и удешевлением потребительской корзины. Несмотря на переход от жестких цен к рыночным механизмам ценообразования, в этот период движение происходило именно в том направлении, которое предсказывает теория. Начиная с 1995 г. с целью сдерживания инфляции Центральным Банком России проводилась политика фиксированного обменного курса. Одним из результатов данной политики можно считать завышение реального обменного курса рубля и соответственно за-

вышение цен, что привело к отдалению показателей России от общей зависимости в период с 1995 г. по 1997 г. Финансовый кризис 1998 г. заставил Центробанк прекратить валютные интервенции и девальвировать номинальный обменный курс, в результате чего Россия опять приблизилась к среднемировой зависимости.

В последующие годы постдевальвационный эффект, как видно из рисунка, был достаточно велик, что привело к тому, что соотношение цен резко опустилось. Повышение конкурентоспособности российских товаров и значительное удорожание импорта в 1999 г. незамедлительно сказалось на внутреннем спросе, что в совокупности с тенденцией к восстановлению экономики привело к экономическому росту.

В период с 1999 г. по 2003 г. опять наблюдалось движение вдоль линейной зависимости. Это можно объяснить следующим образом: наличие торговых барьеров приводит к выполнению теории относительного паритета покупательной способности. Это означает параллельный сдвиг теоретической кривой, которая, характеризуя мировую зависимость, правильно задает лишь ее наклон. Абсолютное значение может быть смещено; для его выбора целесообразно использовать данные за некоторый базовый год, в качестве которого был выбран 1999 г. – первый год после отмены режима валютного коридора.

Таким образом, можно заключить, что данные, полученные в рамках программы международных сопоставлений, в целом соответствуют представлениям о поведении относительного уровня цен, которые вытекают из теоретической модели. Поэтому можно ожидать, что теория сможет найти не только качественное, но и количественное подтверждение. Однако этих данных недостаточно для исследования краткосрочного поведения относительного уровня цен на предмет соответствия модели – необходимы данные более высокой частоты наблюдения. В следующем подразделе приведен анализ возможности использования реального обменного курса для исследования динамики отклонений от паритета покупательной способности.

2.3. Проблемы расчета и динамика реального обменного курса рубля

Использование для анализа паритета покупательной способности индекса реального обменного курса имеет свои преимущества и недостатки. Хотя он не дает представления о величине отношения абсолютных цен, т. е. не позволяет оценивать степень недооценки или переоценки валюты, он дает достаточно информации о краткосрочной динамике отношения цен вследствие изменений обменного курса или цен. Кроме того, индекс реального обменного курса позволяет исследовать зависимость цен от производительности труда и других факторов.

Самый простой способ измерить реальный обменный курс заключается в простой подстановке индексов цен и индекса номинального обменного курса в формулу (1.4). При этом необходимо учитывать две проблемы. Во-первых, возможны различные способы выбора корзины, используемой при измерении темпов инфляции. Одни исследователи предпочитают использовать в качестве меры уровня цен дефлятор ВВП, другие – индекс потребительских цен, третьи – индекс цен производителей¹⁰. Все эти подходы допустимы, но при выборе метода измерения необходимо принимать во внимание доступную точность измерений. Также необходимо учитывать особенности избранного статистического метода при интерпретации полученных результатов.

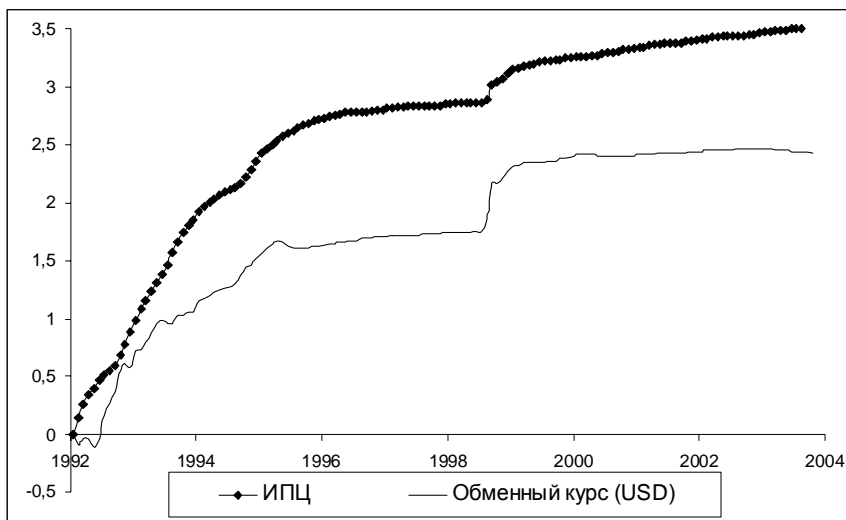
Во-вторых, каждая страна имеет несколько торговых партнеров, и, как следствие, необходимо учитывать несколько обменных курсов. Одно из решений заключается в том, чтобы взвесить их все, учитывая, какой вклад каждая из стран вносит в совокупный объем внешней торговли страны (рассчитать реальный эффективный обменный курс).

Как было отмечено выше, перечисленные способы построения индекса реального обменного курса имеют свои преимущества и недостатки. В работе (*Chinn, 2002*) дается обзор различных способов построения индекса реального обменного курса, а также различных его интерпретаций и применений, где отмечается, что наиболее точной мерой реального обменного курса следует считать

¹⁰ Более подробно см., например, (*Ellis, 2001*).

реальный эффективный обменный курс (REER), публикуемый МВФ¹¹ и вычисляемый путем взвешивания номинальных курсов валют основных торговых партнеров страны, скорректированных на темпы инфляции, с использованием в качестве весов совокупных объемов внешней торговли с этими партнерами.

Рассмотрим теперь более подробно возможные источники данных для расчета реального обменного курса рубля, особенности сбора и обработки исходной информации и построения необходимых индексов, преимущества и недостатки полученных временных рядов.



Источник: Росстат; Банк России.

Рис. 2.4. Логарифмы индексов номинального обменного курса и потребительских цен в России в 1992–2004 гг.

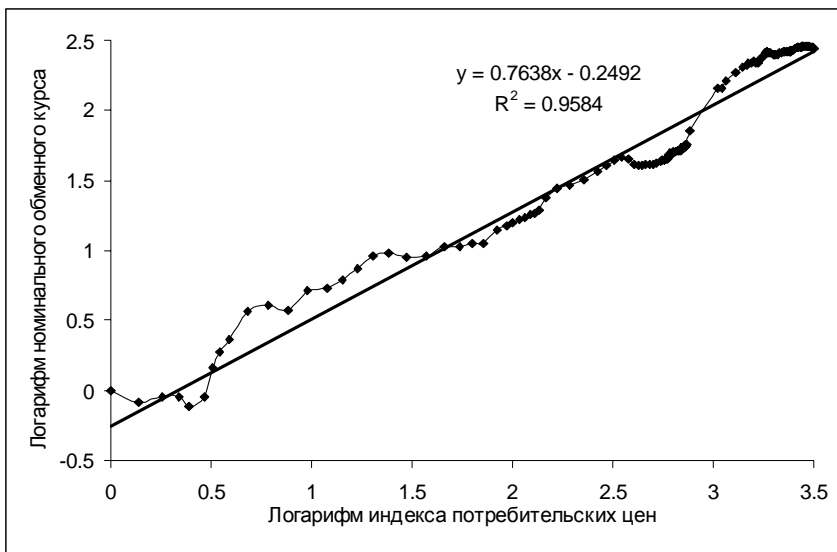
Одним из наиболее точно измеряемых показателей внутренних цен является индекс потребительских цен, рассчитываемый и публикуемый Росстатом ежемесячно. Данный индекс может быть использован для целей исследования, хотя он и имеет ряд недостатков – в первую очередь из-за того, что при расчетах Росстатом используются формулы Ласпейреса и Пааше, не обладающие свойст-

¹¹ См., например, данные IMF Financial Statistics.

вом обратимости по времени и, следовательно, завышающие инфляцию под действием эффекта Гершенкрона (см., например, *Boskin et al, 1996*). Применение устаревших весов также вносит различного рода смещения. В результате относительная погрешность измерения уровней цен довольно велика по сравнению с аналогичными данными для других стран: в среднем не превышая 3–5 процентных пунктов в год (см., например, *Бессонов, 1996*), она может составлять десятки процентов в годы высокой инфляции.

Источником усредненных данных номинального обменного курса может служить Центральный Банк России, публикующий ежедневные котировки валют с 1992 г. Погрешность округления при расчете средних месячных показателей не превышает 1 процентный пункт.

Индексы номинального обменного курса и потребительских цен изображены на *рис. 2.4*. Из рисунка видно, что наблюдается сходная динамика данных показателей, но при выбранной нормировке цены растут быстрее, чем обменный курс. Это объясняется в первую очередь наличием инфляции за рубежом, которая и приводит согласно формуле (1.5) к разнице в темпах роста. Разница между этими показателями, которую не может объяснить мировая инфляция, и есть индекс реального обменного курса. Индекс цен за рубежом можно строить различными способами. Можно в качестве базового показателя использовать индекс цен в какой-либо одной стране, являющейся главным торговым партнером, или усреднять темпы инфляции нескольких стран. Общепринятым подходом является использование в качестве эталонных потребительских цен в США. Наиболее точные данные об американских ценах публикует Американское бюро статистики труда (BLS), относительная погрешность этих данных также не превышает 1%.

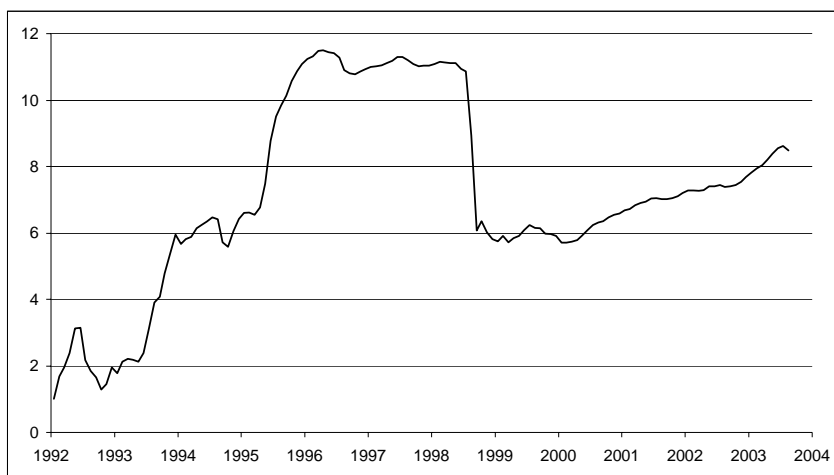


Источник: Росстат; Банк России.

Рис. 2.5. Движение России в координатах {цены, обменный курс} с 1992 г. по 2003 г.

Рис. 2.5 показывает условно движение российской экономики в координатах {цены, обменный курс} за период с 1992 г. по 2003 г. Видно, что движение происходит вдоль прямой линии, при этом цены, хоть и с небольшим опозданием, следуют за курсом, что в первом приближении подтверждает гипотезу о выполнении относительного PPP (представленная зависимость может включать в себя и обратную зависимость обменного курса от цен, что требует дополнительной проверки). Для более точного подтверждения этой гипотезы необходимо применение тестов на стационарность и коинтеграцию (см. ниже).

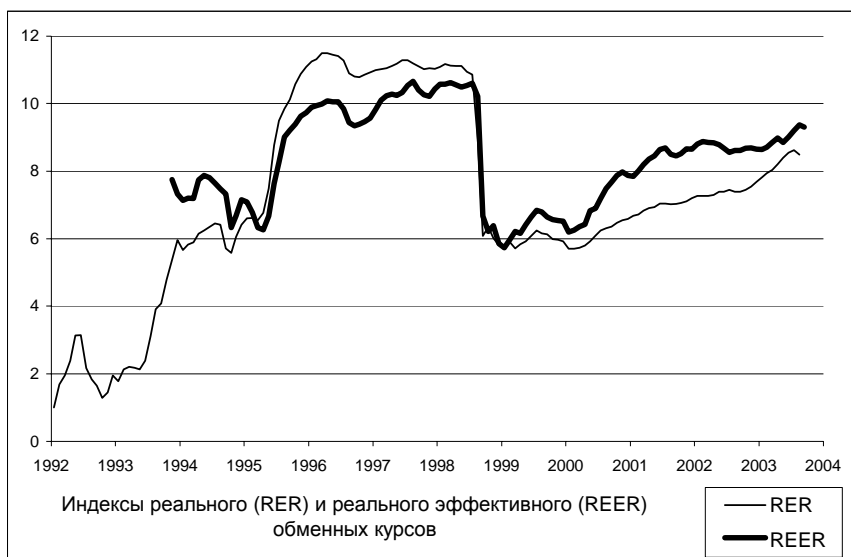
Наличие индексов цен и номинального обменного курса позволяет по формуле (1.4) построить месячный индекс реального обменного курса (RER) за период с 1992 г. по 2004 г. (см. рис. 2.6).



Источник: Росстат; Банк России; Американское бюро статистики труда; расчеты автора.

Рис. 2.6. Индекс реального обменного курса в период с 1992 г. по 2004 г.

Значительная часть внешней торговли, особенно экспорт энергоносителей и др. товаров, осуществляется в долларах США, поэтому данная валюта часто выбирается в качестве базовой. В дополнение к доллару США во внешней торговле России используются также и другие валюты, в первую очередь евро, в котором номинируется значительная часть импорта. Реальный эффективный обменный курс рубля (REER), рассчитываемый МВФ на основе номинальных курсов валют наших основных торговых партнеров, скорректированных на темпы инфляции с использованием в качестве весов совокупных объемов внешней торговли с этими странами, исправляет большинство недостатков реального обменного курса (RER). Доступный временной ряд покрывает интервал времени с января 1994 г. до середины 2004 г. *Рис. 2.7* позволяет сравнить полученные индексы реального и реального эффективного обменных курсов.



Источник: Росстат; Банк России; Американское бюро статистики труда; Всемирный банк; расчеты автора.

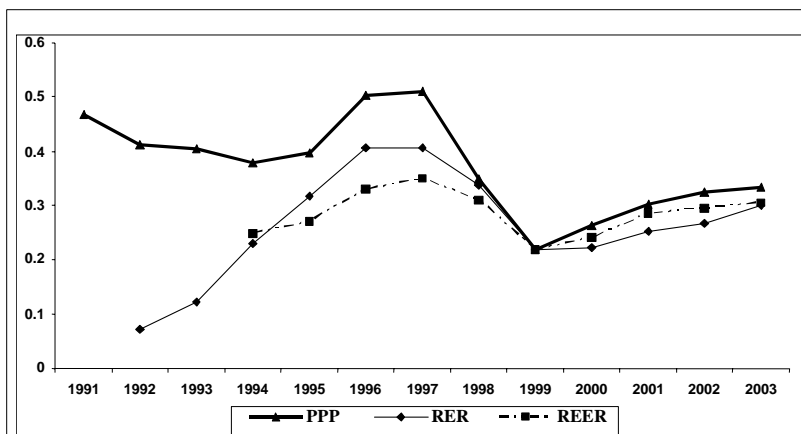
Рис. 2.7. Индексы реального (RER) и реального эффективного (REER) обменных курсов

Как видно из рисунка, имеют место существенные различия между индексами реального и реального эффективного обменного курса. Особенно велики они в периоды с 1996 г. по 1998 г. и с 2000 г. по 2003 г., что обусловлено, по всей видимости, значительными отличиями в темпах обесценения (укрепления) европейских валют в эти периоды по отношению к доллару, а также переходными процессами, связанными с введением в 1999 г. единой европейской валюты. Волатильность индекса REER меньше, что, возможно, является следствием его более высокой степени агрегирования. Сравнение двух индексов позволяет утверждать, что влияние других экономик, а не только экономики США, на отношение цен является довольно существенным. Следовательно, при выборе между двумя индексами следует отдать предпочтение индексу реального эффективного обменного курса, даже несмотря на меньшее количество данных по этому временному ряду, поскольку колебания

реального обменного курса в период с 1992 г. по 1994 г. не являются информативными. Это связано с процессом перехода России к свободно конвертируемой валюте и с постепенным уменьшением государственного контроля над ценами внутри страны.

2.4. Сравнение различных вариантов соотношения цен

Попробуем теперь сравнить различные варианты оценки соотношения цен (данные международных сопоставлений и варианты оценки реального обменного курса) для того, чтобы выяснить, какие из них применимы для более детального анализа PPP. Поскольку прямые данные о паритете покупательной способности имеются только в годовом исчислении, для правильного сопоставления необходимо и индексы реального обменного курса усреднить по годам. Учитывая тот факт, что в начале 1999 г. было проведено прямое международное сопоставление, нормировку лучше всего проводить по данным за январь 1999 г., более ранние годы для этого не подходят, так как в это время происходили резкие изменения либо применялся режим фиксированного обменного курса. Полученные индексы в годовом выражении изображены на *рис. 2.8*.



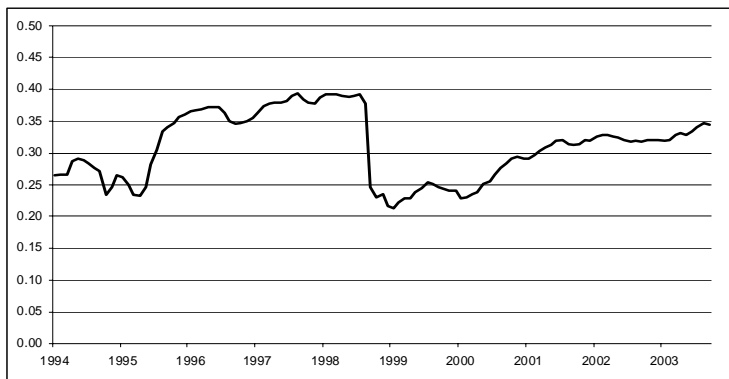
Источник: Росстат; ЦБ РФ; Американское бюро статистики труда; МВФ; Всемирный банк; расчеты автора.

Рис. 2.8. Сравнение усредненных годовых индексов реального обменного курса и отношения уровней цен в России и США

Видно, что амплитуда колебаний PPP несколько превосходит амплитуду колебаний индексов реального обменного курса. Это может быть связано с несколькими причинами. Во-первых, с большей погрешностью PPP, являющейся следствием способа его построения. Как уже отмечалось, прямые измерения этого показателя производятся с интервалом в 3–5 лет, а остальные точки строятся путем интерполяции. Во-вторых, меньшая амплитуда колебаний индекса реального эффективного обменного курса может объясняться его более высокой степенью агрегирования. Дело в том, что индекс REER получен путем усреднения изменений курса рубля к другим валютам с использованием в качестве корзины российского экспорта и импорта, в то время как индексы PPP и RER измеряют отношение цен в России лишь к американским ценам. Различие между последними двумя индексами может быть следствием отличия корзин, с помощью которых они измеряются.

С учетом приведенных соображений и частоты доступных данных для проведения анализа временных рядов в месячном выражении ниже был использован индекс реального эффективного обменного курса, нормированный на значения PPP по данным международных сопоставлений за 1999 г.

Построенный таким способом временной ряд изображен на *рис. 2.9*.



Источник: МВФ; Всемирный банк; расчеты автора.

Рис. 2.9. Реальный эффективный обменный курс, нормированный по данным международных сопоставлений

Среднее значение полученного показателя составляет примерно 0,3, что свидетельствует о невыполнении абсолютного паритета покупательной способности. Отклонения от среднего значения PPP не очень велики, но довольно продолжительны, поэтому из графика ничего нельзя сказать о том, выполняется относительный паритет покупательной способности или нет. Более строгая эмпирическая проверка данной гипотезы приведена ниже.

В заключение отметим, что если проверять выполнение PPP для одной небольшой открытой экономики, причем на сравнительно небольшом промежутке времени, то целесообразно использовать оба показателя – курс по паритету и индекс реального обменного курса. Первый будет характеризовать отношение цен, а второй даст всю информацию об их динамике. Самый простой и естественный способ это сделать – построить индекс реального эффективного обменного курса, затем нормировать его на абсолютное значение, взятое из сборника Всемирного банка.

2.5. Совокупная факторная производительность и ее влияние на PPP

Теперь рассмотрим описание процесса измерения других показателей, служащих объясняющими переменными в структурных моделях отклонений от паритета. Наиболее важными из них являются данные по совокупной факторной производительности (СФП) и по индексам цен торгуемых и неторгуемых товаров.

Построение индекса совокупной факторной производительности само по себе является чрезвычайно непростой задачей. В российской литературе применяются два принципиально разных подхода к построению индекса СФП. Характерными примерами таких работ являются (*Бессонов, 2002*) и (*Bessonova, Kozlov, Yudaeva, 2002*).

