

**ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ
ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА**

Научные труды № 88Р

С. Четвериков, Г. Карасев

**Структурные модели обменных
курсов рубля**

Москва
2005

УДК 339.743
ББК 65.268
Ч52

С. Четвериков, Г. Карасев. **Структурные модели обменных курсов рубля.** – М.: ИЭПП, 2005. С.125
Агентство СІР РГБ

Данное исследование посвящено изучению влияния динамики различных фундаментальных переменных – таких, как объем денежной массы, платежный баланс, цены на нефть и т.п., на динамику обменного курса рубля. Это влияние описано в виде структурных моделей. Оценка коинтеграционных соотношений выявила устойчивые зависимости между обменным курсом рубля и объемом денежной массы, валовым внутренним продуктом и сальдо торгового баланса, соотношением индексов потребительских цен РФ и США и производительностей этих стран. Полученные результаты с некоторыми ограничениями могут быть использованы для построения долгосрочных прогнозов обменного курса.

S. Chetverikov, G. Karasiov. Structural Models of the Ruble Exchange Rates.

The present paper researches into the impact of various fundamental variables, such as the volume of money supply, balance of payments, oil prices, among others, on the dynamics of the Ruble exchange rate. The impact in question is depicted in the form of structural models. The assessment of co-correlations revealed stable correlations between the Rb. Exchange rate, GDP and balance of foreign trade and correlations of Russia's and the US CPI and the countries' productivities. The research findings, with some limitations, can be used for building long-term forecasts of exchange rate.

JEL Classification: C22, D00, E43.

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

ISBN 5-93255-163-1

© **Институт экономики переходного периода, 2005**

Содержание

Введение	5
1. Обзор теоретических работ, посвященных описанию моделей обменных курсов	7
1.1. Эффективные рынки	7
1.2. Паритет покупательной способности	8
1.3. Паритет процентных ставок	9
1.4. Монетарные модели	11
1.5. Модель Mundell–Fleming	24
1.6. Модель портфеля активов.....	29
1.7. Эмпирические оценки структурных моделей обменных курсов.....	36
1.8. Выводы.....	48
2. Постановка задачи	50
3. Результаты эмпирических оценок структурных моделей обменных курсов	67
Заключение	85
Приложения	89
1. Проверка на стационарность используемых рядов.....	89
2. Результаты оценок структурных моделей обменного курса рубля к доллару США в период с I квартала 1999 г. по IV квартал 2003 г.	98
3. Результаты оценок структурных моделей обменного курса рубля к евро в период с I квартала 1999 г. по IV квартал 2003 г.	104
Литература	111

Введение

На протяжении периода с 1994 по 2003 г. номинальный обменный курс рубля обесценился с 1,6 до 29,8 руб. за 1 доллар США. При этом уровень цен вырос в 35 раз, а реальный эффективный обменный курс увеличился в 1,3 раза. Одним из основных факторов столь заметного укрепления реального эффективного курса рубля являлось значительное положительное сальдо торгового баланса, которое было обусловлено существенными объемами экспорта продукции добывающих отраслей (энергоносители и металлы). Динамика как торгового, так и платежного баланса в целом определялась ценами на нефть и обменным курсом. Рост цен на нефть приводил к росту стоимости совокупного экспорта, в котором экспорт минералов составлял в среднем за рассматриваемый период более 1/3, и, следовательно, к росту притока валюты и реальному укреплению рубля. Среди других факторов можно отметить также объем денежной массы, платежный баланс, цены на нефть и т.п., моделирование влияния которых на обменный курс является чрезвычайно актуальной задачей.

Данная работа посвящена анализу и оценке с использованием российских данных наиболее распространенных структурных моделей обменных курсов. В первой части дается обзор теоретических работ, посвященных исследованию динамики обменных курсов и построению различных моделей обменных курсов. Среди наиболее распространенных можно выделить модель паритета покупательной способности, модель паритета процентных ставок, варианты монетарных моделей, модель Mundell–Fleming, варианты поведенческих моделей (BEER model) и модель портфеля активов (portfolio-balance model).

В модели паритета покупательной способности утверждается, что идентичные товары должны иметь одинаковую цену, выраженную в одной валюте. Из модели паритета процентных ставок следует, что инвестирование единицы валюты, приносящее некоторый процент за период в одной стране, должно приносить такую же прибыль, что и инвестирование единицы валюты за границу. При построении монетарных моделей предполагается, что обменный курс уравнивает уровни цен в двух странах таким образом,

чтобы реальный спрос на деньги и предложение денег балансировались в обеих странах. Модель Mundell–Fleming представляет собой дальнейшее развитие монетарных моделей, ее главной особенностью является различие между высокой гибкостью цен активов и постепенным приспособлением цен товаров. Совокупность доходности внутреннего рынка активов и иностранной процентной ставки порождает динамику обменного курса, которая дает требуемую норму доходности на внутренние активы. Любые изменения ожиданий заставляют обменный курс меняться до такого уровня, что ожидаемые выигрыши или потери по капиталу равняются разности процентных ставок. В поведенческих моделях динамика обменного курса объясняется переменными, которые могут повлиять на поведение инвесторов. Например, рост долга или дефицита бюджета приводит к ослаблению национальной валюты и т.п. Отказ от традиционного вида спроса на деньги и условия паритета процентных ставок на финансовом рынке, а именно введение несовершенной заменяемости иностранных и национальных активов, эффекта благосостояния и влияния счета текущих операций на спрос на активы, приводят к созданию моделей портфеля активов, в которых обменный курс влияет на цену активов. Также представлены некоторые работы, в которых были сделаны эмпирические оценки структурных моделей обменных курсов.

Во второй части работы представлена динамика обменного курса рубля к доллару США и некоторых фундаментальных переменных, которые оказывали влияние на динамику обменного курса с 1994 по 2003 г. На основе анализа динамики обменного курса и фундаментальных переменных выдвинут ряд гипотез, а также выбраны конкретные спецификации моделей, результаты оценок которых представлены в следующем разделе.

В третьей части работы представлены результаты оценок регрессионных моделей обменного курса рубля, на основе которых сделаны некоторые выводы, приведенные в заключении.

1. Теоретические модели динамики обменных курсов

Существует множество моделей, построенных для объяснения динамики и прогнозирования обменных курсов. В данной работе мы выделяем три подхода к описанию обменного курса. В первом он рассматривается как относительная цена денег, во втором – как относительная цена товаров и в третьем – как относительная цена активов. В данном разделе приведен обзор основных моделей обменного курса. Рассматриваются различные варианты монетарной модели, модель Mundell–Fleming и модель портфеля активов (portfolio-balance model), а также модели, основанные на теориях о паритете покупательной способности и паритете процентных ставок, которые, помимо того что являются основами монетарного подхода, важны сами по себе, как теории определения обменного курса. В начале раздела рассматривается гипотеза эффективности финансовых рынков.

1.1. Эффективные рынки

Fama (*Fama, 1970*) определил эффективными такие рынки, цена на которых содержит всю доступную информацию. Если цена отражает всю новую информацию, то изменения цены могут произойти только при появлении новой информации. Но так как будущая информация не может быть предсказана, то и изменения цен невозможно предсказать. В работе рассматриваются три формы эффективности рынка, подразумевающие различный набор информации, отражаемый в ценах активов. В сильной форме утверждается, что информационное множество содержит всю информацию, включая частную информацию. В полусильной форме предполагается, что инвесторы не могут получить дополнительную прибыль, основываясь только на общеизвестной информации. В слабой форме эффективность означает отсутствие дополнительной прибыли, она основывается только на информационном множестве, содержащем прошлые значения цен. Концепция эффективных рынков была разработана для цен на активы, но номинальный обменный курс может быть представлен в форме цены актива

(см. раздел 1.4.1). Иными словами, можно говорить об эффективности рынка иностранной валюты. При этом теория эффективных рынков говорит о невозможности предсказать будущее значение обменного курса, основываясь на текущей информации.

Для эффективного рынка иностранной валюты текущий обменный курс должен отражать всю доступную текущую информацию, а форвардный курс должен включать все ожидания относительно будущего значения обменного курса. Следовательно, форвардный курс должен быть несмещенным предиктором ожидаемого обменного курса. В литературе отвергается гипотеза несмещенности форвардного курса (см. (*MacDonald, Marsh, 1999*)). Тем не менее, не ясно, обусловлено ли это неэффективностью рынка или существованием других факторов, например, премии за риск.

1.2. Паритет покупательной способности¹

Теория паритета покупательной способности (*Purchasing Power Parity*, далее – PPP) является одной из самых простых теорий плавающего обменного курса. В своей простейшей форме PPP утверждает, что номинальный обменный курс определяется относительными уровнями цен двух стран. Таким образом, арбитраж на рынке товаров движет обменным курсом так, чтобы он уравнивал цены двух стран.

Абсолютный PPP основан на законе единой цены (например, (*Isard, 1977*)), в котором утверждается, что идентичные товары должны иметь одинаковую цену, выраженную в одной валюте. Если данный закон выполняется для всех товаров между двумя странами, то мы получаем абсолютный PPP, т.е.:

$$P = S_i P^* \quad (1.1)$$

где S_i – обменный курс, определенный как цена иностранной валюты в национальной валюте; P – уровень цен в стране; P^* – уровень цен за границей.

¹ Дальнейшее изложение теорий паритета покупательной способности, паритета процентных ставок и монетарной модели с гибкими ценами и жесткими ценами основано на работе (*Franke, Olsen, Pohlmeier, 2002*).

При отсутствии трансакционных издержек незамедлительный арбитраж приводит к выполнению этого уравнения в любой момент времени независимо от возмущений, происходящих в экономике.

Следует отметить некоторые теоретические аспекты, свидетельствующие против выполнения PPP. Во-первых, трансакционные издержки, торговые барьеры мешают ценам различных стран сравняться так, чтобы выполнялся закон единой цены (см. (Rogoff, 1996)).

Во-вторых, индексы цен включают не только торгуемые товары, но и неторгуемые товары (такие, как услуги). Это может приводить к проблемам подсчета PPP, когда страны имеют различные производительности². Возникающая разница в производительности торгуемых товаров между странами изменяет цены, особенно относительные цены торгуемых и неторгуемых товаров.

В-третьих, индексы цен, используемые для сравнения (определяются по разным корзинам товаров), и веса, с которыми в корзину входит тот или иной товар, различны. А также условие свободного плавания обменного курса нарушается для большинства стран, так как центральные банки проводят интервенции для регулирования обменного курса, что тоже говорит не в пользу закона единой цены.

1.3. Паритет процентных ставок

Данная теория определяет обменный курс посредством процентных ставок в различных странах. Различают две формы паритета процентных ставок: покрытый и непокрытый, причем в обеих предполагаются совершенная мобильность капитала и совершенная заменимость активов.

Покрытый паритет процентных ставок (Covered Interest Rate Parity, далее – CIP) утверждает, что инвестирование единицы валюты, приносящее процент i за период, или инвестирование единицы валюты за границу (или в иностранные активы) под процент i^* должны приносить одинаковую прибыль. Для того чтобы инвестировать за границу, инвестор сначала конвертирует единицу на

² Такой подход к подсчету PPP в литературе известен как гипотеза Balassa-Samuelson (см., например, (Balassa, 1964)).

циональной валюты в иностранную валюту по цене S . Получая в конце периода $(1/S_t)(1+i^*)$ единиц иностранной валюты, инвестор должен конвертировать их обратно, что можно сделать с использованием форвардного обменного курса F_t . Условие отсутствия возможности арбитража требует выполнения равенства выгод от каждого вида сделки, что в логарифмической форме можно записать так³:

$$f_t - s_t = i_t - i_t^* \quad (1.2)$$

Непокрытый паритет процентных ставок (Uncovered Interest Rate Parity, далее – UIP) связывает отношение процентных ставок с ожидаемым изменением обменного курса. UIP вытекает из CIP в предположении эффективности рынков, т.е. форвардный курс является несмещенным предиктором будущего спот-курса.

$$\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*} \right)^k = \frac{1}{S_t} E_t [S_{t+k}] \quad (1.3)$$

Для одного периода при условии малых процентных ставок в логарифмах это уравнение можно переписать:

$$E_t [s_{t+1}] - s_t = i_t - i_t^* \quad (1.4)$$

т.е. ожидаемое изменение логарифма обменного курса равно разности процентных ставок.

В данной модели предполагается, что арбитраж возможен, т.е. отсутствуют ограничения на движение капитала, а также что инвесторам безразлично, в какие активы вкладывать средства. Оба этих предположения являются достаточно сильными: как правило, в странах существуют ограничения на перевоз капитала и активы, которые часто характеризуются разными рисками, не являются совершенными субститутами.

Далее мы рассмотрим монетарные модели, которые, как правило, являются основой эконометрического исследования обменного курса.

³ Здесь и далее в тексте строчными буквами обозначены переменные в натуральных логарифмах кроме процентных ставок.

1.4. Монетарные модели

Монетарный подход определения обменного курса возник в начале 1970-х годов и до сегодняшнего дня остается одной из основных теорий описания обменного курса (см. (*Frenkel, 1976; Mussa, 1976, 1979; Bilson, 1978*)). Монетарный подход исходит из определения обменного курса как относительной цены двух валют и моделирует эту относительную цену с точки зрения относительного спроса и предложения на эти валюты. На валютном рынке избыточный спрос или избыточное предложение будут корректироваться изменениями обменных курсов. В модели предполагается совершенная мобильность капитала. Активы в стране и за рубежом считаются совершенными субститутами, что означает, что инвесторам безразлично, в какую страну инвестировать. Также это означает выполнение непокрытого паритета процентных ставок без премии за риск.

Монетарный подход – это одна часть подхода к моделированию обменного курса, которая рассматривает обменный курс в качестве относительной цены активов. В моделях портфеля активов (*portfolio balance models*) предполагается, что ценные бумаги не являются совершенными субститутами.

Разница между монетарными моделями, представленными здесь, заключается в том, являются ли цены в них гибкими в краткосрочном периоде или нет.

1.4.1. Монетарная модель с гибкими ценами

В модели предполагается гибкость цен на все товары, а также что обменный курс устанавливается в результате выполнения закона паритета покупательной способности, а цены фиксируются на таком уровне, что при заданных реальных выпусках и процентных ставках спрос на деньги равен предложению денег. Предложение денег и реальный доход определяются экзогенно. Спрос на деньги зависит положительно от дохода и отрицательно от уровня номинальной процентной ставки. Равновесие на национальном денежном рынке определяется следующим образом:

$$m_t = p_t + ky_t - \lambda i_t \quad (1.5)$$

Равновесие на иностранном рынке денег определяется аналогично:

$$m_t^* = p_t^* + k^* y_t^* - \lambda^* i_t^* \quad (1.6)$$

где m , p , y и i – логарифмы предложения денег, уровня цен, дохода и уровня процентной ставки соответственно; k и λ – положительные константы; * отмечены переменные и параметры другого государства. В монетарных моделях реальная процентная ставка считается экзогенной в долгосрочном периоде и определяется на мировых рынках из-за предположения совершенной мобильности капитала⁴.

Следующим блоком построения монетарной модели является абсолютный паритет покупательной способности (PPP):

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (1.7)$$

где s_t – логарифм номинального обменного курса (цены иностранной валюты).

Внутреннее предложение денег определяет внутренний уровень цен, и, следовательно, является одним из факторов, оказывающих влияние на обменный курс. Вычитая из уравнения (1.5) уравнение (1.6), выражая $(p_t - p_t^*)$ и подставляя результат в уравнение (1.7), получаем решение для номинального обменного курса:

$$s_t = (m_t - m_t^*) - (k y_t - k^* y_t^*) + (\lambda i_t - \lambda^* i_t^*) \quad (1.8)$$

которое является основным уравнением в монетарной модели. Часто модель упрощается предположением, что эластичности спроса на деньги по доходу и по процентной ставке одинаковы в обеих странах ($\lambda = \lambda^*$ и $k = k^*$), так что уравнение (1.8) упрощается:

$$s_t = (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) + \lambda(i_t - i_t^*) \quad (1.9)$$

Согласно уравнению (1.9) увеличение внутреннего предложения денег относительно иностранного, к примеру, вызывает обес-

⁴ Как отмечалось выше, в действительности существуют ограничения на движение капитала.

ценение национальной валюты относительно иностранной. Другими словами, номинальный обменный курс s_t возрастет.

Далее в модели предполагается, что выполняется условие непокрытого паритета процентных ставок (UIP):

$$E_t(\Delta s_{t+1}) = (i_t - i_t^*), \quad (1.10)$$

где $E_t(\Delta s_{t+1})$ – рыночные ожидания относительно изменений обменного курса.

Подставляя (1.10) в уравнение (1.9) и заменяя последовательно обменные курсы в будущие периоды времени, мы приходим к следующему уравнению:

$$s_t = (1 + \lambda)^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\lambda}{1 + \lambda} \right)^i E_t \left[(m_{t+i} - m_{t+i}^*) - k(y_{t+i} - y_{t+i}^*) \right] \quad (1.11)$$

где $E_t [\]$ – математическое ожидание, основанное на информации, располагаемой в момент времени t .

Ожидаемые изменения в будущих значениях фундаментальных переменных будут влиять на текущий обменный курс, даже если текущие значения фундаментальных переменных не меняются. Следовательно, изменения текущего обменного курса есть результат ожиданий относительно будущих значений фундаментальных переменных. Таким образом, обменный курс можно спрогнозировать на основе прогноза экономических фундаментальных переменных. Уравнение (1.11) – это уравнение определения цен на активы. Аналогично тому, как текущую стоимость будущих дивидендов можно считать ценой актива, текущий обменный курс можно рассматривать как функцию ожидаемых значений фундаментальных переменных.

Несмотря на то что простота монетарной модели с гибкими ценами очень привлекательна, эта простота достигается за счет множества предположений. В макроэкономической теории открытых экономик, как правило, присутствуют 6 рынков: товары и услуги, труд, деньги, иностранная валюта, отечественные облигации (т.е. неденежные активы) и иностранные облигации. Монетарная модель фокусируется непосредственно на условиях равновесия только одного рынка, а именно рынка денег. Это имплицитно достигается

следующим способом. В предположении, что иностранные и отечественные активы являются совершенными субститутами, рынки отечественных и иностранных облигаций по существу становятся одним рынком, и количество рынков уменьшается до 5. При предположении режима свободно плавающего обменного курса обеспечивается равенство спроса и предложения на рынке иностранной валюты. Подобно этому совершенно гибкие цены и заработные платы уравнивают спрос и предложение на рынке товаров и рынке труда. Таким образом, три из пяти оставшихся рынков находятся в равновесии. Из закона Вальраса, согласно которому равновесие на $(n - 1)$ рынках в системе, состоящей из n рынков, означает равновесие и на n -м рынке, следует, что равновесие всей системы рынков модели определяется условиями равновесия денежного рынка. Таким образом, монетарная модель с гибкими ценами имплицитно представляет собой модель общего равновесия, в которой предполагается постоянное выполнение PPP между национальными уровнями цен (см. (Neely, Sarno, 2002)).

К недостаткам этой модели можно отнести неадекватность предположений о свободном плавании обменного курса, совершенной заменяемости отечественных и иностранных активов, отсутствии ограничений на движение капитала и совершенной гибкости цен и заработных плат в большинстве стран. Использование в качестве базовых блоков модели предположений о выполнении теорий PPP и UIP, имеющих жесткие предположения, может привести к плохой объясняющей способности результирующей модели. Тем не менее предварительно требуется непосредственная проверка теорий PPP и UIP.

1.4.2. Монетарная модель с жесткими ценами

Высокая волатильность реальных обменных курсов на протяжении 1970-х годов создала почву для серьезных сомнений относительно предположения постоянного выполнения PPP и побудила к развитию новых классов моделей, включая монетарные модели с жесткими ценами и модели равновесия⁵.

⁵ Равновесные модели обменного курса, изначально изученные в работах (Stockman, 1980; Lucas, 1982), анализируют общее равновесие в модели с двумя странами, в которых репрезентативные агенты максимизируют свою полезность.

Дорнбуш (*Dornbusch, 1976*) в своей работе отказался от предположения о равновесии на товарном рынке. В его модели цены на товарном рынке являются жесткими в краткосрочном периоде и приходят к новому равновесию только с лагом. Данная жесткость цен может быть вызвана, к примеру, издержками приспособления или неполнотой информации. Таким образом, в модели делается различие между краткосрочным и долгосрочным равновесиями. В противоположность этому предполагается, что финансовые рынки реагируют незамедлительно, что означает мгновенное приспособление цен на этих рынках. Различные скорости приспособления на товарном и финансовом рынках приводят к эффекту «перелета» обменного курса. При этом долгосрочное выполнение PPP все еще предполагается, так что долгосрочный эффект, скажем, увеличения предложения денег будет таким же, как и в модели с гибкими ценами.

Формально модель состоит из следующих уравнений:

$$m_t - p_t = \phi y_t - \lambda i_t, \quad (1.12)$$

$$d_t = u + \delta(s_t - p_t) + \gamma y_t - \sigma i_t, \quad (1.13)$$

$$\Delta p = \pi(d_t - y_t), \quad (1.14)$$

$$E_t[s_{t+1}] - s_t = i_t - i_t^*, \quad (1.15)$$

$$E_t[s_{t+1}] - s_t = \theta(\bar{s} - s_t). \quad (1.16)$$

Уравнение (1.12) определяет функцию реального спроса на деньги, который зависит от дохода y и процентной ставки i . В равновесии спрос на деньги должен равняться предложению денег. Следующее уравнение (1.13) выражает функцию совокупного спроса, который зависит от дохода, реального обменного курса, представленного выражением $(s_t - p_t)$ в предположении равенств-

Модели равновесия можно рассматривать как расширение или обобщение модели с гибкими ценами, в которых учитываются многочисленность торгуемых товаров и возможность реальных шоков между странами. Эти модели не поддаются непосредственной эконометрической проверке или формулированию моделей для прогнозирования обменного курса, потому что они основаны на функциях полезности, которые не могут быть непосредственно оценены.

ва единице иностранного уровня цен, т.е. $p^* = 0$. Постепенное приспособление цен на товары выражено в уравнении (1.14), которое утверждает, что изменения цен являются функцией от разности спроса и выпуска (избыточный спрос) при полной занятости. В этой модели капитал является совершенно мобильным, следовательно, выполняется непокрытый паритет процентных ставок, что выражено в уравнении (1.15). Далее предполагается, что ожидания формируются согласно формуле (1.16), где \bar{s} – логарифм долгосрочного значения обменного курса и коэффициент скорости приспособления θ считается экзогенным. Уравнения (1.13) и (1.14) определяют равновесие на рынке товаров:

$$\Delta p = \pi(u + \delta(s_t - p_t) + (\gamma - 1)y_t - \sigma i_t) \quad (1.17)$$

Подобным образом уравнения (1.12), (1.15) и (1.16) определяют равновесие на рынке денег:

$$m_t - p_t = \phi y_t - \lambda i_t^* - \lambda \theta (\bar{s} - s_t). \quad (1.18)$$

В долгосрочном периоде, когда $s_t = \bar{s}$ и $p_t = \bar{p}$, это уравнение дает выражение для долгосрочного уровня цен:

$$\bar{p} = m_t - \phi y_t + \lambda i_t^* \quad (1.19)$$

Подставляя m_t из уравнения (1.18) в уравнение (1.19) и разрешая его относительно s_t , мы получим зависимость между обменным курсом и уровнем цен:

$$s_t = \frac{1}{\lambda \theta} (\bar{p} - p_t) + \bar{s} \quad (1.20)$$

Это уравнение определяет текущий обменный курс как функцию от текущих цен при данных долгосрочных значениях \bar{s} и \bar{p} . При условии, что рынок денег всегда в равновесии, это уравнение всегда будет выполняться.