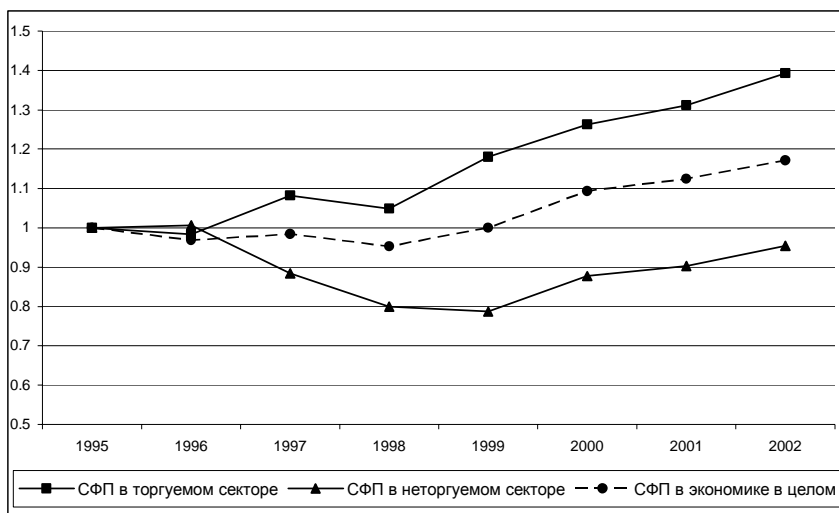
В работе (*Бессонов, 2002*) на основе квартальных данных по выпуску и основным факторам производства (труду и капиталу) с использованием экспертных оценок различных плохо измеряемых величин, таких как загруженность мощностей и норма амортизации, строятся производственные функции по отраслям экономики. Временной ряд СФП получен как совокупный необъясненный остаток модели.

В работе (Bessonova, Kozlov, Yudaeva, 2002) применяется оценивание той же простейшей двухфакторной модели, но уже на основе панели данных по отдельным предприятиям. С одной стороны, достигается большая точность измерений за счет значительно-го увеличения выборки. С другой стороны, присутствует проблема плохой сопоставимости данных даже за соседние годы, в результате чего оценки чувствительны к методике сбора и обработки информации.

Оба варианта оценки СФП не обладают большой точностью и приводят к качественно различным результатам. В то время как индекс, полученный на основе макроданных, в целом повторяет динамику выпуска, индекс, полученный на основе микроданных, характеризуется высокой волатильностью, что не свойственно классическим предположениям о динамике СФП. По этой причине для целей моделирования отклонений от РРР были использованы ряды, полученные в работе (Бессонов, 2002), которые обладают лучшей межвременной сопоставимостью. К тому же в работе проведен анализ влияния различных факторов на точность измерений, позволяющий оценивать погрешность расчета.

К сожалению, в российской литературе традиционно не проводится разбивка отраслей на производящие торгуемые и неторгуемые товары. В качестве показателя, отражающего динамику СФП торгуемых товаров, в данной работе будет использоваться индекс СФП в промышленности, для неторгуемых товаров – индекс СФП в секторе торговли и общественного питания (см. *рис. 2.10*).

Динамика полученных показателей соответствует общим представлениям об экономическом развитии России в переходный период, согласно которым совокупная факторная производительность стала расти в России не ранее 1998 г., чему способствовала существенная переоцененность обменного курса рубля. Она также в некоторой степени соответствует предположениям модели Баласса–Самуэльсона, согласно которым совокупная факторная производительность растет быстрее в секторе торгуемых, чем в секторе неторгуемых товаров.



Источник: Бессонов (2002).

Рис. 2.10. Индексы СФП в торгуемом и неторгуемом секторах и средний по экономике

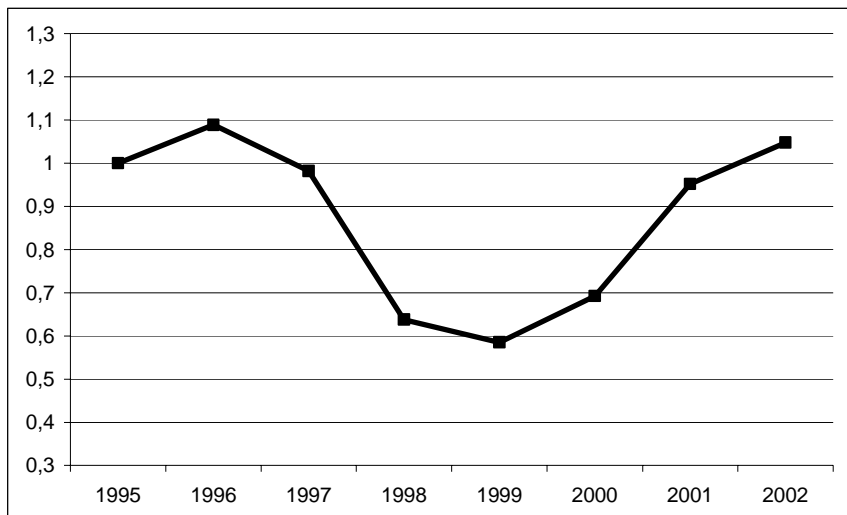
2.6. Цены торгуемых и неторгуемых товаров

Другим показателем, необходимым для проверки как модели Баласса–Самуэльсона, так и двухсекторной модели, являются индексы цен торгуемых и неторгуемых товаров. При построении индекса цен торгуемых товаров возникают сложности, связанные как с измерением самих цен, так и с выбором системы весов¹².

Для расчета соотношения цен торгуемых и неторгуемых товаров использовались данные Росстата о динамике цен на экспортируемую и импортируемую продукцию и данные о доле услуг в структуре потребления. Сначала рассчитывался индекс цен на торгуемые товары, затем с использованием весов неторгуемых товаров, оцениваемых по доле услуг в общем объеме добавленной стоимости, и данных по суммарному индексу цен рассчитывался индекс цен неторгуемых товаров, после чего рассчитывалось их

¹² Более подробно о методике расчетов см. работу (Dridi, Zieschang, 2002).

отношение. Полученный индекс отношения цен представлен на рис. 2.11.



Источник: Росстат; расчеты автора.

Рис. 2.11. Индекс отношения цен неторгуемых товаров к ценам торгуемых товаров в России в 1995–2002 гг.

Динамика полученного индекса, несмотря на его значительную погрешность, в общих чертах напоминает динамику реального обменного курса. Наблюдается ярко выраженное падение индекса отношения цен вследствие резкого удорожания импортных товаров после девальвации курса рубля во время финансового кризиса 1998 г., а также возвращение индекса к прежнему значению, происходившее в дальнейшем, что в целом соответствует теоретическим представлениям.

3. Эмпирические подходы к проверке гипотез и к моделированию отклонений от PPP

3.1. Основные подходы к проверке теории PPP

Выполнение основных положений теории паритета покупательной способности как в краткосрочной, так и в долгосрочной перспективе в течение прошлого века многократно ставилось под сомнение. За последние 50 лет было опубликовано огромное количество работ, посвященных эмпирической проверке выполнения паритета покупательной способности. Были подробно исследованы данные о ценах и номинальном обменном курсе за различные интервалы времени по различным странам.

В работе (*McCloskey, Zecher, 1984*) установлено, что в период англо-американского золотого стандарта (до 1914 г.) теория PPP выполнялась не только в долгосрочной, но и в среднесрочной перспективе. В работе (*Diebold, Husted, Rush, 1991*) найдено подтверждение этому для 6 наиболее развитых стран: здесь использовались данные с меньшей частотой, но за более длительный период времени. В статье (*Abuaf, Jorion, 1990*) на основе данных для фунта, франка и доллара авторы установили сохранение PPP на более чем столетнем промежутке времени, включающем интервалы времени, соответствующие золотому стандарту, промежутку между мировыми войнами, периоду действия Бреттон-Вудской системы фиксированных обменных курсов. В работе (*Lothian, Taylor, 1996*) их выводы были подтверждены с использованием временных рядов за два столетия. В работе (*Lothian, 1990*) автор установил также, что временные ряды реального обменного курса для Японии, США, Великобритании и Франции являются стационарными (для Японии – относительно тренда) на интервале времени с 1875 по 1986 г. В монографиях по теории PPP (см., например, *Lee, 1978; Officer, 1982*) получены результаты, свидетельствующие о выполнении теории PPP в долгосрочной перспективе на любых интервалах времени до середины 1970-х годов, когда в результате нефтяного кризиса наиболее развитые страны мира перешли к режиму плавающего обменного курса. По словам авторов работы (*Froot, Rogoff, 1994*), в 70-х годах XX в. эмпирическая проверка теории

PPP была довольно скучной темой для исследований и выполнение относительного паритета покупательной способности в долгосрочной перспективе считалось твердо установленным фактом.

Более поздние эмпирические работы, исследующие временные ряды, соответствующие режиму плавающего обменного курса после отмены Бреттон-Вудского соглашения, оказываются не в состоянии отвергнуть гипотезу о случайном блуждании реального обменного курса, что свидетельствует об отсутствии свойства номинального обменного курса возвращаться к равновесному значению, предсказываемому теорией PPP. Это может быть связано как со слишком низкой волатильностью, являющейся следствием искусственной фиксации обменного курса до отмены Бреттон-Вудской системы, так и с недостаточной мощностью тестов на стационарность, применявшихся в то время для проверки выполнения теории паритета покупательной способности.

С течением времени накопилось большее количество данных, соответствующих новому режиму и были значительно усовершенствованы методы анализа слабостационарных временных рядов. Это привело к появлению все большего количества эмпирических работ, свидетельствующих о том, что он является стационарным процессом с возросшей волатильностью¹³. В этих работах также были получены оценки характерного времени (средней продолжительности периода), которое требуется процессам арбитража, чтобы скомпенсировать половину отклонения, созданного номинальным шоком. Для развитых стран соответствующий период полувозврата составляет 4–5 лет. Фактически это означает, что воздействие любого шока на курс по прошествии года уменьшается в среднем всего на 15%. Такой результат свидетельствует о медленности процессов арбитража, что может быть следствием как большого количества торговых барьеров, так и других факторов. Отмеченная высокая волатильность реального обменного курса и его высокая положительная корреляция с номинальным обменным курсом (см., например, *Taylor, 2000*) также может объяснять обнаруженную нестационарность. Согласно работе (*Rogoff, 1996*) интерпретацией этого факта служит жесткость цен и зарплат, в то время как номинальный обменный курс подвержен постоянным

¹³ Обзоры работ см. в (*Taylor, 1995, 2000*); (*Froot, Rogoff, 1994*).

колебаниям вследствие того, что валюта является не только средством обмена, но и средством сбережения.

Позже значительный прогресс в тестировании на стационарность при отсутствии длинных временных рядов был достигнут с помощью методов одновременного анализа нестационарных процессов, основы которых были заложены в работах (*Engle, Granger, 1987; Johansen, 1988, 1991*). Эмпирические исследования, применяющие новые статистические методы¹⁴, свидетельствуют о тесной взаимосвязи между ценами и обменным курсом даже в том случае, если тесты на стационарность не в состоянии отличить каждый из показателей от процесса случайного блуждания. В работах (*Taylor, Sarno, 1998*) и (*Taylor, 2000*) идея коинтеграции была адаптирована для тестирования временных рядов индексов цен и обменного курса для нескольких стран одновременно. Новые методы стабильно отвергают гипотезу о случайном блуждании на меньшем уровне значимости, однако оценки времени полувозврата остались примерно теми же, колеблясь для развитых стран в интервале от 3 до 5 лет.

Другим способом максимально эффективного использования информации, содержащейся во временных рядах реальных обменных курсов, стали методы панельного анализа, описанные в работах (*Campbell, Perron, 1991; Levine, Lin, 1992; Ng, Perron, 1995; Maddala, Wu, 1999; Bai, Ng, 2001; и др.*). В работах (*Wei, Parsley, 1995; Frankel, Rose, 1996; Pedroni, 1995; Higgins, Zakrajsek, 1999*) применение панельных тестов на стационарность привело к выводам о стационарности реальных обменных курсов на коротком интервале плавающего режима для большинства развитых стран мира.

Следует отметить, что проверка теории PPP при развитии эконометрики стала одним из базовых упражнений для применения новейших методов исследования нестационарных и почти нестационарных временных рядов. В значительном числе учебников по эконометрике описанию методов проверки теории паритета покупательной способности посвящены целые главы (*Patterson, 2000*). Более того, проверка этой теории стала одной из движущих сил развития эконометрических методов анализа нестационарных

¹⁴ См. работы (*Corbae, Ouliaris, 1988; Enders, 1988; Kim, 1990; Mark, 1990; Fisher, Park, 1991; Cheung, Lai, 1993*), а также обзоры (*Giovannetti, 1992; Breuer, 1994*).

временных рядов, поскольку сходимость реального обменного курса достаточно медленна и процесс случайного блуждания сложно отличить от стационарного процесса. По мере развития статистических методов и исчерпания их возможностей основными источниками прогресса в эмпирических исследованиях были:

- увеличение рассматриваемых временных интервалов и необходимое для этого смешение периодов с плавающим и фиксированным обменным курсом;
- исследование панелей данных по большому количеству стран;
- применение тестов на коинтеграцию.

С эконометрической точки зрения обычно (см., например, работу *Froot, Rogoff, 1994*) выделяют три стадии эмпирического тестирования теории паритета покупательной способности по основным гипотезам, которые в них проверяются:

1) за нулевую гипотезу принимается следующее равенство :

$$\frac{dP}{P} = \frac{d(SP^*)}{SP^*} = \frac{dP^*}{P^*} + \frac{dS}{S};$$

- 2) в качестве основной гипотезы предполагается, что отклонения от (1.3) являются процессом случайного блуждания;
- 3) за нулевую гипотезу принимается предположение, что отклонения от любой линейной комбинации (1.8) цен и курса являются процессами случайного блуждания:

$$\frac{dS}{S} = \mu \frac{dP}{P} - \mu^* \frac{dP^*}{P^*}$$

Рассмотрим подробнее эти стадии с целью в дальнейшем попытаться применить аналогичные методики к российским данным.

3.2. Первая стадия проверки гипотез о выполнении PPP

К тестам первой стадии относят простейшие линейные регрессии логарифма индекса номинального обменного курса на логарифмы индексов цен. Если все эти показатели стационарны, то линейные регрессии должны давать коэффициенты, близкие к тем, которые предсказывает уравнение (1.7).

Наиболее сильным позитивным результатом подобных исследований стало подтверждение теории PPP для большого числа экономик с гиперинфляцией. Например, в работе (*Frenkel, 1978*) автор оценивал регрессии вида:

$$s_t = \alpha + \beta(p_t - p_t^*) + \varepsilon_t, \quad (3.1)$$

где строчными буквами обозначены логарифмы показателей, и везде основная гипотеза о равенстве единице параметра не была отвергнута, что свидетельствовало в пользу выполнения теории PPP.

Однако для экономик с невысокой инфляцией аналогичные тесты в большинстве случаев отвергают основную гипотезу. При оценивании регрессии (3.1) по данным за 1970-е годы в работе (*Frenkel, 1981*) автор получает как отрицательные значения, так и значения, большие двух. Основной причиной таких результатов он считает наличие реальных шоков и жесткость цен, полагая, что в долгосрочной перспективе относительный паритет покупательной способности должен выполняться. Среди проблем, возникающих при оценивании (3.1), следует отметить тот очевидный факт, что цены и курс определяются одновременно, поэтому нет причин считать одно причиной другого или наоборот. Например, в работах (*Isard, 1977; Giovannini, 1988*) для проверки теории PPP авторы оценивали обратную регрессию и получали схожие результаты.

В работе (*Krugman, 1978*) автор построил теоретическую модель, которая показывает, что если цены гибкие и монетарная политика направлена на сглаживание реальных шоков, то оцениваемый коэффициент в регрессии (3.1) будет ниже значения в теоретической модели. Чтобы учесть этот эффект, в работах (*Krugman, 1978; Frenkel, 1981*) авторы оценивали то же уравнение в два этапа, используя в качестве инструментальных переменных время, а также запаздывающие цены и запаздывающий обменный курс. Они получили значения ближе к единице, но все равно существенно от нее отличающиеся.

Основным результатом тестов первой стадии стало утверждение, что паритет покупательной способности в краткосрочной перспективе не выполняется. Долгосрочная динамика оставалась неизученной.

3.3. Тесты на стационарность реального обменного курса

Результаты тестов первой стадии привели к доминированию точки зрения о невыполнении теории PPP, однако следующее поколение тестов дало новые результаты, отличающиеся от полученных ранее. На второй стадии рассматривался временной ряд реального обменного курса:

$$q_t = s_t - p_t + p_t^*, \quad (3.2)$$

который тестировался на стационарность. Стационарность реального обменного курса свидетельствовала бы о том, что возникающие отклонения от паритета с течением времени исчезают.

При рассмотрении данного подхода необходимо анализировать, насколько правдоподобна с теоретической точки зрения основная гипотеза о нестационарности реального обменного курса. В работе (*Roll, 1979*) автор показывает, что изменения реального обменного курса, подобно изменениям цены актива, должны быть непредсказуемыми, если валютные рынки эффективны. Конечно, эта аналогия не совсем корректна, но тем не менее такой подход возможен, так как, например, сбережения в активах, номинированных в какой-либо валюте, переносят на актив всю неопределенность этой валюты.

Разумеется, было предложено много других причин случайного блуждания реального обменного курса. Например, в рамках рассмотренной выше модели, построенной в работах (*Balassa, 1964; Samuelson, 1964*), различные темпы роста совокупной факторной производительности в экономиках двух стран могут приводить к изменению реального обменного курса. Если разница в уровнях производительности нестационарна, то и реальный обменный курс тоже будет иметь единичный корень. Другим объяснением, предложенным в работе (*Rogoff, 1992*), является утверждение, что межвременное сглаживание потребления торгуемых товаров может приводить к внутривременному сглаживанию цен торгуемых и неторгуемых товаров. Это приводит к случайному блужданию реального обменного курса даже в том случае, если технологические шоки являются временными. В работе (*Obstfeld, Rogoff, 1994*) была предложена модель, в которой даже временный шок, который при-

водит к перемещению благосостояния между странами, приводит также к долгосрочному изменению трудозатрат и, следовательно, к изменению реального обменного курса. Существует множество других, более сложных моделей, объясняющих нестационарность реального обменного курса.

Таким образом, можно сделать вывод, что с теоретической точки зрения при определенных условиях в долгосрочной перспективе как стационарность, так и нестационарность реального обменного курса возможны.

Основным результатом применения тестов на стационарность¹⁵ к месячным данным по странам с плавающим обменным курсом стало неотвержение гипотезы о наличии единичного корня на 5%-м уровне значимости (см., например, *Meese, Rogoff, 1988; Mark, 1990*). Для стран с фиксированным обменным курсом гипотеза о случайном блуждании отвергается примерно в половине случаев. Например, в работе (*Mark, 1990*) автор тестирует реальные обменные курсы между европейскими странами по данным за период с 1973 г. по 1988 г., при этом результаты тестов находятся на грани 5%-го уровня значимости. В другой работе (*Chowdhury, Sdogati, 1993*) тестировались месячные данные с 1979 г. по 1990 г. (для европейской валютной системы) и было получено, что реальные обменные курсы европейских стран относительно немецкой марки являются стационарными, а относительно американского доллара – нестационарными. Это может являться следствием некорректности комбинирования валют с фиксированным и плавающим обменным курсом, приводящего к смещенности полученных оценок. Вопросы влияния режима обменного курса подробно рассматриваются в работах (*Mussa, 1986; Frankel, Rose, 1996*).

Столь различные результаты тестов для данных по различным валютным режимам могут быть также следствием различной мощности всех вышеперечисленных тестов при корнях, близких к единице. Например, если $\rho = 1 + \beta = 0,97$ (что соответствует времени полувозврата всего в 22 месяца), то, для того чтобы с помощью теста ADF отвергнуть гипотезу о случайном блуждании на 5%-м

¹⁵ Описание тестов см. в работах (*Dickey, Fuller, 1979; Phillips, Perron, 1988; Elliot, Rothenberg, Stock, 1996; Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin, 1992; Ng, Perron, 2001; Diebold, Husted, Rush, 1991*) и др.

уровне значимости, необходимо в среднем 578 точек, т.е. 50 лет в случае месячных данных¹⁶.

Первый подход к решению этой проблемы заключается в одно-временном оценивании системы уравнений вида (3.3) по данным для нескольких стран:

$$\Delta q_t = \mu + \alpha + \beta q_{t-1} + \Phi(L)\Delta q_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (3.3)$$

Это позволяет использовать данные за меньший период времени. Зато возникают проблемы, связанные с тем, что для разных пар стран скорость сходимости может быть разной и тогда полученные оценки будут отражать в некотором смысле среднюю скорость сходимости и, следовательно, будут плохо интерпретируемыми. Первой работой, где было предложено использовать панели данных для повышения мощности тестов, была статья (*Hakkio, 1984*). Автор использовал обобщенный метод наименьших квадратов для устранения корреляции между реальными обменными курсами 4 стран в панели. Несмотря на увеличение мощности тестов, автор не смог отвергнуть гипотезу о случайном блуждании. Авторы статьи (*Abuaf, Jorion, 1990*) использовали тот же подход для реальных обменных курсов по отношению к доллару для 10 стран за период с 1973 г. по 1987 г. Но даже столь значительное увеличение объема выборки позволило отвергнуть нулевую гипотезу лишь на 10%-м уровне значимости.

В работе (*Cumby, 1993*), где были использованы данные по индексу Big Mac за 7 лет (1987–1993 гг.), по результатам тестов нулевая гипотеза о случайном блуждании отвергалась и время полу-возврата оказалось меньше года. Это можно объяснить, с одной стороны, тем, что существенная часть стран из выборки использовала режим фиксированного обменного курса. В то же время в других странах, таких как Аргентина, Бразилия, Россия, Таиланд и др., имела место высокая инфляция, в борьбе с которой эти страны привязывали свою валюту к доллару. Кроме того, внутренняя политика компании «МакДональдс» также могла способствовать более быстрому выравниванию цен на гамбургеры по сравнению с индексами потребительских цен.

¹⁶ Общая формула выглядит следующим образом: $t_{DF} = T(1 - \rho)^2 / (1 - \rho^2)$.

Другой подход к решению проблемы недостаточной мощности используемых тестов на стационарность заключается в использовании длинных временных рядов, включающих периоды как плавающего, так и фиксированного обменного курса. При таком подходе проблема состоит в том, что два режима принципиально отличаются. При фиксированном обменном курсе отклонения от паритета должны компенсироваться изменением цен. В режиме плавающего обменного курса подстраиваться могут как цены, так и обменный курс.

Например, в работе (*Frankel, 1986*), используя годовые данные для США и Великобритании за период с 1869 г. по 1984 г., автор отвергает гипотезу о случайном блуждании и получает значение ρ всего 0,86, что соответствует периоду полувозврата всего в 4,6 года. В других аналогичных работах для фунта стерлингов (*Edison, 1987*), канадского доллара (*Johnson, 1990*) получаются значения 7,3 и 3,1 года соответственно. Совмещение обоих подходов в работах (*Abuaf, Jorion, 1990; Glen, 1992; и др.*) дает результаты в интервале 3–5 лет.

Оба подхода имеют значительные недостатки. В первом случае, как уже отмечалось, невозможно оценить межстрановые различия в скорости сходимости, которые имеются в действительности. Во втором случае не удастся проследить очевидное различие в скорости сходимости для режимов фиксированного и плавающего обменного курса. При этом основными результатами второй стадии тестирования гипотез PPP являются утверждение о выполнении относительного паритета покупательной способности в долгосрочной перспективе для некоторых стран и оценка времени полувозврата в широком диапазоне от 3 до 7 лет.

3.4. Тесты на коинтеграцию цен и обменных курсов

Невысокая мощность тестов на стационарность и недостаточно точная оценка времени полувозврата заставили исследователей искать новые методы проверки теории паритета покупательной способности.

С развитием тестов на коинтеграцию, предложенных в работе (*Engle, Granger, 1987*) и предназначенных для тестирования долгосрочных равновесий, началась третья стадия тестирования теории

PPP. Нулевая гипотеза тестов третьей стадии предполагает, что никакая линейная комбинация

$$s_t - \mu p_t + \mu^* p_t^* \quad (3.4)$$

не является стационарной. Альтернативная гипотеза допускает, что существует хотя бы одна стационарная линейная комбинация (3.4).

Теоретическое обоснование альтернативной гипотезы, т.е. существования стационарной линейной комбинации (3.4), в которой μ и μ^* отличны от единицы, дает двухсекторная модель (см. работу (Taylor, 1988) и уравнения (1.5–1.8)). В литературе симметричный подход, когда ищется стационарная комбинация с $\mu = \mu^* \neq 1$, называется «двумерным», а поиск в виде $\mu \neq \mu^*$ называется «трехмерным». Дело в том, что при «трехмерном» подходе возможно существование не одной, а двух стационарных линейных комбинаций, что тоже обычно относят к альтернативной гипотезе.

Первые тесты на коинтеграцию были трехшаговыми. Сначала используемые переменные – цены и обменный курс – тестировались на стационарность. Если цены стационарны, а курс – нет (или наоборот), то коинтеграции между ними быть не может. Если все переменные описываются процессами типа $I(1)$, то оценивалось уравнение

$$s_t = \mu p_t + \mu^* p_t^* + \varepsilon_t' \quad (3.5)$$

по методу наименьших квадратов. Остаток ε_t' проверялся на стационарность при помощи стандартного теста ADF (в котором не использовался тренд) и специальной таблицы критических значений, полученной в работе (Davidson, MacKinnon, 1993). Если остаток был стационарным, то утверждалось, что линейная комбинация (3.4) также стационарна, а ряды – коинтегрированы.

Применению коинтеграционных методов для эмпирического исследования связи между ценами и номинальным обменным курсом посвящено огромное количество работ¹⁷. Среди основных особенностей стоит отметить тот факт, что тесты третьего шага

¹⁷ Например, работы (Corbae, Ouliaris, 1988; Enders, 1988; Kim, 1990; Mark, 1990; Fisher, Park, 1991; Cheung, Lai, 1993) и многие другие, а также обзоры (см. в Giovannetti, 1992; Breuer, 1994).

отвергают основную гипотезу значительно чаще, чем тесты второго шага. При этом имеются следующие закономерности.

- Как и в тестах второго шага, для стран с плавающим обменным курсом нулевая гипотеза отвергается реже, чем для стран с фиксированным обменным курсом.
- При использовании данных по розничным ценам нулевая гипотеза отвергается реже, чем при использовании данных по оптовым ценам. Это объясняется тем, что розничные цены складываются из оптовых цен и стоимости услуг по доставке товара до конечного потребителя, которые являются неторгуемыми.
- При «трехмерном» подходе нулевая гипотеза отвергается чаще, чем при «двумерном». Снятие ограничений на коэффициенты, таким образом, повышает вероятность отвержения нулевой гипотезы.

Однако, несмотря на новые результаты проверок теории PPP при помощи тестов третьего шага по сравнению с тестами второго шага, анализ коинтеграционных соотношений обладает одним существенным недостатком. В большинстве работ коэффициенты μ и μ^* сильно отличаются от единицы. Например, (*Cheung, Lai, 1993*) получают значения в интервале от 1,03 до 25,4 при использовании индексов розничных цен и от 0,3 до 11,4 – при использовании индексов оптовых цен. Причины таких результатов рассматриваются во многих работах. Например, (*Bryant, Cecchetti, 1993*) оценивают отклонения μ и μ^* вследствие ошибок измерения индексов в 20%, а вследствие влияния монетарных факторов и роста производительности в секторе торгуемых товаров по сравнению с неторгуемыми – в 30% (оценка сверху). В целом с теоретической точки зрения не удастся объяснить коэффициенты μ и μ^* , превышающие значение 2,0; наиболее правдоподобным выглядит обоснование, предложенное в работе (*Banerjee, 1986*). Автор объясняет получение таких оценок смещением, вызванным недостаточной длиной рядов, а также показывает, что если $R^2 < 0,95$, то вероятнее всего результаты подвержены этому смещению. Необходимо отметить, что коэффициент детерминации для исследований по

странам с плавающим обменным курсом почти всегда оказывается довольно низким.

Таким образом, применение коинтеграционных методов анализа временных рядов позволяет отвергнуть нулевую гипотезу о случайном блуждании для большинства стран мира. Это свидетельствует о выполнении относительного паритета покупательной способности в долгосрочной перспективе. Однако третья стадия тестов не дает практически никаких новых количественных результатов, связанных со скоростью сходимости. Оценки времени полувозврата остаются довольно высокими и недостаточно точными, составляя от 3 до 6 лет для различных стран.

3.5. Панельные методы анализа

В последнее десятилетие получили значительное развитие панельные методы анализа временных рядов. Основная идея этих методов заключается в рассмотрении панельных данных, содержащих реальные обменные курсы для различных стран, и в дополнении стандартных тестов на стационарность возможностью получить различные количественные зависимости для различных стран. Основное отличие от одновременного оценивания системы уравнений и последующего проведения тестов второго шага заключается в том, что панельные методы анализа допускают корреляцию между одновременными остатками разных временных рядов и различную скорость сходимости.

В работе (*Levin, Lin, 1992*), приводится методика проведения теста ADF для панельных данных, допускающая наличие фиксированных эффектов в константе и тренде и содержащая необходимые для тестирования критические значения. В работе (*Im, Pesaran, Shin, 1997*) содержится обобщение этого теста на случай альтернативной гипотезы, допускающей различную скорость сходимости и, следовательно, различные коэффициенты β для каждой из стран в уравнении (3.3). Позже появились обобщения и других тестов на стационарность для панельных данных.

Применение теста Levin–Lin к реальным обменным курсам было осуществлено в работах (*Wu, 1996; MacDonald, 1996; Oh, 1996; Jorion, Sweeney, 1996; Pappel, 1997*). Полученные результаты мало отличались от результатов тестов второй стадии. В работе

(*O'Connell, 1998*) было показано, что непринятие во внимание межстрановой корреляции одновременных остатков может привести к значительному смещению результатов. Однако согласно (*Wu, Wu, 2001*) есть как минимум еще 3 направления улучшения результатов, полученных *O'Connell*.

Во-первых, необходимо отказаться от сделанных в работе (*O'Connell, 1998*) предположений об одинаковой корреляции между остатками для всех пар стран. Во-вторых, необходимо предположить возможность различной скорости сходимости цен и обменных курсов для разных стран. В-третьих, было бы неплохо отказаться от предположения об одинаковом и нормальном распределении остатков. Методы выделения тренда из временных рядов реальных обменных курсов также требуют доработки. Отметим некоторые из основных результатов применения панельных методов анализа, в которых эти ограничения снимаются.

В статье (*Engel, Hendrickson, Rogers, 1997*) на основе использования годовых данных за 45 лет по 150 странам мира с учетом возможной различной скорости сходимости и межстрановых корреляций остатков гипотеза о случайном блуждании была отвергнута и были получены характерные времена сходимости в интервале от 4,2 до 5,4 лет.

В работе (*Kuo, Mikkola, 2001*) к годовым данным по 23 странам за период с 1946 г. по 1996 г. был применен тест KPSS, обобщенный для панелей данных в работе (*Nyblom, Harvey, 2000*). С учетом возможных различий в скорости сходимости и с допущением межстрановых корреляций остатков основная гипотеза о стационарности не отвергалась и были получены характерные времена сходимости в интервале от 1,8 до 8,3 лет.

В публикации (*Wu, Wu, 2001*) на основе тестов IPS и Madalla–Wu была разработана процедура тестирования на стационарность, допускающая как произвольную структуру лагов для каждого из реальных обменных курсов, различные корреляции между их остатками, так и различную скорость их сходимости. Эта процедура была проделана на месячных данных для 20 стран за период с 1973 г. по 1997 г. Основная гипотеза о случайном блуждании везде отвергалась на 5%-м уровне значимости, и были получены времена полузврата в интервале от 5 до 14 месяцев.

Таким образом, панельные методы анализа временных рядов позволили повысить мощность тестов второго шага, а после учета неоднородности корреляций остатков и различий в скоростях сходимости позволили установить стационарность реальных обменных курсов и оценить их параметры для различных стран. Полученные оценки свидетельствуют о выполнении относительного паритета покупательной способности не только в долгосрочной, но и в среднесрочной перспективе.

Перейдем теперь к описанию результатов, позволяющих объяснить причины отклонений от паритета покупательной способности и высокую волатильность реальных обменных курсов.

3.6. Моделирование краткосрочных отклонений от PPP

Для того чтобы понять причины отклонения от PPP в краткосрочной перспективе, некоторые зарубежные авторы (см., например, *Isard, 1977; Giovannini, 1988*) перешли к проверке фундаментального положения теории PPP – закона единой цены. Главным результатом этих исследований стало обнаружение устойчивых отклонений от закона единой цены даже для торгуемых товаров, таких как силовые машины, насосы, двигатели, шарикоподшипники и другие, более простые товары (болты, гайки и т. п.). Была также обнаружена сильная корреляция этих отклонений с номинальным обменным курсом, что авторы объясняют жесткостью цен в краткосрочном периоде.

В работе (*Engel, 1993*) было проведено исследование с целью выяснения, что в большей степени является причиной отклонения от PPP – наличие неторгуемых товаров или отклонения цен на торгуемые товары от закона единой цены. Тестировалось уравнение (3.6), полученное комбинированием уравнений (1.5–1.7):

$$q_t = (s_t - p_t^T - p_t^{T*}) + (\gamma - 1)(p_t^T - p_t^N) + (\gamma^* - 1)(p_t^{T*} + p_t^{N*}). \quad (3.6)$$

Оказалось, что первый член в этом уравнении (отвечающий за соблюдение закона единой цены для торгуемых товаров) является доминирующим, причем отклонения цен торгуемых товаров, таких как, например, бананы, сохраняются довольно долго. В работе (*Rogers, Jenkins, 1993*) авторы выделили из индексов потребительских цен торгуемую и неторгуемую компоненты и получили,

что первый член в уравнении (3.6) объясняет до 80% динамики реального обменного курса. Это означает, учитывая невысокую волатильность цен торгуемых товаров, что краткосрочные отклонения от относительного паритета объясняются главным образом колебаниями номинального обменного курса.

Кроме того, в работе (*Engel, Rogers, 1994*) по данным для США и Канады было установлено, что различия в ценах двух высокоторгуемых благ зависят от расстояния, а также от факта пересечения государственной границы, который равносителен увеличению расстояния примерно на 4 тыс. километров. Авторы считают такой результат сильным аргументом в пользу предположения о жесткости номинальных цен, выраженных в единицах местной валюты. Они полагают, что изменение обменного курса является главной причиной отклонений от закона единой цены. В качестве другого объяснения зависимости разницы цен от факта пересечения границы можно предположить, что могут сильно отличаться неторгуемые компоненты розничных цен торгуемых товаров в двух рассматриваемых странах.

В работе (*Roger, Jenkins, 1993*) исследуются отклонения от закона единой цены для 11 стран ОЭСР по 54 товарам. Тестируется нулевая гипотеза о случайном блуждании выражения (3.7):

$$s_t - p_{it} + p_{it}^* , \quad (3.7)$$

содержащего обменный курс и цены отдельных товаров. Результатом работы стало то, что для неторгуемых товаров основная гипотеза почти никогда не отвергается. Для торгуемых товаров она отвергается намного чаще. Следует отметить, что в этой работе авторы используют довольно короткие временные ряды, в результате чего стандартные тесты могут быть недостаточно мощными для отвержения гипотезы о случайном блуждании.

В работе (*Froot, Rogoff, 1994*) авторы исследуют данные по ценам зерна, угля и масла в Англии и Франции в исторической перспективе и обнаруживают 3 удивительных факта:

- высокую волатильность как внутренних цен, так и относительных цен на эти товары;
- наличие тренда относительных цен на масло (неторгуемый товар) и отсутствие аналогичного тренда в ценах на зерно и уголь (торгуемые товары);

- отвержение гипотезы о случайном блуждании для всех товаров на 1%-м уровне значимости и время полувозврата меньше 1 года для торгуемых товаров и порядка 2 лет – для неторгуемого товара.

Основной вывод, сделанный авторами, заключается в том, что время сходимости напрямую зависит от того, торгуется ли товар на мировом рынке. Однако даже для торгуемых товаров закон единой цены в краткосрочной перспективе не выполняется.

Причин отклонения от закона единой цены несколько. Во-первых, цены могут отличаться на величину транспортных и страховых издержек. Во-вторых, торгуемые товары также имеют значительную неторгуемую компоненту, включающую стоимость аренды торговых площадей, зарплату продавцов, страховые затраты и местные налоги. В-третьих, присутствуют искусственные торговые барьеры в виде тарифов и квот, которые могут составлять значительную часть в цене товара.

В работе (*Knetter, 1993*) автор показывает, что неденежные торговые барьеры также вносят существенный вклад в отклонения от закона единой цены. Например, при транспортировке продуктов питания задержка или усложнение таможенных процедур могут привести к порче товара. Для того чтобы возместить ущерб, торговые компании вынуждены назначать более высокие цены. Наконец, если у фирмы – производителя товара есть монополия на его производство и распространение, она может в целях максимизации прибыли назначать разные цены на свой товар. В таких случаях процесс арбитража исключен, поскольку фирма владеет исключительными правами на свою торговую марку. В работе (*Krugman, 1987*) этому явлению дано название *pricing-to-market (PTM)*. Все перечисленные доводы указывают на то, что за рамками сравнительно небольшой группы торгуемых товаров внешняя торговля оказывает очень слабое влияние на относительные уровни цен.

Таким образом, эмпирические проверки с использованием цен отдельных товаров, как правило, показывают, что закон единой цены не выполняется в краткосрочной перспективе как для неторгуемых, так и для торгуемых товаров. Это является следствием издержек на доставку товара, торговых барьеров, а также несовершенной конкуренции между производителями. В среднесрочной

перспективе закон единой цены для торгуемых товаров выполняется. В долгосрочной перспективе наблюдается постепенное сближение цен неторгуемых товаров.

3.7. Модели отклонений от РРР

Технологический прогресс. Выше рассматривались модели, в которых для объяснения отклонений от паритета использовались только соотношения индексов цен и обменного курса. Далее будет обсуждаться долгосрочное влияние на реальный обменный курс фундаментальных факторов, таких как производительность труда, государственные расходы и процесс принятия фирмами стратегических решений о ценовой политике.

Среди большого числа моделей, пытающихся объяснить долгосрочные отклонения от паритета покупательной способности, самой популярной является модель, предложенная в работах (*Balassa, 1964; Samuelson, 1964*). Они установили, что после пересчета по номинальному обменному курсу уровни цен в богатых странах выше, чем в бедных, и что уровни цен в быстро развивающихся странах растут быстрее по сравнению с ценами в медленно развивающихся.

Обоснование, предложенное авторами, заключается в том, что технологический прогресс исторически шел быстрее в секторе торгуемых товаров, чем в секторе неторгуемых, и что это сильнее проявлялось в богатых странах. В результате уровни цен в богатых странах выше, чем в бедных. Суть этого процесса, по мнению авторов, в том, что по мере роста производительности труда в торговом секторе в стране повышаются зарплаты, в результате чего увеличиваются затраты на оплату труда в неторгуемом секторе. Это приводит к росту цен неторгуемых товаров по сравнению с ценами торгуемых товаров.

Следует отличать описанный выше эффект Баласса–Самуэльсона от эффекта Баумоля–Бовена. В работе (*Baumol, Bowen, 1966*) авторы предположили, что в сфере услуг производительность труда растет медленнее, чем в капиталоемких отраслях,

из-за чего также может наблюдаться увеличение цен при увеличении душевого выпуска¹⁸.

Для проверки своей модели (*Balassa, 1964*) искал линейную зависимость между реальным обменным курсом и величиной ВВП на душу населения, пересчитанной в долларах США по номинальному обменному курсу:

$$\frac{P}{SP^*} = \alpha + \beta \frac{GNP}{POP}. \quad (3.8)$$

Используя данные по 12 развитым странам за 1960 г., он оценивал регрессию (3.9) и получил значимые оценки. (*Officer, 1976*) показал, что этот результат в значительной степени зависит от того, какие страны включать в регрессию. Если включать в регрессию как очень богатые, так и очень бедные страны, то эта зависимость сильна, в то время как для стран с близкими доходами на душу населения значимой зависимости не наблюдается. Полученный результат согласуется с выводом о более быстрой сходимости к относительному паритету покупательной способности группы развитых стран, полученным в работе (*Taylor, 2000*) на основе анализа панели реальных обменных курсов. Этот феномен может объясняться более быстрой диффузией технологий между развитыми странами.

Впоследствии в работе (*Heston, Nuxoll, Summers, 1994*) авторы обратили внимание на то, что при исследовании зависимости отклонений от абсолютного паритета покупательной способности от уровня доходов необходимо сравнивать не номинальные, а реальные значения ВВП на душу населения с использованием PWT для сопоставления. Анализ полученных данных показал наличие огромной разницы между бедными и богатыми странами. Оказалось, что зависимость вида (3.8) наблюдается для всего мира в целом. Однако если разделить все страны по уровню доходов на две рав-

¹⁸ Основное отличие данного эффекта от эффекта Баласса–Самуэльсона состоит в том, что сектор услуг, хотя в значительной степени и пересекается с сектором неторгуемых товаров, не обязательно совпадает с ним, так же как и сектора капиталоемких отраслей и торгуемых товаров; из наличия эффекта Баумоля–Бовена не следует наличие эффекта Баласса–Самуэльсона и наоборот. Механизмы этих двух эффектов похожи.

ные группы, то внутри каждой из групп такой зависимости установить не удастся.

Проводились также оценки зависимости реального обменного курса от уровня дохода по временным рядам. В работе (*Hsieh, 1982*), используя данные по Японии и Германии за период с 1954 г. по 1976 г., автор получил значимую зависимость реального обменного курса от разности темпов роста производительности труда в различных секторах. В работе (*Martson, 1987*), используя данные о занятости за период с 1973 г. по 1983 г., автору удалось объяснить долгосрочное укрепление японской йены различиями в производительности труда торгуемого и неторгуемого секторов экономики.

Более поздние исследования, в частности (*Froot, Rogoff, 1991*) на данных по 22 странам ОЭСР за период с 1950 г. по 1989 г. и (*Asea, Mendoza, 1994*) на данных по 14 странам за период с 1975 г. по 1985 г., подтвердили наличие эффекта Баумоля–Бовена, но ничего не смогли сказать об эффекте Баласса–Самуэльсона. С одной стороны, была обнаружена значимая зависимость между реальным курсом и уровнем доходов. С другой стороны, колебания доходов объясняли лишь незначительную долю колебаний реального курса.