Уравнение для долгосрочного равновесного значения обменного курса может быть получено подстановкой $\Delta p = 0$ в уравнение (1.17), так как равновесные цены не меняются. Подставляя вместо переменных s_t и p_t их долгосрочные значения \bar{s} и \bar{p} , заменяя i_t

на i_t^* , что выполняется в долгосрочном периоде, и решая уравнение относительно равновесного обменного курса, мы получаем следующее уравнение:

$$\bar{s} = \bar{p} + \left(\frac{1}{\delta} \right) (\sigma i_t^* + (1 - \gamma) y_t - u) \quad (1.21)$$

Подставляя уравнение (1.14) в (1.16), получаем:

$$\bar{s} = m_t - \frac{1}{\delta} (u + (\phi\delta + \gamma - 1) y_t - (\lambda\delta + \sigma) i_t^*) \quad (1.22)$$

В долгосрочном периоде цены находятся на своем долгосрочном уровне и не изменяются, так что $\Delta p = 0$. Подставляя выражение для процентной ставки из уравнения (1.12) и условие $\Delta p = 0$ в уравнение (1.17), получаем следующее уравнение, которое означает долгосрочное равновесие как на рынке денег, так и на товарном рынке:

$$p_t = \frac{\delta\lambda}{(\delta\lambda + \sigma)} s_t + \frac{\sigma}{(\delta\lambda + \sigma)} m_t + \left[\frac{\lambda}{(\delta\lambda + \sigma)} \right] \left[u - y_t + \gamma y_t + \frac{\phi\sigma}{\lambda} y_t \right] \quad (1.23)$$

Теперь предположим увеличение номинального предложения денег. Результирующий эффект может быть проиллюстрирован графически (рис. 1.1), где кривая AA представляет уравнение (1.20), а кривая BB – уравнение (1.23).

На рис. 1.1a изображено начальное равновесие с обменным курсом, равным равновесному \bar{s} . При увеличении предложения денег новые равновесные значения обменного курса и уровня цен \bar{p}' увеличатся пропорционально увеличению предложения денег (см. уравнения (1.19) и (1.22)), но цены не изменятся сразу (см. (1.14)). Для обеспечения равновесия на рынке денег упадет процентная ставка. Снижение процентной ставки вызовет отток капитала из страны, и в результате – обесценение национальной валюты. Таким образом, реализуется краткосрочное равновесие с обменным курсом s'' (см. рис. 1.1b), в котором наблюдается «перелет» нового долгосрочного равновесного обменного курса \bar{s}' . Ве-

личина «перелета» зависит от коэффициента в формировании ожиданий θ и эластичности процентной ставки λ .

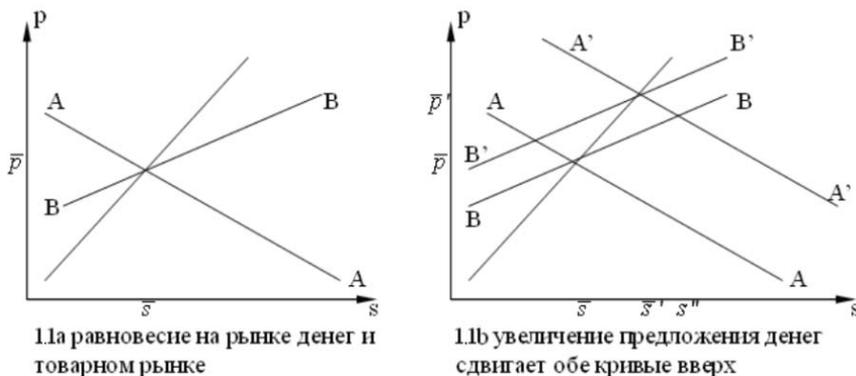


Рис. 1.1. Влияние увеличения номинального предложения денег на равновесие

Цены в краткосрочном периоде жесткие, и приспособление происходит за счет немедленного изменения процентной ставки и обменного курса. Это означает, что рынок денег всегда в равновесии, и экономика находится постоянно на кривой AA.

В новом краткосрочном равновесии процентная ставка является низкой, что вызывает избыточный спрос на деньги (см. уравнение (1.13)), а обменный курс является высоким, что ведет к относительно низкой цене национальных товаров, которая также вызывает избыточный спрос на отечественные товары. Рост спроса на отечественные товары приводит к росту цен, а затем к снижению реального предложения денег, что, в свою очередь, вызывает рост процентной ставки. Это приводит к притоку капитала в страну и, как результат, к укреплению национальной валюты до тех пор, пока обменный курс не достигнет своего нового долгосрочного равновесного уровня \bar{s}' .

Следует отметить, что независимо от предположения гибкости или жесткости цен традиционная монетарная модель с гибкими ценами и ее формулировка с жесткими ценами означают одинаковое уравнение для обменного курса – в форме, представленной уравнением (1.9).

1.4.3. Модель разницы реальных процентных ставок

Рассмотрим модель разницы реальных процентных ставок (Real Interest Rate Differential Model). Эту модель предложил Frankel (Frankel, 1979), и она представляет собой расширение модели Дорнбуша (Dornbusch, 1976). В ней предполагается, что инфляция может наблюдаться в течение долгосрочного периода, и акцентируется внимание на важности реальной процентной ставки в определении реального обменного курса. В долгосрочном периоде предполагается выполнение PPP. Таким образом, уравнение долгосрочного равновесия (1.7) будет выглядеть следующим образом:

$$\bar{s} = \bar{p} - \bar{p}^* \quad (1.24)$$

Далее рассматривается формирование ожиданий. Предполагается, что между долгосрочным равновесным и текущим обменными курсами существует разница. Frankel обобщил уравнение формирования ожиданий по Дорнбушу на текущий темп ожидаемой долгосрочной разности в инфляциях между двумя странами, обозначаемой $\pi_t - \pi_t^*$, таким образом:

$$E_t [s_{t+1}] - s_t = \theta(\bar{s} - s_t) + \pi_t - \pi_t^* \quad (1.25)$$

В долгосрочном периоде, когда обменный курс будет находиться на своем равновесном уровне так, что $s_t = \bar{s}$, ожидаемое изменение обменного курса будет равняться разнице инфляций.

Текущий обменный курс может быть получен объединением уравнений (1.10) и (1.25)⁶:

$$s_t = \bar{s} - \frac{1}{\theta} \left[(i_t - \pi_t) - (i_t^* - \pi_t^*) \right] \quad (1.26)$$

Следовательно, текущий обменный курс равняется своему равновесному значению, если реальные процентные ставки между странами равны. Если реальная процентная ставка в стране выше, чем иностранная, то обменный курс будет находиться ниже долгосрочного уровня и, следовательно, будет расти.

⁶ В данной модели предполагается, что капитал совершенно мобилен, следовательно, выполняется непокрытый паритет процентных ставок, представленный уравнением (1.10).

Уравнения спроса на деньги в обеих странах моделируются так же, как и в модели с гибкими ценами:

$$m_t - m_t^* = p_t - p_t^* + k(y_t - y_t^*) - \lambda(i_t - i_t^*) \quad (1.27)$$

В долгосрочном периоде, когда $s_t = \bar{s}$, разница процентных ставок между странами равна разнице инфляций: $(i - i^*) = (\pi_t - \pi_t^*)$. Подставляя это уравнение вместе с (1.24) в уравнение (1.27), получаем:

$$\bar{s} = m_t - m_t^* - k(y_t - y_t^*) + \lambda(\pi_t - \pi_t^*) \quad (1.28)$$

Снова обменный курс (долгосрочный) определяется относительным спросом и предложением двух валют. В равновесии падение внутреннего предложения денег, увеличение национального дохода или падение ожидаемой инфляции в стране увеличивает спрос на деньги и снижает обменный курс.

Теперь подставим (1.28) в (1.26). Заменяя при этом $1/\theta = \phi$ и $(1/\theta + \lambda) = \varphi$, мы получим уравнение, определяющее обменный курс:

$$s_t = m_t - m_t^* - k(y_t - y_t^*) - \phi(i_t - i_t^*) + \varphi(\pi_t - \pi_t^*) \quad (1.29)$$

Отметим, что в отличие от уравнения (1.9), знак перед разностью процентных ставок в уравнении (1.29) получился отрицательным. В монетарной модели с гибкими ценами разность процентных ставок равна разности ожидаемых темпов инфляции, что можно рассматривать как результат действия международных инвестиционных потоков, уравнивающих реальные процентные ставки, или как результат того, что разность процентных ставок равна ожидаемому обесценению, которое в силу выполнения PPP равно разнице инфляций. Таким образом, монетарную модель с гибкими ценами можно рассматривать как частный случай модели разности реальных процентных ставок, где приспособление к равновесию происходит мгновенно, т.е. θ равно бесконечности, что аналогично тому, что $\phi = 0$.

1.4.4. Модель с торгуемыми и неторгуемыми товарами

Следующая модель является модификацией модели Balassa–Samuelson⁷, в которой центральная роль отводится разности производительностей для объяснения колебаний реального и номинального обменного курса. Предполагается, что цена есть функция цен неторгуемых P_N и торгуемых P_T товаров. В логарифмах индексы цен представляются следующими уравнениями:

$$p = \beta p_N + (1 - \beta) p_T, \quad (1.30)$$

$$p^* = \beta^* p_N^* + (1 - \beta^*) p_T^*. \quad (1.31)$$

Предполагая выполнение паритета покупательной способности для них, т.е. $s = p_T - p_T^*$, получаем:

$$s = (p - p^*) + \beta(p_T - p_N) - \beta^*(p_T^* - p_N^*). \quad (1.32)$$

Выражая цены из уравнений равновесия (1.5) и (1.6) на национальном и иностранном денежных рынках и подставляя в полученное уравнение для обменного курса, получим (также предполагая, что $k = k^*$, $\lambda = \lambda^*$, $\beta = \beta^*$):

$$s = (m - m^*) - k(y - y^*) + \lambda(i - i^*) + \beta[(p_T - p_N) - (p_T^* - p_N^*)]. \quad (1.33)$$

Таким образом, увеличение, к примеру, относительной цены торгуемых товаров ведет к обесценению национальной валюты, т.е. к росту s . Как правило, в качестве прокси для цены торгуемых товаров берется индекс оптовых цен, для цены неторгуемых товаров – зарплаты. В такой постановке коэффициент β уравнения (1.33) можно интерпретировать как эластичность обменного курса по относительной заработной плате. Причем из уравнения следует, что увеличение отечественной реальной зарплаты ведет к укреплению национальной валюты, т.е. к уменьшению s . Эта положительная связь между реальной зарплатой и стоимостью валюты обусловлена тем фактом, что более высокая реальная зарплата отражает более высокую производительность труда по сравнению

⁷ Модель реального обменного курса можно найти в работе (DeGregorio, Wolf, 1994), модели номинального обменного курса – в работах (Clements, Frenkel, 1980; Chinn, 1997).

с производительностью иностранного труда. Таким образом, в данной модели считается, что обменный курс зависит от относительной цены неторгуемых товаров, т.е. от разницы производительностей z . В приемлемом для оценивания виде модель выглядит следующим образом:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 \hat{m}_t + \beta_2 \hat{y}_t + \beta_3 \hat{i}_t + \beta_5 \hat{z}_t + u_t, \quad (1.34)$$

где знак « $\hat{}$ » означает межстрановую разницу, т.е. $\hat{m} = m - m^*$; u_t – ошибка.

При расчетах ряды производительности рассматриваются индексы производительности труда, измеренные как реальный ВВП на одного рабочего.

1.4.5. Поведенческая модель обменного курса

Следующая модель представляет собой вариант поведенческой модели обменного курса (далее – BEER)⁸. Отправной точкой модели является паритет процентных ставок, скорректированный на риск:

$$E_t[\Delta s_{t+k}] = -(i_t - i_t^*) + pr_t, \quad (1.35)$$

где s_t – обменный курс, определенный как цена национальной валюты в иностранной; $pr_t = \lambda_t + k$ – премия за риск, имеющая зависящую от времени компоненту λ_t .

Уравнение (1.7) можно преобразовать к уравнению с реальными переменными, вычитая разницу ожидаемых инфляций $E_t[\Delta p_{t+k} - \Delta p_{t+k}^*]$ из обеих частей. После преобразования получим:

$$q_t = E_t[q_{t+k}] + (r_t - r_t^*) - pr_t, \quad (1.36)$$

где $r_t = i_t - E_t[\Delta p_{t+k}]$ – реальная процентная ставка; $q_t = s_t - E_t[\Delta p_{t+k}]$ – реальный обменный курс.

Уравнение (1.36) описывает текущий равновесный обменный курс, который определяется тремя компонентами: ожиданием ре-

⁸ Behavioral Equilibrium Exchange Rate Model (Clark, MacDonald, 1999).

ального обменного курса в период $(t+k)$, разностью реальных процентных ставок и премией за риск. Последнее слагаемое правой части уравнения (1.36) имеет отрицательный знак, что означает реальное обесценение национальной валюты при росте премии за риск. Компонента премии за риск, зависящая от времени, является функцией отношения национального государственного долга к иностранному:

$$\lambda_t = g(gdebt_t^+ / gdebt_t^*), \quad (1.37)$$

где «+» над переменными в правой части уравнения обозначает знак частной производной.

Таким образом, увеличение внутреннего государственного долга по отношению к иностранному ведет к росту премии за риск, что вызывает реальное обесценение национальной валюты.

Далее предполагается, что ненаблюдаемые ожидания обменного курса $E_t[q_{t+k}]$ определяются только долгосрочными значениями фундаментальных переменных Z_t . Обозначив долгосрочный

равновесный обменный курс через \hat{q}_t , можно записать, что

$\hat{q}_t = E_t[q_{t+k}] = E_t[\beta' Z_t] = \beta' Z_t$. Кроме того, в работе (Clark, MacDonald, 1999) предполагается, что долгосрочный равновесный обменный курс зависит от трех переменных:

$$\hat{q}_t = f(tot_t^+, tnt_t^+, nfa_t^+), \quad (1.38)$$

где tot – условия торговли; tnt – эффект Balassa–Samuelson, т.е. относительная цена неторгуемых товаров к торгуемым; nfa – чистые иностранные активы.

Из уравнений (1.35)–(1.38) следует общее уравнение для реального обменного курса:

$$q_t = F(r - r^*, gdebt / gdebt^*, tot, tnt, nfa) \quad (1.39)$$

Или же в номинальном выражении с использованием обозначений Cheung, Chinn, Pascual (Cheung, Chinn, Pascual, 2003) окончательное уравнение модели можно записать в следующем виде:

$$s_t = \beta_0 + p_t + \beta_5 \hat{\omega}_t + \beta_6 \hat{r}_t + \beta_7 \hat{g} \text{ debt}_t + \beta_8 \text{tot}_t + \beta_9 \text{nfa}_t + u_t, \quad (1.40)$$

где p – логарифм уровня цен (CPI); ω – относительная цена неторгуемых товаров; r – реальная процентная ставка; $g \text{ debt}$ – отношение государственного долга к ВВП; tot – логарифм условия торговли (terms of trade); nfa – чистые иностранные активы.

Данная модель может рассматриваться как некоторая общая модель, включающая эффект Balassa–Samuelson, модель разницы реальных процентных ставок, премию за риск, связанную с государственным долгом, и – дополнительно – элемент модели портфеля активов, возникающий при различных значениях чистых иностранных активов. Таким образом, построенная модель является одной из превалирующих для объяснений колебаний обменного курса в среднесрочной перспективе, особенно в контексте политических вопросов. К примеру, BEER модель чаще всего используется⁹ для определения долгосрочного значения курса евро.

1.5. Модель Mundell–Fleming¹⁰

Рассмотрим модель, которая является основой макроэкономических моделей обменного курса. Ее можно рассматривать как открытую версию известной IS–LM модели со следующими предположениями:

- внутренний уровень цен каждой страны фиксирован, так что обменный курс определяет отношение внутренних цен к ценам импорта;
- капитал совершенно мобилен;
- национальные и иностранные ценные бумаги являются совершенными субститутами, так что процентная ставка равна международной;
- выпуск определяется спросом.

Рассмотрим влияние увеличения внутреннего предложения денег на обменный курс. Рост предложения денег приводит к снижению процентной ставки до уровня ниже международного, что при-

⁹ Здесь существует два похожих подхода: подход IMF (см. (Faruqee, Isard, Masson, 1999)), и подход NATREX (см. (Stein, 1999)).

¹⁰ См. (Mundell, 1963; Fleming, 1962).

водит к оттоку капитала. Избыточный спрос на иностранную валюту вызывает обесценение национальной валюты, что приводит к росту спроса на внутренние товары. Увеличившийся выпуск ведет к увеличению дохода и спроса на деньги до тех пор, пока не восстановится равенство процентных ставок с более высоким уровнем выпуска и более низким уровнем реального обменного курса по сравнению с начальными уровнями.

Расширенная модель Mundell–Fleming¹¹ может быть получена при ослаблении некоторых из предположений, сделанных при выводе стандартной модели. Данная модель представляет собой модель открытой экономики IS–LM с совершенной мобильностью капитала, постепенным приспособлением цен, быстрым приспособлением рынка активов, процентной ставки и рациональными ожиданиями.

В предположении, что выпуск является заданным¹², модель в логарифмической форме выглядит следующим образом:

$$m - p = hi, \quad (1.41)$$

$$\dot{i} = i^* + s, \quad (1.42)$$

$$\dot{p} = \eta \left[\xi(s - p) + g + \delta(i - p) \right], \quad (1.43)$$

где m и p – номинальная денежная масса и цены; i и s – номинальная процентная ставка и обменный курс соответственно; g – переменная, отражающая фискальную политику.

Все переменные, кроме процентной ставки, используются в логарифмической форме.

Уравнение (1.41) представляет равновесие на денежном рынке, или кривую LM. Уравнение (1.42) отражает тот факт, что с учетом

¹¹ Для иллюстрации мы выбрали модель, использованную в работе (Dornbusch, 1991).

¹² Усложнения, возникающие при введении предположения изменяющегося выпуска, могут быть рассмотрены в модели, но они не приводят к существенным изменениям основной динамики. По той же причине явно не рассматривается связь зарплат и цен. Расширенную версию модели см., например, в работе (Dornbusch, 1986).

ожидаемого обесценения активы являются совершенными субститутами. Совершенное предвидение отражается в равенстве фактического и ожидаемого обесценения активов. Уравнение (1.43) показывает, что корректировка цен связана с избыточным спросом на товары, который, в свою очередь, зависит от реального обменного курса, фискальной политики и реальной процентной ставки.

Эта модель отражает известное свойство «перелета»: единовременная денежная экспансия приводит к немедленному обесценению валюты. Обменный курс «перелетает» свой новый долгосрочный уровень, который пропорционален увеличению денег. В переходный период после «перелета» национальная валюта укрепляется, в то время как цены растут.

Главной особенностью модели является различие между высокой гибкостью цен активов и постепенным приспособлением цен товаров. Связь внутреннего рынка активов и иностранной процентной ставки влияет на динамику обменного курса, которая дает требуемую норму прибыли на внутренние активы. Любые новости заставляют обменный курс незамедлительно изменяться до такого уровня, что ожидаемые выигрыш или потери по капиталу становятся равными разности процентных ставок. В модель может быть включены изменение выпуска, цены импорта; возможно введение эффекта «J-кривой» для того, чтобы ввести более постепенную реакцию спроса на реальный обменный курс. Но эти тонкости не значительно изменяют основные результаты модели.

Однозначные результаты расширенной модели Mundell–Fleming основаны на трех предпосылках. Во-первых, отсутствуют эффекты, связанные со счетом текущих операций. Во-вторых, внутренние и иностранные активы являются совершенными субститутами. В-третьих, в модели присутствуют только два вида активов – деньги и облигации. Теперь мы рассмотрим, как могут выглядеть альтернативные модели обменного курса.

1.5.1. Эффект счета текущих операций

В период фискальной экспансии, ведущей к укреплению валюты, также возникает дисбаланс счета текущих операций. Накопленная чистая внешняя задолженность отражается в счете текущих операций в виде уменьшения дохода по иностранным акти-

вам. Уменьшение чистых внешних активов в период дефицита счета текущих операций невозможно сбалансировать возвращением к начальному значению реального обменного курса, так как увеличившаяся задолженность будет приводить к дополнительному дефициту. Таким образом, чтобы восстановить баланс счета текущих операций, потребуется обесценение валюты до уровня выше первоначального.

Счет текущих операций можно представить в следующем виде. Пусть d – чистые внешние активы и i^* – норма дохода по чистым иностранным активам. Тогда выражение (1.1) обозначает профицит счета текущих операций или накопление иностранных активов:

$$\dot{d} = f(s - p, g) + i^* d. \quad (1.44)$$

Реальный обменный курс, обеспечивающий баланс счета текущих операций, зависит от нормы дохода по активам, от фискальной политики и от других шоков счета текущих операций. Таким образом, временный фискальный бум требует последующего перманентного реального обесценения. Вопрос реалистичности и количественной значимости данной перманентной реакции на временный дефицит рассматривается¹³ в теории торговли и называется «transfer problem». Анализ данной проблемы не будет полным без рассмотрения того, как будет финансироваться бюджетный дефицит. Фискальная экспансия приводит к росту бюджетного дефицита, который финансируется за счет увеличения долга. Этот долг, в свою очередь, в какой-то момент должен быть покрыт путем увеличения налогов. Если налогообложение будет достаточным для улучшения счета текущих операций при постоянных относительных ценах, тогда условия торговли изменяться не будут. Если рост налоговых доходов не покроет дефицит бюджета, то потребуется реальное обесценение.

1.5.2. Эффект портфеля активов

Другой перманентный эффект может возникнуть из-за воздействия фискального дисбаланса и дисбаланса счета текущих операций на относительное предложение активов. Предположим вопре-

¹³ Достаточно полное изложение предлагается в работе (Frenkel, Razin, 1986).

ки уравнению (1.19), что активы являются несовершенными субститутами, так что существует премия за риск:

$$i = i^* + s + \alpha(b - b^* - s), \quad (1.45)$$

где b и b^* – внутренняя и иностранная совокупные задолженности в национальной валюте.

Если дисбаланс счета текущих операций финансируется за счет увеличения внешнего долга, то потребуются обесценение валюты для корректировки этого увеличения, что связано с тем, что стоимость долга в иностранной валюте при этом уменьшится, и восстановится баланс портфеля с неизменной разностью доходностей. При прочих равных в период накопления долга можно ожидать перманентное обесценение обменного курса.

Реакция обменного курса на относительное предложение активов была рассмотрена в работах Frankel (см. например, (Frankel, 1986; Frankel, Froot, 1986)), где он показал, что относительное предложение активов в действительности не дает удовлетворительного объяснения разности доходностей.

1.5.3. Реальные активы

Стандартная модель остается чрезмерно упрощенной, даже если в нее включаются уравнения для сальдо счета текущих операций и премии за риск. Упрощение заключается в отсутствии рассмотрения капитала в портфеле, учета временного эффекта инвестиций в капитал и, таким образом, аспекта совокупного предложения в экономике.

Одновременно с дисбалансом счета текущих операций и результирующим изменением чистых иностранных активов имеет место процесс накопления капитала. Изменения в портфеле в ответ на изменения относительного совокупного предложения вызывают изменения в стоимости реальных активов и их относительной доходности. Поток инвестиций и изменения стоимости капитала потенциально доминируют над эффектом дисбаланса счета текущих операций.

Gavin (Gavin, 1986) показал, что включение фондового рынка в стандартную модель предполагает дополнительные важные каналы для объяснения динамики обменного курса. В то же время

включение фондового рынка сводит на нет всю простоту стандартной модели.

1.6. Модель портфеля активов

Отказ от традиционного описания спроса на деньги и от условия паритета процентных ставок на финансовом рынке могут привести к совершенно другим результатам, отличным от результатов монетарной модели. Разнообразные модели портфеля активов тщательно развивают эту идею, представляя международные рынки капитала подобно тому, как предложил Tobin (*Tobin, 1969*), для закрытой экономики. Хотя, в принципе, модель общего равновесия включает монетарные модели как частный случай, на практике в этих моделях особое внимание уделяется несовершенной заменяемости иностранных и национальных активов, эффекту благосостояния на спрос на активы и роли счета текущих операций в распределении благосостояния между странами. Рассмотрим одну из ранних моделей (см., например, (*Branson, 1976; Branson, Halttunen, Masson, 1979*)¹⁴), в которой, несмотря на возможность введения гибких или жестких цен для дополнения модели, цены не анализируются.