Необходимо подчеркнуть, что если в корзинах двух стран услуги имеют разный вес, то эффекта Баумоля–Бовена достаточно для существенных изменений уровня относительных цен. Хотя в небольшой открытой экономике с совершенной мобильностью капитала изменение спроса влияет лишь на структуру корзины, но никак не влияет на цены, этого оказывается вполне достаточно для изменения уровня цен. В этом случае для того чтобы теория PPP выполнялась, необходимо не только сближение уровней технологий, но и сближение предпочтений потребителей.

Прочие факторы. Как уже было отмечено в теоретической части, отличительной чертой модели Баласса–Самуэльсона является зависимость реального обменного курса только от факторов со стороны предложения. Но это верно при условии, что:

- страна с небольшой экономикой не может влиять на мировую ставку процента;
- верно предположение о совершенной мобильности капитала;

- трудовые ресурсы можно легко перемещать между секторами экономики;
- отдача от масштаба по капиталу и труду постоянна (производственная функция не содержит других факторов).

Если капитал и труд мобильны только в долгосрочной перспективе, то изменение спроса может приводить к изменению реального обменного курса. В работе (*Froot, Rogoff, 1991*) авторы показали, что увеличение государственных расходов в Италии в период с 1986 г. по 1991 г. способствовало увеличению спроса на неторгуемые товары, что привело к росту цен на них. Исследуя данные по 22 странам ОЭСР за период с 1950 г. по 1989 г., они также обнаружили значимое влияние темпов государственных расходов на реальный валютный курс, причем как для стран с фиксированным обменным курсом, так и для стран с плавающим обменным курсом. Хотя со временем влияние фискальной политики ослабевает, характерное время этого процесса, согласно их оценкам, составляет не менее 5 лет. В работе (*Rogoff, 1992*) автор показал также, что временные шоки со стороны спроса влияют на реальный обменный курс, но если включить в модель цены на нефть, то это влияние значительно ослабевает.

В более обширном исследовании (*De Gregorio, Giovannini, Wolf, 1994*) на основании панели годовых данных по 20 секторам экономики для 14 европейских стран за период с 1971 г. по 1985 г. изучалось влияние разницы в темпах роста производительности, реальных доходов и государственных расходов на отношение цен торгуемых и неторгуемых товаров. При этом оценивалось уравнение (3.9):

$$(p^N - p^T)_{i,t} = \alpha_i + \beta \left[\frac{\theta^N}{\theta^T} a^T - a^N \right]_{i,t} + \gamma g_{i,t} + \eta y_{i,t}. \quad (3.9)$$

Все объясняющие переменные оказались значимыми и имели предсказанный теорией знак. Усредняя данные за соседние годы, авторы показали, однако, что с ростом рассматриваемых интервалов времени влияние государственных расходов значительно уменьшается. Это свидетельствует о том, что факторы со стороны спроса оказывают влияние только в краткосрочной перспективе.

В другой работе (*De Gregorio, Wolf, 1994*) авторы попытались учесть такой фактор, как «условия торговли». В качестве характе-

ристики условий торговли они использовали разницу между ценами экспорта и ценами импорта. Главным результатом работы стало то, что при включении в регрессию «условий торговли» переменная дохода переставала играть роль. Поэтому можно считать переменные дохода прокси-переменными для «условий торговли».

Кроме факторов, способствующих отклонению от закона единой цены для неторгуемых товаров, необходимо сказать здесь и о причинах отклонений цен торгуемых товаров. Эмпирические исследования (*Isard, 1977; Giovannini, 1988; Engel, 1993*) показывают, что отклонения от закона единой цены торгуемых товаров в краткосрочной перспективе встречаются на практике, и что их направление и величина сильно коррелированы с номинальным обменным курсом. Одно из наиболее правдоподобных объяснений этого факта – жесткость цен, вызванная, например, издержками по доведению новой цены до сведения покупателей (*menu costs*).

Другое объяснение дает теория «pricing-to-market», описанная в работах (*Krugman, 1987; Dornbusch, 1987*). Согласно этой теории, если рынки сегментированы и производители имеют рыночную власть, то возможно установление ими разных цен при экспорте одного и того же товара в разные страны. Это является следствием того, что если нет достаточно близких заменителей, то компании имеют эксклюзивные права на дистрибуцию своего товара. Поэтому возможности для арбитража не возникают. Модель Кругмана–Дорнбуша предполагает, что в краткосрочной перспективе фирмы устанавливают номинальные цены, изменение которых при каждом экзогенном изменении номинального обменного курса является слишком расточительным. Таким образом, жесткость номинальных цен транслирует монетарные шоки из одних стран в другие. Точно такой же результат получится (см. *Kasa, 1992*), если предположить, что покупатель несет издержки, когда он вынужден переключаться на потребление товара-заменителя.

В работах (*Knetter, 1989; 1993*) автор обнаружил, что эффект pricing-to-market сильнее выражен у немецких и японских производителей, чем у американских фирм. (*Rangan, Lawrence, 1993*) склонны объяснять этот феномен наличием у американских фирм развитой дилерской сети в других странах, которая и занимается ценовой дискриминацией на местном уровне. (*Ghost, Wolf, 1994*)

попытались выяснить, что же в большей степени является причиной отклонений: ценовая дискриминация или издержки меню. По мнению авторов, корреляция между изменениями цен и запаздывающими значениями обменного курса указывает на то, что цена «Смены этикеток» все же является одной из главных причин отклонений.

* * *

Перечислим основные результаты зарубежных эмпирических исследований теории PPP:

1. Гипотеза о выполнении абсолютного паритета покупательной способности отвергается.
2. Гипотеза о выполнении относительного паритета покупательной способности не отвергается в долгосрочной перспективе.
3. Краткосрочные отклонения от относительного PPP объясняются шоками ожиданий на валютном рынке и жесткостью номинальных цен, связанной с издержками по их изменению, наличием торговых барьеров и несовершенной конкуренцией.
4. Время полувозврата реального обменного курса для развитых стран составляет 3–5 лет.
5. На долгосрочные отклонения от абсолютного паритета покупательной способности значимое влияние оказывают реальные переменные: различия в темпах роста совокупной факторной производительности торгуемого и неторгуемого секторов, реальные доходы на душу населения, колебания спроса на товары со стороны государства и другие факторы.

Международные рынки товаров, хотя и становятся все более интегрированными, по-прежнему остаются в значительной степени сегментированными и характеризуются заметными отклонениями от закона единой цены. Это может быть обусловлено транспортными издержками, регулируемыми тарифами, номинальной жесткостью цен, ценовой дискриминацией, информационными издержками или недостаточной мобильностью рабочей силы. В результате этих издержек наблюдаются значительные интервалы, в рамках которых номинальные обменные курсы могут свободно изменяться, не приводя к немедленным ответным изменениям со стороны относительных цен.

В долгосрочной перспективе теория паритета покупательной способности выполняется, и главным предметом зарубежных исследований постепенно становится выявление факторов, определяющих скорость сходимости к паритету, а также моделирование шоков реального обменного курса.

4. Эмпирический анализ и проверка гипотез о выполнении PPP для российской экономики 1992–2004 гг.

В рассмотренных выше работах проверке на соответствие теории паритета покупательной способности подвергались экономики развитых стабильных стран. В России же в течение большого периода реформ была высокая инфляция и значительные колебания номинального обменного курса, происходили заметные структурные изменения в производстве: спад совокупной факторной производительности первой половины 1990-х годов сменился быстрым ростом в последние 5 лет, наблюдалось существенное изменение структуры внешней торговли. Интенсивные процессы импортозамещения после финансового кризиса 1998 г. в последние годы сменились ростом экспорта, чему в большой мере способствовали рост цен на нефть и увеличение производительности труда в промышленности.

Условия высокой инфляции облегчают проверку теории PPP (см., например, *Frenkel, 1978*), однако, в отличие от развитых стран Запада, для России недоступны длинные временные ряды. В лучшем случае имеются около 150 точек месячных данных за период 1992–2004 гг. Использование более ранней статистики, как правило, невозможно из-за несопоставимости большинства статистических данных, поэтому многие тесты на стационарность могут оказаться недостаточно мощными для отвержения гипотезы о случайном блуждании.

Следует отметить, что интерес к проблеме проверки теории паритета покупательной способности в России довольно велик. Существует большое количество работ, посвященных моделированию динамики реального обменного курса. Например, в работе (*Spatafora, Stavrev, 2003*) исследуется зависимость реального эффективного обменного курса от различных фундаментальных переменных. В результате получена значимая зависимость между реальным обменным курсом, ценами на нефть, использовавшимися в качестве прокси-переменной для условий торговли, и производительностью труда. В частности, рост цен на нефть и улучшение

ние условий торговли, согласно их расчетам, способствуют укреплению реального курса рубля.

Еще одна работа (*Глущенко, 2002*) посвящена исследованию степени интегрированности российского экономического пространства. По существу, в ней подвергается проверке закон единой цены для различных регионов России. Эмпирические оценки, полученные автором, свидетельствуют о зависимости разницы цен в различных регионах от разницы средних доходов, а также от расстояния между регионами. Этот результат соответствует логике двухсекторной модели и хорошо согласуется с аналогичными зарубежными исследованиями, однако не позволяет судить о степени влияния на разницу цен факта пересечения товаром границы России.

Ниже сделана попытка проверить выполнение относительного паритета покупательной способности для России в долгосрочной перспективе, а также оценить влияние на волатильность отклонений от паритета покупательной способности различных факторов, таких как совокупная факторная производительность, торговые барьеры, политика Центрального Банка и др.

4.1. Тесты первой стадии

Курсовая политика Центрального Банка России претерпевала довольно значительные изменения на протяжении рассматриваемого периода времени (1992–2004 гг.). Как и в большинстве зарубежных работ (см., например, *Taylor, 2000*), в данном исследовании основное внимание сосредоточено на проверке выполнения теории паритета покупательной способности в долгосрочной перспективе и оценке времени полувозврата, которая составляет обычно несколько лет. Это делает нецелесообразным разбиение рассматриваемого короткого интервала времени на подпериоды. Поэтому мы не будем отличать шоки, возникшие в результате действий Центрального Банка, от других номинальных шоков.

Инфляция в России в течение переходного периода была довольно значительной, что дает основания для проведения тестов PPP первой стадии путем оценивания уравнения (3.1), а также обратной регрессии (более подробно см. в Приложении 1):

$$s_t = -0.62 + 0.79(p_t - p_t^*) + \varepsilon_t; \quad (4.1)$$

$$(6.7) \quad (53) \quad \tau = -1.97(0.047)$$

$$p_t - p_t^* = 1.0 + 1.21s_t + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

$$(10.3) \quad (53) \quad \tau = -1.99(0.044),$$

где s_t – логарифм обменного курса; p_t – логарифм индекса цен в России; p_t^* – логарифм индекса цен в США.

В скобках под коэффициентами приведены значения t -статистик. Затем приведено значение тау-статистики, полученное при проверке на стационарность остатков регрессии с помощью теста Дикки–Фуллера, в скобках приведено p -value статистики.

Как видно из результатов оценок, полученные коэффициенты (0,79 и 1,21 соответственно) отображают взаимные зависимости цен и обменного курса. Тот факт, что в первом случае коэффициент пропорциональности меньше единицы, а во втором – больше, может быть результатом смещения (см. работу *Krugman, 1978*), которое возникает в случае гибких цен и политики Центрального Банка по сглаживанию реальных шоков. Остатки регрессии стационарны, что говорит о соответствии результатов оценивания теории.

Аналогичные результаты получаются, если в модель (3.1) подставить запаздывающие значения цен и номинального обменного курса, – коэффициенты при соответствующих показателях, а также их запаздывающих значениях оказываются близкими к 1.

Далее, для того чтобы проверить корректность полученных результатов, необходимо выполнить тесты второй стадии – проверку исследуемых рядов на стационарность¹⁹.

4.2. Тесты на стационарность

В *табл. 4.1* приведены результаты тестирования на стационарность логарифмов индексов цен, а также номинального и реальных обменных курсов. Эти результаты указывают на то, что реальный

¹⁹ Тесты на стационарность должны выполняться на одном из первых шагов, однако в данной работе для сравнения мы рассматриваем тесты различных стадий в том историческом порядке, в котором эволюционировали эмпирические методы проверки теории PPP, с целью продемонстрировать результаты проверки теории PPP с использованием различных методов.

эффективный обменный курс является стационарным. Время его полувозврата составляет 22 месяца (корень характеристического уравнения равен 0,97), что чрезвычайно мало по сравнению с развитыми странами и свидетельствует о быстром уменьшении влияния возникающих шоков. Этот факт скорее всего объясняется высокими средними темпами инфляции, в условиях которых экономические агенты чаще пересматривают инфляционные ожидания, быстрее реагируя на различные краткосрочные шоки.

Таблица 4.1

Результаты тестирования рядов на стационарность

	ADF	P-value	DF-GLS	Phillips-Perron	KPSS	ERS	Ng-Perron
<i>P</i>	+ (-4,95) [']	0,0001	-	+	-	-	-
<i>p</i> [*]	+ (-3,27) ^{''}	0,0764	+	-	-	-	-
<i>P-p</i> [*]	+ (-4,95) [']	0,0001	-	+	-	-	-
<i>S</i>	+ (-4,23) [']	0,0009	-	+	-	-	-
<i>REER</i>	+ (-2,075)	0,0368	-	+	-	-	-
<i>REER</i>	+ (-2,116)	0,0335	+	+	+	+	+

Примечание. «+» – результаты тестов указывают на стационарность ряда; «'» – оценивалась спецификация уравнения только с константой; «''» – оценивалась спецификация уравнения с константой и линейным трендом.

Из табл. 4.1, однако, не ясно, являются ли остальные временные ряды стационарными. Считающийся обычно недостаточно мощным тест Дикки-Фуллера отвергает гипотезу о наличии единичного корня в большинстве рассматриваемых рядов, в то время как по результатам теста KPSS следует предпочесть модель случайного блуждания. Это может быть связано, согласно результатам работы (Aizenman, 1984), с существованием интервала значений, в котором шоки номинального обменного курса не вызывают мгновенной реакции со стороны относительных цен. Тогда внутри этого интервала номинальный обменный курс является процессом случайного блуждания, а как только выходит за границу интервала, процессы арбитража возвращают его обратно.

Соответственно, если результаты тестов указывают на стационарность используемых рядов, можно говорить о том, что результаты регрессий (4.1–4.2) корректны и относительный паритет покупательной способности выполняется в среднесрочной перспективе. Если ряды нестационарны, необходимо выполнить поиск ко-

интеграционного соотношения (в случае если оно не будет найдено – строить модель в приростах).

4.3. Тесты на коинтеграцию

Результаты теста на коинтеграцию (оценка векторной модели коррекции ошибок) дают следующие стационарные линейные комбинации (более подробно см. Приложение 2):

$$\begin{array}{ccccccc}
 p_t + 5.18p_t^* - 1.08s_t & (p_t - p_t^*) - 0.63s_t & & p_t - 0.96s_t & & & (4.3) \\
 (2.3) & (8.9) & (6.4) & (6,67) & & &
 \end{array}$$

Мы видим, что коэффициент при ценах за рубежом в первой модели (модели без ограничений) имеет знак, противоположный предсказываемому теорией. Попытаемся интерпретировать полученные линейные комбинации. Согласно модели Тейлора коэффициенты в линейной комбинации определяются по формулам (1.8). Коэффициент φ , характеризующий средний коэффициент пропорциональности между процентными изменениями цен торгуемых и неторгуемых товаров, определяется согласно модели Баласса–Самуэльсона различиями в совокупных факторных производительностях в секторах торгуемых товаров двух стран. Линейные комбинации (4.3) являются свидетельством в пользу теории паритета покупательной способности даже в случае нестационарности исследуемых рядов. Отметим особенность полученного результата: тесты причинности Грейнджера указывают на то, что во второй и третьей линейных комбинациях (4.3) номинальный обменный курс является экзогенной переменной, а цены – эндогенной. Отсюда следует вывод о том, что на величину коэффициентов 0,63 и 0,96 существенно влияет эффект переноса обменного курса в цены товаров и услуг (см., например, *Goldberg, Knetter, 1997*).

Перенос обменного курса в цены, т.е. изменение потребительских цен при колебаниях обменного курса, может быть достаточно сильным в развивающихся странах. Если значительную часть потребительской корзины составляют импортируемые товары²⁰, то

²⁰ В России, по данным Росстата, доля импорта в структуре потребления в большей части рассматриваемого периода времени колебалась в интервале 30–50%, и лишь

рост номинального обменного курса приведет к росту рублевых цен импортируемых товаров, что в свою очередь повлечет рост индекса потребительских цен. Поскольку в течение рассматриваемого периода времени объем импорта не превышал половины объема конечного потребления, величина коэффициентов не может быть объяснена только переносом обменного курса, что указывает на действие и других механизмов, связывающих цены и обменный курс, в частности, увеличения внутренних цен при росте мировых цен на экспортируемые товары, монетарных факторов, эффекта Баласса–Самуэльсона и других причин.

Таким образом, полученные результаты указывают на выполнение относительного паритета покупательной способности для российской экономики в долгосрочной перспективе, но, как и ожидалось, обнаружены значительные краткосрочные колебания реального обменного курса вокруг равновесного уровня.

Ниже делается попытка определить степень влияния на волатильность реального обменного курса в среднесрочной перспективе различных факторов, таких как цены торгуемых и неторгуемых товаров, а также рост совокупной факторной производительности.

4.4. Включение в модель цен торгуемых и неторгуемых товаров

Начнем с исследования влияния различий в динамике цен торгуемых и неторгуемых товаров. Следуя методике (*Engel, 1993*), используя уравнение (1.5), можно получить:

$$q_t = (s_t - p_t^T - p_t^{T*}) + (\gamma - 1)(p_t^T - p_t^N) + (\gamma^* - 1)(p_t^{T*} + p_t^{N*}).$$

Из всех этих величин нам доступны только данные по реальному обменному курсу и российским ценам торгуемых и неторгуемых товаров, да и те с годовой периодичностью (8 точек). Оставляя в выражении только доступные нам ряды, приходим к регрессии:

$$(q_t - s_t - p_t^T) = (\gamma - 1)(p_t^T - p_t^N) + \varepsilon_t. \quad (4.4)$$

в последние годы импорт стал замещаться товарами отечественного производства. В результате в последние 2–3 года эта величина составила около 25%.

Оценивание уравнения по методу наименьших квадратов (см. Приложение 3) дает значимую оценку коэффициента около 4,5. Небольшая длина ряда (годовые данные) не позволяет обнаружить и произвести коррекцию модели на автокорреляцию и гетероскедастичность. Полученное значение коэффициента не укладывается в рамки модели Тейлора, согласно которой оно должно характеризовать долю торгуемых товаров в потребительской корзине. Это может быть следствием небольшого количества точек, погрешностей способа построения индекса цен торгуемых товаров или высокой корреляции чрезвычайно волатильного номинального обменного курса с ценами торгуемых товаров, что, в свою очередь, может быть результатом эффекта переноса обменного курса в цены, т.е. увеличения общего уровня цен из-за роста цен на импортные товары при увеличении обменного курса.

4.5. Проверка гипотезы Баласса–Самуэльсона

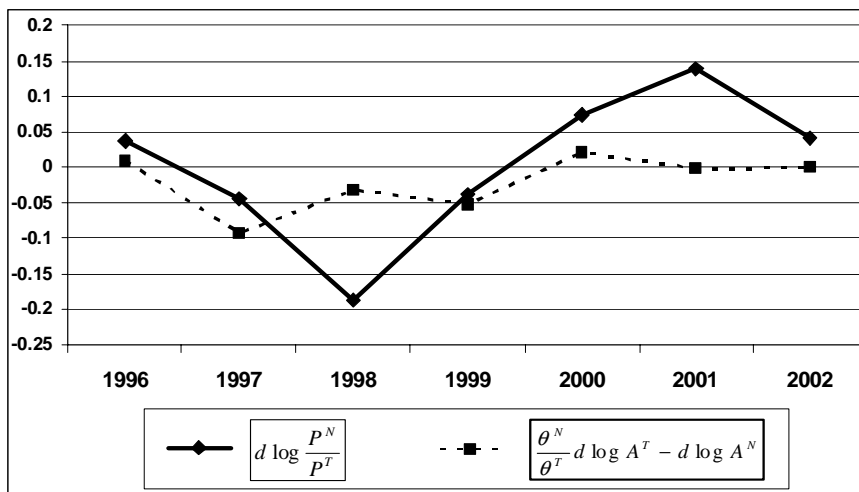
Как уже отмечалось, равное увеличение производительности в обоих секторах не должно приводить к увеличению относительных цен неторгуемых товаров по сравнению с ценами торгуемых товаров. Гипотеза Баласса–Самуэльсона говорит о том, что больший рост производительности в одном секторе по сравнению с другим должен приводить к этому. Для проверки такой гипотезы оценим уравнение (4.5) на основе данных о совокупной факторной производительности в двух секторах, а также индекса отношения цен торгуемых товаров к ценам неторгуемых товаров:

$$(p^N - p^T)_t = \alpha + \beta \cdot \left[\frac{\theta^N}{\theta^T} a^T - a^N \right]_t. \quad (4.5)$$

Все коэффициенты оказываются незначимыми, что может быть следствием недостаточного количества данных (оценка проводилась на годовых данных, поэтому полученные результаты являются достаточно условными).

Учитывая сложности с получением такого рода данных, попытаемся все же проверить для российской экономики гипотезу Баласса–Самуэльсона о том, что колебания относительных цен торгуемых и неторгуемых товаров обусловлены различиями в росте совокупной факторной производительности двух секторов. Для этого

построим отдельно приращения левой и правой части приведенного уравнения (4.5), см. рис. 4.1.



Источник: Росстат; Бессонов (2002); расчеты автора.

Рис. 4.1. Приращения левой и правой части уравнения (4.6)

Периоды отрицательных и положительных значений обеих частей уравнения совпадают. Это означает, что снижение совокупной факторной производительности торгуемых товаров по сравнению с неторгуемыми товарами сопровождалось снижением их относительных цен.

Корреляция двух частей равенства составляет 0,56, что свидетельствует в пользу гипотезы Баласса–Самуэльсона. Ограниченность выборки, небольшое количество точек и высокая погрешность измерения исходных данных не позволяют построить более точную эмпирическую модель зависимости относительных цен и совокупной факторной производительности.

Как уже отмечалось, в координатах цен и доходов на душу населения Россия движется параллельно общемировой линии тренда, предсказываемой моделью Баласса–Самуэльсона (см. уравнение 1.14). Принимая среднемировой коэффициент наклона, можно оп-

ределить более точно свободный член зависимости для каждого из периодов 1991–1994 гг. и 1999–2003 гг. (см. рис. 4.2).

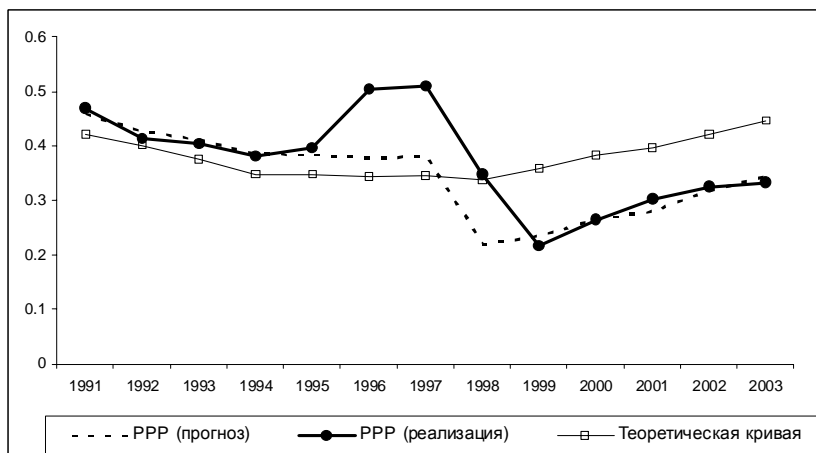
Равновесные зависимости выглядят следующим образом:

$$\frac{Y}{L} = 27,8 * \frac{P}{EP*} - 0,6 \quad (\text{Россия 1991–1994 гг.})$$

$$\frac{Y}{L} = 27,8 * \frac{P}{EP*} - 5,0 \quad (\text{Россия 1999–2003 гг.})$$

$$\frac{Y}{L} = 27,8 * \frac{P}{EP*} - 3,9 \quad (\text{среднемировая})$$

На их основе можно рассчитать равновесные положения отношения цен для каждого года и сравнить их с действительно наблюдавшимися значениями (см. рис. 4.2). Видно, что значительные отклонения от прогноза возникали только в период с 1996 по 1998 г. Это связано скорее всего с политикой фиксированного валютного курса, проводимой Центральным Банком. После валютного кризиса 1998 г. отношение цен приблизилось к своему новому равновесному значению.



Источник: Всемирный банк; расчеты автора.

Рис. 4.2. Равновесные траектории движения российской экономики, сравнение относительных цен с равновесной траекторией

Полученную зависимость можно попытаться переформулировать в терминах темпов роста с тем, чтобы она стала пригодной для прогнозирования:

$$g - n + e + \pi^* = \pi - e - \pi^* \quad \text{или} \quad g + \pi - n = 2(\pi - e - \pi^*), \quad (4.6)$$

где g – темпы роста реальных доходов населения; π – темпы инфляции; π^* – средние темпы инфляции за рубежом; n – темп прироста численности населения; e – темп обесценения номинального курса рубля к корзине валют.

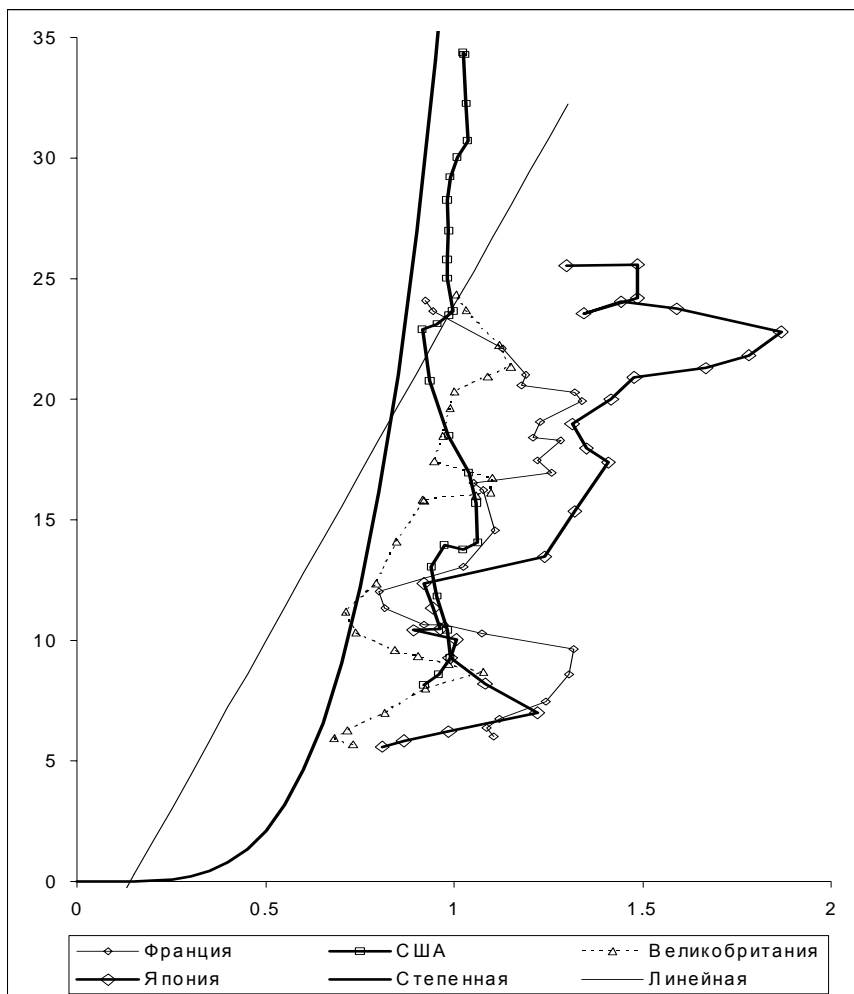
Уравнение (4.6) содержит две переменные: уровень инфляции и темп роста номинального обменного курса; соответственно данное уравнение может быть использовано для оценки влияния монетарной политики на валютную и наоборот:

$$\pi = g - n + 2e + 2\pi^* \quad \text{или} \quad e = \frac{\pi - g + n}{2} - \pi^*. \quad (4.7)$$

Приведем простейший пример применения соотношения (4.7) для оценки последствий деятельности государственных регулирующих органов.

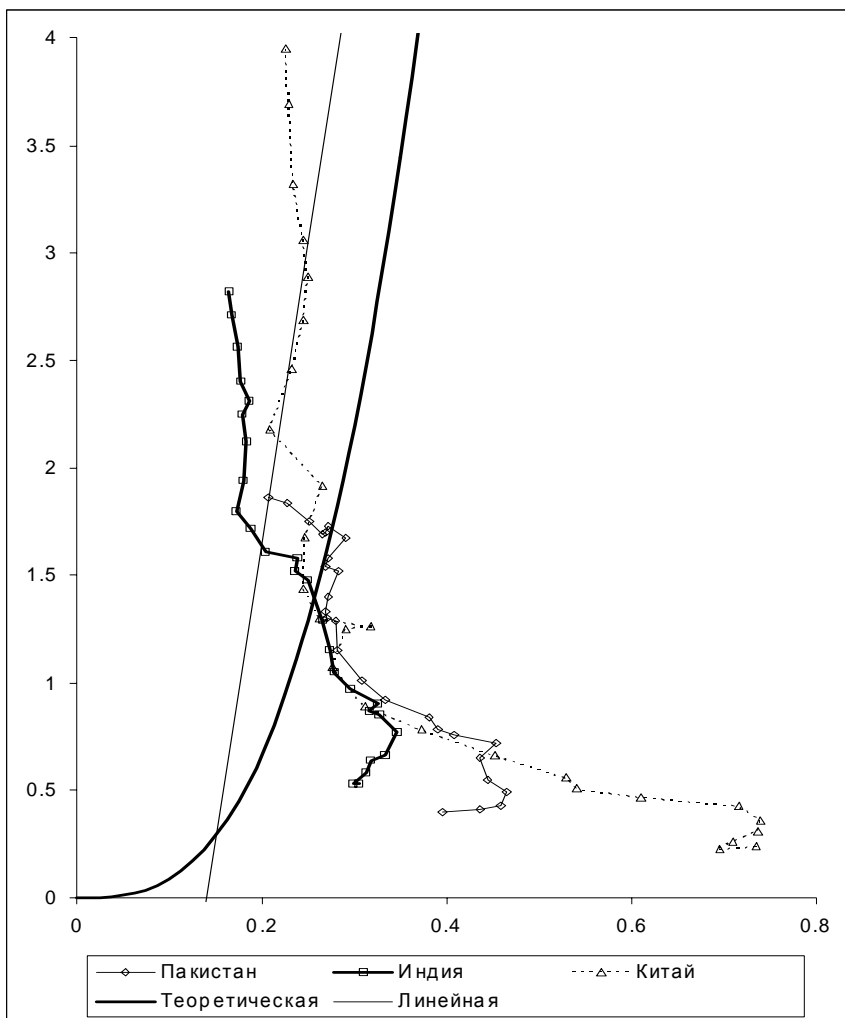
Согласно официальным прогнозам на 2004 г. (по состоянию на июнь 2004 г.) реальный рост валового внутреннего продукта в этом году должен был составить около 6,6%, темп инфляции не должен был превысить 11 процентных пунктов, а инфляция за рубежом должна была составить около 2%. Согласно уравнению (4.7) это означает, что укрепление номинального обменного курса рубля относительно корзины валют не превысит 1%, а реальный обменный курс укрепится примерно на 7–8 процентных пунктов. Это довольно хорошо согласуется с прогнозом Минэкономразвития России на 2004 г. При подстановке предварительных данных за 2004 г. о росте ВВП на 6,9%, инфляции в 11,7% и сокращении численности населения на 0,6% получится номинальное укрепление рубля относительно корзины валют на 0,1%, что в целом соответствует фактическому укреплению рубля по отношению к корзине валют стран – торговых партнеров.

Полученные результаты достаточно хорошо соответствуют и результатам среднесрочного прогноза.



Источник: Всемирный банк; расчеты автора.

Рис. 4.3. Различия между линейным и степенным приближением для развитых стран (по вертикальной оси – доход на душу населения, тыс. долл., по горизонтальной оси – PPP относительно цен США), по данным за 1975–2001 гг.



Источник: Всемирный банк; расчеты автора.

Рис. 4.4. Сходство линейного и степенного приближения для развивающихся стран (по вертикальной оси – доход на душу населения, тыс. долл., по горизонтальной оси – PPP относительно цен США), по данным за 1975–2001 гг.

При использовании полученных результатов для целей анализа и прогнозирования необходимо учитывать несколько обстоятельств. Во-первых, они справедливы только в том случае, если торговые барьеры не будут слишком трансформироваться, а также если не произойдет существенного изменения уровня инфляции и процентной ставки в развитых странах. На наблюдавшемся в 1998 г. параллельном сдвиге полученной зависимости не в последнюю очередь сказалось довольно существенное повышение средних ввозных пошлин на иностранные товары, которое и должно привести согласно модели к сдвигу кривой влево.

Во-вторых, зависимость является линейной лишь в первом приближении, и по мере роста реальных доходов населения ее наклон может постепенно меняться. Хорошей иллюстрацией этого являются *рис. 4.3* и *4.4*, на которых изображено движение в координатах цен и реальных доходов соответственно развитых стран и развивающихся в период с 1975 г. по 2001 г. Видно, что вблизи начала координат линейное приближение работает хорошо, в то время как по мере увеличения доходов и роста цен наклон степенной кривой довольно сильно отличается от наклона линейной аппроксимации.

Результатом проведенного в настоящем подразделе анализа можно считать вывод о наличии и для России зависимости между реальными доходами и относительным уровнем цен. Есть основания утверждать, что присутствующие отклонения от абсолютного паритета покупательной способности объясняются разницей в темпах изменения совокупной факторной производительности в секторах торгуемых и неторгуемых товаров. Иначе говоря, причиной зависимости уровня цен от доходов в России с большой долей вероятности является эффект Баласса–Самуэльсона. В среднесрочной перспективе на реальный обменный курс воздействуют такие факторы, как торговые барьеры, препятствующие быстрому выравниванию цен, условия торговли, а также цены на нефть, которые стимулируют внутренний спрос на неторгуемые товары.

4.6. Оценивание модели для стран – республик бывшего СССР

Попробуем теперь применить панельные тесты на стационарность, описанные в разделе 3, к данным об обменных курсах валют

и индексах потребительских цен по странам СНГ. Для расчетов будем использовать месячные данные за период с октября 1995 г. по май 2001 г. об уровнях цен и обменных курсах, выраженных в единицах местной валюты за доллар США, по 12 странам: Армении, Азербайджану, Беларуси, Эстонии, Грузии, Казахстану, Киргизии, Латвии, Литве, Молдове, России и Украине. Как было отмечено выше, при рассмотрении данных по перечисленным странам основной целью исследования была проверка выполнения гипотез PPP в долгосрочной перспективе, поэтому при анализе специально не рассматривались подпериоды проведения различной валютной политики: оценки проводились на всем периоде. Панельные тесты на стационарность (см. Приложение 5) указывают в пользу гипотезы о выполнении относительного паритета покупательной способности:

$$\Delta(p_t - s_t)_i = \alpha + \beta(p_{t-1} - s_{t-1})_i + \phi\Delta(p_{t-1} - s_{t-1})_i + \varepsilon_t, \quad (4.8)$$

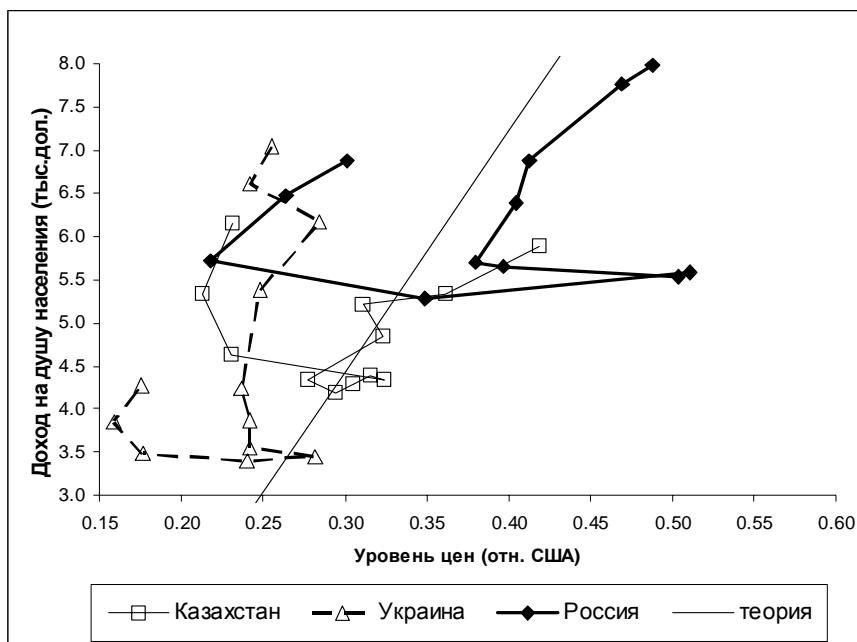
$$\Delta(p_t - s_t)_i = -0.0054 - 0.022(p_{t-1} - s_{t-1})_i + 0.23\Delta(p_{t-1} - s_{t-1})_i + \varepsilon_t$$

Коэффициент $1 + \beta$ в уравнении (4.8) составляет 0,978, соответствуя среднему времени полувозврата примерно в 31 месяц, что значительно меньше, чем для развитых стран. В большинстве стран бывшего СССР в течение рассматриваемого периода времени инфляция была довольно высока по сравнению с развитыми странами, что соответствует меньшему времени полувозврата в панели в целом, чем результаты оценок для развитых стран. Сравнение значения времени полувозврата для панели стран со значением для России показывает, что для бывших республик СССР время полувозврата несколько выше, чем для России, что указывает на более интенсивную торговлю России с развитыми странами по сравнению с другими бывшими республиками.

Таким образом, краткосрочная динамика позволяет утверждать, что относительный паритет покупательной способности выполняется не только для России в отдельности, но и для группы из 12 стран бывшего СССР.

Если посмотреть (см. Приложение 6) на графики движения каждой из стран в координатах уровней цен и реальных доходов на душу населения, то можно заметить, что для большинства стран динамика довольно сильно напоминает динамику, наблюдающуюся

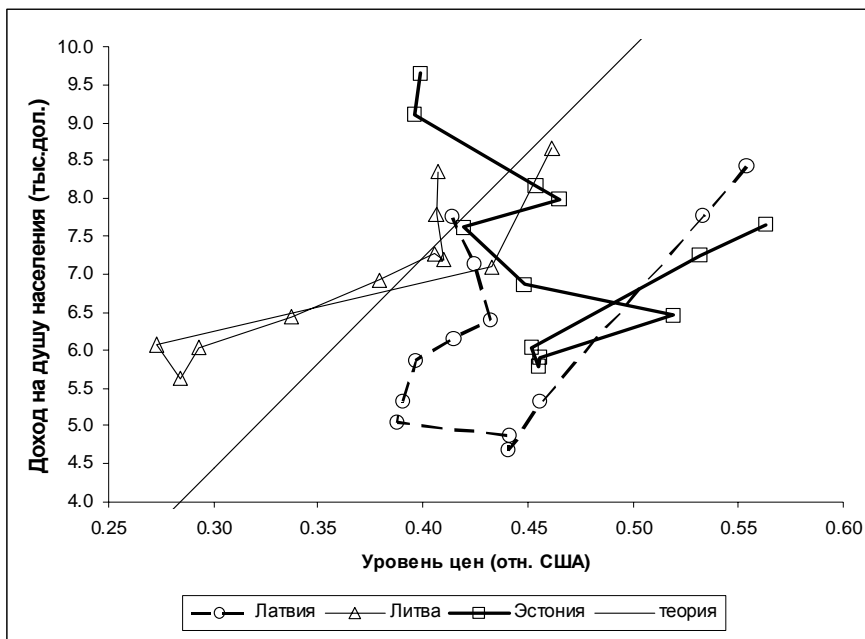
ся для России. В качестве наглядной иллюстрации построим графики движения в этих координатах для России, Украины и Казахстана на одном рисунке (см. рис. 4.5).



Источник: Всемирный банк; расчеты автора.

Рис. 4.5. Динамика дохода на душу населения и PPP относительно цен США в России, Украине и Казахстане за 1990–2001 гг.

Для этих 3 стран наблюдается движение вдоль наклонной кривой до 1996 г., затем резкое отклонение вправо. Вслед за этим следует движение влево после кризиса 1998 г. с последующим параллельным сдвигом равновесной кривой. График наглядно свидетельствует о выполнении для некоторых стран бывшего СССР тех же закономерностей, что были обнаружены нами для России. Похожая ситуация наблюдается для Латвии, Литвы и Эстонии, движение которых в координатах цен и доходов изображено на рис. 4.6.



Источник: Всемирный банк; расчеты автора.

Рис. 4.6. Динамика дохода на душу населения и PPP относительно цен США в Латвии, Литве и Эстонии за 1990–2001 гг.

Таким образом, закономерности, полученные для России, не являются специфической особенностью ее экономики, а выполняются в общих чертах и для исторически схожих с Россией стран бывшего СССР. При этом указанные закономерности, по-видимому, имеют общие черты и могут быть уточнены для отдельных групп стран в зависимости от объемов их внешней торговли.

Основные результаты исследования и выводы

Проведенное исследование включает в себя обзор и анализ основных определений и базовых гипотез теории паритета покупательной способности, а также их модификации, обсуждение и моделирование отклонений обменного курса от паритета покупательной способности. Рассмотрены основные причины, приводящие к отклонениям как в краткосрочной, так и в долгосрочной перспективе, описаны основные механизмы влияния монетарных и реальных факторов, а также возможные механизмы возврата к паритету покупательной способности в кратко-, средне- и долгосрочной перспективе.