Резиденты страны размещают свое благосостояние (W) между тремя активами: национальные деньги (M), национальные приносящие процент активы (B) и иностранные облигации (F). Национальные деньги и облигации могут держать на руках только резиденты страны. Таким образом, полное благосостояние имеет вид:

$$W = M + B + SF, \quad (1.46)$$

где S – обменный курс.

Портфель активов может быть представлен в виде:

$$\begin{aligned} A^M(r, r^* + x(s), y, W) &= M \\ A^B(r, r^* + x(s), y, W) &= B, \\ A^F(r, r^* + x(s), y, W) &= SF \end{aligned} \quad (1.47)$$

¹⁴ Приведенный вариант модели взят из работы (*Backus, 1984*).

где $x(s) = E(s(+1)) - s$ – изменение обменного курса; A^* – функции спроса на активы; r и r^* – процентные ставки в стране и за рубежом соответственно; y – логарифм дохода.

При предположении положительного эффекта благосостояния и наличии только трансакционного спроса на деньги можно предположить следующие знаки частных производных (табл. 1.1).

Таблица 1.1

	r	$r^* + x(s)$	y	W
A^M	–	–	+	+
A^B	+	–	–	+
A^F	–	+	–	+
Сумма	0	0	0	1

При этом национальные и иностранные облигации являются совершенными субститутами, если все элементы левой нижней 2×2 подматрицы (с элементами по строкам A^B и A^F , по столбцам r и $r^* + x(s)$) бесконечно большие.

Со статическими ожиданиями, такими, что $x(s)$ экзогенно, три условия равновесия определяют две эндогенные переменные – r и S . Таким образом, обменный курс связан с экзогенными переменными:

$$S = S(M, B, F, r^* + x(s), y), \quad (1.48)$$

где, если $F > 0$, или, другими словами, страна является кредитором, $\frac{\partial S(\cdot)}{\partial M} > 0$, $\frac{\partial S(\cdot)}{\partial B} < \frac{\partial S(\cdot)}{\partial M}$, $\frac{\partial S(\cdot)}{\partial F} < 0$, $\frac{\partial S(\cdot)}{\partial(r^* + x(s))} > 0$ и

$\frac{\partial S(\cdot)}{\partial y} < 0$. Если $F < 0$, то все знаки меняются на противоположные.

Так как модель статическая, то ее решение при предположении рациональных ожиданий такое же при $x(s) = 0$, если не ожидается изменений экзогенных переменных в будущем.

Полезное расширение модели получается при введении процесса накопления иностранных активов через платежный баланс. С теоретической точки зрения это интересное расширение, потому что в модели появляются эффекты, связанные со счетом текущих операций. В простой версии этой модели¹⁵ все облигации являются совершенными субститутами. Как дальше будет показано, это влияет только на величину, а не на знак большинства результатов. В дискретном времени:

$$M(r^* + x(s), y, M + B + SF(-1)) = M \quad (1.49)$$

$$T(S, y, M + B + SF(-1) + Sr^*F(-1)) = S[F - F(-1)] \quad (1.50)$$

Уравнение (1.49) является условием равновесия на рынке денег с паритетом процентных ставок. Уравнение (1.50) описывает платежный баланс. Торговый баланс, как правило, зависит положительно от обменного курса, положительно от выпуска и от благосостояния на начало периода. Лаги переменной F возникают из-за рассмотрения дискретного аналога модели в непрерывном времени.

Линейная аппроксимация последних двух уравнений около стационарной точки ($S(+1) = S = S_e$ и $F = F(-1) = F_e$) имеет вид:

$$\begin{pmatrix} M_1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dS(+1) \\ dF \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -M_1 + M_3 F_e & M_3 \\ T_1 + (T_3 + r^*) F_e & 1 + (T_3 + r^*) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dS \\ dF(-1) \end{pmatrix} + \quad (1.51)$$

$$+ \begin{pmatrix} (1 - M_3)dM - M_3 dB - M_1 dr^* - M_2 dy \\ -T_3 dM - T_3 dB - F dr^* - T_2 dy \end{pmatrix}$$

где $dZ = Z - Z_e$ для любой переменной Z .

Стационарная точка является седлом. Долгосрочный равновесный обменный курс описывается следующей зависимостью:

$$S_e = S_e(M, B, r^*, y) \quad (1.52)$$

¹⁵ Полную версию такой модели см., например, в работах (Kouri, 1976; Dornbusch, Fischer, 1980).

где $S_{e1} > 0, S_{e2} = 0$ и $S_{e4} > 0$. Долгосрочный эффект r^* неоднозначен и зависит от соотношения эффекта процентной ставки и эффекта благосостояния в спросе на деньги и в счете текущих операций. Производная S_{e3} положительна при условии $F/T_3 > M_1/M_3$.

Краткосрочное решение можно найти, если использовать следующее выражение:

$$x(s) = w[S_e - S] \quad (1.53)$$

где w – коэффициент, равный 1 минус собственное значение матрицы уравнения (1.51), который обеспечивает стабильность решения.

Подстановка (1.53) в (1.49) в первом приближении дает:

$$S = S_e + [w(M_1 - M_3 F)]^{-1} \times \\ \times [(M_3 - 1)dM + M_3 dB + M_3 dF(-1) + M_1 dr^* + M_2 dY]. \quad (1.54)$$

В заключение S_e подставляется из уравнения (1.52) в уравнение (1.54). Если $M_1 - M_3 F < 0$, что всегда выполняется при отрицательных F , тогда решение:

$$S = S(M, B, F(-1), r^*, y) \quad (1.55)$$

имеет следующие частные производные $\frac{\partial S(\cdot)}{\partial M} > 0$,

$\frac{\partial S(\cdot)}{\partial B} = \frac{\partial S(\cdot)}{\partial F(-1)} < 0$. В модели появляется эффект «перелета» в том

смысле, что $S_1 > S_{e3}$. Если S_{e3} положительно, то и S_4 – тоже. Эффект дохода неопределен: долгосрочный и краткосрочный эффекты имеют разные знаки. Еще больше неоднозначности появляется, если рассматривать страну в качестве чистого должника.

Еще одна модель портфеля активов основана на работе Обстфельда (*Obstfeld, 1982*). В этой работе предполагается, что нерезиденты держат национальные облигации. В модели допускается ряд упрощающих предположений, чтобы сделать ее пригодной для эмпирической проверки. Если опустить уравнение спроса на

иностранные облигации и исключить эффект благосостояния на внутренние активы, модель примет вид:

$$M[r, r^* + x(s), y] = M, \text{ где: } M_1, M_2 < 0; M_3 > 0,$$

$$B[r, r^* + x(s), y] + SB^*[r - x(s), r^*, y^*] = B, \quad (1.56)$$

где: $B_1 > 0; B_2, B_3 < 0; B_1^* < 0; B_2^*, B_3^* > 0$

где y^* – логарифм дохода за границей; B^* – вложения нерезидентов в национальные облигации.

Как и раньше, два уравнения определяют эндогенные переменные r и S :

$$S = S(M, B, r^*, y, y^*), \quad (1.57)$$

причем $S_1 > S_2 > 0, S_3 > 0, S_4 < 0$ и $S_5 > 0$ при условии, что нерезиденты держат на руках положительное число национальных облигаций, т.е. B^* положительно. Если не ожидается изменений в будущем, решение модели с рациональными ожиданиями такое же, с $x(s) = 0$. Модель портфеля активов – уравнения (1.48), (1.55), (1.57), как и монетарные модели, свидетельствует о том, что денежная экспансия ведет к обесценению национальной валюты, если чистые запасы иностранных активов положительны. В отличие от монетарных моделей, в которых деньги влияют на обменный курс через цены, в модели портфеля активов обменный курс непосредственно влияет на спрос на активы, что связано с изменением стоимости иностранных активов. Если позиция по чистым иностранным активам отрицательна, то из модели портфеля активов, представленной уравнениями (1.48) и (1.55), следует, что денежная экспансия вызывает укрепление национальной валюты. В версии модели Обстфельда такого вывода нет, потому что в этой модели нерезидентам разрешается держать национальные активы.

1.6.1. Влияние операций центрального банка на обменный курс

Результирующие модели портфеля активов могут быть использованы при рассмотрении возможных эффектов стерилизованных интервенций, проводимых центральным банком, или эффектов

дисбаланса счета текущих операций. Интервенции представляют собой изменение в предложении активов и, следовательно, ведут к изменению обменного курса. К примеру, покупка центральным банком иностранных активов ведет к росту цены иностранной валюты, т.е. к ее укреплению. Изменение счета текущих операций приводит к изменению предложения активов. Следовательно, профицит счета текущих операций ведет к росту предложения иностранных активов и, таким образом, уменьшает их цену, что означает укрепление национальной валюты.

В данном разделе представлен краткий обзор литературы, посвященной описанию влияния интервенций центрального банка на обменный курс¹⁶.

Разделяют два основных канала, через которые стерилизованные интервенции могут влиять на обменный курс: портфельный и информационный (или канал сигнализирования). Как было показано ранее, интервенции влияют на обменный курс через портфельный канал, если государственные облигации не являются совершенными субститутами. Таким образом, изменение резервов центрального банка приводит к тому, что инвесторы переоценивают свои портфели национальных и иностранных активов¹⁷. Поскольку объем интервенций, как правило, мал по сравнению с оборотом валютного рынка, многие авторы (см., например, *Rogoff, 1984*) со скептицизмом относятся к тому, что интервенции могут оказывать значительное влияние через портфельный канал. Во многих исследованиях не были найдены доказательства работы этого канала или он оказался слабым (*Dominguez, Frankel, 1993a; Evans, Lyons, 2001; Ghosh, 1992*).

Центральный банк может также влиять на обменный курс с использованием интервенций, изменяя представление агентов о поведении фундаментальных переменных, влияющих на обменный курс. Этот механизм называется каналом сигнализирования (*Mussa, 1981*). Основная идея заключается в том, что агенты могут

¹⁶ Исчерпывающий обзор см.: (*Sarno, Taylor, 2001; Dominguez, Frankel, 1993b; Edison, 1993; Кадочников, 2003*).

¹⁷ Портфельный канал работает не только в том случае, если облигации не являются совершенными субститутами, но и в том, если не выполняется рикарданская эквивалентность.

рассматривать интервенции как сигнал о будущей кредитно-денежной политике. Таким образом, изменения в ожиданиях, касающихся будущего поведения переменных, воздействующих на обменный курс, таких как относительное предложение денег, будут действовать на обменный курс уже сейчас. Dominquez и Frankel (*Dominquez, Frankel, 1993b*) нашли, что воздействие интервенций на обменный курс через канал сигнализирования значительно сильнее, чем через портфельный канал. Несмотря на доказательство наличия канала сигнализирования, некоторые авторы (*Fatum, Hutchison, 1999*) не смогли найти доказательств явной связи между интервенциями и будущей кредитно-денежной политикой, в то время как Lewis (*Lewis, 1995; Kaminsky, Lewis, 1996*) показал, что иногда эти факторы работают в противоположных направлениях.

Многие центральные банки не анонсируют публично свои интервенции. При проведении анализа канала сигнализирования многие экономисты ставят под сомнение такую политику¹⁸. Однако на самом деле интервенции не являются полностью секретными. Dominquez и Frankel (*Dominquez, Frankel, 1993b*) показали, что о большинстве интервенций, особенно о самых крупных, становится известно. Центральные банки могут выбирать различные способы проведения интервенций, начиная с прямых операций с коммерческими банками и заканчивая торговыми операциями через брокеров, таким образом контролируя уровень секретности своих действий.

В одной из первых работ (*Branson, Halttunen, Masson, 1979*), посвященных эмпирическому исследованию портфельной модели, было показано, что такая модель плохо выполняется даже внутри выборки. Даже при более тщательном измерении предложений активов результаты эмпирической проверки оставляли желать лучшего. К примеру, Backus (*Backus, 1984*) показал, что модель портфеля активов хорошо выполняется, но основной вклад в объяснение изменений обменного курса дают переменные дохода, а не переменные, отражающие запасы активов. В конце концов, было найдено слабое влияние счета текущих операций на обменный курс в США.

¹⁸ В (*Bhattacharya, Weller, 1997; Vitale, 1999*) разработаны модели, в которых поддержка закрытости информации об интервенциях представляется рациональной.

Следует отметить, что в некоторых исследованиях (см. *(Baillie, Osterberg, 1997; Lewis, 1995)*) не рассматривается вопрос эндогенности интервенций и обменного курса, а в оцениваемую модель включаются только лагированные значения интервенций. В то время как интервенции могут иметь эффект на следующие периоды после начальной сделки, невключение в модель переменной, характеризующей текущие интервенции, не позволяет оценить немедленный эффект интервенций и, вероятно, дает смещенные оценки других коэффициентов. В других исследованиях (*Kaminsky, Lewis, 1996; Kim, Kortian, Sheen, 2000*), рассматривающих текущие интервенции, как правило, получается неправильный знак перед этой переменной, означающий, что покупка центральным банком национальной валюты приводит к ее обесценению. Как было отмечено, этот факт отражает поведение центрального банка по принципу «наклоняйся против ветра» («lean against the wind»), т.е. центральный банк снижает резервы тогда, когда наблюдается тенденция к обесценению национальной валюты, и, наоборот, скупает резервы, когда валюта имеет тенденцию укрепляться. На самом деле незначимые и имеющие неправильный знак коэффициенты, полученные в предыдущих работах, могут указывать на то, что для получения точных оценок влияния интервенций на обменный курс необходимо учитывать текущий эффект интервенций и принимать во внимание эндогенность этих переменных.

1.7. Эмпирические оценки структурных моделей обменных курсов

Переход большинства стран к плавающим обменным курсам в 1970-х годах сопровождался публикацией множества теоретических работ для объяснения наблюдаемой высокой волатильности курсов валют. При этом наиболее популярны для анализа динамики обменного курса были монетарные модели, рассмотренные в предыдущем разделе. В большинстве работ проверялась адекватность этих моделей и исследовалась прогностическая способность. В данном разделе представлен обзор основных работ, посвященных описанию динамики и прогнозированию обменного курса.

1.7.1. Эмпирическая проверка закона паритета покупательной способности

Согласно различным оценкам, скорость сходимости к PPP очень маленькая, отклонения от PPP затухают приблизительно на 15% в год (Rogoff, 1996). Отклонения от PPP являются большими и волатильными в краткосрочной перспективе. В результате возникает загадка PPP: каким образом можно согласовать значительную краткосрочную волатильность реальных обменных курсов с маленькой скоростью затухания шоков? Основные объяснения краткосрочной волатильности заключаются в наличии финансовых факторов – таких, как изменения в портфельных предпочтениях, краткосрочные пузыри в ценах активов и монетарные шоки. Такие шоки могут иметь значительный эффект на реальную экономику при наличии номинальной жесткости цен и заработных плат. Тем не менее оценки периода полузатухания были получены в периодах от 3 до 5 лет, а наличие только краткосрочной жесткости цен означало бы выполнение паритета покупательной способности на периодах от 1 до 2 лет, когда цены и зарплаты приспособятся к шоку. Если реальные шоки (например, шоки в предпочтениях и технологии) являются доминирующими, то несложно получить маленькую скорость приспособления. Но в существующих моделях подобного рода, основанных на реальных шоках, невозможно получить краткосрочную волатильность обменных курсов. Как было отмечено выше, существует множество препятствий для выполнения закона единой цены, и, таким образом, паритет покупательной способности отвергается по крайней мере в некоторых исследованиях. Frenkel (Frenkel, 1978) тестировал PPP на периоде с 1921 по 1925 г. для обменных курсов доллара США к фунту стерлингов, французского франка к доллару США и французского франка к фунту стерлингов с использованием следующих регрессионных уравнений:

$$\begin{aligned} s_t &= \alpha + \beta p_t - \beta^* p_t^* - \text{абсолютный PPP}, \\ \Delta s_t &= \alpha + \beta \Delta p_t - \beta^* \Delta p_t^* - \text{относительный PPP}. \end{aligned} \tag{1.58}$$

PPP выполняется, если $\alpha = 0$ и $\beta = \beta^* = 1$. Frenkel нашел доказательства для обеих версий PPP, кроме обменного курса доллара

США к фунту стерлингов (*Frenkel, 1981*). Он пришел к совершенно другим результатам, используя помесечные данные за 1973–1979 гг. для курсов: доллар США – фунт стерлингов, доллар США – французский франк, доллар США – немецкая марка, фунт стерлингов – немецкая марка и французский франк – немецкая марка (см. табл. 1.2). Оценки коэффициентов для обменных курсов доллар США – фунт стерлингов и доллар США – французский франк оказались незначимы и значимо отличны от нуля для курса доллар США – немецкая марка. Для последних двух курсов PPP не отвергается. Frenkel предложил этому несколько объяснений:

- транспортные издержки намного меньше для соседних стран, чем между европейскими странами и США;
- изменения в торговой политике и нетарифных барьерах (импортных квотах) были более стабильны в Европе, чем между Европой и США;
- обменные курсы в рамках Европейского валютного соглашения¹⁹ были более стабильны.

Таблица 1.2

Оценка паритета покупательной способности

Зависимая переменная $\ln S_i$	USD/GBP	USD/FRF	USD/DEM	GBP/DEM	FRF/DEM
$\ln(P_w / P_w^*)$	0.165 (0.507)	0.184 (0.374)	1.786 (0.230)	0.821 (0.144)	-0.026 (0.487)
$\ln(P_c / P_c^*)$	1.070 (0.897)	-1.070 (0.817)	2.217 (0.263)	0.965 (0.197)	1.180 (0.327)

Примечание. $\ln(P_w / P_w^*)$ и $\ln(P_c / P_c^*)$ – логарифмы отношения индекса оптовых цен и индекса прожиточного минимума соответственно. В скобках указаны стандартные отклонения.

Источник: (*Frenkel, 1981*).

¹⁹ Данное Соглашение обеспечивало создание многосторонней системы расчетов и Европейского фонда. Основная роль такой системы расчетов заключалась в том, чтобы центральный банк каждого государства-участника мог производить расчеты в долларах по заранее известному валютному курсу, в пределах положительного сальдо этих расчетов в валюте любого другого государства – участника Соглашения. Это гарантировало каждому государству успешное регулирование колебаний курса его валюты в умеренных и устойчивых пределах. В соответствии с Соглашением каждое государство-участник в случае изменения курса своей валюты брало на себя обязательство обеспечить урегулирование расчетов по официальному непогашенному сальдо в своей валюте в прежних пределах колебаний ее курса.

PPP можно также проверять с помощью реального обменного курса, который определяется как номинальный курс, взвешенный относительным уровнем цен. Если PPP выполняется, то этот курс должен быть константой²⁰ и не зависеть от номинального обменного курса. Однако, как мы видели раньше, в связи с наличием трансакционных издержек обменный курс будет отклоняться от уровня определяемого PPP. Следует протестировать, является ли реальный обменный курс сходящимся к среднему (mean-reverting), подразумевая, что возмущения компенсируются в долгосрочном периоде.

Abuaf и Jorion (*Abuaf, Jorion, 1990*) показали, что реальный обменный курс хорошо описывается процессом AR(1) с коэффициентом, немного меньшим 1. Следовательно, реальный обменный курс не следует случайному блужданию, т.е. PPP выполняется в долгосрочной перспективе. В противоположность этому в данном исследовании номинальный обменный курс хорошо аппроксимируется случайным блужданием. Это означает, что причиной долгосрочной стабильности являются цены.

Lothian и Taylor (*Lothian, Taylor, 1996*) использовали временные ряды для реальных курсов французского франка к фунту стерлингов за период с 1805 по 1990 г. и доллара США к фунту стерлингов за период с 1791 по 1990 г. Они отвергли гипотезу о наличии единичного корня для обоих временных рядов, что означает выполнение PPP в долгосрочном периоде. Cuddington и Lian (*Cuddington, Lian, 2000*) использовали те же данные, но с большим количеством лагов в расширенном тесте Dickey–Fuller. Они подтвердили отсутствие единичного корня для временного ряда курса французский франк – фунт стерлингов, но не смогли отвергнуть гипотезу о наличии единичного корня для временного ряда курса доллар США – фунт стерлингов. Возможным объяснением может быть географическое расстояние между Великобританией и США, что означает большие транспортные издержки, и, следовательно, закон единой цены более точно выполняется для географически близких стран.

Glen (*Glen, 1992*) тоже показал, что реальный обменный курс не является случайным блужданием. Но он нашел доказательство схождения к среднему, только на временных горизонтах больших,

²⁰ В случае абсолютного PPP реальный обменный курс должен быть равен 1.

чем 32 месяца, используя данные для периода с 1973 по 1988 г. для обменных курсов 9 стран против доллара США.

MacDonald и Marsh (*MacDonald, Marsh, 1999*) исследовали, как выполняется PPP вне выборки. Они использовали динамическую модель коррекции ошибки для следующих обменных курсов на периоде с 1974 по 1989 г.: фунт стерлингов – доллар США, немецкая марка – доллар США, фунт стерлингов – немецкая марка, итальянская лира – немецкая марка, французский франк – немецкая марка. Сравнивая их прогнозы на 1, 3, 6, 12 и 24 месяца со случайным блужданием, авторы показали, что относительный PPP выполняется не лучше, чем случайное блуждание на временном горизонте в 1 месяц, согласно статистическим критериям RMSE (Root Mean Squared Error) и MAE (Mean Absolute Error). Однако с увеличением горизонта прогнозирования модель PPP работает лучше, чем случайное блуждание. MacDonald и Marsh также отмечают, что результаты получаются разными в зависимости от выбранного индекса цен. Для курса фунт стерлингов – доллар США, к примеру, случайное блуждание выполняется хуже, чем PPP, с использованием индекса потребительских цен, в то время как для курса фунт стерлингов – немецкая марка PPP лучше работает только с использованием индекса оптовых цен.

В целом эмпирические результаты не дают ясного ответа на вопрос о выполнении или невыполнении относительного и абсолютного PPP. Некоторые работы говорят в пользу PPP, некоторые, напротив, отвергают. Вероятнее всего, PPP выполняется для географически близких стран, что может быть объяснено сравнительно меньшими трансакционными издержками.

1.7.2. Эмпирическая проверка закона паритета процентных ставок

С теоретической точки зрения, паритет процентных ставок (далее: CIP – покрытый паритет процентных ставок, UIP – непокрытый паритет процентных ставок) должен выполняться, потому что если он не выполняется, то инвесторы могут получить выгоду с арбитража, не подвергаясь излишнему риску.

В своей работе Frenkel и Levich (*Frenkel, Levich, 1975*) тестировали покрытый паритет процентных ставок на значимость отклоне-

ния от CIP. Они показали, что существуют отклонения от CIP, которые можно приписать наличию трансакционных издержек. Можно рассматривать эти издержки как своего рода область вокруг равновесия, внутри которой арбитраж невыгоден. Это означает отсутствие неиспользованных возможностей получения прибыли. Авторы констатировали, что некоторые отклонения, которые нельзя приписать к трансакционным издержкам, могут быть связаны с различными налоговыми режимами, с государственным регулированием, с политическими рисками или с разностью во времени между наблюдением возможности получения прибыли и применением стратегии для ее получения. В других исследованиях также было найдено бесприбыльное отклонение от CIP.

Fratianni и Wakeman (*Fratianni, Wakeman, 1982*) в своей работе пришли к выводу, что арбитражная прибыль отсутствует для рынка европейских валют в период с 1967 по 1980 г. Используя МНК-оценки регрессионного уравнения (1.2), они получили, что трансакционные издержки отвечают за отклонения.