Во втором разделе работы были подробно описаны источники и качество доступных российских данных, обсуждены способы построения на их основе различных показателей, необходимых для проверки теории паритета покупательной способности. Графический анализ показал, что для измерения динамики относительных цен необходимо комбинировать данные об отношении цен в разных странах, полученные в рамках программы международных сопоставлений, и индексы реального обменного курса.

Третья часть работы содержит обзор и анализ литературы, посвященной эмпирической проверке теории паритета покупательной способности и моделированию отклонений реального обменного курса от паритета, в частности влияния на получаемые результаты используемой выборки и применяемых эмпирических методов.

Выделены следующие 4 стадии проверки теории паритета покупательной способности в зависимости от используемых эмпирических методов:

1. Линейные регрессии разности темпов инфляции и темпа обесценения номинального обменного курса.
2. Тесты на стационарность реального обменного курса.
3. Тесты на коинтеграцию между темпами инфляции и темпом обесценения номинального обменного курса.
4. Тесты на стационарность панели реальных обменных курсов.

В целом результаты эмпирических работ указывают на выполнение для большинства развитых стран относительного паритета

покупательной способности с временем полувозврата реального обменного курса в интервале от 3 до 5 лет.

Подробный анализ эмпирических методов и установленных закономерностей позволил перейти непосредственно к эмпирической проверке гипотез для России. Учитывая специфику России как открытой переходной экономики с высокой инфляцией, были сформулированы основные гипотезы о том, что долгосрочная динамика реального курса рубля должна в большей степени зависеть от реальных переменных, а краткосрочные отклонения от относительного паритета должны сглаживаться быстрее, чем в развитых странах.

В результате эмпирической проверки теории PPP на российских месячных данных установлена связь между индексами цен и номинальным обменным курсом. Результаты оценок говорят в пользу гипотезы о выполнении относительного паритета покупательной способности в долгосрочной перспективе. Время полувозврата оценено в 22 месяца. Результаты тестов также указывают на выполнения гипотезы Баласса–Самуэльсона, объясняющей долгосрочные отклонения от абсолютного паритета покупательной способности разницей в темпах изменения совокупной факторной производительности в секторах торгуемых и неторгуемых товаров.

Применение панельных методов анализа к данным по странам бывшего СССР указывает на выполнение относительного паритета покупательной способности и для этой группы стран. Полученное время полувозврата меньше среднемирового значения, но больше соответствующего показателя, полученного отдельно для России. Это свидетельствует о том, что Россия в большей степени интегрирована со своими торговыми партнерами – развитыми странами.

Большой интерес для дальнейших исследований теории PPP представляет моделирование краткосрочной динамики. В качестве объясняющих переменных могут выступать различные факторы, такие как цены на нефть, государственные расходы и др.

Приложения

Приложение 1. Результаты тестов первой стадии

$$\text{Модель: } s_t = \alpha + \beta(p_t - p_t^*) + \varepsilon_t$$

Зависимая переменная: логарифм обменного курса

Период времени: январь 1992 г. – август 2003 г.

Количество наблюдений: 140

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	P-значение
Константа	-0,618655	0,092066	-6,719723	0,0000
Логарифм отношения цен	0,791120	0,014753	53,62534	0,0000
R^2	0,954209			

Проверка остатка на стационарность

Нулевая гипотеза: остаток содержит единичный корень

Количество лагов: 1

	Уровень значимости	t-статистика	P-value
Статистика ADF		-1,974538	0,0466
Критические значения:	1%	-2,581827	
	5%	-1,943157	
	10%	-1,615178	

$$\text{Модель: } p_t - p_t^* = \alpha + \beta s_t + \varepsilon_t$$

Зависимая переменная: логарифм отношения цен

Период времени: январь 1992 г. – август 2003 г.

Количество наблюдений: 140

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	P-value
Константа	1,017370	0,098239	10,35613	0,0000
Логарифм обменного курса	1,206150	0,022492	53,62534	0,0000
R^2	0,954209			

Проверка остатка на стационарность

Нулевая гипотеза: остаток содержит единичный корень

Количество лагов: 1

	Уровень значимости	t-статистика	P-value
Статистика ADF		-1,995297	0,0444
Критические значения:	1%	-2,581827	
	5%	-1,943157	
	10%	-1,615178	

$$\text{Модель: } s_t = \alpha + \beta(p_t - p_t^*) - \delta(p_{t-1} - p_{t-1}^*) + \varphi s_{t-1} - \phi s_{t-2} + \varepsilon_t$$

Зависимая переменная: логарифм обменного курса

Период времени: январь 1992 г. – август 2003 г.

Количество наблюдений: 140

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	P-value
Константа	-0,118183	0,054185	-2,181110	0,0309
Логарифм отношения цен	0,994097	0,177905	5,587803	0,0000
Первый лаг логарифма отношения цен	-0,940894	0,167268	-5,625070	0,0000
Первый лаг логарифма обменного курса	1,147998	0,072982	15,72978	0,0000
Второй лаг логарифма обменного курса	-0,201385	0,073682	-2,733147	0,0071
R^2	0,997258			

Проверка остатка на стационарность

Нулевая гипотеза: остаток содержит единичный корень

Количество лагов: 1

	Уровень значимости	t-статистика	P-value
Статистика ADF		-9,394659	0,0000
Критические значения:	1%	-2,581951	
	5%	-1,943175	
	10%	-1,615168	

Приложение 2. Результаты поиска коинтеграционных соотношений

$$\text{Модель: } p_t + \beta p_t^* - \alpha s_t$$

Оценка векторной модели коррекции ошибок

Период времени: апрель 1992 г. – август 2003 г.

Количество наблюдений: 137

Коинтеграционное соотношение:

Логарифм цен в России	1,000000		
Логарифм цен в США	5,185240	(2,24360)	2,31113
Логарифм обменного курса	-1,077430	(0,12154)	-8,86503
Константа	-2,511472		
R^2	0,759792	0,140929	0,242405

Тесты Йохансена на коинтеграцию

Тест на коинтеграцию (Трасе-тест)				
Предполагаемое количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	Трасе-статистика	5%-е критическое значение	1%-е критическое значение
0*	0,198552	41,53867	29,68	35,65
1	0,075613	11,21574	15,41	20,04
2	0,003237	0,444240	3,76	6,65

Тест на коинтеграцию (тест максимального собственного числа)

Предполагаемое количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	Статистика	5%-е критическое значение	1%-е критическое значение
0*	0,198552	30,32293	20,97	25,52
1	0,075613	10,77150	14,07	18,63
2	0,003237	0,444240	3,76	6,65

* означает отвержение гипотезы на уровне значимости в 5% (1%).

$$\text{Модель: } (p_t - p_t^*) - \alpha s_t$$

Оценка векторной модели коррекции ошибок

Период времени: апрель 1992 г. – август 2003 г.

Количество наблюдений: 137

Коинтеграционное соотношение:

Логарифм отношения цен	1,000000	
Логарифм обменного курса	-0,628469	(0,09814)
	-6,40397	
Константа	-4,303898	(0,51015)
	-8,43646	
R^2	0,747159	0,254871

Тесты Йохансена на коинтеграцию

Тест на коинтеграцию (Трасе-тест)				
Предполагаемое количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	Трасе-статистика	5%-е критическое значение	1%-е критическое значение
0*	0,177033	30,73185	19,96	24,60
1	0,029050	4,038869	9,24	12,97

Тест на коинтеграцию (тест максимального собственного числа)

Предполагаемое количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	Статистика	5%-е критическое значение	1%-е критическое значение
0*	0,177033	26,69298	15,67	20,20
1	0,029050	4,038869	9,24	12,97

* означает отвержение гипотезы на уровне значимости в 5% (1%).

Тесты причинности Грейнджера

Период времени: апрель 1992 г. – август 2003 г.

Количество наблюдений: 137

Зависимая переменная: прирост логарифма отношения цен

	Статистика χ^2	Число степеней свободы	P-value
Прирост логарифма курса	0,609173	2	0,7374
Зависимая переменная: прирост логарифма курса			
Прирост логарифма отношения цен	7,258900	2	0,0265

Модель: $p_t - \alpha s_t$

Оценка векторной модели коррекции ошибок

Период времени: апрель 1992 г. – август 2003 г.

Количество наблюдений: 137

Коинтеграционное соотношение:

Логарифм цен в России	1,000000
Логарифм курса	-0,962985 (0,14441)
	-6,66846
Константа	-3,595379 (0,39760)
	-9,04268
R^2	0,754936

Тесты Йохансена на коинтеграцию

Тест на коинтеграцию (Траце-тест)

Предполагаемое количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	Траце-статистика	5%-е критическое значение	1%-е критическое значение
0*	0,190059	37,22377	19,96	24,60
1	0,059095	8,345039	9,24	12,97

Тест на коинтеграцию (тест максимального собственного числа)

Предполагаемое количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	Статистика	5%-е критическое значение	1%-е критическое значение
0 *	0,190059	28,87873	15,67	20,20
1	0,059095	8,345039	9,24	12,97

* означает отвержение гипотезы на уровне значимости в 5% (1%).

Тесты причинности Грейнджера

Период времени: апрель 1992 г. – август 2003 г.

Количество наблюдений: 137

Зависимая переменная: прирост логарифма отношения цен

	Статистика χ^2	Число степеней свободы	P-value
Прирост логарифма курса	0,830292	2	0,6602
Зависимая переменная: прирост логарифма курса			
Прирост логарифма отношения цен	7,032801	2	0,0297

Общий вид оцененной векторной модели коррекции ошибок (VECM):

$$D(P_RF) = -0,04 * P_RF(-1) - 0,96 * E(-1) - 3,6 + 0,43 * D(P_RF(-1)) + 0,01 * D(P_RF(-2)) - 0,035 * D(E(-1)) - 0,0032 * D(E(-2)) - 0,16 * P_US$$

$$D(E) = -0,07 * P_RF(-1) - 0,96 * E(-1) - 3,6 - 0,65 * D(P_RF(-1)) + 0,11 * D(P_RF(-2)) + 0,35 * D(E(-1)) - 0,087 * D(E(-2)) - 0,28 * P_US$$

Приложение 3. Результаты оценивания модели торгуемых и неторгуемых товаров

Модель: $(q_t - s_t - p_t^T) = (\gamma - 1)(p_t^T - p_t^N) + \varepsilon_t$

Оценка с использованием индекса реального эффективного обменного курса

Зависимая переменная: левая часть уравнения

Период времени: 1995–2002 гг.

Количество наблюдений: 8

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	P-value
Логарифм отношения цен торгуемых и неторгуемых товаров	3,276092	1,196743	2,737508	0,0290
R^2	-0,075384			

Оценка с использованием индекса реального обменного курса

Зависимая переменная: левая часть уравнения

Период времени: 1995–2002 гг.

Количество наблюдений: 8

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	P-value
Логарифм отношения цен торгуемых и неторгуемых товаров	3,608293	1,381952	2,611012	0,0349
R^2	-0,126107			

Приложение 4. Данные Всемирного банка и их сравнение с индексами реального обменного курса

Таблица П4-1

Данные о реальных доходах и паритетах покупательной способности, 2001 г.

Страна	Реальные доходы на душу населения	PPP	Страна	Реальные доходы на душу населения	PPP
Аргентина	10980	0,6	Корея	15060	0,6
Бельгия	26150	0,9	Мексика	8240	0,7
Бразилия	7070	0,4	Польша	9370	0,5
Великобритания	24340	1,0	Португалия	17710	0,6
Германия	25140	0,9	Россия	6880	0,3
Голландия	27390	0,9	США	34280	1,0
Дания	28490	1,0	Турция	5830	0,4
Индия	2820	0,2	Украина	4270	0,2
Иран	5940	1,0	Франция	24080	0,9
Испания	19860	0,7	Чехия	14320	0,4
Италия	24530	0,8	Швейцария	30970	1,2
Казахстан	6150	0,2	Швеция	23800	1,0
Канада	26530	0,8	Япония	25550	1,3
Китай	3950	0,2			

Таблица П4-2

Парные корреляции годовых индексов реальных обменных курсов и индекса паритета покупательной способности по данным за 1994–2003 гг.

	RER	REER	PPP
RER	1	0,896	0,821
REER	0,896	1	0,833
PPP	0,821	0,833	1

**Парные корреляции оценок правой и левой части соотношения
(18) по данным за 1996–2002 гг.**

	Цены	СФП
Цены	1	0,558404509
СФП	0,55840451	1

Приложение 5. Панельные тесты по странам бывшего СССР

Тесты на стационарность

Панельный тест на стационарность

Период времени: октябрь 1995 г. – май 2002 г.

Реальные обменные курсы: Армении, Азербайджана, Беларуси, Эстонии, Грузии, Казахстана, Киргизии, Латвии, Литвы, Молдовы, России и Украины

Спецификация: индивидуальные эффекты

Тип теста	Статистика	<i>P</i> -value	Кросс- секция	Количество наблюде- ний
Нулевая гипотеза: наличие единичного корня (предполагает общий процесс с единичным корнем)				
Levin, Lin и Chu	–4,27538	0,0000	12	935
Breitung	–1,19529	0,1160	12	923
Нулевая гипотеза: наличие единичного корня (предполагает различные процессы с единичным корнем)				
Im, Pesaran и Shin	–4,06751	0,0000	12	935
ADF – Fisher (χ^2)	60,4550	0,0001	12	935
PP – Fisher (χ^2)	77,6889	0,0000	12	948
Нулевая гипотеза: отсутствие единичного корня (предполагает общий процесс с единичным корнем)				
Hadri	11,9887	0,0000	12	960

$$\text{Модель: } \Delta(p_t - s_t)_i = \alpha + \beta(p_{t-1} - s_{t-1})_i + \phi\Delta(p_{t-1} - s_{t-1})_i + \varepsilon_t$$

Зависимая переменная: прирост логарифма реального курса

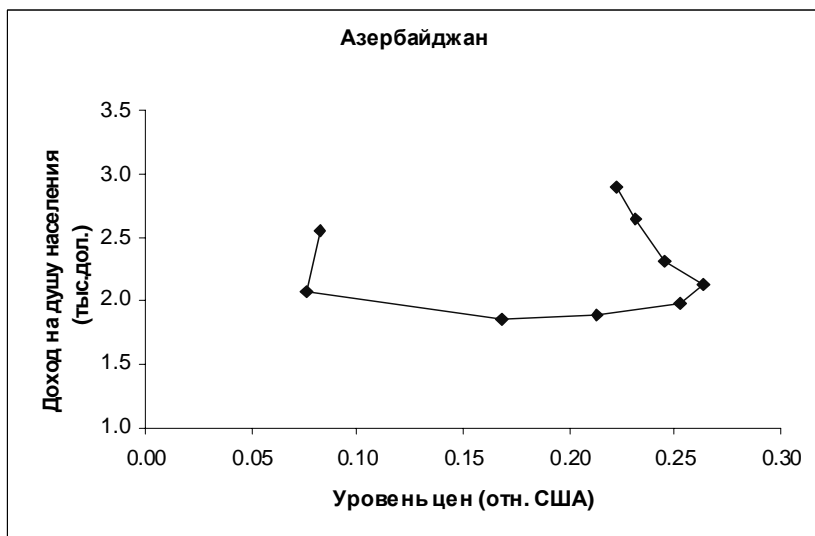
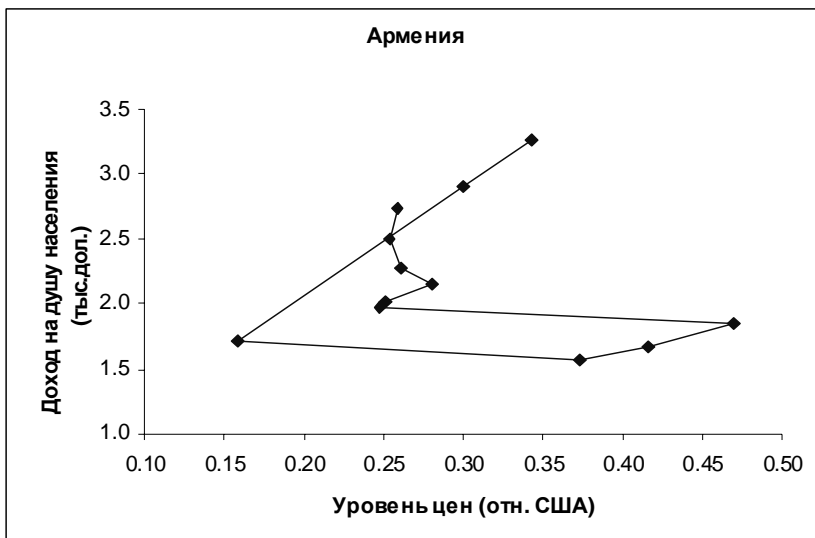
Период времени: октябрь 1995 г. – май 2002 г.

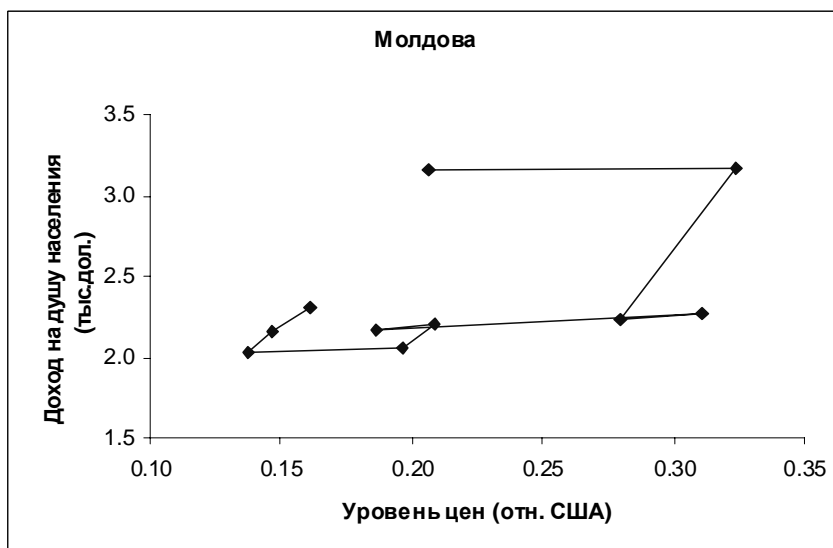
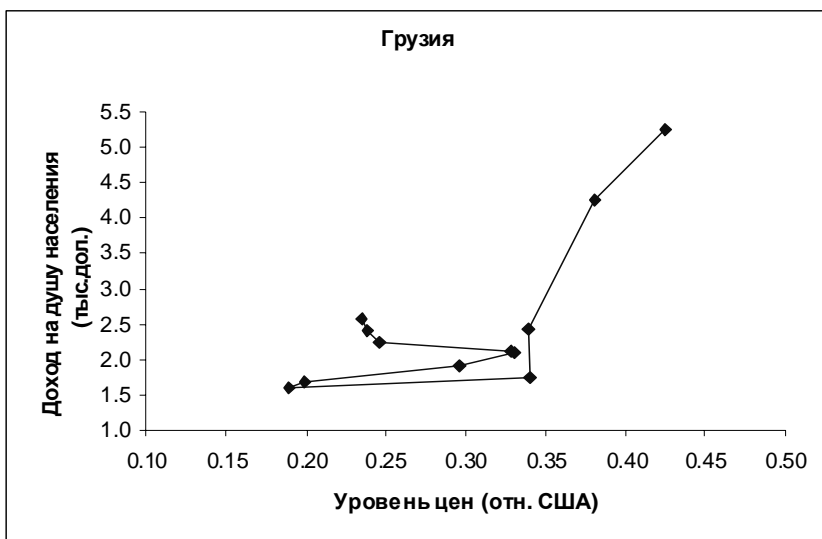
Количество наблюдений: 78 x 12 = 936