Cosander и Laing (*Cosander, Laing, 1981*) тестировали следующее уравнение:

$$\frac{F_t - S_t}{S_t} = a + b \frac{(i_t - i_t^*)}{1 + i_t^*} \quad (1.59)$$

и нашли, что для временного промежутка 1962–1978 гг. для обменных курсов немецкой марки к доллару США и доллара США к фунту стерлингов константа a незначимо отличается от нуля, и коэффициент b близок к 1, что также согласуется с областью вокруг CIP, обусловленной трансакционными издержками.

Frenkel (*Frenkel, 1981*) тестировал непокрытый паритет процентных ставок, регрессируя спот-обменный курс на форвардный обменный курс:

$$s_{t+1} = a + bf_t + v_{t+1} \quad (1.60)$$

для обменных курсов доллара США по отношению к французскому франку, немецкой марке и фунту стерлингов на периоде с 1973 по 1979 г. Он показал, что его результаты согласуются с UIP. Однако существует критика его подхода, связанная с тем, что в подобных оценках необходимо использовать стационарные ряды. Frenkel не

учел этого в своей работе, поэтому к его выводам нужно относиться крайне осторожно.

Для решения проблемы наличия единичного корня Cumby и Obstfeld (*Cumby, Obstfeld, 1984*) вычли из обеих частей уравнения спот-обменный курс, чтобы получить стационарные в разностях временные ряды, и тестировали гипотезы $a = 0$ и $b = 1$ для следующего уравнения:

$$s_{t+1} - s_t = a + b(f_t - s_t) \quad (1.61)$$

Они использовали данные за период с 1976 по 1981 г. для обменных курсов доллара США по отношению к фунту стерлингов, немецкой марке, швейцарскому франку, канадскому доллару и японской иене. Их результатом было отвержение непокрытого паритета процентных ставок.

В других исследованиях первым шагом в тестировании UIP является предположение о формировании ожиданий. Cumby и Obstfeld (*Cumby, Obstfeld, 1981*) в предположении рациональных ожиданий преобразовали формулу (1.4) к виду:

$$s_{t+1} - s_t - i_t + i_t^* = V_t \quad (1.62)$$

Все переменные в левой части этого уравнения наблюдаемы, следовательно, UIP можно тестировать, исследуя, является ли V_t белым шумом. Если инвесторы отрицательно относятся к риску, то V_t – не только ошибка в ожиданиях, она включает премию за риск, которая отвечает за отклонение от предположения о равенстве разности процентных ставок и ожидаемого увеличения обменного курса. В своей работе авторы тестировали это на временном интервале 1974–1980 гг. для обменных курсов доллара США по отношению к канадскому доллару, французскому франку, немецкой марке, швейцарскому франку, фунту стерлингов и голландскому гульдену. В результате непокрытый паритет процентных ставок был отвергнут для всех обменных курсов, за исключением курса доллара США к фунту стерлингов. Было найдено, что отклонения от UIP очень коррелированы, что может служить доказательством существования премии за риск.

Существует ряд работ, посвященных непокрытому паритету процентных ставок, и во всех них UIP решительно отвергается (см.,

например, (Cumby, Obstfeld, 1984)). Наиболее общим аргументом является предположение равенства форвардного курса ожидаемому спот-курсу и, таким образом, отсутствие премии за риск. Другая причина отвержения UIP может быть связана с предположением о рациональности используемых для эконометрической проверки ожиданий, которое может не соблюдаться.

1.7.3. Тестирование объясняющей способности монетарных моделей

Для того чтобы тестировать монетарные модели, исследователи (см., например, (Meese, Rogoff, 1983)) обычно используют следующее регрессионное уравнение:

$$s_t = a_0 + a_1(m_t - m_t^*) + a_2(y_t - y_t^*) + a_3(i_t - i_t^*) + a_4(\pi_t - \pi_t^*) + u_t \quad (1.63)$$

Допустим, что a_1 положительно, тогда как во многих исследованиях предполагается, что обменный курс является однородным первого порядка по предложению денег, что означает $a_1 = 1$. Коэффициент a_2 должен иметь отрицательное значение, a_3 – положительное, a_4 равен 0 для монетарной модели с гибкими ценами и положительный для модели Dornbusch–Frankel.

Один из первых тестов монетарной модели с гибкими ценами был проведен в работе (Frenkel, 1976) для периода гиперинфляции в Германии в 1920–1923 гг. для обменного курса немецкой марки к доллару США. При этом в работе было найдено подтверждение этой модели.

Также монетарная модель с гибкими ценами хорошо работала для 1970-х и 1980-х годов. В работе (Frankel, 1979) было показано, что модель разницы реальных процентных ставок очень хорошо выполняется на периоде с 1974 по 1978 г.

Исследования на данных после 1978 г. не дали удовлетворительных результатов. Полученные коэффициенты имели либо неправильные знаки, либо были статистически незначимы. Одной из причин такого результата могли быть пропущенные переменные. Frankel включил в модель национальное и заграничное благосостояния в функции спроса на деньги, которые определялись как

сумма государственного долга и профицита счета текущих операций. Он получил достаточно хорошие результаты для курса немецкой марки к доллару США, что объяснялось тем, что в то время Германия имела профицит счета текущих операций.

Cheung, Chinn и Pascual (*Cheung, Chinn, Pascual, 2002*) провели оценку ряда моделей и не выявили, что какая-либо отдельная модель хорошо описывает данные. Результаты оценки монетарной модели с жесткими ценами в уровнях приведены в *табл. 1.3*. Оценки коэффициентов для фунта стерлингов не соответствуют предсказаниям модели. Коэффициенты перед переменными, отражающими предложение денег, инфляцию и доход, имеют неправильный знак (хотя последние два и незначимы). Только коэффициент при процентной ставке значим и имеет правильный знак. Напротив, оценки для иены и французского франка согласуются с монетарной моделью. Деньги и инфляция имеют знак, соответствующий модели, в то время как при процентной ставке правильный знак был получен только для иены. Для канадского доллара коэффициенты в значительной мере соответствуют монетарной модели, хотя статистически значимый коэффициент при доходе имеет неправильный знак.

Таблица 1.3

Оценки эластичностей в уравнении монетарной модели определения обменного курса с жесткими ценами, в уровнях

	Знак	GBP/USD	CAD/USD	DEM/USD	CHF/USD	JPY/USD
Денежная масса	[+]	-2.89*	1.10*	2.14*	3.61*	1.29
		(1.01)	(0.25)	(0.74)	(0.74)	(0.96)
Доход	[-]	1.64	9.70*	0.93	-1.10	0.77
		(3.94)	(1.87)	(1.87)	(1.72)	(1.97)
Процентная ставка	[-]	-19.49*	-6.44*	-5.86	2.09	-17.11*
		(4.01)	(3.27)	(4.14)	(5.73)	(4.72)
Инфляция	[+]	-7.11	10.74*	24.29*	40.96*	26.56*
		(4.60)	(3.11)	(4.27)	(6.79)	(4.03)

* Значимое отличие от нуля на 5%-м уровне значимости.

Примечание. В работе модель оценивается в виде модели коррекции ошибки и в разностях, здесь приведены оценки модели коррекции ошибки.

Источник: (*Cheung, Chinn, Pascual, 2003*).

Результаты оценки поведенческой модели обменного курса представлены в табл. 1.4²¹. Хотя в некоторых случаях знаки коэффициентов являются правильными, ни один из коэффициентов не показывает правильный знак для всех трех обменных курсов. Оценка модели в первых разностях не улучшает результаты, и многие статистически значимые коэффициенты имеют знаки, не соответствующие предсказаниям модели.

Таблица 1.4

Оценки эластичностей в уравнении поведенческой модели, в уровнях (уравнение (1.40))

	Знак	GBP/USD	CAD/USD	DEM/USD
Относительная цена	[-]	1.27* (0.38)	-1.05* (0.34)	-9.38* (1.36)
Реальная процентная ставка	[-]	-3.13* (1.07)	2.03* (0.91)	-2.37 (2.09)
Долг	[+]	-1.06* (0.30)	-2.62* (0.51)	0.04 (0.72)
Условия торговли	[-]	-0.92 (0.82)	0.75* (0.24)	-0.13 (1.04)
Чистые иностранные активы	[-]	5.65* (0.56)	-1.39* (0.40)	-4.88* (0.76)

* Значимое отличие от нуля на 5%-м уровне значимости.

Примечание. В работе модель оценивается в виде модели коррекции ошибки и в разностях, здесь приведены оценки модели коррекции ошибки.

Источник: (Cheung, Chinn, Pascual, 2003).

1.7.4. Эмпирическая проверка модели портфеля активов

В этом подразделе приводятся результаты оценки модели портфеля активов (табл. 1.5). Оценки уравнения с зависимой переменной в различной функциональной форме дали знаки коэффициентов, предсказываемые теорией при положительном F (см. раздел 1). Тем не менее, значение F было отрицательным почти на всем рассматриваемом периоде, что свидетельствует о слабом выполнении модели. Другие две модели хорошо описываются

²¹ Модели для швейцарского франка и японской иены не оценивались из-за отсутствия квартальных данных по государственному долгу и чистым иностранным активам.

данными (сравнение ведется по функции правдоподобия, потому что она, в отличие от R^2 , приведена в сопоставимый вид).

Несмотря на отрицательные результаты основной работы Meese и Rogoff (*Meese, Rogoff, 1983a*), которые свидетельствуют о неспособности монетарных моделей предсказывать обменный курс лучше, чем случайное блуждание, многие исследователи пытались модифицировать модели и использовать более изощренный эконометрический инструментарий с целью получить удовлетворительные результаты. Тем не менее результаты последующих работ также не обеспечивают необходимый базис для определения обменного курса. Это может быть вызвано рядом особенностей, возникающих в процессе тестирования монетарных моделей. Многие авторы игнорировали возможную проблему одновременности. Почти во всех оценках ошибки являются автокоррелированными. Это свидетельствует о неправильной спецификации монетарных моделей, которая может быть связана либо с пропущенными переменными, либо с неправильной динамической структурой.

Недостаточная объясняющая способность монетарных моделей обменного курса может быть связана с некорректными теоретическими предположениями, используемыми при построении моделей. Как мы видели ранее, непокрытый паритет процентных ставок эмпирически отвергается. Более того, как было показано, паритет покупательной способности также не выполняется, особенно в краткосрочном периоде, как предполагается в модели с гибкими ценами. Кроме того, уравнение (3.7) нестабильно и имеет структурный сдвиг на оценочном периоде 1973–1981 гг.

Другое возможное объяснение плохого соответствия моделей реальной динамике обменных курсов заключается в том, что не рассматривается нелинейность. Если обменный курс в действительности определяется макроэкономическими фундаментальными переменными, но реальные зависимости от экзогенных макроэкономических переменных носят нелинейный характер, то линейные модели обменного курса будут заведомо некорректно специфицированными. В то же время Meese и Rose (*Meese, Rose, 1990*) не нашли подтверждения нелинейности для фиксированных обменных курсов с использованием непараметрических оценок.

Таблица 1.5

Оценки модели портфеля активов

Переменная	Уравнение (1.48) Зависимая переменная S	Уравнение (1.48) Зависимая переменная $\ln S$	Уравнение (1.55) Зависимая переменная $\ln S$	Уравнение (1.57) Зависимая переменная $\ln S$
$M(\times 10^{-5})$ (t -стат.)	0.971 (1.08)	0.914 (1.13)	0.889 (1.11)	0.975 (1.43)
$B(\times 10^{-3})$ (t -стат.)	0.333 (0.18)	0.176 (0.10)	0.201 (0.12)	1.200 (1.81)
$F(\times 10^{-2})$ (t -стат.)	-0.473 (1.24)	-0.463 (1.28)		
$F(-1)(\times 10^{-2})$ (t -стат.)			-0.463 (1.20)	
$r^*(\times 10^{-2})$ (t -стат.)	0.276 (1.33)	0.235 (1.20)	0.182 (0.99)	0.036 (0.23)
y (t -стат.)	-0.570 (2.37)	-0.544 (2.38)	-0.508 (2.24)	-0.942 (4.16)
y^* (t -стат.)				0.752 (3.69)
$\ln L$	92.41	92.52	92.54	98.78
R^2	0.892	0.887	0.887	0.917

Примечание. Оценки приведены для обменного курса канадского доллара по отношению к доллару США. Число рядом с объясняющей переменной указывает на порядок оцененного коэффициента, т.е., к примеру, коэффициент при M в первом уравнении равен 0,00000917. В скобках указаны t -статистики.

Источник: (Backus, 1984).

Meese и Rose показали, что включение нелинейности в существующие структурные модели определения плавающего обменного курса не улучшают их. У них не получилось найти такое нелинейное преобразование фундаментальных переменных, которое могло улучшить взаимосвязь этих переменных и обменного курса по сравнению с линейными моделями.

В ранее оцениваемых моделях почти никогда не рассматривалась динамическая структура – в том смысле, что при оценках мо-

делей обменных курсов не использовались лагированные переменные. А, как уже было отмечено ранее, использование механизма коррекции ошибки, к примеру, может улучшить оценки модели.

Неиспользование лагов может также вызвать проблемы в отношении функции спроса на деньги. Woo (Woo, 1985) утверждает, что в функцию спроса на деньги должны быть включены лагированные переменные денег для того, чтобы смоделировать последовательное изменение денежных остатков. Schinasi и Swamy (Schinasi, Swamy, 1989) показали, что добавление лагов зависимой переменной улучшает выполнение монетарной модели с гибкими ценами и модели разницы реальных процентных ставок для обменных курсов иены к доллару США, немецкой марки к доллару США и фунта стерлингов к доллару США, а также для модели Hooper–Morton для первых двух курсов, но не для фунта стерлингов к доллару США.

Долгое время исследователи не обращали внимания на свойства временных рядов, что также приводило к недостаточно хорошим оценкам монетарных моделей обменных курсов. Также игнорировался вопрос экзогенности. Можно поставить под сомнение экзогенность переменных, входящих в правую часть уравнений обменного курса. При моделировании обменного курса необходимо учитывать, что предложение денег зависит от обменного курса, если центральный банк проводит интервенции в ответ на движение обменного курса. Более того, центральный банк не определяет предложение денег экзогенно, а изменяет его в зависимости от краткосрочной процентной ставки. С эконометрической точки зрения эта проблема может быть решена путем использования инструментальных переменных, но подбор подходящих инструментов также является непростой задачей.

1.8. Выводы

В этом разделе были представлены некоторые наиболее распространенные структурные модели обменных курсов, построенные в предпосылках, которые выполняются в развитых странах. К ним относятся такие базовые теоретические концепции, как паритет покупательной способности и паритет процентных ставок, монетарные модели определения обменного курса, а именно монетарные модели с гибкими ценами, с жесткими ценами и модель

разницы реальных процентных ставок. Были рассмотрены модель, учитывающая разницу производительностей, и одна из поведенческих моделей обменного курса. Также были представлены модели, считающиеся основой макроэкономических моделей обменного курса: модель Mundell–Fleming и модель портфеля активов.

Среди основных переменных оказывающих влияние на динамику обменного курса валют двух стран можно выделить: уровни цен, объемы денежных масс, валовых внутренних продуктов, соотношение ставок процентов, соотношение темпов инфляции, соотношение производительностей. Также на динамику обменного курса оказывают влияние сальдо платежного баланса, объем государственного долга, изменения в составе портфеля активов и соотношения доходностей национальных и иностранных активов.

Необходимо отметить, что все теоретические структурные модели обменных курсов были построены для малых открытых экономик при предположении о совершенной мобильности капитала, отсутствии торговых барьеров и т.п. Однако данные предпосылки плохо применимы к странам с переходными экономиками. Поэтому при выборе оптимальной политики обменного курса в переходных экономиках структурные модели обменных курсов, построенные для развитых экономик, должны применяться с крайней осторожностью. Большинство исследователей полагают, что для описания поведения обменных курсов в переходных экономиках необходимо использовать опыт развивающихся стран, которые имеют общие черты с переходными экономиками – в частности, неразвитые финансовые рынки и торговые барьеры. Поведение обменного курса в переходных экономиках имеет следующие характерные особенности:

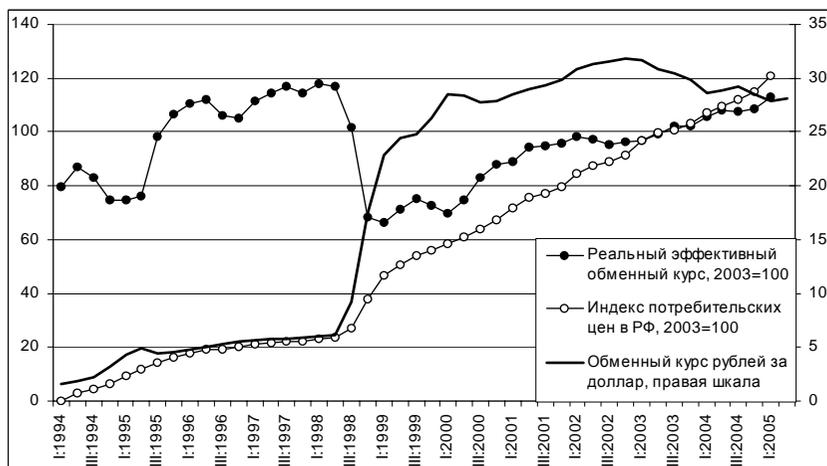
- 1) независимо от выбранного режима обменного курса национальная валюта в реальном выражении постоянно дорожает, как только происходит либерализация экономики;
- 2) не наблюдается видимой связи между поведением номинального и реального обменных курсов.

Тем не менее некоторые страны с переходной экономикой, например РФ, в настоящее время обладают значительной мобильностью капитала, а торговые барьеры не играют значительной роли, поэтому оценки структурных моделей обменных курсов могут, по нашему мнению, давать приемлемые результаты.

2. Постановка задачи

Основной задачей данного исследования является обзор существующих структурных моделей, оценка на российских данных и выбор из них наиболее хорошо описывающих динамику обменного курса рубля. В соответствии с этой задачей в первой части данного раздела анализируется динамика основных показателей, которые оказывали влияние на обменный курс рубля, во второй части описываются структурные модели обменных курсов и обсуждаются основные предпосылки. В следующем разделе дается обзор работ, посвященных эмпирическим оценкам некоторых структурных моделей обменных курсов, и оценка этих моделей на российских данных.

Рассмотрим динамику обменного курса доллара США (руб. за 1 долл.)²² и основных показателей, которые оказывали на него влияние.



Источники: Госкомстат РФ, Центральный банк РФ, расчеты авторов.

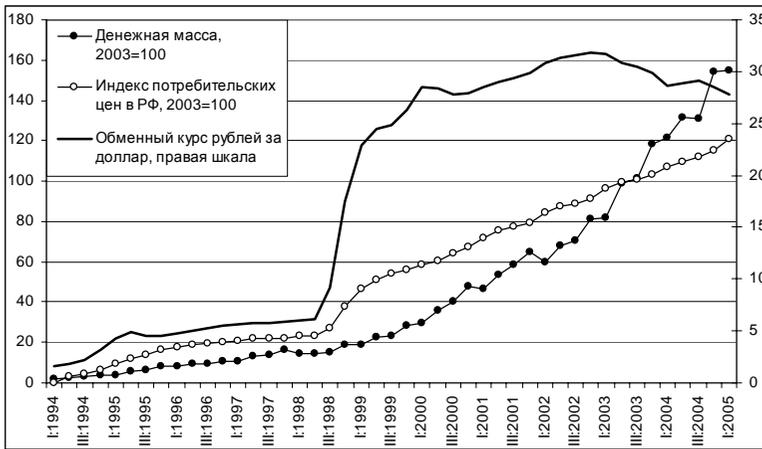
Рис. 2. 1. Номинальный обменный курс, индекс потребительских цен и реальный эффективный курс РФ

²² Здесь и далее, когда мы говорим о номинальном курсе, имеем в виду обменный курс доллара (руб. за 1 доллар США).

На *рис. 2.1* представлена динамика обменного курса доллара США (руб. за 1 долл.), индекса потребительских цен и реального обменного курса рубля. Динамика номинального обменного курса до кризиса 1998 г. в целом соответствовала динамике индекса потребительских цен. С начала 1994 г. рост обменного курса несколько опережал рост цен, что приводило к реальному ослаблению рубля. Далее начиная со II квартала 1995 г. и заканчивая I кварталом 1996 г. наблюдалось снижение номинального обменного курса, что привело к резкому укреплению реального эффективного обменного курса. В результате финансового кризиса и девальвации в III–IV кварталах 1998 г. номинальный обменный курс вырос с 6 до 23 руб. за 1 долл. в I квартале 1999 г. Далее рост номинального курса замедлился. Локальные максимумы наблюдались в I квартале 2000 г. – 28,5 руб. за 1 долл., во II квартале 2003 г. – 30,9 руб. за 1 долл. Индекс потребительских цен во время кризиса изменился в меньшей степени, чем номинальный обменный курс, что привело к резкому, на 75%, реальному ослаблению рубля. На протяжении всего промежутка времени после девальвации цены росли примерно постоянными темпами, реальный обменный курс укреплялся. В 2003 г. реальный обменный курс достиг значений III квартала 1998 г.

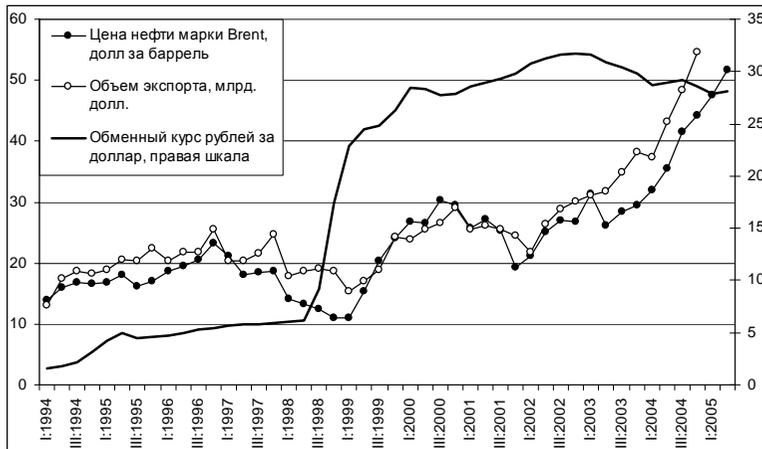
Динамика денежной массы (*рис. 2.2*) в целом соответствует динамике индекса потребительских цен. До кризиса 1998 г. объем денежной массы рос несколько меньшими темпами по сравнению с потребительскими ценами. С III квартала 1998 г. по III квартал 1999 г. из-за финансового кризиса и девальвации рубля индекс потребительских цен вырос намного значительнее объема денежной массы. Далее объем денежной массы рос более быстрыми темпами по сравнению с потребительскими ценами.

На динамику номинального и реального обменных курсов рубля в значительной степени оказывала влияние динамика платежного баланса. Рассмотрим более подробно основные составляющие платежного баланса. На *рис. 2.3* представлена динамика номинального обменного курса, экспорта и цен на нефть.



Источники: Госкомстат РФ, Центральный банк РФ, расчеты авторов.

Рис. 2.2. Номинальный обменный курс, индекс потребительских цен и денежная масса



Источники: Госкомстат РФ, Международный валютный фонд, Центральный банк РФ, расчеты авторов.

Рис. 2.3. Номинальный обменный курс РФ и цена нефти марки Brent

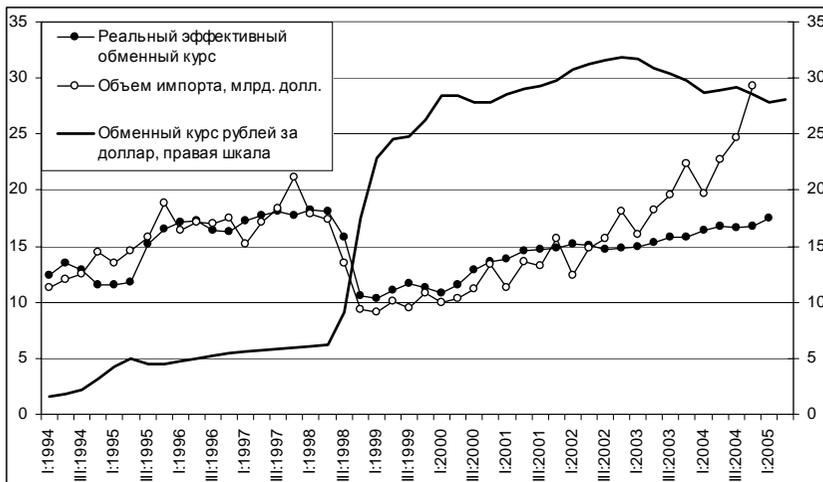
Динамика экспорта нефти является определяющей для колебаний сальдо торгового и платежного баланса. Цены на нефть являются одним из основных факторов, оказывающих влияние на предложение валюты в стране. Доля нефти и минерального топлива в общих объемах экспорта составляет примерно 50%. В условиях, когда цены на остальные полезные ископаемые меняются незначительно, динамика стоимостных объемов экспорта в значительной степени определяется ценами на нефть. До конца 1996 г. наблюдался рост цен на нефть и соответственно рост объемов экспорта с 13,2 до 25,6 млрд долл., далее наблюдалось снижение цен на нефть и объемов экспорта до 15,3 млрд долл. В I квартале 1999 г., которое способствовало финансовому кризису и девальвации рубля. После кризиса цены на нефть выросли до 30,3 долл. за баррель в III квартале, а объем экспорта – до 29 млрд руб. в IV квартале 2000 г. На протяжении 2001 г. цена нефти снизилась до 19,3 долл. за баррель, а экспорт – до 21,9 млрд долл. В I квартале 2002 г. Однако затем рост цен на нефть и соответственно объемов экспорта возобновился.

Если сопоставить динамику объемов экспорта и обменного курса, можно сделать вывод: периодам роста объемов экспорта соответствуют периоды реального укрепления рубля, а периодам снижения экспорта – более быстрые темпы девальвации номинального курса.

В 2003 г. объем импорта составлял 55% объема экспорта, следовательно, расходы валюты на покупку импорта являются одним из основных источников спроса на валюту²³. Поскольку экономика России составляет небольшую долю мировой экономики, предложение импорта является совершенно эластичным по цене. Соответственно объемы импорта определяются в основном спросом со стороны России. В работе (Кадочников, Синельников, Четвериков, 2003) было показано, что динамика объемов импорта соответствует динамике валового внутреннего продукта и относительных цен – реального эффективного курса рубля. На *рис. 2.4* представлена

²³ Необходимо отметить, что расходы населения на покупку валюты могут идти как на накопления, так и на неорганизованный импорт. К сожалению, оценить это на доступных данных с достаточной степенью достоверности довольно сложно, поэтому мы не будем в данной работе останавливаться на подобных эффектах.

динамика номинального обменного курса, реального эффективно-го курса рубля и объема импорта РФ.



Источники: Министерство финансов РФ, Госкомстат РФ, Международный валютный фонд, Центральный банк РФ, расчеты авторов.

Рис. 2.4. Номинальный обменный курс, реальный эффективный курс и объем импорта РФ

Объем импорта в I квартале 1994 г. составлял 11 млрд долл. Далее до конца 1997 г. объемы импорта постепенно увеличивались, достигнув в IV квартале 21 млрд долл. За 1998 г. объемы импорта сократились на 57%, в I квартале объем импорта составил 9.1 млрд долл. Далее на всем промежутке, если не принимать во внимание сезонные колебания, объемы импорта возрастали. Объем импорта в IV квартале 2003 г. составил 20 млрд долл.

На рис. 2.4 хорошо видно, что графики реального обменного курса рубля и объемы импорта почти совпадают. Можно сделать вывод о том, что в периоды, когда темпы роста цен опережают темпы роста номинального обменного курса, т.е. когда реальный обменный курс укрепляется, объемы импорта возрастают. Наоборот, во время резкой девальвации рубля, когда номинальный обменный курс растет быстрее цен в российской экономике (т.е. реальный обменный курс ослабевает), объемы импорта резко со-

кращаются. Также необходимо отметить, что на динамику объемов импорта накладывається динамика доходов. Так, начиная с 2002 г., рост объемов импорта опережает укрепление реального обменного курса рубля, что можно объяснить значительным ростом доходов.

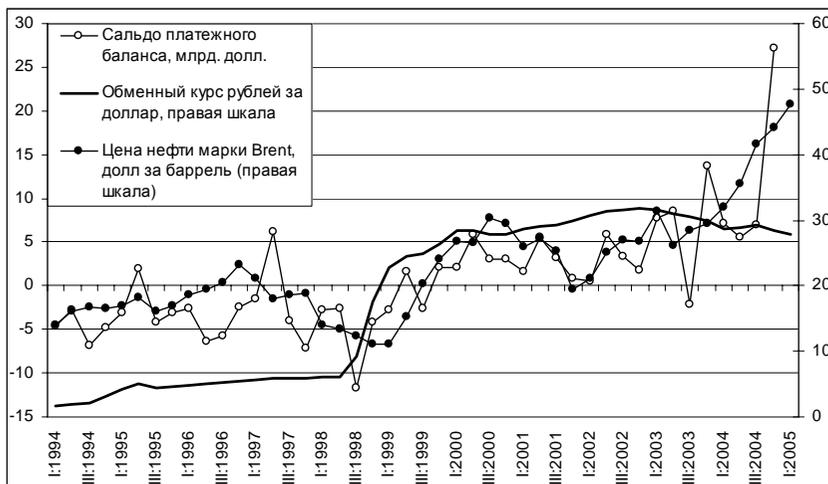
Сальдо платежного баланса включает помимо сальдо торгового баланса сальдо счета операций с капиталом и финансовыми инструментами, т.е. определяет совокупный приток валюты в страну. Если бы Центральный банк не проводил интервенции, то положительное сальдо платежного баланса вызвало бы номинальное укрепление валюты, что привело бы, в свою очередь, к росту импорта и к выравниванию сальдо платежного баланса. Для предотвращения резкого номинального укрепления обменного курса рубля, что привело бы к снижению конкурентоспособности отраслей экономики, Центральный банк проводил значительные, лишь частично стерилизованные интервенции, особенно в период с 1999 г. по настоящее время. Еще одним инструментом стерилизации являлось накопление остатков на счетах федерального бюджета. Однако полностью стерилизовать данные интервенции у Центрального банка не было возможности как из-за недостаточной развитости финансовых рынков в России в целом, так и из-за недостаточного спроса на государственные облигации. В результате постоянный рост денежной массы приводил к росту цен в России и к укреплению реального обменного курса рубля.

Динамика сальдо платежного баланса в основном определялась ценами на нефть и обменным курсом. Рост цен на нефть приводил к увеличению стоимости совокупного экспорта, в котором экспорт минералов составлял более 1/3, и, следовательно, к притоку валюты. Рост номинального обменного курса приводил к ослаблению реального курса рубля и к снижению спроса, а следовательно, и объемов импорта. На *рис. 2.5* представлена динамика номинального обменного курса, сальдо платежного баланса РФ и цены нефти марки Brent.

Динамика денежной массы в целом соответствует динамике индекса потребительских цен. До кризиса 1998 г. объем денежной массы рос несколько меньшими темпами по сравнению с потребительскими ценами. С III квартала 1998 г. по III квартал 1999 г. из-за

финансового кризиса и девальвации рубля индекс потребительских цен вырос намного значительнее объема денежной массы. Далее объем денежной массы рос более быстрыми темпами по сравнению с потребительскими ценами.

На динамику номинального и реального обменных курсов рубля в значительной степени оказывала влияние динамика платежного баланса. Рассмотрим более подробно основные составляющие платежного баланса. На *рис. 2.3* представлена динамика номинального обменного курса, экспорта и цен на нефть.



Источники: Министерство финансов РФ, Госкомстат РФ, Международный валютный фонд, Центральный банк РФ, расчеты авторов.

Рис. 2.5. Номинальный обменный курс, сальдо платежного баланса РФ и цена нефти марки Brent

Как видно на *рис. 2.5*, динамика сальдо платежного баланса почти совпадает с динамикой номинального обменного курса рубля. До I квартала 1999 г. сальдо платежного баланса было отрицательным (примерно 4–5 млрд долл.) за исключением II квартала 1995 г. (2 млрд долл.), II квартала 1997 г. (6 млрд долл.), когда Россия получала большие займы. Начиная с 1999 г. сальдо платежного баланса положительно (в среднем 3,5–4 млрд долл. за квартал).

* * *

Перейдем к описанию моделей, которые будут оцениваться нами в следующем разделе. Основной задачей данной работы является построение и оценка структурных моделей обменных курсов.

Одной из наиболее простых моделей обменного курса является паритет покупательной способности, в которой предполагается постоянство реального обменного курса. Несмотря на то что реальный обменный курс на рассматриваемом промежутке времени испытывал сильные колебания, первая модель, которая будет оценена в нашей работе, – это **модель паритета покупательной способности**:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 (p_t - p_t^*) \quad (2.1)$$

где s_t – логарифм номинального обменного курса в момент времени t , руб. за 1 доллар США; p_t – логарифм уровня цен (ИПЦ) в момент времени t ; * – здесь и далее означает, что показатель относится к иностранной экономике; p_t^* – логарифм уровня цен в США (ИПЦ) в момент времени t .

Проверяемая гипотеза:

- коэффициент перед разницей логарифмов цен в РФ и США положителен и равен 1 (см. раздел 1).

При этом предполагается, что выполняется закон единой цены, в котором утверждается, что идентичные товары должны иметь одинаковую цену, выраженную в одной валюте. Ограничения на выполнение закона единой цены связаны с любыми причинами, по которым обменный курс может не изменяться при изменении цен как на отечественные, так и на импортные товары. Например, наличие торговых барьеров может приводить к тому, что повышение цен на товары отечественного производства не приводит к росту импорта, поскольку объемы импортируемых товаров могут быть ограничены. Аналогично импортные пошлины могут приводить к снижению спроса на товары иностранного производства, росту спроса на товары отечественного производства, а, следовательно, и к росту цен на товары отечественного производства. Но основное ограничение на выполнение паритета покупательной способ-

ности связано с тем, что обменный курс должен быть свободно плавающим. В то же время в РФ Центральный банк на протяжении всего периода проводил значительные интервенции. Это свидетельствует о малой вероятности выполнения паритета покупательной способности в РФ. Кроме того, для РФ на рассматриваемом промежутке времени характерны некоторые ограничения на свободное движение капитала, что также может приводить к отклонениям от паритета покупательной способности. Также нельзя не отметить возможное отклонение цен от паритета покупательной способности вследствие действия экспортных и импортных пошлин, применяемых в России.

Следующая модель, описывающая условие отсутствия арбитража на международном финансовом рынке, – **модель непокрытого паритета процентных ставок**:

$$s_{t+k} = s_t + \beta_1 (i_{t,k} - i_{t,k}^*) \quad (2.2)$$

где s_{t+k} – логарифм номинального обменного курса в момент времени $t+k$, руб. за 1 долл.; $i_{t,k}$ – процентная ставка по депозитам в момент времени t на период k .

В работах (Alexius, 2001; Meredith, Chinn, 1999; MacDonald, Nagayasu, 2000) было показано, что непокрытый паритет довольно плохо объясняет динамику обменного курса в краткосрочном периоде и неплохо – в долгосрочном периоде.

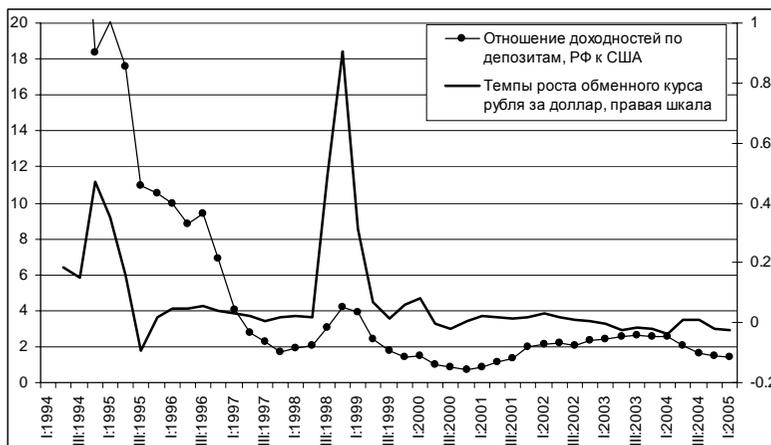
Проверяемая гипотеза:

- коэффициент перед разницей процентных ставок по депозитам в РФ и США положителен и равен 1 (см. раздел 1).

При этом также предполагается, что обменный курс – свободно плавающий. Кроме того, при построении модели паритета процентных ставок предполагалось отсутствие любых ограничений на движение капитала. Активы в стране и за рубежом считаются совершенными субститутами, что означает, что инвесторам безразлично, в какую страну инвестировать. Оба условия выполнялись на рассматриваемом промежутке со значительными ограничениями: во-первых, законодательные ограничения на вывоз капитала; во-вторых, любые вложения в активы РФ более рискованны, чем в

аналогичные активы развитых стран. Поэтому паритет процентных ставок может не выполняться с большей долей вероятности.

На рис. 2.6 для иллюстрации модели (2.3) представлены динамика темпов роста номинального обменного курса и отношение доходностей по депозитам РФ к США.



Источники: Министерство финансов РФ, Госкомстат РФ, Международный валютный фонд, Центральный банк РФ, расчеты авторов.

Рис. 2.6. Темпы роста обменного курса рубля и отношение доходностей по депозитам РФ к США

Из рис. 2.6 следует, что высоким процентным ставкам в России соответствуют более высокие темпы роста номинального обменного курса. Но говорить о том, что динамика соотношения процентных ставок полностью определяет динамику обменного курса рубля, было бы некорректно.

Третья модель – **монетарная модель с жесткими ценами:**

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 (m_t - m_t^*) + \beta_2 (y_t - y_t^*) + \beta_3 (i_t - i_t^*) + \beta_4 (\pi_t - \pi_t^*) \quad (2.3)$$

где m_t – логарифм денежной массы; y_t – логарифм реального валового внутреннего продукта; i_t – номинальная процентная ставка; π_t – темпы инфляции.

Проверяемые гипотезы:

- коэффициент перед разницей логарифмов денежных масс в РФ и США положителен и равен 1 (см. раздел 1). Рост предложения денежной массы в стране при постоянном спросе на деньги приводит к росту цен, что, в свою очередь, приводит к росту номинального обменного курса;
- коэффициент перед разницей логарифмов реальных валовых внутренних продуктов РФ и США отрицателен. Рост валового внутреннего продукта в стране вызывает:
 - рост спроса на деньги, что приводит к снижению цен в экономике, а следовательно, и к снижению номинального обменного курса;
 - рост экспорта, что приводит к росту торгового баланса и соответственно к укреплению реального обменного курса и к снижению номинального обменного курса;
- коэффициент перед разницей номинальных процентных ставок в РФ и США положителен. Рост процентных ставок приводит к снижению спроса на деньги, что при постоянном предложении денежных остатков вызывает рост цен, а, следовательно, и рост номинального обменного курса;
- коэффициент перед разницей темпов инфляции в РФ и США положителен. В модели предполагается, что рост цен свидетельствует о том, что долгосрочное равновесие еще не установилось, а в краткосрочном равновесии с жесткими ценами наблюдается эффект «перелета» (Dornbusch, 1976). Следовательно, рост темпов инфляции в стране приводит к эффекту «перелета», а потому и к росту²⁴ в краткосрочном периоде номинального обменного курса.

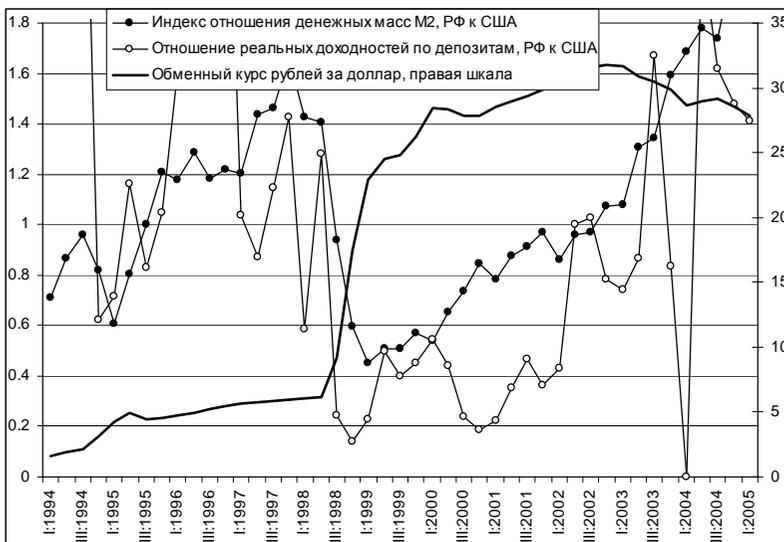
При этом в монетарной модели с жесткими ценами предполагается, что цены на товары жесткие в краткосрочном периоде, и лишь в долгосрочном периоде они приспособляются к изменившимся фундаментальным переменным. Данная жесткость цен может быть вызвана, к примеру, издержками приспособления или неполнотой информации. Финансовые рынки реагируют незамедлительно, что означает мгно-

²⁴ Здесь и далее под ростом номинального курса рубля имеется в виду рост количества рублей за 1 долл., т.е. при прочих равных ослабление рубля. Соответственно снижение курса рубля – это уменьшение количества рублей за 1 долл., т.е. при прочих равных укрепление рубля.

венное приспособление цен на этих рынках. Различные скорости приспособления на товарном и финансовом рынках приводят к эффекту «перелета» обменного курса. При этом долгосрочное выполнение РРР все еще предполагается. В итоге долгосрочный эффект увеличения предложения денег будет таким же, как и в модели с гибкими ценами. Здесь справедливы все замечания, которые были сделаны для предыдущих моделей относительно соответствия предпосылок модели российским условиям:

- отсутствие свободы движения капитала;
- ограниченная заменимость отечественных и зарубежных активов;
- значительные интервенции центрального банка на всем рассматриваемом промежутке времени.

Для иллюстрации модели (2.4) на *рис. 2.7* представлена динамика обменного курса рубля, индекса отношения денежных масс M2 и отношения реальных доходностей по депозитам.



Источники: Министерство финансов РФ, Госкомстат РФ, Международный валютный фонд, Центральный банк РФ, расчеты авторов.

Рис. 2.7. Номинальный обменный курс, индекс отношения денежных масс M2 и отношение реальных доходностей по депозитам

Как следует из *рис. 2.7*, периодам роста денежной массы соответствуют периоды роста номинального обменного курса. Рост денежной массы приводит к росту индекса потребительских цен, что вследствие паритета покупательной способности приводит к росту номинального обменного курса.

Модель включает переменную, отражающую **динамику торгового баланса**:

$$s_{t+k} = \beta_0 + \beta_1 (m_t - m_t^*) + \beta_2 (y_t - y_t^*) + \beta_3 (i_t - i_t^*) + \beta_4 (\pi_t - \pi_t^*) + \beta_5 tb_t, \quad (2.4)$$

где tb_t – логарифм сальдо торгового баланса в момент времени t .

Проверяемые гипотезы:

- аналогично предыдущей модели коэффициент перед разницей логарифмов денежных масс в РФ и США положителен и равен 1;
- коэффициент перед разницей логарифмов реальных валовых внутренних продуктов РФ и США отрицателен;
- коэффициент перед разницей номинальных процентных ставок в РФ и США положителен;
- коэффициент перед разницей темпов инфляций в РФ и США положителен;
- коэффициент перед сальдо торгового баланса в РФ и США отрицателен. Рост сальдо торгового баланса при прочих равных приводит к росту предложения валюты на внутреннем рынке, а, следовательно, к снижению номинального обменного курса.

В моделях следующего типа (см. модель Balassa–Samuelson) основное внимание уделяется разнице производительностей факторов производства, так как именно динамика производительностей объясняет движение реального, а значит, и номинального обменного курса. Некоторые варианты подобных моделей для объяснения динамики реального обменного курса были рассмотрены в работе (*DeGregorio, Wolf, 1994*), для номинального обменного курса – в работах (*Clements, Frenkel, 1980; Chinn, 1997*). В этих моделях паритет покупательной способности уже не выполняется, а относительная цена товаров, которая отражается реальным обменным курсом, зависит от разницы в производительностях:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 (m_t - m_t^*) + \beta_2 (y_t - y_t^*) + \beta_3 (i_t - i_t^*) + \beta_4 (z_t - z_t^*), \quad (2.5)$$

где z_t – различные показатели производительности в экономике. Наиболее часто встречается показатель валового внутреннего продукта на 1 занятого.

Проверяемые гипотезы:

- аналогично предыдущей модели коэффициент перед разницей логарифмов денежных масс в РФ и США положителен и равен 1;
- коэффициент перед разницей логарифмов реальных валовых внутренних продуктов РФ и США отрицателен;
- коэффициент перед разницей номинальных процентных ставок в РФ и США положителен;
- коэффициент перед разницей логарифмов производительностей в РФ и США отрицателен. Рост производительности в стране приводит к укреплению реального обменного курса и, следовательно, к снижению номинального обменного курса (руб. за 1 долл. США).

Основное различие между моделями (2.5) и (2.3) заключается в том, что в модели (2.5) не предполагается выполнение паритета покупательной способности, которое достигается только в долгосрочном равновесии. Кроме того, как и раньше, предполагается, что на динамику обменного курса оказывают воздействие только фундаментальные переменные, а центральный банк не предпринимает никаких действий, оказывающих влияние на динамику номинального обменного курса. Также предполагается свободное движение капитала.

Шестая модель включает некоторые **поведенческие переменные**:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1(p_t - p_t^*) + \beta_2(w_t - w_t^*) + \beta_3(r_t - r_t^*) + \beta_4(gdept_t - gdept_t^*) + \beta_5 tot_t + \beta_6 nfa_t + u_t, \quad (2.6)$$

где w_t – относительная цена неторгуемых товаров; r_t – реальная процентная ставка; $gdept_t$ – отношение долга правительства к валовому внутреннему продукту; tot_t – логарифм условий торговли; nfa_t – чистые иностранные активы.

Данная модель может рассматриваться как своего рода общая модель, включающая эффект Balassa–Samuelson (см. (*Harrod, 1933; Balassa, 1964; Samuelson, 1964*)), модель разницы реальных процентных ставок, премию за риск, связанную с государственным долгом, и дополнительно элемент модели портфеля активов, возникающий при различных значениях иностранных активов. В некоторых работах (*Cheung, Chinn, Pascual, 2004*) коэффициент перед разницей в индексах потребительских цен предполагается равным единице, т.е. фактически модель (2.6) описывает динамику реального обменного курса. Кроме того, модели, основанные на данном подходе, часто используются для оценки скорости, с которой валюты притягиваются (gravitate) друг к другу. К примеру, поведенческие модели обменных курсов (BEER) наиболее часто применяются для определения долгосрочного курса евро (см. (*Cavallo, Chironi, 2002; Obstfeld, Rogoff, 1995*)).

Проверяемые гипотезы:

- коэффициент перед разницей логарифмов уровней цен в РФ и США положителен и равен 1;
- коэффициент перед разницей логарифмов относительных цен неторгуемых товаров в РФ и США отрицателен. Рост цен неторгуемых товаров свидетельствует об укреплении реального обменного курса, что приводит к снижению номинального обменного курса (руб. за 1 долл.);
- коэффициент перед разницей реальных процентных ставок в РФ и США отрицателен. Разница в реальных процентных ставках отражает отклонение текущего обменного курса равновесного значения; если реальные процентные ставки между странами равны, текущий обменный курс равен своему равновесному значению. Если реальная процентная ставка в стране выше, чем иностранная, то обменный курс будет находиться ниже долгосрочного уровня и, следовательно, будет расти;
- коэффициент перед разницей логарифмов государственных долгов в РФ и США положителен. Чем выше национальный долг, тем выше риск, а следовательно, и выше номинальный обменный курс;
- коэффициент перед разницей логарифмов условий торговли в РФ и США отрицателен. Рост суммы экспорта и импорта харак-

теризует открытость экономики, что обычно сопровождается экономическим ростом. Экономический рост приводит к укреплению национальной валюты, т.е. к эффекту Balassa–Samuelson (см. (Harrod, 1933; Balassa, 1964; Samuelson, 1964));

- коэффициент перед логарифмом чистых иностранных активов РФ отрицателен. Рост чистых активов вызывает повышение стабильности экономики, что приводит к укреплению национальной валюты.