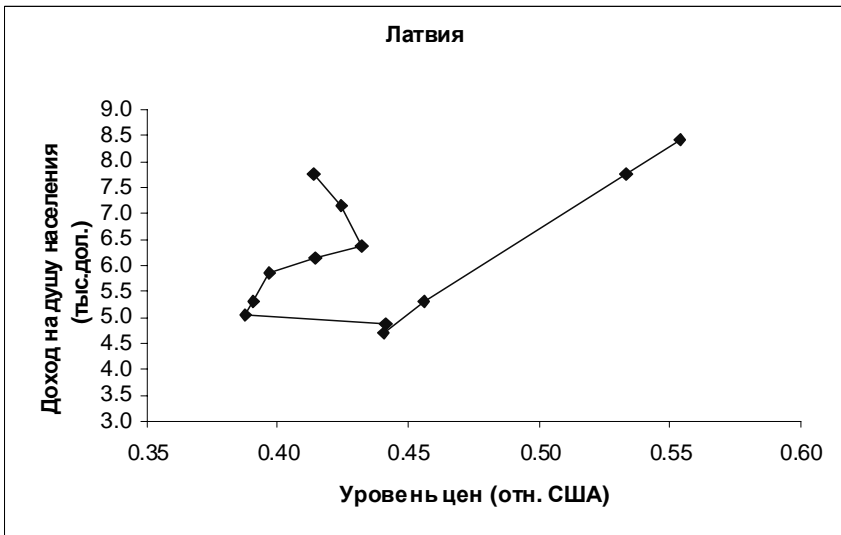
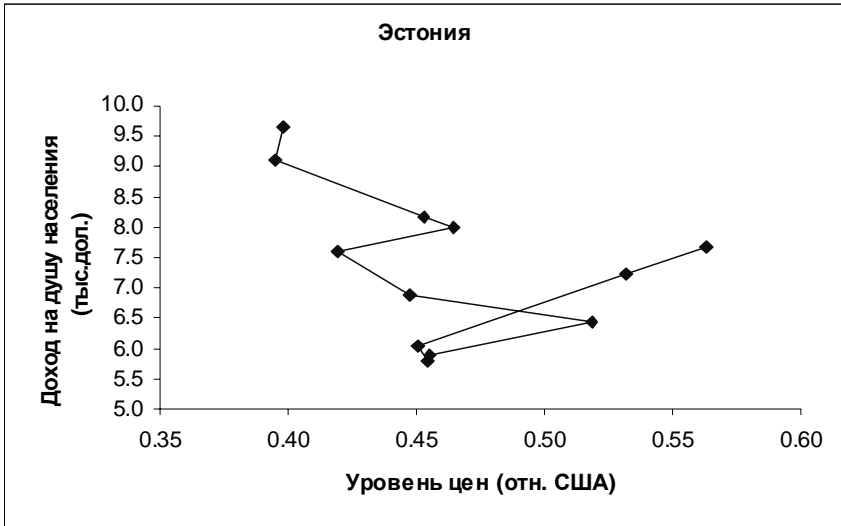
Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t- статистика	P- value
Константа	-0,005433	0,002054	-2,645410	0,0083
Лагированное значение логарифма реального курса	-0,021768	0,006564	-3,316258*	0,0009
Лагированное значение прироста логарифма реального курса	0,234820	0,031711	7,404948	0,0000
Фиксированные эффекты				
Армения	0,005246			
Азербайджан	-0,008608			
Беларусь	-0,042161			
Эстония	0,003083			
Грузия	0,004444			
Казахстан	0,006292			
Киргизия	0,015226			
Латвия	-6,90E-05			
Литва	-0,003601			
Молдова	0,004502			
Россия	0,002167			
Украина	0,013478			
R^2	0,083819			

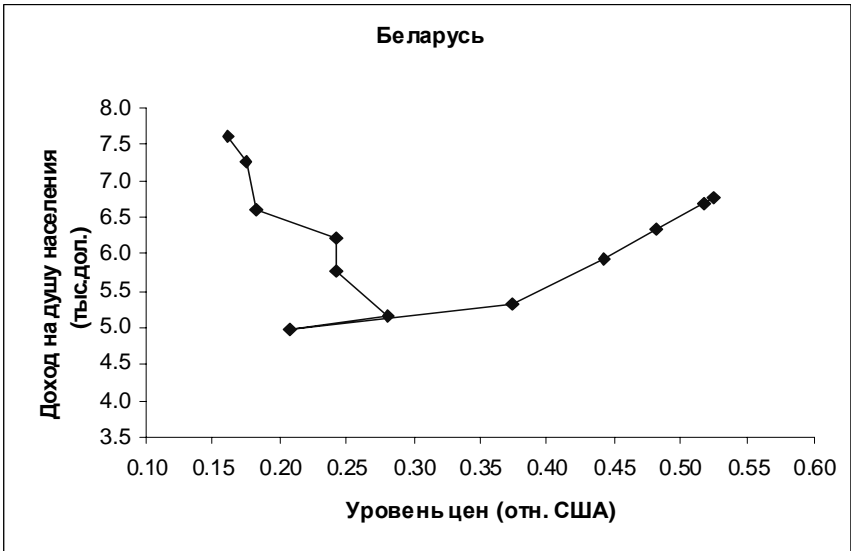
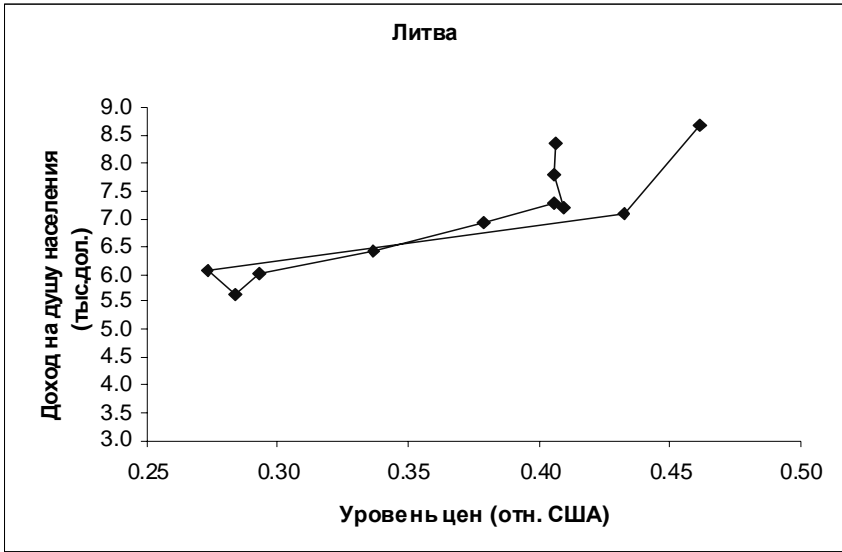
Примечание: Тестовая статистика, согласно работе (Levine Lin, 1992), равна 5,8. Поэтому гипотеза о случайном блуждании всей панели (при оценивании с фикст-эффектом для константы) не отвергается.

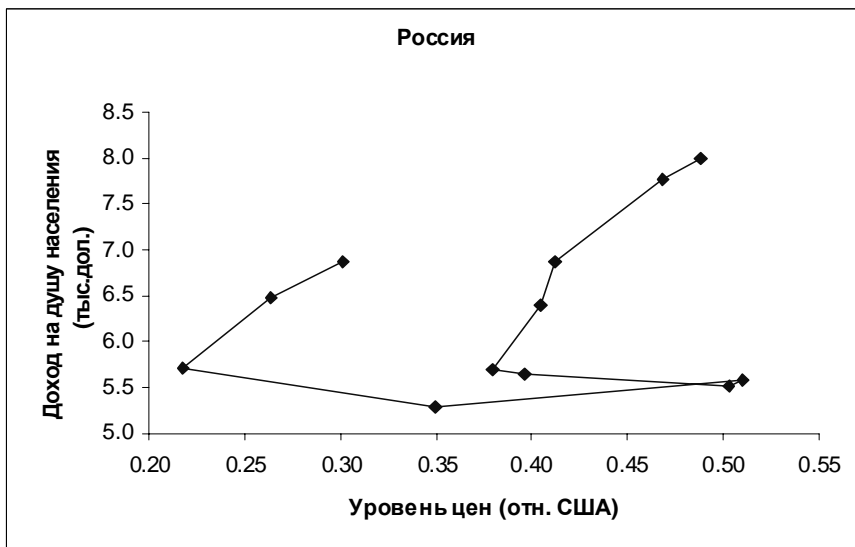
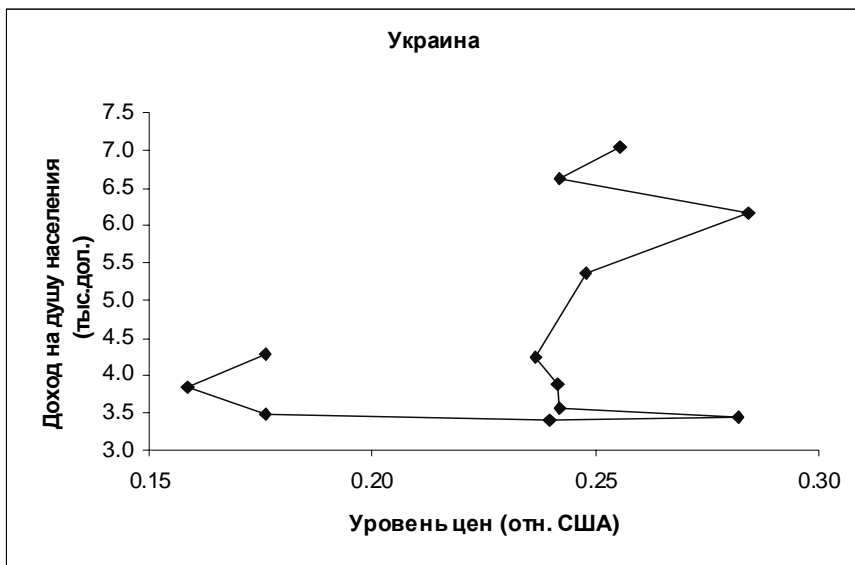
Приложение 6. Графики поведения доходов и цен в странах бывшего СССР в 1992–2004 гг.

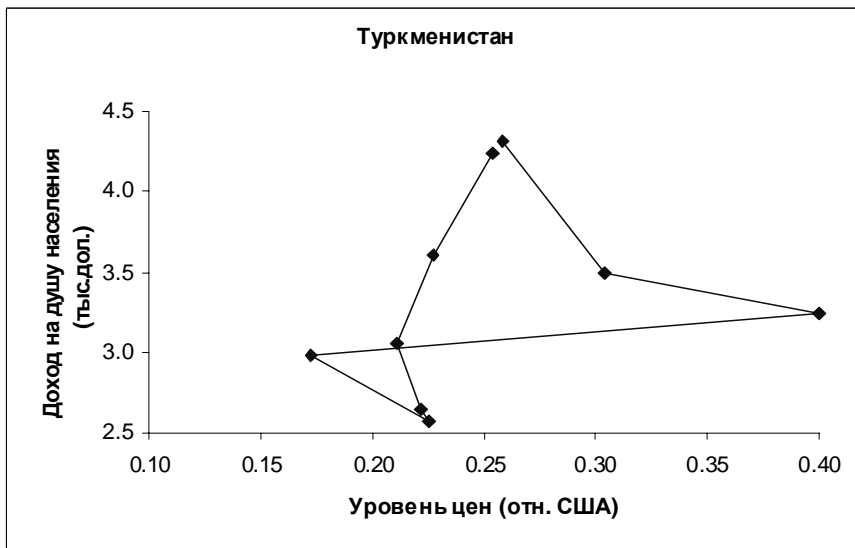
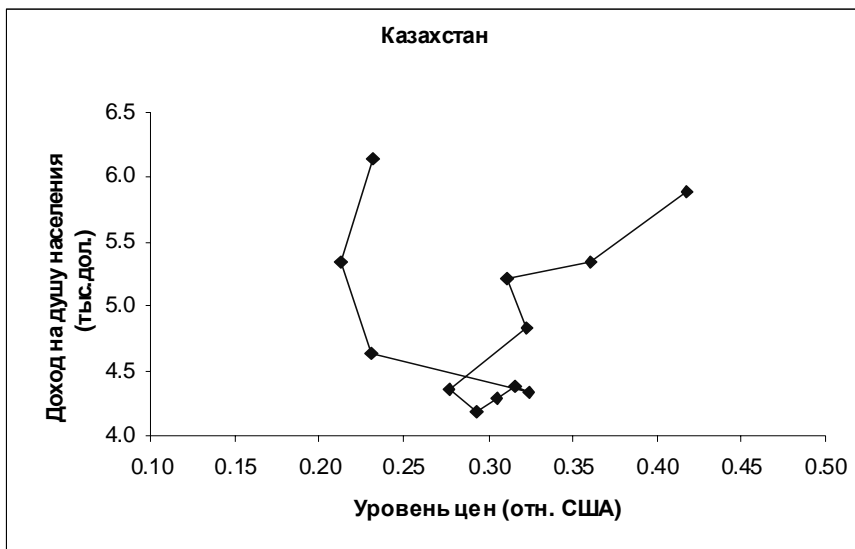


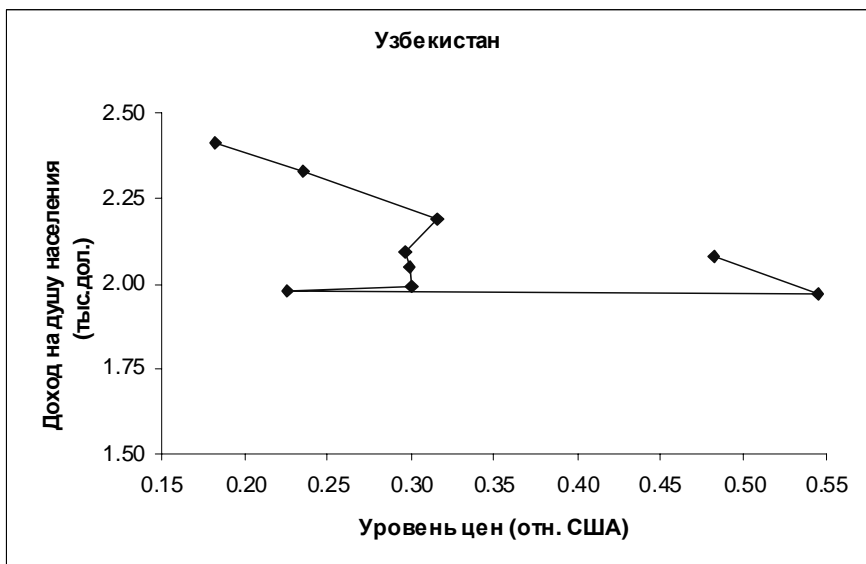
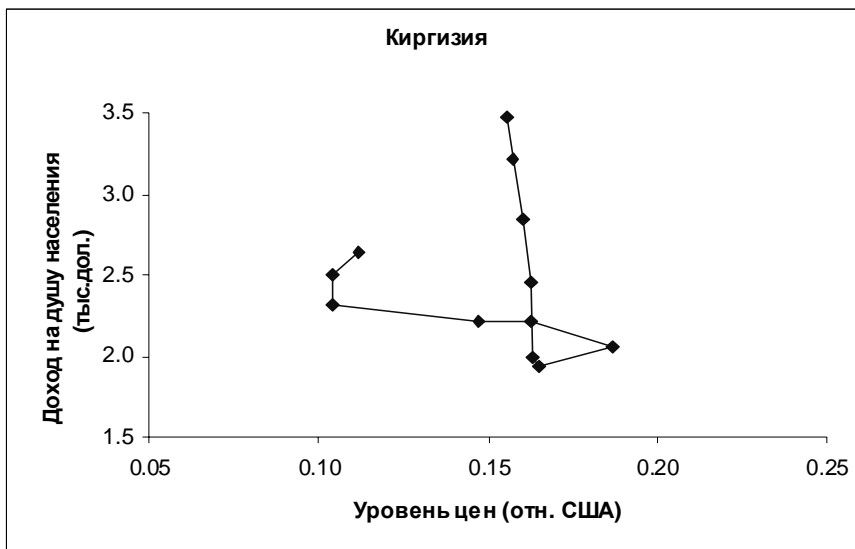


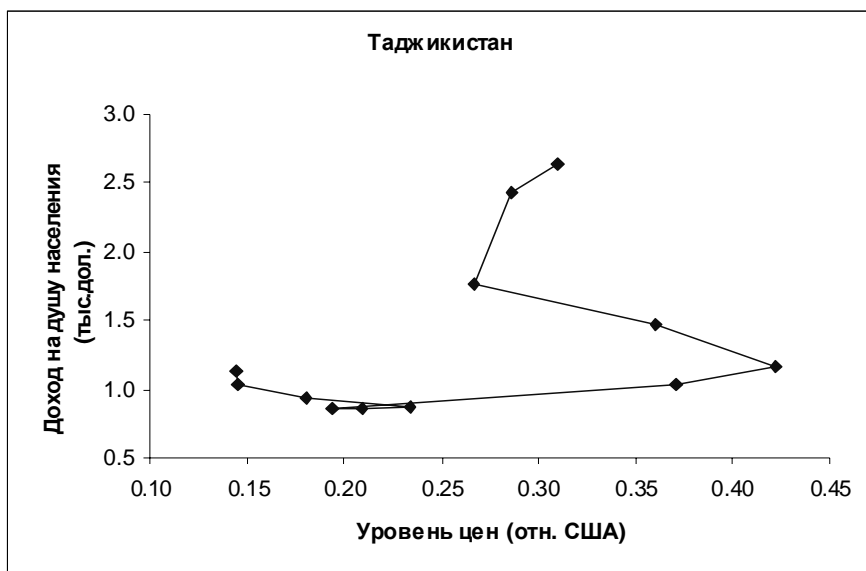












Источник: Всемирный банк, данные за 1991–2001 гг.

Список литературы и использованных источников

1. Abuaf N., Jorion P. (1990). Purchasing Power Parity in the Long Run // Journal of Finance. № 45.
2. Aizenman J. (1984). Testing Deviations from Purchasing Power Parity // NBER Working Paper. № 1475.
3. Asea P., Mendoza E. (1994). The Balassa–Samuelson Model: A General Equilibrium Appraisal // Review of International Economics.
4. Bai J., Ng S. (2001). A New Look at Panel Testing of Stationarity and the PPP Hypothesis. Mimeo, Boston College.
5. Balassa B. (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal // Journal of Political Economy. № 72.
6. Banerjee A., Dolado J., Hendry D., Smith G. (1986). Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte-Carlo Evidence // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. № 48.
7. Baumol W., Bowen W. (1966). Performing Arts: The Economic dilemma. The Twentieth Century Fund, New York.
8. Bessonova E., Kozlov K., Yudaeva K. (2002). Trade Liberalization, Foreign Direct Investment, and Productivity of Russian Firms. CEFIR.
9. Boskin M.J., Dulberger E., Gordon R., Griliches Z., Jorgenson D. (1996). Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living. Final Report to the Senate Finance Committee. December 4. 1996.
10. Breuer J. (1994). Purchasing Power Parity: A Survey of and Challenge to Recent Literature. Institute of International Economics, Washington DC.
11. Bryant M., Cecchetti S. (1993). The Consumer Price Index as a Measure of Inflation. // Economic Review of the FRB of Cleveland Q4.
12. Cassel G. (1922). Money and Foreign Exchange Rate after 1914. McMillan, New York.
13. Campbell J., Perron P. (1991). Pitfalls and Opportunities: What Every Macroeconomist Should Know about Unit Roots. NBER annual.
14. Cheung Y., Lai K. (1993). Long-Run Purchasing Power Parity During the Recent Float // Journal of International Economics. № 34.
15. Chinn M. (2002). The Measurement of Real Effective Exchange Rates: A Survey and Applications to East Asia. NBER.

16. Chowdhury A., Sdogati F. (1993). Purchasing Power Parity in the Major EMS Countries: The Role of Price and Exchange Rate Adjustment // *Journal of Macroeconomics*. № 15.
17. Corbae D., Ouliaris S. (1988). Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity // *Review of Economics and Statistics*. № 70.
18. Cumby R. (1993). Forecasting Exchange Rates on the Hamburger Standart: What You See Is What You Get with MacParity. Mimeo, Stern School of Business.
19. De Gregorio J., Giovannini A., Wolf H. (1994). The Behavior of Non-Tradable Goods Prices in Europe: Evidence and Interpretation. // *Review of International Economics*.
20. De Gregorio J., Wolf H. (1994). Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate. // NBER Working Paper. № 4870.
21. Dickey D., Fuller W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. // *Journal of the American Statistical Association*. № 74.
22. Diebold F., Husted S., Rush M. (1991). Real Exchange Rates under the Gold Standart. // *Journal of Political Economy*. № 84.
23. Dornbush R. (1987). Purchasing Power Parity // Eatwell J., Migare M., Newman P., *The New Palgrave Dictionary*, Stockton Press, New York.
24. Dridi J., Zieschang K. (2002). Compiling and Using Export and Import Indices. // IMF Working Paper. № 02/230.
25. Edison H. (1987). Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar-Pound Exchange Rate // *Journal of Money, Credit, and Banking*. № 19.
26. Elliot G., Rothenberg T., Stock J. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. // *Econometrica*. № 64.
27. Ellis L. (2001). Measuring the Real Exchange Rate: Pitfalls and Practicalities // Research Discussion Paper 2001–04. Reserve Bank of Australia.
28. Enders W. (1988). Arima and Cointegration Tests of PPP under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes // *Review of Economics and Statistics*. № 70.
29. Engel C. (1993). Is Real Exchange Rate Variability Caused by Relative Price Changes? An Empirical Investigation // *Journal of Monetary Economics*. № 32.