Последняя модель – **модель портфеля активов**:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 b_t + \beta_3 f_t + \beta_4 \left(i_{t,k}^* + \frac{s_{t+k} - s_t}{s_t} \right) + \beta_5 y_t \quad (2.7)$$

где m_t – логарифм денежной массы; b_t – логарифм внутренних активов; f_t – логарифм иностранных активов; $i_{t,k}^* + \frac{s_{t+k} - s_t}{s_t}$ – номинальная процентная ставка в США с учетом динамики обменного курса (рублевая доходность иностранных активов); y_t – логарифм реального валового внутреннего продукта в РФ в момент времени t .

Проверяемые гипотезы:

- коэффициент перед логарифмом денежной массы в РФ положителен. Рост денежной массы приводит к росту номинального обменного курса (см. раздел 1);
- коэффициент перед логарифмом внутренних активов в РФ положителен. Соотношение между внутренними и иностранными активами зависит от курса рубля. Можно показать (см. раздел 1), что высокому номинальному курсу соответствует высокая доля внутренних активов, а низкому – высокая доля иностранных активов;
- коэффициент перед логарифмом иностранных активов отрицателен;
- коэффициент перед доходностью вложений в иностранные активы положителен. Рост доходности вложений в иностранные активы приводит к росту спроса на иностранные активы, что вызывает ослабление реального курса рубля, а, следовательно, и рост номинального обменного курса (руб. за 1 долл.);

- коэффициент перед логарифмом реального валового внутреннего продукта в РФ отрицателен. Рост валового внутреннего продукта приводит к росту экспорта, а также к росту сальдо счета операций с капиталом и финансовыми инструментами, что вызывает рост спроса на национальную валюту, а следовательно, и снижение номинального обменного курса (руб. за 1 долл.).

В следующем разделе представлены результаты оценок структурных моделей обменного курса рубля и статистической проверки основных гипотез, которые были описаны в данном разделе.

3. Результаты оценок структурных моделей номинального обменного курса рубля в период с 1994 по 2003 г.

В данном разделе приведены результаты оценок основных структурных моделей номинального обменного курса рубля.

Модели обменного курса рубля к доллару США оценивались на двух временных интервалах: с I квартала 1994 г. по IV квартал 2003 г. и с I квартала 1999 г. по IV квартал 2003 г. Модели обменного курса рубля к евро оценивались на временном интервале с I квартала 1999 г. по IV квартал 2003 г.

Проверка рядов на стационарность (результаты приведены в приложении 1) показала, что подавляющее большинство рядов стационарны в первых разностях. Все модели оценивались в форме модели коррекции ошибок методом наименьших квадратов с поправкой Уайта на гетероскедастичность остатков и соответствующими тестами на наличие коинтеграционных соотношений.

В данном подразделе приведены результаты оценок структурных моделей обменного курса рублей за доллар США в период с I квартала 1994 г. по IV квартал 2003 г. Результаты оценок моделей обменного курса рублей за доллар США в период с I квартала 1999 г. по IV квартал 2003 г. и обменного курса рублей за евро в период с I квартала 1999 г. по IV квартал 2003 г. приведены в приложениях 2 и 3 соответственно.

В *табл. 3.1* приведены результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений модели паритета покупательной способности.

Оба теста на наличие коинтеграционных соотношений показывают наличие одного коинтеграционного соотношения. Долгосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США по отношению цен в России к ценам в США равна 1.9.

В *табл. 3.2* приведены результаты оценки модели паритета покупательной способности.

Таблица 3.1

**Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений
модели паритета покупательной способности**

Период 1994:3–2003:4				
Количество наблюдений: 38 после корректировки				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				
Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи trace статистики				
нет	0.306	13.918	12.53	16.31
не более 1	0.001	0.041	3.84	6.51
Trace тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5%-м уровне				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.306	13.877	11.44	15.69
не более 1	0.001	0.041	3.84	6.51
Max-eigenvalue тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5%-м уровне				
	LOG(ERRD)	LOG(CPIR)– LOG(CPID)		
Коэффициенты	1.000	–1.913		
Стандартные ошибки		–0.122		

Примечание. LOG(ERRD) – логарифм номинального обменного курса рублей за доллар; LOG(CPIR)–LOG(CPID) – разница логарифмов индексов потребительских цен в России и США.

Источник: Расчеты авторов.

Таблица 3.2

Результаты оценки модели паритета покупательной способности

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))		
Период (скорректированный): 1994:2–2003:4		
Количество наблюдений: 39 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	0.000	0.999
D(LOG(CPIR)–LOG(CPID))	1.475	0.000
CE(–1)	–0.057	0.091
R^2		0.684
P-value F-стат.		0

Примечание. D(...) – означает первую разность соответствующего показателя; CE(–1) – коинтеграционное соотношение.

Источник: Расчеты авторов.

В результате оценки модели паритета покупательной способности было получено, что R^2 равен 0.68, коэффициенты перед всеми

переменными, включая коинтеграционное соотношение, значимы на 10%-м уровне. Краткосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США по отношению индекса потребительских цен РФ к США составила 1.48²⁵, по коинтеграционному соотношению –0.057. Коэффициент перед коинтеграционным соотношением можно интерпретировать как скорость корректировки отклонения от долгосрочного равновесия. В данном случае при отклонении обменного курса на 1% в какой-либо момент времени в следующий момент времени при прочих равных обменный курс скорректируется на 0.057%. При росте цен на 1% в краткосрочном периоде номинальный обменный курс (рублей за доллар США) вырастет на 1.48%, а в долгосрочном периоде – на 1.9%. Обе эластичности значимо отличаются от 1. По-видимому, это объясняется тем, что паритет покупательной способности не учитывает изменения соотношения производительностей, которое значительно менялось на рассматриваемом периоде. Так, рост реального эффективного курса, динамика которого соответствует динамике соотношения производительностей, за рассматриваемый период составил 25%. Однако даже с учетом изменения реального обменного курса модель паритета покупательной способности приводит к статистически значимым отличиям от теоретически предсказанных значений эластичности обменного курса по соотношению цен, которая равняется 1. Другими словами, гипотеза о равенстве единице эластичности номинального обменного курса рублей за доллар США по соотношению цен была отвергнута.

В табл. 3.3 приведены результаты модели непокрытого паритета процентных ставок.

В результате оценки модели непокрытого паритета процентных ставок было получено, что R^2 равен 0.53, коэффициент перед переменной, отражающей разницу процентных ставок, значим. Эластичность обменного курса рублей за доллар США по разнице процентных ставок²⁶ РФ к США составила 0.002, т.е. при изменении

²⁵ Здесь и далее коэффициенты в коинтеграционном соотношении мы будем интерпретировать как долгосрочные эластичности, а коэффициенты в модели коррекции ошибок – называть краткосрочными эластичностями.

²⁶ Здесь и далее под эластичностью обменного курса по процентной ставке (по темпам инфляции или рублевой доходности иностранных активов) будем понимать

разницы процентных ставок на 1 п.п. обменный курс изменится на 0.002%.

Таблица 3.3

Результаты оценки модели непокрытого паритета процентных ставок

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))		
Период (скорректированный): 1994:4–1998:2; 1999:2–2003:4		
Количество наблюдений: 34 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	–0.001	0.852
RR–RD	0.002	0.002
R^2	0.534	
P-value F-стат.	0.000	

Примечание. RR–RD – разность номинальных процентных ставок по депозитам в России и в США.

Источник: Расчеты авторов.

На рассматриваемом промежутке времени основное влияние на динамику номинального обменного курса оказывали рост цен и соотношения производительностей, рост сальдо как торгового баланса в частности, так и текущих операций в целом. Разница процентных ставок не оказывала столь же значительного влияния на динамику обменного курса, что и подтверждают результаты оценки модели непокрытого паритета процентных ставок.

В табл. 3.4 приведены результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений монетарной модели с жесткими ценами.

Оба теста на наличие коинтеграционных соотношений показывают наличие двух коинтеграционных соотношений. Долгосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США по отношению денежной массы РФ к денежной массе США составляет 0.78, по отношению реальных валовых внутренних продуктов –1.44, по разнице темпов инфляций –0.32.

В табл. 3.5 приведены результаты оценки монетарной модели с жесткими ценами.

процентное изменение обменного курса при изменении процентной ставки (темпов инфляции или рублевой доходности иностранных активов) на 1 п.п.

Таблица 3.4

**Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений
монетарной модели с жесткими ценами**

Период 1994:4–2003:4				
Количество наблюдений: 37 после корректировки				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				
Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи trace статистики				
нет	0.795	103.885	39.89	45.58
не более 1	0.576	45.282	24.31	29.75
не более 2	0.244	13.494	12.53	16.31
не более 3	0.081	3.128	3.84	6.51
Trace тест показывает 2 коинтеграционных соотношения на 1%-м уровне				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.795	58.603	23.800	28.820
не более 1	0.576	31.788	17.890	22.990
не более 2	0.244	10.366	11.440	15.690
не более 3	0.081	3.128	3.840	6.510
Max-eigenvalue тест показывает 2 коинтеграционных соотношения на 5%-м и 1%-м уровнях				
	LOG(ERRD)	LOG(MR/MD)	LOG(RGDPR/RGDPD)	CPIRD–CPIDD
Коэффициенты	1.000	–0.780	1.442	0.316
Стандартные ошибки		–0.305	0.321	0.040

Примечание. LOG(MR/MD) – логарифм отношения денежных масс России и США; LOG (RGDPR/RGDPD) – логарифм отношения реальных валовых внутренних продуктов России и США.

Источник: Расчеты авторов.

В результате оценки монетарной модели с жесткими ценами было получено, что R^2 равен 0.75, коэффициенты перед всеми переменными, за исключением изменения разницы темпов инфляции РФ и США и коинтеграционного соотношения, незначимы в краткосрочном периоде. Краткосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США по разнице темпов инфляций РФ и США составила 0.015, по коинтеграционному соотношению – 0.031, т.е. номинальный обменный курс рублей за доллар США изменится на 0.015% при изменении темпов инфляции на 1 п.п. Коэффициент перед коинтеграционным соотношением имеет поло-

жительный знак, что свидетельствует о неправильной спецификации модели.

Таблица 3.5

Результаты оценки монетарной модели с жесткими ценами

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))		
Период (скорректированный): 1994:4–2003:4		
Количество наблюдений: 37 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	-0.042	0.060
D(LOG(MR/MD))	-0.114	0.654
D(LOG(RGDPR/RGDPD))	0.172	0.152
D(RR-RD)	0.002	0.163
D(CPIRD-CPIDD)	0.015	0.000
CE(-1)	0.031	0.002
R^2	0.745	
P-value F-стат.	0	

Источник: Расчеты авторов.

Результаты оценки показали высокие объясняющие способности монетарной модели с жесткими ценами. Кроме того, были получены теоретически предсказанные знаки и значения коэффициентов перед объясняющими переменными. Так, рост денежной массы на 1% в долгосрочном периоде приводит к росту номинального курса на 0.78%, что статистически незначимо отличается от 1%. Рост реального валового внутреннего продукта, который характеризует спрос на деньги, на 1% приводит к укреплению обменного курса на 1.44%. Наличие эффекта «перелета» подтверждается положительным знаком коэффициента перед темпами инфляции в краткосрочном периоде и отрицательным знаком в долгосрочном соотношении. В теоретической модели с жесткими ценами цены не могут изменяться большими темпами, тогда как курс может изменяться мгновенно. Следовательно, при наличии какого-либо шока курс изменяется в краткосрочном периоде с «перелетом» долгосрочного равновесия и лишь в долгосрочном периоде, когда цены приходят в равновесие, курс также изменяется до долгосрочного равновесия. Таким образом, несмотря на то что в основе модели лежит паритет покупательной способности со всеми вытекающими ограничениями, монетарная модель с жесткими ценами показала хорошую объясняющую способность с кор-

ректными знаками коэффициентов перед объясняющими переменными.

В табл. 3.6 приведены результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений монетарной модели с жесткими ценами с учетом торгового баланса.

Таблица 3.6

Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений монетарной модели с жесткими ценами с учетом торгового баланса

Период 1994:3–2003:3				
Количество наблюдений: 37 после корректировки				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				
Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи <i>trase</i> статистики				
нет	0.793	79.587	39.89	45.58
не более 1	0.322	21.240	24.31	29.75
не более 2	0.126	6.835	12.53	16.31
не более 3	0.049	1.841	3.84	6.51
Трасе тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5%-м и 1%-м уровнях				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.793	58.347	23.800	28.820
не более 1	0.322	14.405	17.890	22.990
не более 2	0.126	4.994	11.440	15.690
не более 3	0.049	1.841	3.840	6.510
Max-eigenvalue тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5%-м и 1%-м уровнях				
	LOG(ERRD)	LOG(MR/MD)	LOG(RGDPR/RGDPD)	LOG(TB)
Коэффициенты	1.000	-1.473	3.647	0.190
Стандартные ошибки		-0.080	0.318	0.061

Примечание. LOG(TB) – логарифм торгового баланса.

Источник: Расчеты авторов.

Оба теста на наличие коинтеграционных соотношений показывают наличие одного коинтеграционного соотношения. Долгосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США по отношению денежных масс РФ к США составляет 1.47, по отношению реальных валовых внутренних продуктов РФ к США –3.65, по сальдо торгового баланса –0.19.

В табл. 3.7 приведены результаты оценки монетарной модели с жесткими ценами с учетом сальдо торгового баланса.

Таблица 3.7

Результаты оценки монетарной модели с жесткими ценами с учетом торгового баланса

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))		
Период (скорректированный): 1994:3–2003:3		
Количество наблюдений: 37 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	0.039	0.223
D(LOG(MR/MD))	0.743	0.044
D(LOG(RGDPR/RGDPD))	-0.467	0.041
D(CPIRD–CPIID)	0.008	0.065
D(LOG(TB))	0.034	0.083
CE(-1)	-0.028	0.446
R^2	0.526	
P-value F-стат.	0.000202	

Источник: Расчеты авторов.

В результате оценки монетарной модели с жесткими ценами с учетом торгового баланса было получено, что R^2 равен 0.53, коэффициенты перед всеми переменными, за исключением коинтеграционного соотношения, значимы на 10%-м уровне. Краткосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар по отношению денежных масс РФ к США составила 0.74, по отношению реальных валовых внутренних продуктов -0.47, по разнице темпов инфляций РФ и США - 0.008, по торговому балансу - 0.034.

Несмотря на большее количество значимых переменных в модели с торговым балансом по сравнению с предыдущей моделью, модель с торговым балансом имеет худшую объясняющую способность. Кроме того, при оценке зависимости обменного курса и торгового баланса возникает проблема эндогенности: в данном случае положительная зависимость курса от торгового баланса в краткосрочном периоде может быть проинтерпретирована как положительная зависимость сальдо торгового баланса от обменного курса. Остальные коэффициенты перед объясняющими переменными имеют правильные знаки.

В табл. 3.8 приведены результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений модели обменного курса как соотноше-

ние производительностей. Предварительные оценки показали, что переменная, отражающая производительность (реальный валовой внутренний продукт на 1 работающего), из-за того, что численность работающего населения изменялась со временем незначительно, сильно коррелирует с переменной, отражающей динамику реального валового внутреннего продукта. Поэтому, учитывая, что переменные, отражающие динамику денежной массы, валового внутреннего продукта и процентной ставки, служили для моделирования уровня цен, мы оценивали модель (2.5) в виде:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 (p_t - p_t^*) + \beta_2 (z_t - z_t^*) \quad (3.1)$$

где p_t – логарифм индекса потребительских цен; z_t – логарифм производительности труда (валовой внутренний продукт на 1 работающего).

Таблица 3.8

Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений модели обменного курса как соотношение производительностей

Период 1994:3–2003:4				
Количество наблюдений: 38 после корректировки				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				
Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи trace статистики				
нет	0.401	28.027	24.31	29.75
не более 1	0.191	8.569	12.53	16.31
не более 2	0.014	0.531	3.84	6.51
Trace тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5%-м уровне				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.401	19.458	17.890	22.990
не более 1	0.191	8.038	11.440	15.690
не более 2	0.014	0.531	3.840	6.510
Max-eigenvalue тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5%-м уровне				
	LOG(ERRD)	LOG(PRODR/PRODD)	LOG(CPIR)– LOG(CPID)	
Кoeffициенты	1.000	0.989	–1.335	
Стандартные ошибки		0.119	–0.077	

Примечание. LOG(PRODR/PRODD) – логарифм отношения производительностей (реальный валовой внутренний продукт на 1 работающего) в России и США.

Источник: Расчеты авторов.

При этом разность логарифмов цен описывает динамику обменного курса в соответствии с паритетом покупательной способности, а разность логарифмов производительностей – отклонение номинального курса от паритета покупательной способности, а именно динамику реального обменного курса.

Оба теста на наличие коинтеграционных соотношений показывают наличие одного коинтеграционного соотношения. Долгосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США по отношению производительностей РФ к США составляет 0.99, по отношению индексов потребительских цен РФ к США – 1.34.

В табл. 3.9 приведены результаты оценки модели обменного курса как соотношение производительностей.

Таблица 3.9

Результаты оценки модели обменного курса как соотношение производительностей

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))		
Период (скорректированный): 1994:2–1998:3; 1999:1–2003:4		
Количество наблюдений: 38 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	0.001	0.961
D(LOG(CPIR/CPID))	0.844	0.000
D(LOG(PRODR/PRODD))	-0.043	0.682
CE(-1)	-0.000	0.626
R^2	0.599	
P-value F-стат.	0.000001	

Источник: Расчеты авторов.

В результате оценки модели обменного курса как соотношения производительностей было получено, что R^2 равен 0.60, значим только коэффициент перед переменной, отражающей изменение отношения индексов потребительских цен. Краткосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США по отношению индекса потребительских цен РФ к США составила 0.84.

Добавление производительности в паритет покупательной способности привело к снижению как краткосрочной, так и долгосрочной эластичности обменного курса по индексу потребительских цен. С ростом цен на 1% обменный курс растет на 1.34% в долгосрочном равновесии и на 0.84% в краткосрочном равновесии. Как

и следовало ожидать, соотношение производительностей оказывает значимое влияние на курс только в долгосрочном равновесии, а именно рост соотношения производительностей на 1% приводит к укреплению курса на 0.99% в долгосрочном периоде. Таким образом, можно сделать вывод: несмотря на немного более худшую объясняющую способность по сравнению с монетарной моделью с жесткими ценами, данную модель можно считать адекватно описывающей динамику обменного курса.

Таблица 3.10

Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений поведенческой модели (BEER model)

Период 1995:1–2003:3				
Количество наблюдений: 28				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				
Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи trace статистики				
нет	0.850	106.675	76.07	84.45
не более 1	0.648	53.471	53.12	60.16
не более 2	0.451	24.264	34.91	41.07
не более 3	0.206	7.494	19.96	24.6
не более 4	0.036	1.028	9.24	12.97
Trace тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 1%-м уровне				
При помощи максимального собственного значения				
Нет	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
не более 1	0.850	53.204	34.400	39.790
не более 2	0.648	29.207	28.140	33.240
не более 3	0.451	16.771	22.000	26.810
не более 4	0.206	6.466	15.670	20.200
Max-eigenvalue тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 1%-м уровне				
LOG(ERRD)	LOG(CPIR/CPID)	RRR–RRD	LOG(EX+IMP)	LOG(NFA)
Коэффициенты	-1.678	-0.003	0.752	0.242
Стандартные ошибки	-0.189	-0.003	-0.376	-0.063

Примечание. RRR–RRD – разница реальных процентных ставок в России и США; LOG(EX+IMP) – логарифм суммы экспорта и импорта; LOG(NFA) – логарифм чистых иностранных активов.

Источник: Расчеты авторов.

В табл. 3.10 приведены результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений поведенческой модели (BEER model). Предварительные оценки модели (2.6) показали, что значимы только некоторые переменные – такие, как отношение индексов потребительских цен, разность реальных процентных ставок, объемы торговли (сумма экспорта и импорта) и чистые иностранные активы. Остальные переменные либо оказались незначимыми, либо статистика по ним отсутствовала.

Оба теста на наличие коинтеграционных соотношений показывают наличие одного коинтеграционного соотношения на 1%-м уровне значимости. Долгосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США по отношению индексов потребительских цен составляет 1.68, по разнице реальных процентных ставок – 0.003, по сумме экспорта и импорта –0.75, по чистым иностранным активам –0.24.

В табл. 3.11 приведены результаты оценки поведенческой модели (BEER model).

Таблица 3.11

**Результаты оценки поведенческой модели
(BEER model)**

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))			
Период (скорректированный): 1994:4–2003:3			
Количество наблюдений: 30			
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.	
C	–0.016	0.058	
D(LOG(CPIR/CPID))	0.743	0.000	
D(LOG(RGDPR/RGDPD))	–0.108	0.429	
D((RRR–RRD))	0.000	0.764	
D(LOG(EX+IMP))	0.056	0.570	
D(LOG(NFA))	0.007	0.714	
CE(–1)	–0.027	0.292	
R^2		0.687	
P-value F-стат.		0.000067	

Примечание. D(LOG(RGDPR/RGDPD)) – первая разность логарифма отношения реальных валовых внутренних продуктов России и США.

Источник: Расчеты авторов.

В результате оценки поведенческой модели (BEER model) было получено, что R^2 равен 0.69, коэффициенты перед всеми перемен-

ными, за исключением изменения отношения индексов потребительских цен, незначимы. Краткосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США по отношению индексов потребительских цен РФ к США составила 0.74.

Данная модель имеет неплохую объясняющую способность и корректные знаки коэффициентов перед объясняющими переменными. Следовательно, можно сделать вывод о том, что динамику обменного курса следует описывать не только с помощью таких фундаментальных моделей, как паритет покупательной способности, но и с помощью моделей, построенных на основе поведенческих переменных.

Модель портфеля активов оценивалась в двух вариантах. При оценке в первом варианте использовалась статистика денежного обзора²⁷, а во втором – статистика аналитической группировки счетов кредитных организаций.

В первом варианте рассматриваются три вида активов: деньги, российские и зарубежные активы. Под деньгами по методологии денежного обзора понимаются все денежные средства в экономике страны, которые могут быть немедленно использованы как средство платежа. Данный агрегат формируется как совокупность агрегатов «деньги вне банков» и «депозиты до востребования» в банковской системе. В качестве прокси российских активов мы используем внутренний кредит, который включает всю совокупность требований банковской системы к государственным нефинансовым организациям, к частному сектору, включая население, к финансовым (кроме кредитных) организациям и чистый кредит органам государственного управления в валюте РФ, в иностранной валюте и драгоценных металлах. В качестве переменной, отражающей динамику иностранных активов, мы используем чистые иностранные активы органов денежно-кредитного регулирования и кредитных организаций, которые являются сальдо активных и пассивных операций денежно-кредитного регулирования и кредитных организаций с нерезидентами в иностранной валюте, в валюте РФ и в драгоценных металлах.

При оценке по второму варианту мы используем только два вида активов: российские и зарубежные активы. В качестве прокси

²⁷ Статистика Центрального банка РФ.

для российских активов используем совокупность резервов, требований к органам государственного управления, требований к нефинансовым государственным организациям, требований к нефинансовым частным организациям и к населению, требований к прочим финансовым институтам. В качестве иностранных активов используем остатки на счетах кредитных организаций по операциям с нерезидентами, а также наличные денежные средства в иностранной валюте в кассах кредитных организаций.

В табл. 3.12 приведены результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений модели портфеля активов (portfolio balance model) при оценке в первом варианте.

Таблица 3.12

Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений модели портфеля активов (portfolio balance model). Вариант 1

Период 1994:3–2003:4				
Количество наблюдений: 31				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				
Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи trace статистики				
нет	0.000	0.000	0	0
не более 1	0.649	50.242	39.89	45.58
не более 2	0.402	17.821	24.31	29.75
не более 3	0.050	1.873	12.53	16.31
Trace тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5%-м и 1%-м уровнях				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.649	32.421	23.800	28.820
не более 1	0.402	15.948	17.890	22.990
не более 2	0.050	1.600	11.440	15.690
не более 3	0.009	0.273	3.840	6.510
Тест отвергает гипотезу на 5%-м и 1%-м уровнях				
	LOG(ERRD)	LOG(MONEYR)	LOG(DC)	LOG(NFA)
Коэффициенты	1.000	-5.868	4.312	0.751
Стандартные ошибки		-1.017	-0.736	-0.245

Примечание. MONEYR – деньги по методологии денежного обзора; DC – внутренний кредит; NFA – чистые иностранные активы.

Источник: Расчеты авторов.

Trace тест на наличие коинтеграционных соотношений показывает наличие одного коинтеграционного соотношения. Долгосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США по денежной массе составляет 5.87, по внутренним кредитам –4.31, по чистым иностранным активам –0.75.

В табл. 3.13 приведены результаты первого варианта оценки модели портфеля активов (portfolio balance model).

Таблица 3.13

Результаты оценки модели портфеля активов (portfolio balance model). Вариант 1

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))		
Период (скорректированный): 1994:4–1997:4; 1999:3–2003:4		
Количество наблюдений: 31 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	–0.029	0.294
D(LOG(MONEYR))	–0.062	0.689
D(LOG(DC))	0.673	0.043
D(LOG(NFA))	0.019	0.230
D(RD4ERRD)	0.192	0.070
D(LOG(RGDPR))	–0.144	0.195
CE(–1)	0.024	0.276
R^2		0.690
P-value F-стат.		0.000037

Примечание. RD4ERRD – рублевая доходность иностранных активов.

Источник: Расчеты авторов.

В результате оценки модели портфеля активов (portfolio balance model) было получено, что R^2 равен 0.69, коэффициенты перед всеми переменными, за исключением изменения логарифма объемов внутренних кредитов и рублевой доходности иностранных активов, незначимы. Краткосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар по внутренним кредитам составила 0.67, по рублевой доходности иностранных активов – 0.19.

В табл. 3.14 приведены результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений модели портфеля активов (portfolio balance model) при оценке во втором варианте.

Таблица 3.14

Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений модели портфеля активов (portfolio balance model). Вариант 2

Период 1995:1–2003:4				
Количество наблюдений: 36 после корректировки				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				
Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи trace статистики				
нет	0.604	73.297	59.46	66.52
не более 1	0.453	39.964	39.89	45.58
не более 2	0.266	18.228	24.31	29.75
не более 3	0.159	7.103	12.53	16.31
не более 4	0.024	0.866	3.84	6.51
Трасе тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 1%-м уровне				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.604	33.332	30.040	35.170
не более 1	0.453	21.736	23.800	28.820
не более 2	0.266	11.125	17.890	22.990
не более 3	0.159	6.237	11.440	15.690
не более 4	0.024	0.866	3.840	6.510
Тест отвергает гипотезу на 5%-м и 1%-м уровнях				
LOG(ERRD)	LOG(RAS)	LOG(FAS)	RD4ERRD	LOG(RGDPR)
Коэффициенты	-0.709	-0.351	-0.351	0.825
Стандартные ошибки	-0.097	-0.072	-0.049	-0.067

Примечание. RAS – российские активы; FAS – иностранные активы.

Источник: Расчеты авторов.

Один из тестов на наличие коинтеграционных соотношений показывает наличие одного коинтеграционного соотношения. Долгосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США по российским активам составляет 0.71, по иностранным активам – 0.35, по рублевой доходности – 0.35 по реальному валовому внутреннему продукту –0.83. Под эластичностью обменного курса по рублевой доходности иностранных активов мы имеем в виду, что при изменении рублевой доходности на 1 п.п. номинальный обменный курс вырастет на 0.35%.

В табл. 3.15 приведены результаты второго варианта оценки модели портфеля активов (portfolio balance model).

Таблица 3.15

**Результаты оценки модели портфеля активов
(portfolio balance model). Вариант 2**

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))		
Период (скорректированный): 1994:4–1998:3; 1999:1–2003:4		
Количество наблюдений: 36 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	-0.017	0.450
D(LOG(RAS))	1.175	0.000
D(LOG(FAS))	0.232	0.001
D(RD4ERRD)	0.099	0.064
D(LOG(RGDPR))	-0.215	0.008
CE(-1)	-0.185	0.028
R^2		0.825
P-value F-стат.		0

Источник: Расчеты авторов.

В результате оценки модели портфеля активов (portfolio balance model) было получено, что R^2 равен 0.83, коэффициенты перед всеми переменными, включая коинтеграционное соотношение, значимы, изменение рублевой доходности иностранных активов значимо на 10%-м уровне. Краткосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США по российским активам составила 1.18, по иностранным активам – 0.23, по рублевой доходности иностранных активов – 0.10, по реальному валовому внутреннему продукту –0.21, по коинтеграционному соотношению –0.19. Это означает, что при прочих равных при отклонении курса от долгосрочного равновесия на 1% в следующий момент времени произойдет корректировка на 0.19%.

Модели портфеля активов, оцениваемые как модели зависимости обменного курса от объемов рублевых и иностранных активов, являются следствием системы моделей спроса на рублевые и иностранные активы в зависимости от цен и доходностей соответствующих активов. Поэтому здесь велика вероятность возникновения проблем, связанных с корреляцией и эндогенностью объясняющих переменных. Тем не менее обе оценки модели портфеля активов в обеих формах позволили получить интерпретируемые

коэффициенты и хорошее объяснение динамики обменного курса. Поэтому использование данных моделей на практике для описания динамики обменного курса можно считать приемлемым.

Заключение

Данное исследование было посвящено анализу и оценке наиболее распространенных структурных моделей обменных курсов. В частности, был сделан обзор наиболее известных теоретических работ, посвященных исследованиям динамики номинальных обменных курсов, а также некоторых эмпирических оценок структурных моделей обменных курсов. Для оценки мы выбрали 7 структурных моделей обменных курсов. Среди них: модель паритета покупательной способности, модель непокрытого паритета процентных ставок, различные варианты монетарной модели, модель Mundell–Fleming, один из вариантов поведенческой модели (BEER model) и модель портфеля активов (portfolio balance model).

В результате оценок моделей в форме модели коррекции ошибок мы получили долгосрочные и краткосрочные эластичности номинального обменного курса рублей за доллар США по основным фундаментальным переменным. Из всех оцененных моделей наихудшей по критерию R^2 является модель непокрытого паритета процентных ставок, где $R^2 = 0.53$. Модель паритета покупательной способности объяснила 68% дисперсии обменного курса. Наилучшей объясняющей способностью обладает один из вариантов оценки модели портфеля активов, который использует статистику по аналитической группировке счетов кредитных организаций, R^2 в ней составил 0.83.

Долгосрочная эластичность номинального обменного курса рублей за доллар США по индексу потребительских цен составила 1.9 в модели паритета покупательной способности и 1.3 – в модели обменного курса, определяемого как соотношение производительностей. Это означает, что в долгосрочном периоде при росте индекса потребительских цен в РФ на 1% номинальный обменный курс рублей за доллар США вырастет на 1.3–1.9%. Краткосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США по PPP составила 1.5, а в модели соотношения производительностей – 0.8. Оценки паритета покупательной способности, которые были сделаны в других исследованиях (см. например, (*Frenkel, 1978*)), показали отсутствие паритета для курсов доллара США к фунту стерлингов и доллара США к французскому франку. Эластичность обменного курса доллара США к немецкой марке по отношению соответствующих индексов цен составила 1.8.

Долгосрочная эластичность номинального обменного курса рублей за доллар США по денежной массе составила 0.8 в монетарной модели с жесткими ценами и 1.5 в монетарной модели с учетом торгового баланса. Это означает, что в долгосрочном периоде при росте денежной массы в РФ на 1% номинальный обменный курс рублей за доллар США вырастет на 0.8–1.5%. Краткосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США незначима в первой модели и составляет 0.7 во второй. По сравнению с другими исследованиями, эластичность в которых изменяется от 3.61 для курса доллара США к французскому франку до 1.1 для курса доллара США к канадскому доллару, полученные в нашем исследовании значения эластичности обменного курса по денежной массе несколько ниже. Это свидетельствует о том, что обменный курс рублей за доллар США менее эластичен по рублевой денежной массе, чем курсы других стран по соответствующим денежным массам. На основании результатов оценок влияния динамики индекса потребительских цен и объема денежной массы на динамику обменного курса можно сделать вывод: краткосрочные колебания денежной массы не оказывают значительного влияния на номинальный обменный курс, т.е. краткосрочная эластичность номинального обменного курса по объему денежной массы незначима.

Долгосрочная эластичность номинального обменного курса рублей за доллар США по реальному валовому внутреннему продукту составила: –1.4 в монетарной модели с жесткими ценами, –3.6 в монетарной модели с учетом торгового баланса, –0.8 в одной из моделей портфеля активов. Краткосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США незначима в первой модели, равна –0.5 во второй и –0.2 в третьей модели. Это означает, что рост реального валового внутреннего продукта оказывает значимое влияние на динамику обменного курса только в долгосрочном периоде: с ростом реального валового внутреннего продукта на 1% обменный курс укрепляется на 1.4%.

Динамика разности процентных ставок не оказывала значимого влияния на динамику обменного курса рубля ни в одной из моделей. Это означает, что колебания разности процентных ставок оказывали на динамику обменного курса намного меньшее влияние по

сравнению с соотношением цен, производительностей, а также как сальдо торгового баланса, так и сальдо счета текущих операций. В частности, значимое долгосрочное влияние на динамику обменного курса рубля оказывала динамика сальдо торгового баланса (эластичность -0.2), производительность (эластичность -1.0), объемы внешней торговли (эластичность -0.8) и чистые иностранные активы (эластичность -0.2). В других аналогичных исследованиях были получены значения эластичностей в пределах от -19.5 для курса фунта стерлингов до -6.4 для курса доллара США к канадскому доллару.

Оценка моделей портфеля активов свидетельствует о значительной заменяемости денег, российских и иностранных активов в долгосрочном периоде, т.е. при незначительном изменении соотношения доходностей в долгосрочном периоде наблюдается значительное перераспределение между наличными деньгами, российскими и иностранными активами. В частности, по одной из оценок модели портфеля активов было получено, что долгосрочная эластичность обменного курса рублей за доллар США по российским активам составляет 0.71 , по иностранным активам 0.35 , по рублевой доходности 0.35 , по реальному валовому внутреннему продукту -0.83 , а краткосрочная эластичность по российским активам равна 1.18 , по иностранным активам 0.23 , по рублевой доходности иностранных активов 0.10 , по реальному валовому внутреннему продукту -0.21 . Содержательно это свидетельствует о том, что динамика обменного курса соответствует динамике объемов российских и иностранных активов. С ростом рублевой доходности иностранных активов на 1% номинальный обменный курс при прочих равных ослабевает на 0.1% . Однако параллельно с изменением соотношения доходностей происходит и перераспределение средств между активами. Модель портфеля активов позволяет оценить совокупное влияние подобных шоков в экономике на динамику обменного курса.

В результате оценка рассмотренных моделей показала возможность описания динамики обменного курса рубля с помощью структурных моделей. Подавляющее большинство оцениваемых зависимостей имеют правильные, с теоретической точки зрения, знаки. Однако использование данных оценок в качестве моделей

для построения прогнозов представляется затруднительным, поскольку определяющее влияние на обменные курсы все-таки оказывают ожидаемые в данный момент будущие значения фундаментальных переменных. Но так как ожидаемые значения фундаментальных переменных в большинстве случаев не совпадают с будущими значениями, оценка подобных зависимостей не представляется возможным. Именно частые изменения ожидаемых значений фундаментальных переменных в переходных периодах приводят к высокой волатильности обменных курсов. В то же время оценка коинтеграционных соотношений выявила устойчивые зависимости между обменным курсом рубля и объемом денежной массы, валовым внутренним продуктом и сальдо торгового баланса, соотношением индексов потребительских цен РФ и США и производительностей этих стран. Полученные результаты с некоторыми ограничениями могут быть использованы для построения долгосрочных прогнозов обменного курса.

Приложения

1. Проверка на стационарность используемых рядов

Таблица П.1

Проверка на стационарность ряда обменного курса рублей за доллар США

Нулевая гипотеза: ERRD имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. t - стат.	Вероят- ность*	Скор. t - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips–Perron	-0.8395	0.796	-2.3802	0.019
Критиче- ские зна- чения на	1%-м уровне	-3.6105	-2.6272	
	5%-м уровне	-2.9390	-1.9499	
	10%-м уровне	-2.6079	-1.6115	

Источник: Здесь и далее таблицы П.1–П.49 основаны на расчетах авторов.

Таблица П.2

Проверка на стационарность ряда индекса потребительских цен в РФ

Нулевая гипотеза: CPIR имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. t - стат.	Вероят- ность*	Скор. t - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips– Perron	0.9147	0.995	-2.7138	0.081
Критиче- ские зна- чения на	1%-м уровне	-3.6105	-3.6156	
	5%-м уровне	-2.9390	-2.9411	
	10%-м уровне	-2.6079	-2.6091	

Таблица П.3

Проверка на стационарность ряда индекса потребительских цен в США

Нулевая гипотеза: CPID имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. t - стат.	Вероят- ность*	Скор. t - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips– Perron	-0.5541	0.869	-4.5571	0.001
Критические значения на	1%-м уровне	-3.6105	-3.6156	
	5%-м уровне	-2.9390	-2.9411	
	10%-м уровне	-2.6079	-2.6091	

Таблица П.4

Проверка на стационарность ряда процентной ставки по депозитам в РФ

Нулевая гипотеза: RR имеет единичный корень	Уровни	
	Скор. <i>t</i> -стат.	Вероятность*
Статистика теста Phillips–Perron	–8.8750	0.000
Критические значения на		
1%-м уровне	–3.6210	
5%-м уровне	–2.9434	
10%-м уровне	–2.6103	

Таблица П.5

Проверка на стационарность ряда процентной ставки по депозитам в США

Нулевая гипотеза: RD имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. <i>t</i> -стат.	Вероятность*	Скор. <i>t</i> -стат.	Вероятность*
Статистика теста Phillips–Perron	–0.7022	0.835	–3.3387	0.020
Критические значения на				
1%-м уровне	–3.6105		–3.6156	
5%-м уровне	–2.9390		–2.9411	
10%-м уровне	–2.6079		–2.6091	

Таблица П.6

Проверка на стационарность ряда денежной массы (M2) в РФ

Нулевая гипотеза: MR имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. <i>t</i> -стат.	Вероятность*	Скор. <i>t</i> -стат.	Вероятность*
Статистика теста Phillips–Perron	23.2629	1.000	–4.0964	0.003
Критические значения на				
1%-м уровне	–3.6105		–3.6156	
5%-м уровне	–2.9390		–2.9411	
10%-м уровне	–2.6079		–2.6091	

Таблица П.7

**Проверка на стационарность ряда денежной массы
(M2) в США**

Нулевая гипотеза: MD имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips– Perron	3.0704	1.000	–4.0906	0.003
Критические значения на	1%-м уровне	–3.6105	–3.6156	
	5%-м уровне	–2.9390	–2.9411	
	10%-м уровне	–2.6079	–2.6091	

Таблица П.8

**Проверка на стационарность ряда реального валового
внутреннего продукта в РФ**

Нулевая гипотеза: RGDPD имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips– Perron	–2.3764	0.155	–6.3021	0.000
Критические значения на	1%-м уровне	–3.6105	–3.6156	
	5%-м уровне	–2.9390	–2.9411	
	10%-м уровне	–2.6079	–2.6091	

Таблица П.9

**Проверка на стационарность ряда реального валового
внутреннего продукта в США**

Нулевая гипотеза: RGDPD имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips– Perron	–0.1014	0.942	–4.9022	0.000
Критические значения на	1%-м уровне	–3.6105	–3.6156	
	5%-м уровне	–2.9390	–2.9411	
	10%-м уровне	–2.6079	–2.6091	

Таблица П. 10

**Проверка на стационарность ряда темпов
инфляции в РФ**

Нулевая гипотеза: CPIRD имеет единичный корень	Уровни	
	Скор. <i>t</i> -стат.	Вероятность*
Статистика теста Phillips– Perron	–3.2653	0.024
Критические значения на		
1%-м уровне	–3.6105	
5%-м уровне	–2.9390	
10%-м уровне	–2.6079	

Таблица П. 11

**Проверка на стационарность ряда
темпов инфляции в США**

Нулевая гипотеза: CPIDD имеет единичный корень	Уровни	
	Скор. <i>t</i> -стат.	Вероятность*
Статистика теста Phillips– Perron	–4.3571	0.001
Критические значения на		
1%-м уровне	–3.6156	
5%-м уровне	–2.9411	
10%-м уровне	–2.6091	

Таблица П. 12

**Проверка на стационарность ряда
торгового баланса**

Нулевая гипотеза: ТВ имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. <i>t</i> -стат.	Вероятность*	Скор. <i>t</i> -стат.	Вероятность*
Статистика теста Phillips– Perron	–1.3546	0.594	–6.1186	0.000
Критические значения на				
1%-м уровне	–3.6156		–3.6210	
5%-м уровне	–2.9411		–2.9434	
10%-м уровне	–2.6091		–2.6103	

Таблица П. 13

**Проверка на стационарность ряда
производительности в РФ**

Нулевая гипотеза: PRODR имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. t - стат.	Вероят- ность*	Скор. t - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips– Perron	-2.5584	0.110	-6.6247	0.000
1%-м уровне	-3.6105		-3.6156	
Критические значения на	-2.9390		-2.9411	
5%-м уровне				
10%-м уровне	-2.6079		-2.6091	

Таблица П. 14

**Проверка на стационарность ряда
производительности в США**

Нулевая гипотеза: PRODD имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. t - стат.	Вероят- ность*	Скор. t - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips– Perron	1.5994	0.999	-10.6421	0.000
1%-м уровне	-3.6105		-3.6156	
Критические значения на	-2.9390		-2.9411	
5%-м уровне				
10%-м уровне	-2.6079		-2.6091	

Таблица П. 15

**Проверка на стационарность ряда
реальной процентной ставки в РФ**

Нулевая гипотеза: RRR имеет единичный корень	Уровни	
	Скор. t -стат.	Вероятность*
Статистика теста Phillips– Perron	-6.2135	0.000
1%-м уров- не	-3.6210	
Критические значения на	-2.9434	
5%-м уров- не		
10%-м уровне	-2.6103	

Таблица П. 16

**Проверка на стационарность ряда реальной
процентной ставки в США**

Нулевая гипотеза: RRD имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. t - стат.	Вероят- ность*	Скор. t - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips– Perron	-0.5357	0.873	-5.1329	0.000
Критические значения на	1%-м уровне	-3.6156	-3.6210	
	5%-м уровне	-2.9411	-2.9434	
	10%-м уровне	-2.6091	-2.6103	

Таблица П. 17

**Проверка на стационарность ряда суммы
экспорта и импорта РФ**

Нулевая гипотеза: TOT имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. t - стат.	Вероят- ность*	Скор. t - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips– Perron	-1.3546	0.594	-6.1186	0.000
Критические значения на	1%-м уровне	-3.6156	-3.6210	
	5%-м уровне	-2.9411	-2.9434	
	10%-м уровне	-2.6091	-2.6103	

Таблица П. 18

**Проверка на стационарность ряда денежного агрегата²⁸
(деньги вне банков + депозиты до востребования) в РФ**

Нулевая гипотеза: MONEYR имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips– Perron	15.9033	1.000	-6.8106	0.000
Критические значения на				
1%-м уровне	-3.6105		-3.6156	
5%-м уровне	-2.9390		-2.9411	
10%-м уровне	-2.6079		-2.6091	

Таблица П. 19

**Проверка на стационарность ряда
внутренних кредитов²⁹**

Нулевая гипотеза: DC имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips– Perron	4.1551	1.000	-4.6675	0.001
Критические значения на				
1%-м уровне	-3.6105		-3.6156	
5%-м уровне	-2.9390		-2.9411	
10%-м уровне	-2.6079		-2.6091	

²⁸ Деньги по методологии денежного обзора. Все денежные средства в экономике страны, которые могут быть немедленно использованы как средство платежа. Данный агрегат формируется как совокупность агрегатов «деньги вне банков» и «депозиты до востребования» в банковской системе.

²⁹ Внутренний кредит – это вся совокупность требований банковской системы к государственным нефинансовым организациям, к частному сектору, включая население, к финансовым (кроме кредитных) организациям и чистого кредита органам государственного управления в валюте РФ, в иностранной валюте и в драгоценных металлах.

Таблица П.20

**Проверка на стационарность ряда
чистые иностранные активы³⁰**

Нулевая гипотеза: NFA имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips– Perron	2.3827	1.000	-2.7081	0.082
Критиче- ские значе- ния на	1%-м уров- не	-3.6105	-3.6156	
	5%-м уров- не	-2.9390	-2.9411	
	10%-м уровне	-2.6079	-2.6091	

Таблица П.21

**Проверка на стационарность ряда рублевой доходности
иностраннных активов**

Нулевая гипотеза: RD4ERRD имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips– Perron	-0.2944	0.916	-4.0512	0.003
Критиче- ские зна- чения на	1%-м уров- не	-3.6210	-3.6268	
	5%-м уров- не	-2.9434	-2.9458	
	10%-м уровне	-2.6103	-2.6115	

³⁰ Чистые иностранные активы органов денежно-кредитного регулирования и кредитных организаций – сальдо активных и пассивных операций денежно-кредитного регулирования и кредитных организаций с нерезидентами в иностранной валюте, в валюте РФ и в драгоценных металлах.

Таблица П.22

**Проверка на стационарность
ряда активов РФ³¹**

Нулевая гипотеза: RAS имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phil- lips–Perron	11.1093	1.000	-5.3935	0.000
Критиче- ские зна- чения на	1%-м уровне	-3.6105	-4.2191	
	5%-м уровне	-2.9390	-3.5331	
	10%-м уровне	-2.6079	-3.1983	

Таблица П.23

**Проверка на стационарность ряда
иностраннных активов**

Нулевая гипотеза: FAS имеет единичный корень	Уровни		1-я разность	
	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*	Скор. <i>t</i> - стат.	Вероят- ность*
Статистика теста Phillips– Perron	-0.2964	0.916	-6.1058	0.000
Критические значения на	1%-м уров- не	-3.6105	-3.6156	
	5%-м уров- не	-2.9390	-2.9411	
	10%-м уровне	-2.6079	-2.6091	

³¹ Совокупность резервов, требований к органам государственного управления, требований к нефинансовым государственным организациям, требований к нефинансовым частным организациям и населению, требований к прочим финансовым институтам.

2. Результаты оценок структурных моделей обменного курса рубля к доллару США в период с I квартала 1999 г. по IV квартал 2003 г.