30. Engel C., Hendrickson M., Rogers J. (1997). Intra-National, Intra-Continental, and Intra-Planetary PPP // NBER Working Paper. № 6069.
31. Engel C., Rogers J. (1994). How Wide Is the Border? // NBER Working Paper. № 4829.
32. Engle R., Granger C. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // *Econometrica*. № 55.
33. Fisher E., Park J. (1991). Testing Purchasing Power Parity under the Null Hypothesis of Cointegration // *The Economic Journal*. № 101.
34. Frankel J. (1986). International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets and Goods Markets // *How Open the U.S. Economy Is?* Lexington Books.
35. Frankel J., Rose A. (1996). A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries. // *Journal of International Economics*. № 40.
36. Frenkel J. (1978). Quantifying International Capital Mobility in the 1980s // Bernheim D., Shoven J. *National Saving and Economic Performance*, University of Chicago Press.
37. Frenkel J. (1981). *Zen and the Art of Modern Macroeconomics: The Search for Perfect Nothingness* // Haraf W., Willett T. *Monetary Policy for a Volatile Global Economy*. AEI, Washington.
38. Froot K., Rogoff K. (1991). Government Consumption and the Real Exchange Rate: The Empirical Evidence // Mimeo. Harvard Business School.
39. Froot K., Rogoff K. (1994). Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates // NBER Working Paper. № 4952.
40. Ghost A., Wolf H. (1994). Pricing in International Markets: Lessons from the Economist // NBER Research Paper. № 4806.
41. Gilbert M., Kravis I. (1954). *An International Comparison of National Products and Purchasing Power of Currencies: A Study of the United States, the United Kingdom, France, Germany, and Italy*. Organization for European Economic Cooperation, Paris.
42. Giovannetti G. (1992). A Survey of Recent Empirical Tests of the Purchasing Power Parity Hypothesis // *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*. № 180.
43. Giovannini A. (1988). Exchange Rates and Traded Goods Prices // *Journal of International Economics*. № 33.

44. Glen J. (1992). Real Exchange Rates in the Short, Medium and Long Run // *Journal of International Economics*. № 33.
45. Goldberg P., Knetter M. (1997). Goods Prices and Exchange Rates: What Have we Learned? // *Journal of Economic Literature*. № 35.
46. Heston A., Nuxoll D., Summers R. (1994). The Differential Productivity Hypothesis and Purchasing-Power Parities: Some New Evidence // *Review of International Economics*. № 2.
47. Heston A., Summers R. (1997). PPPs, Price Parities in Benchmark Studies and the Penn World Table. Eurostat Conference.
48. Higgins M., Zakrajsek E. (1999). Purchasing Power Parity: Three Stakes Through the Heart of the Unit Root Null. Federal Reserve Bank of New York, Research Department.
49. Hsieh D. (1982). The Determination of the Real Exchange Rate: The Productivity Approach // *Journal of International Economics*. № 12.
50. Im K., Pesaran M., Shin. Y. (1997). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Working paper, University of Cambridge.
51. Isard P. (1977). How Far Can We Push the Law of One Price? // *American Economic Review*. № 67.
52. Johansen S. (1988) Statistical Analysis of Cointegrating Vectors // *Journal of Economic Dynamics and Control*. № 12.
53. Johansen S. (1991) Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models // *Econometrica*. № 59.
54. Johnson D. (1990). Cointegration, Error Correction, and Purchasing Power Parity Between Canada and the United States // *Canadian Journal of Economics*. № 23.
55. Jorion P., Sweeney R. (1996). Mean Reversion in Real Exchange Rates: Evidence and Implications for Forecasting // *Journal of International Money and Finance*. № 15.
56. Kasa K. (1992). Adjustment Costs and Pricing to Market: Theory and Evidence // *Journal of international Economics*.
57. Kim H. (1990). Purchasing Power Parity in the Long Run A Cointegration Approach // *Journal of Money, Credit, and Banking*. № 22.
58. Knetter M. (1989). Price Discrimination by U.S. and German Exporters // *American Economic Review*. № 79.
59. Knetter M. (1993). International Comparisons of Pricing to Market Behavior // *American Economic Review*. № 83.

60. Kravis I., Lipsey R. (1982). Towards an Explanation of National Price Levels // NBER Working Paper. № 1034.
61. Krugman P. (1978). Purchasing Power Parity and Exchange Rates // Journal of International Economics.
62. Krugman P. (1987). Pricing to Market when the Exchange Rate Changes // Arndt S., Richardson J. Real Financial Linkages among Open Economies. MIT Press, Cambridge, MA.
63. Kuo B.-S., Mikkola A. (2001). How Sure Are We About Purchasing Power Parity? Panel Evidence with the Null of Stationary Real Exchange Rates // Journal of Money, Credit, and Banking. № 33.
64. Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P., Shin Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root // Journal of Econometrics. № 54.
65. Lee J. (1978). Purchasing Power Parity. New York: Marcel Dekker.
66. Levin A., Lin C.-F. (1992). Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties // University of California Discussion Paper. № 92–93.
67. Lothian J., Taylor M. (1996). Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Two Past Centuries // Journal of Political Economy. № 104.
68. Lothian J. (1990). A Century Plus of Yen Exchange Rate Behavior. // Japan and the World Economy. № 2.
69. McCloskey D., Zecher J. (1984). The Success of Purchasing Power Parity: Historical Evidence and its Implications for Macroeconomics // A Retrospective on the Classical Gold Standart. Chicago University Press.
70. MacDonald R. (1996). Panel Unit Root Tests and Real Exchange Rates // Economic Letters. № 50.
71. MacKinnon J. (1991). Critical Values for Cointegration Tests // in “Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration” / by Engle R., Granger C. Chapter 13. Oxford University Press.
72. Maddala G., Wu S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. № 61.
73. Mark N. (1990). Real Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation // Journal of International Economics. № 28.

74. Martson R. (1987). Real Exchange Rates and Productivity Growth in the US and Japan // Arndt S., Richardson J. Real Financial Linkages among Open Economies, MIT Press, Cambridge, MA.
75. Meese R., Rogoff K. (1988). Was It Real? The Exchange Rate Interest Differential Relation over the Modern Floating Exchange Rate Period // Journal of Finance. № 43.
76. Mussa M. (1986). Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications // Carnegie-Rochester Series on Public Policy. № 25.
77. Ng S., Perron P. (1995). Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for Selection of the Truncation Lag // Journal of American Statistical Association. № 90.
78. Ng S., Perron P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power // Econometrica. № 69.
79. Nyblom J., Harvey A. (2000). Tests of Common Stochastic Trends // Econometric Theory. № 16.
80. Obstfeld M., Rogoff K. (1994). Exchange Rate Dynamics Redux // NBER Working Paper. № 4693.
81. O'Connell P. (1998). The Overvaluation of Purchasing Power Parity // Journal of International Economics. № 44.
82. Officer L. (1976). The Productivity Bias in Purchasing Power Parity: An Econometric Investigation // International Monetary Fund Staff Papers. № 10.
83. Officer L. (1982). Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Theory, Evidence, Relevance. Greenwich: JAI Press.
84. Oh K.-Y. (1996). Purchasing Power Parity and Unit Root Tests Using Panel Data // Journal of International Money and Finance. № 15.
85. Pappel D. (1997). Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity Under the Current Float // Journal of International Economics. № 43.
86. Parsley D., Wei S.-J. (1995). Purchasing Power Dis-Parity During the Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers, and Other Culprits // NBER Working Paper. № 5032.
87. Parsley D., Wei S.-J. (2003). A Prism Into The PPP Puzzles: The Micro-Foundations Of Big Mac Real Exchange Rates // NBER Working Paper. № 10074.

88. Patterson K. (2000). An Introduction to Applied Econometrics. Palgrave MacMillan.
89. Pedroni P. (1995). Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series with Application to the PPP Hypothesis // Working Papers in Economics. № 95-013. Indiana University.
90. Phillips P., Perron P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression // Biometrika. № 75.
91. Rangan S. Lawrence R.. (1993). The Responses of US Firms to Exchange Rate Fluctuations: Piercing the Corporate Veil // Brookings Papers of Economic Activity. № 2.
92. Rogers J., Jenkins M. (1993). Haircuts or Hysteresis? Sources of Movements in Real Exchange Rates. Mimeo, Pennsylvania State University.
93. Rogoff K. (1992). Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate // Bank of Japan Monetary and Economic Studies. № 10.
94. Rogoff K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle (JEL).
95. Roll R. (1979). Violations of Purchasing Power Parity and Their Implications for Efficient International Commodity Markets // Sarnat M., Szego G. International Finance and Trade, Ballinger, Cambridge, MA.
96. Samuelson P. (1964). Theoretical Notes on Trade Problems // Review of Economics and Statistics. № 46.
97. Spatafora N., Stavrev E. (2003). The Equilibrium Real Exchange Rate in a Commodity Exporting Country: The Case of Russia // IMF Working Paper. № 03/93.
98. Taylor M. (1988). An Empirical Examination of Long-run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques // Applied Economics. № 20.
99. Taylor M. (1995). The Economics of Exchange Rates // Journal of Economic Literature. № 33.
100. Taylor M., Sarno L. (1998). The Behavior of Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period // Journal of International Economics. № 46.
101. Taylor M. (2000). A Century of Purchasing Power Parity // NBER Working Paper. № 8012.

102. Wu Y. (1996). Are Real Exchange Rates Nonstationary? Evidence from Panel-Data Test // Journal of Money, Credit, and Banking. № 28.
103. Wu J.-L., Wu S. (2001). Is Purchasing Power Parity Overvalued? // Journal of Money, Credit, and Banking. № 33.
104. Бессонов В. (1996). О проблемах измерения в условиях кризисного развития российской экономики // Вопросы статистики. 1996. № 7.
105. Бессонов В. (2002). Анализ динамики совокупной факторной производительности в российской переходной экономике. ИЭПП.
106. Глущенко К. (2002). Насколько едино российское экономическое пространство? EERC. Научный доклад 01/11.
107. Илларионов А. (2002). Реальный валютный курс и экономический рост // опросы экономики. 2002. № 2.

ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА

**В серии «Научные труды» вышли в свет
(на русском языке) следующие работы:**

№ 91 *Дежина И.Г. Вклад международных организаций и фондов в реформирование науки в России. 2005.*

№ 90 *Некипелов Д.Н. Распределительные свойства и искажающее воздействие налогов на индивидуальные доходы в России. 2005.*

№ 89Р *Колл. авт. Некоторые подходы к прогнозированию экономических показателей. 2005.*

№ 88Р *С. Четвериков, Г. Карасев. Структурные модели обменных курсов рубля. 2005.*

№ 87Р *И. Стародубровская, М. Славгородская, С. Жаворонков. Организация местного самоуправления в городах федерального значения. 2004.*

№ 86Р *С. Гуриев, О. Лазарева, А. Рачинский, С. Цухло. Корпоративное управление в российской промышленности. 2004.*

№ 83Р *Пономаренко С. Финансовый сектор и издержки инфляции в странах с переходной экономикой. 2004.*

№ 82Р *Колл. авт. Политико-экономические аспекты борьбы с терроризмом. 2005.*

№ 81Р *Колл. авт. Реформирование унитарных предприятий в российской экономике: отраслевой и региональный аспекты. 2004.*

№ 80Р *Дробышевский С.М., Полевой Д.И. Проблемы создания единой валютной зоны в странах СНГ. 2004.*

№ 79Р Колл. авт. **Сельская бедность и сельское развитие в России. 2004.**

№ 78Р Шишкин С.В., Заборовская А.С. **Формы участия населения в оплате социальных услуг в странах с переходной экономикой. 2004.**

№ 77Р Колл. авт. **Выбор денежно-кредитной политики в стране – экспортере нефти. 2004.**

№ 76Р Воскобойников И.Б. **Нерыночный капитал и его влияние на динамику инвестиций в российской экономике. 2004.**

№ 75Р Колл. авт. **Проблемы и практика перехода военной организации России на новую систему комплектования. 2004.**

№ 74Р Колл. авт. **Перспективы реформирования аграрной политики России. 2004.**

№ 73Р Колл. авт. **Экономико-правовые факторы и ограничения в становлении моделей корпоративного управления. 2004.**

№ 72Р Дежина И.Г., Салтыков Б.Г. **Механизмы стимулирования коммерциализации исследований и разработок. 2004.**

№ 71Р Колл. авт. **Проблемы интеграции России в единое европейское пространство. 2003.**

№ 70Р Колл. авт. **Факторы экономического роста российской экономики. 2003.**

№ 69Р Колл. авт. **Финансовые рынки в переходной экономике: некоторые проблемы развития. 2003.**

№ 68Р Колл. авт. **Импортированные институты в странах с переходной экономикой: эффективность и издержки. 2003.**

№ 67Р Колл. авт. **Налоговая реформа в России: проблемы и решения (в 2-х томах)**. 2003.

№ 66Р Колл. авт. **Совершенствование системы закупки товаров, работ и услуг для государственных нужд**. 2003.

№ 65Р Колл. авт. **Инвестиционное поведение российских предприятий**. 2003.

№ 64Р В. Носко, А. Бузаев, П. Кадочников, С. Пономаренко. **Анализ прогнозных свойств структурных моделей и моделей с включением результатов опросов предприятий**. 2003.

№ 63Р Колл. авт. **Рынок покупных ресурсов в российском сельском хозяйстве**. 2003.

№ 62Р П. Кадочников, С. Синельников-Мурылев, С. Четвериков. **Импортозамещение в Российской Федерации в 1998–2002 гг.** 2003.

№ 61Р Денисенко М.Б., Хараева О.А., Чудиновских О.С. **Иммиграционная политика в Российской Федерации и странах Запада**. 2003.

№ 60Р Колл. авт. **Финансовые аспекты реформирования отраслей социальной сферы**. 2003.

№ 59Р Колл. авт. **Пенсионная реформа: социальные и экономические аспекты**. 2003.

№ 58Р Колл. авт. **Сравнительный анализ денежно-кредитной политики в переходных экономиках**. 2003.

№ 57Р Цухло С.В. **Конкуренция в российской промышленности (1995–2002 гг.)**. 2003.

№ 56Р Дежина И.Г. **Проблемы прав на интеллектуальную собственность**. 2003.

№ 55Р Радыгин А.Д., Энтов Р.М., Межераупс И.В. **Особенности формирования национальной модели корпоративного управления.** 2003.

№ 54Р Колл. авт. **Анализ бюджетной задолженности в Российской Федерации. Способы погашения и методы профилактики ее возникновения.** 2003.

№ 53Р А.Г. Вишневский, Е.М. Андреев, А.И. Трейвиш. **Перспективы развития России: роль демографического фактора.** 2003.

№ 52Р С. Синельников-Мурылев, С. Баткибеков, П. Кадочников, Д. Некипелов. **Оценка результатов реформы подоходного налога в Российской Федерации.** 2003.

№ 51Р П. Казначеев. **Прагматизм и либеральное мировоззрение.** 2002.

№ 50Р Колл. авт. **Налоговая реформа в России: анализ первых результатов и перспективы развития.** 2002.

№ 49Р П. Кадочников. **Внешние факторы денежно-кредитной политики РФ.** 2002.

№ 48Р Колл. авт. **Дерегулирование российской экономики: механизм воспроизводства избыточного регулирования и институциональная поддержка конкуренции на товарных рынках.** 2002.

№ 47Р Колл. авт. **Проблемы агропродовольственного сектора.** 2002.

№ 46Р Р.М. Энтов, В.П. Носко, А.Д. Юдин, П.А. Кадочников, С.С. Пономаренко. **Проблемы прогнозирования некоторых макроэкономических показателей.** 2002.

№ 45Р С. Дробышевский, А. Козловская. **Внутренние аспекты денежно-кредитной политики России.** 2002.

№ 44Р С.Н. Смирнов, Н.И. Исаев, А.А. Гудков, Л.Д. Попович, С.В. Шишкин. **Социальное обеспечение экономических реформ.** 2002.

№ 43Р А. Радыгин, Р. Энтов, Н. Шмелева. **Проблемы слияний и поглощений в корпоративном секторе.** 2002.

№ 42Р В.А. Бессонов, С.В. Цухло. **Анализ динамики российской переходной экономики.** 2002.

№ 41Р А. Радыгин, Р. Энтов, И. Межераупс. **Проблемы правоприменения (инфорсмент) в сфере защиты прав акционеров.** 2002.

№ 40Р **Экономический рост: после коммунизма** (Материалы международной конференции). 2002.

№ 39Р Э. Ватолкин, Е. Любошиц, Е. Хрусталева, В. Цымбал. **Реформа системы комплектования военной организации России рядовым и младшим командным составом.** Под редакцией Е. Гайдара и В. Цымбала, 2002.

№ 38Р **Инвестиционная привлекательность регионов: причины различий и экономическая политика государства.** Сборник статей под редакцией В.А. Мау, О.В. Кузнецовой, 2002.

№ 37Р Н. Карлова, И. Кобута, М. Прокопьев, Е. Серова, И. Храмова, О. Шик. **Агропродовольственная политика и международная торговля: российский аспект.** 2001.

№ 36Р А.Д. Радыгин, Р.М. Энтов. **Корпоративное управление и защита прав собственности: эмпирический анализ и актуальные направления реформ.** 2001.

№ 35Р Ю.Н. Бобылев. **Реформирование налогообложения минерально-сырьевого сектора.** 2001.

№ 34Р **Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей.** 2001.

№ 33Р С. Цухло. **Анализ факторов, определяющих реальное финансово-экономическое состояние российских промышленных предприятий.** 2001.

№ 32Р С. Жаворонков, В. Мау, Д. Черный, К. Яновский. **Дерегулирование российской экономики.** 2001.

№ 31Р **Проблемы становления новой институциональной структуры в переходных странах.** Сборник статей, 2001.

№ 30Р В.А. Бессонов. **Трансформационный спад и структурные изменения в российском промышленном производстве.** 2001.

№ 29Р Е.Г. Потапчик, С.К. Салахутдинова, С.В. Шишкин. **Бюджетное финансирование федеральных учреждений здравоохранения.** 2001.

№ 28Р **Некоторые проблемы денежно-кредитной политики в переходной экономике.** Сборник статей, 2001.

№ 27Р С. Дробышевский, А. Золотарева, П. Кадочников, С. Синельников. **Перспективы создания стабилизационного фонда в РФ.** 2001.

№ 26Р **Посткоммунистическая Россия в контексте мирового социально-экономического развития. Материалы международной конференции.** 2001.

№ 25Р С. Шишкин. **Реформа финансирования российского здравоохранения.** 2000.

№ 24Р **Совершенствование межбюджетных отношений в России.** 2000.

№ 23Р М. Матовников. **Функционирование банковской системы России в условиях макроэкономической нестабильности.** 2000.

№ 22Р Эндрю Добсон. **Долг и инвестиции для субъектов Российской Федерации.** 2000.

№ 21Р Л. Михайлов, Л. Сычева, Е. Тимофеев. **Банковский кризис 1998 года в России и его последствия.** 2000.

№ 20Р **Некоторые актуальные вопросы аграрной политики в России.** 2000.

№ 19Р **Проблемы налоговой системы России: теория, опыт, реформа** (в 2-х томах). 2000.

№ 18Р **Материалы научной конференции «Финансовый кризис: причины и последствия».** 2000.

№ 17Р С. Дробышевский. **Анализ рынка ГКО на основе изучения временной структуры процентных ставок.** 1999.

№ 16Р **Государственное регулирование экономики: опыт пяти стран.** 1999.

№ 15Р **Некоторые политэкономические проблемы современной России.** 1999.

№ 14Р С. Дробышевский. **Обзор современной теории временной структуры процентных ставок. Основные гипотезы и модели.** 1999.

№ 13Р Е. Гайдар. **Наследие социалистической экономики: макро- и микроэкономические последствия мягких бюджетных ограничений.** 1999.

№ 12Р А. Радыгин, Р. Энтов. **Институциональные проблемы развития корпоративного сектора: собственность, контроль, рынок ценных бумаг.** 1999.

№ 11Р **Реформирование некоторых отраслей социальной сферы России.** 1999.

№ 10Р **Коммунистическое правительство в посткоммунистической России: первые итоги и возможные перспективы.** 1999.

№ 9-1Р В. Мау. **Экономика и право. Конституционные проблемы экономической реформы посткоммунистической России.** 1998.

№ 9Р **Средний класс в России.** Сборник докладов, 1998.

№ 8Р **Политические проблемы экономических реформ: сравнительный анализ.** Сборник докладов, 1998.

№ 7Р С.Г. Синельников-Мурылев, А.Б. Золотарева. **Роль Правительства и Парламента в проводимой бюджетной политике в постсоветской России.** 1998.

№ 6Р **Финансово-экономические проблемы военного строительства и пути их решения** (Материалы научно-практической конференции). 1998.

№ 5Р А.П. Вавилов, Г.Ю. Трофимов. **Стабилизация и управление государственным долгом России.** 1997.

№ 4Р **Либерализация и стабилизация – пять лет спустя.** Сборник докладов, 1997.

№ 3Р **Пять лет реформ.** Сборник статей, 1997.

№ 2Р **Посткоммунистическая трансформация: опыт пяти лет.** Сборник докладов, 1996.

№ 1Р В. Мау, С. Синельников-Мурылев, Г. Трофимов. **Макроэкономическая стабилизация, тенденции и альтернативы экономической политики России.** 1996.

Антон Александрович Черемухин

**ПАРИТЕТ ПОКУПАТЕЛЬНОЙ СПОСОБНОСТИ
И ПРИЧИНЫ ОТКЛОНЕНИЯ КУРСА РУБЛЯ
ОТ ПАРИТЕТА В РОССИИ**

Редакторы: Н. Главацкая, К. Мезенцева, С. Серьянова

Корректор: Н. Андрианова

Компьютерный дизайн: В. Юдичев

Подписано в печать 15.10.2005

Тираж 200 экз.

125993, Москва, Газетный пер., 5

Тел. (095) 629–6736,

FAX (095) 203–8816

E-MAIL – info@iet.ru,

WEB Site – <http://www.iet.ru>

© **Институт экономики переходного периода, 2005**