Таблица П.24

Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений модели паритета покупательной способности

Период 1999:1–2003:4				
Количество наблюдений: 20 после корректировки				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				
Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи trace статистики				
нет	0.451	12.788	12.53	16.31
не более 1	0.038	0.782	3.84	6.51
Трасе тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5%-м уровне				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.451	12.007	11.44	15.69
не более 1	0.038	0.782	3.84	6.51
Max-eigenvalue тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5%-м уровне				
	LOG(ERRD)	LOG(CPIR)– LOG(CPID)		
Коэффициенты	1.000	–0.989		
Стандартные ошибки		–0.276		

Таблица П.25

Результаты оценки модели паритета покупательной способности

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))		
Период (скорректированный): 1999:1–2003:4		
Количество наблюдений: 20 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	0.016	0.697
D(LOG(CPIR)–LOG(CPID))	1.217	0.000
CE(–1)	–0.025	0.238
R^2		0.828
P-value F-стат.		0

Таблица П.26

**Результаты оценки модели непокрытого
паритета процентных ставок**

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))		
Период (скорректированный): 1999:1–2003:4		
Количество наблюдений: 20 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	–0.016	0.183
RR–RD	0.013	0.001
R^2		0.690
P-value F-стат.		0.000

Таблица П.27

**Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений
монетарной модели с жесткими ценами**

Период 1999:1–2003:4				
Количество наблюдений: 20 после корректировки				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				
Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи trace статистики				
нет	0.943	163.404	59.46	66.52
не более 1	0.883	106.008	39.89	45.58
не более 2	0.827	63.121	24.31	29.75
не более 3	0.738	28.018	12.53	16.31
не более 4	0.059	1.209	3.84	6.51
Trace тест показывает 4 коинтеграционных соотношения на 5%-м и 1%-м уровнях				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.943	57.396	30.040	35.170
не более 1	0.883	42.887	23.800	28.820
не более 2	0.827	35.104	17.890	22.990
не более 3	0.738	26.808	11.440	15.690
не более 4	0.059	1.209	3.840	6.510
Max-eigenvalue тест показывает 4 коинтеграционных соотношения на 5%-м и 1%-м уровнях				
LOG(ERRD)	LOG(MR/MD)	LOG(RGDPR/RGDPD)	RR–RD	CPIRD–CPIDD
Коэффициенты	–1.308	2.523	0.068	–0.080
Стандартные ошибки	–0.168	–0.152	–0.021	–0.016

Таблица П.28

**Результаты оценки модели монетарной модели
с жесткими ценами**

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))		
Период (скорректированный): 1999:2–2003:4		
Количество наблюдений: 19 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	<i>P</i> -value <i>t</i> -стат.
C	–0.023	0.070
D(LOG(MR/MD))	–0.255	0.000
D(LOG(RGDPR/RGDPD))	–0.089	0.007
D(RR–RD)	0.010	0.023
D(CPIRD–CPIID)	–0.015	0.000
CE(–1)	0.087	0.004
R^2		0.801
<i>P</i> -value <i>F</i> -стат.		0.000333

Таблица П.29

**Результаты оценки модели монетарной
модели с жесткими ценами с учетом
торгового баланса**

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))		
Период (скорректированный): 1999:1–2003:3		
Количество наблюдений: 19 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	<i>P</i> -value <i>t</i> -стат.
C	–0.027	0.152
D(LOG(MR/MD))	–0.314	0.012
D(LOG(RGDPR/RGDPD))	–0.103	0.123
D(RR–RD)	0.011	0.047
D(CPIRD–CPIID)	–0.017	0.000
D(LOG(TB))	0.051	0.101
CE(–1)	0.074	0.011
R^2		0.897
<i>P</i> -value <i>F</i> -стат.		0.000027

Таблица П.30

Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений модели обменного курса, определяемого как соотношение производительностей

Период 1999:1–2003:4				
Количество наблюдений: 20 после корректировки				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				
Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи <i>trase</i> статистики				
нет	0.724	38.251	24.31	29.75
не более 1	0.438	12.516	12.53	16.31
не более 2	0.048	0.988	3.84	6.51
Трасе тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5%-м и 1%-м уровнях				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.724	25.735	17.890	22.990
не более 1	0.438	11.528	11.440	15.690
не более 2	0.048	0.988	3.840	6.510
Max-eigenvalue тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 1%-м уровне				
	LOG(ERRD)	LOG(PRODR/PRODD)	CPIR–CPID	
Коэффициенты	1.000	1.928	–0.002	
Стандартные ошибки		–0.222	0.000	

Таблица П.31

Результаты оценки модели обменного курса, определяемого как соотношение производительностей

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))		
Период (скорректированный): 1999:2–2003:4		
Количество наблюдений: 19 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	0.030	0.438
D(LOG(CPIR/CPID))	0.562	0.232
D(LOG(PRODR/PRODD))	–0.083	0.406
CE(–1)	–0.059	0.199
R^2		0.292
P-value F-стат.		0.148695

Таблица П.32

Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений поведенческой модели

Период 1999:4–2003:3				
Количество наблюдений: 16 после корректировки				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				
Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи trace статистики				
нет	0.988	110.584	53.12	60.16
не более 1	0.756	40.458	34.91	41.07
не более 2	0.549	17.903	19.96	24.6
не более 3	0.277	5.180	9.24	12.97
не более 4	0.000	0.000	0	0
Трасе тест показывает 2 коинтеграционных соотношения на 1%-м уровне				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.998	102.318	34.400	39.790
не более 1	0.988	70.126	28.140	33.240
не более 2	0.756	22.554	22.000	26.810
не более 3	0.549	12.723	15.670	20.200
не более 4	0.277	5.180	9.240	12.970
Max-eigenvalue тест показывает 2 коинтеграционных соотношения на 1%-м уровне				
LOG(ERRD)	LOG(CPIR/CPID)	RRR–RRD	LOG(EX+IMP)	LOG(NFA)
Коэффициенты	–0.218	–0.004	0.081	–0.060
Стандартные ошибки	–0.007	0.000	–0.003	–0.001

Таблица П.33

Результаты оценки поведенческой модели

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))		
Период (скорректированный): 1999:3–2003:3		
Количество наблюдений: 17 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
D(LOG(CPIR/CPID))	–0.443	0.408
D(LOG(RGDPR/RGDPD))	–0.141	0.085
D((RRR–RRD))	0.002	0.623
D(LOG(EX+IMP))	–0.042	0.432
D(LOG(NFA))	0.080	0.086
CE(–1)	–0.521	0.360
R^2		0.419
P-value F-стат.		0

Таблица П.34

Результаты оценки модели портфеля активов

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))

Период (скорректированный): 1999:3–2003:4

Количество наблюдений: 18 после корректировки

Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	-0.017	0.072
D(LOG(MONEYR))	-0.256	0.013
D(LOG(DC))	0.346	0.041
D(LOG(NFA))	0.021	0.100
D(RD4ERRD)	0.002	0.966
D(LOG(RGDPR))	-0.057	0.233
CE(-1)	0.031	0.016
R^2		0.641
P-value F-стат.		0.042355

Таблица П.35

Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений модели портфеля активов

Период 1999:1–2003:4

Количество наблюдений: 20 после корректировки

Проверка наличия коинтеграционных соотношений

Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи trace статистики				
нет	0.988	185.982	76.07	84.45
не более 1	0.889	97.850	53.12	60.16
не более 2	0.836	53.871	34.91	41.07
не более 3	0.434	17.727	19.96	24.6
не более 4	0.272	6.343	9.24	12.97
Trace тест показывает 3 коинтеграционных соотношения на 5%-м и 1%-м уровнях				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.988	88.132	34.400	39.790
не более 1	0.889	43.979	28.140	33.240
не более 2	0.836	36.144	22.000	26.810
не более 3	0.434	11.384	15.670	20.200
не более 4	0.272	6.343	9.240	12.970
Max-eigenvalue тест показывает 3 коинтеграционных соотношения на 5%-м и 1%-м уровнях				
LOG(ERRD)	LOG(RAS)	LOG(FAS)	RD4ERRD	LOG(RGDPR)
Коэффициенты	-0.767	-1.160	-0.272	2.992
Стандартные ошибки	-0.074	-0.063	-0.036	-0.100

Таблица П.36

Результаты оценки модели портфеля активов

Зависимая переменная: D(LOG(ERRD))		
Период (скорректированный): 1999:1–2003:4		
Количество наблюдений: 20 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	–0.060	0.113
D(LOG(RAS))	0.976	0.008
D(LOG(FAS))	0.317	0.007
D(RD4ERRD)	0.047	0.529
D(LOG(RGDPR))	–0.168	0.157
CE(–1)	–0.020	0.863
R^2		0.695
P-value F-стат.		0.002744

3. Результаты оценок структурных моделей обменного курса рубля к евро в период с I квартала 1999 г. по IV квартал 2003 г.

Таблица П.37

**Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений
модели паритета покупательной способности**

Период 1999:3–2003:4				
Количество наблюдений: 18 после корректировки				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				
Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи trace статистики				
нет	0.353	11.105	12.53	16.31
не более 1	0.166	3.267	3.84	6.51
Trace тест показывает отсутствие коинтеграции и на 5%-м и 1%-м уровнях				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.353	7.838	11.44	15.69
не более 1	0.166	3.267	3.84	6.51
Max-eigenvalue тест показывает отсутствие коинтеграции и на 5%-м и 1%-м уровнях				
	LOG(ERRR)	LOG(CPIR)– LOG(CPIE)		
Коэффициенты	1.000	–1.404		
Стандартные ошибки		–0.164		

Таблица П.38

**Результаты оценки модели паритета
покупательной способности**

Зависимая переменная: D(LOG(ERRE))		
Период (скорректированный): 1999:2–2003:4		
Количество наблюдений: 19 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	0.099	0.034
D(LOG(CPIR)–LOG(CPIE))	0.749	0.307
CE(-1)	-0.104	0.095
R^2	0.183	
P-value F-стат.	0.199363	

Таблица П.39

**Результаты оценки модели
непокрытого паритета процентных ставок**

Зависимая переменная: D(LOG(ERRE))		
Период (скорректированный): 1999:2–2003:3		
Количество наблюдений: 18 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	0.016	0.391
RR–RE	0.000	0.981
R^2	0.000	
P-value F-стат.	0.987	

Таблица П.40

**Результаты проверки на наличие коинтеграционных
соотношений монетарной модели с жесткими ценами**

Период 1999:3–2003:3				
Количество наблюдений: 17 после корректировки				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				
Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
1	2	3	4	5
При помощи trace статистики				
нет	0.836	64.084	53.12	60.16
не более 1	0.630	33.345	34.91	41.07
не более 2	0.446	16.464	19.96	24.6
не более 3	0.315	6.427	9.24	12.97

Trace тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5%-м и 1%-м уровнях

Продолжение таблицы П. 40

1	2	3	4	5
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.836	30.739	28.140	33.240
не более 1	0.630	16.881	22.000	26.810
не более 2	0.446	10.036	15.670	20.200
не более 3	0.315	6.427	9.240	12.970
Max-eigenvalue тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5%-м уровне				
	LOG(ERRE)	LOG(MR/ME)	RR-RE	CPIRD-CPIED
Коэффициенты	1.000	-0.357	-0.023	-0.022
Стандартные ошибки		-0.043	-0.006	-0.010

Таблица П.41

**Результаты оценки монетарной модели
с жесткими ценами**

Переменная	Значение коэф.	P-value	t-стат.
Зависимая переменная: D(LOG(ERRE))			
Период (скорректированный): 1999:2-2003:3			
Количество наблюдений: 18 после корректировки			
C	0.069		0.102
D(LOG(MR/ME))	-0.333		0.358
D(LOG(RGDPR/RGDPE))	-0.061		0.639
D(RR-RE)	0.010		0.179
D(CPIRD-CPIED)	-0.004		0.702
CE(-1)	-0.084		0.681
R^2		0.338	
P-value F-стат.		0.35477	

Таблица П.42

**Результаты проверки на наличие коинтеграционных
соотношений монетарной модели
с жесткими ценами с учетом торгового баланса**

Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
1	2	3	4	5
Период 1999:3-2003:4				
Количество наблюдений: 18 после корректировки				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				

При помощи trace статистики

Продолжение таблицы П. 42

1	2	3	4	5
нет	0.948	73.999	24.31	29.75
не более 1	0.663	20.684	12.53	16.31
не более 2	0.061	1.128	3.84	6.51
Трасе тест показывает 2 коинтеграционных соотношения на 5%-м и 1%-м уровнях				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.948	53.316	17.890	22.990
не более 1	0.663	19.556	11.440	15.690
не более 2	0.061	1.128	3.840	6.510
Max-eigenvalue тест показывает 2 коинтеграционных соотношения на 5%-м и 1%-м уровнях				
	LOG(ERRE)	LOG(MR/ME)	LOG(RGDPR/RGDPE)	
Коэффициенты	1.000	-0.815	2.712	
Стандартные ошибки		-0.057	-0.058	

Таблица П.43

**Результаты оценки монетарной модели
с жесткими ценами с учетом торгового баланса**

Зависимая переменная: D(LOG(ERRE))

Период (скорректированный): 1999:2–2003:3

Количество наблюдений: 18 после корректировки

Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	0.054	0.204
D(LOG(MR/ME))	-0.250	0.418
D(LOG(RGDPR/RGDPE))	-0.183	0.269
D(RR-RE)	0.014	0.075
D(CPIRD-CPIED)	-0.007	0.158
D(LOG(TB))	0.120	0.024
CE(-1)	-0.027	0.712
R^2		0.470
P-value F-стат.		0.229884

Таблица П.44

Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений модели обменного курса, определяемого как соотношение производительностей

Период 1999:3–2003:4				
Количество наблюдений: 18 после корректировки				
Проверка наличия коинтеграционных соотношений				
Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи <i>trase</i> статистики				
нет	0.601	32.808	24.31	29.75
не более 1	0.522	16.288	12.53	16.31
не более 2	0.153	2.995	3.84	6.51
Трасе тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 1%-м уровне				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.601	16.520	17.890	22.990
не более 1	0.522	13.293	11.440	15.690
не более 2	0.153	2.995	3.840	6.510
Max-eigenvalue тест показывает отсутствие коинтеграции и на 5%-м и 1%-м уровнях				
	LOG(ERRE)	LOG(PRODR/PRODE)	LOG(CPIR/CPIE)	
Коэффициенты	1.000	2.185	-1.183	
Стандартные ошибки		-0.290	-0.083	

Таблица П.45

Результаты оценки модели обменного курса, определяемого как соотношение производительностей

Зависимая переменная: D(LOG(ERRE))		
Период (скорректированный): 1999:2–2003:4		
Количество наблюдений: 19 после корректировки		
Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	0.025	0.339
D(LOG(CPIR/CPIE))	-0.834	0.261
D(LOG(PRODR/PRODE))	-0.298	0.077
CE(-1)	-0.126	0.114
R^2		0.205
P-value F-стат.		0.314475

Таблица П.46

Результаты оценки поведенческой модели

Зависимая переменная: D(LOG(ERRE))

Период (скорректированный): 1999:3–2003:3

Количество наблюдений: 17 после корректировки

Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	0.037	0.513
D(LOG(CPIR/CPIE))	-0.480	0.789
D(LOG(RGDPR/RGDPE))	-0.173	0.231
D((RRR-RRE))	0.008	0.444
D(LOG(EX+IMP))	-0.118	0.375
D(LOG(NFA))	0.019	0.517
R^2	0.188	
P-value F-стат.	0.763355	

Таблица П.47

Результаты проверки на наличие коинтеграционных соотношений модели портфеля активов

Период 1999:4–2003:4

Количество наблюдений: 17 после корректировки

Проверка наличия коинтеграционных соотношений

Гипотеза	Собств. значение	Статистика	5% крит. знач.	1% крит. знач.
При помощи trace статистики				
нет	0.921	100.678	39.89	45.58
не более 1	0.886	57.426	24.31	29.75
не более 2	0.669	20.472	12.53	16.31
не более 3	0.093	1.665	3.84	6.51
Trace тест показывает 3 коинтеграционных соотношения на 5%-м и 1%-м уровнях				
При помощи максимального собственного значения				
нет	0.921	43.252	23.800	28.820
не более 1	0.886	36.954	17.890	22.990
не более 2	0.669	18.808	11.440	15.690
не более 3	0.093	1.665	3.840	6.510
Max-eigenvalue тест показывает 3 коинтеграционных соотношения на 5%-м и 1%-м уровнях				
	LOG(ERRE)	LOG(MONEYR)	LOG(DC)	LOG(NFA)
Коэффициенты	1.000	-0.216	-0.171	-0.048
Стандартные ошибки		-0.113	-0.088	-0.049

Таблица П.48

Результаты оценки модели портфеля активов

Зависимая переменная: D(LOG(ERRE))

Период (скорректированный): 1999:4–2003:3

Количество наблюдений: 16 после корректировки

Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	0.092	0.033
D(LOG(MONEYR))	0.165	0.478
D(LOG(DC))	-0.031	0.902
D(LOG(NFA))	0.278	0.002
D(RE4ERRE)	-0.231	0.352
D(LOG(RGDPR))	-0.024	0.868
CE(-1)	-0.676	0.003
R^2		0.603
P-value F-стат.		0.128356

Таблица П.49

Результаты оценки модели портфеля активов

Зависимая переменная: D(LOG(ERRE))

Период (скорректированный): 1999:4–2003:3

Количество наблюдений: 16 после корректировки

Переменная	Значение коэф.	P-value t-стат.
C	0.029	0.678
D(LOG(RAS))	-0.116	0.880
D(LOG(FAS))	-0.037	0.834
D(RE4ERRE)	-0.147	0.429
D(LOG(RGDPR))	-0.113	0.462
R^2		0.155
P-value F-стат.		0.733627

Литература

1. Abuaf N., Jorion P. Purchasing Power Parity in the long run // *Journal of Finance*. 1990. № 45(1). P. 157–174.
2. Backus D. Empirical models of the exchange rate: Separating the wheat from the chaff // *The Canadian Journal of Economics*. Vol. 17. 1984. № 4. P. 824–846.
3. Baillie R., Osterberg W. Central bank intervention and risk in the forward market // *Journal of International Economics*. 1997. № 43(3/4). P. 483–497.
4. Balassa B. The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal // *Journal of Political Economy*. 1964. № 72. P. 584–596.
5. Berkowitz J., Kilian L. Recent developments in bootstrapping time series // *Econometric Reviews*. February 2000. № 19(1). P. 1–48.
6. Berkowitz J., Giorgianni L. Long-horizon exchange rate predictability? // *Review of Economics and Statistics*. February 2001. № 83(1). P. 81–91.
7. Bhattacharya U., Weller P. The advantage to hiding one's hand: Speculation and central bank intervention in the foreign exchange market // *Journal of Monetary Economics*. 1997. № 39(2). P. 251–277.
8. Bilson John F.O. Rational expectations and the exchange rate // Frenkel Jacob A., Johnson Henry G. (eds.). *The Economics of exchange rates: Selected Studies, Readings*, MA: Addison–Wesley Press, 1978.
9. Boothe P., Glassman D. Comparing Exchange rate forecasting models // *International Journal of forecasting*. 1987. № 3. P. 65–79.
10. Boughton J. Tests on the performance of reduced-form exchange rate models // *Journal of International Economics*. 1987. № 23. P. 41–56.
11. Branson W. Portfolio equilibrium and monetary policy with foreign and non-traded assets // Claassen E., Salin P. (eds.). *Recent Issues in International Monetary Economics*. Amsterdam: North-Holland, 1976.

12. Branson W., Halttunen H., Masson P. Exchange rates in the short run: some further results // *European Economic Review*. 1979. № 12. P. 395–402.
13. Cheung Yin-Wong, Chinn M., Pascual A. Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? // *NBER Working Paper 9393*. 2002.
14. Cheung Yin-Wong, Chinn M. Integration, cointegration and the forecast consistency of structural exchange rate models // *NBER Working Paper 5943*. 1998.
15. Chinn M., Meese R. Banking on Currency forecasts: How predictable is change in money? // *Journal of International Economics*. 1995. № 38. P. 161–178.
16. Cosander P., Laing B. Interest rate parity tests: Switzerland and some major western countries // *Journal of Banking and Finance*. 1981. № 5. P. 187–200.
17. Cuddington J., Lian H. Purchasing power parity over two centuries? // *Journal of International Money and Finance*. 2000. № 19. P. 753–757.
18. Cumby J., Obstfeld M. International interest rate and price level linkages under flexible exchange rate: a review of recent evidence // *Bilson J., Marston, R. (eds.). Exchange rate theory and practice*. University of Chicago Press: 1984.
19. Cumby J., Obstfeld M. Exchange rate expectations and nominal interest rates: A test of the Fisher hypothesis // *Journal of Finance*. 1981. № 36. P. 697–703.
20. Diebold F., Mariano R. Comparing predictive accuracy // *Journal of Business and Economic Statistics*. July 1995. № 13(3). P. 253–263.
21. Dominguez K., Frankel J. Does foreign exchange intervention matter? The portfolio effect // *American Economic Review*. 1993a. № 83(5). P. 1356–1369.
22. Dominguez K., Frankel J. Does foreign exchange intervention work? Washington DC: Institute of International Economics, 1993b.
23. Dornbusch R. Expectations and exchange rate dynamics // *Journal of Political Economy*. December 1976. № 84(6). P. 1161–1176.
24. Dornbusch R., Fischer S. Exchange rates and the current account // *American Economic Review*. 1980. № 70. P. 960–971.
25. Dornbusch R. *Exchange Rates and Inflation*. The MIT Press, 1991.

26. Edison H. The effectiveness of Central-Bank intervention: A survey of the literature after 1982. Princeton University // Studies in International Economics. 1993. № 18.
27. Evans M., Lyons R. Portfolio balance, price impact, and secret intervention // NBER Working Paper. 2001. № 8356.
28. Faruqee H., Isard P., Masson P. A Macroeconomic balance framework for estimating equilibrium exchange rates // Stein J., MacDonald R. (eds.). Equilibrium Exchange Rates (Kluwer: Boston). 1999. P. 103–134.
29. Fatum R., Hutchison M. Is intervention a signal of future monetary policy? Evidence from the Federal Funds futures market // Journal of Money, Credit and Banking. 1999. № 31(1). P.54–69.
30. Faust J., Rogers J., Wright J. Exchange rate forecasting: The errors we've really made // International Finance Discussion Paper 714. 2001.
31. Franke G., Olsen R., Pohlmeier W. Overview of Forecasting Models // University of Konstanz. 2002.
32. Frankel J. On the mark: a theory of floating exchange rate based on real interest differentials // American Economic Review. 1979. № 69(4). P. 610–622.
33. Frankel J. The implications of mean-variance optimization for four questions in international finance // Journal of International Money and Finance. Supplement, March. 1986.
34. Frankel J., Froot K. The dollar as an irrational speculative bubble // The Marcus Wallenberg Papers on International Finance. 1986. № 1.
35. Fratianni M., Wakeman L. The Law of one price in the eurocurrency market // Journal of International Money and Finance. 1982. № 1. P. 307–323.
36. Frenkel J., Razin A. The international transmission and effects of fiscal policy // American Economic Review. March. 1986.
37. Frenkel J. Purchasing power parity doctrinal perspective and evidence from the 1920s // Journal of International Economics. 1978. № 8. P. 169–191.
38. Frenkel J. Flexible exchange rates, prices and the role of news: Lessons from the 1970s // Journal of Political Economy. 1981. № 89(4). P. 665–705.

39. Frenkel J. A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence // *Scandinavian Journal of Economics*. 1976. № 78(2). P. 200–224.
40. Frenkel J., Levich R. Covered interest arbitrage: Unexploited profits? // *Journal of Political Economy*. 1975. № 83. P.325–338.
41. Gavin M. The stock market and exchange rate dynamics // Board of Governors of the Federal Reserve. *International Finance Discussion Papers*. 1986. № 1.
42. Ghosh A. Is it signaling? Exchange intervention and the dollar-Deutschemark rate // *Journal of International Economics*. 1992. № 32(3/4). P. 201–220.
43. Glen J. Real exchange rates in the short, medium and long run // *Journal of International Economics*. 1992. № 33. P. 147–166.
44. Groen J. The monetary exchange rate model as a long-run phenomenon // *Journal of International Economics*. December 2000. № 52(2). P. 299–319.
45. Harrod R (1933). *International Economics*. London: James Nisbet and Cambridge University Press.
46. Hooper P., Morton J. Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination // *Journal of International Money and Finance*. April 1982. № 1. P. 39–56.
47. Johansen S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models // *Econometrica*. November 1991. № 59(6). P. 1551–80.
48. Juillard M. (2003). *Dynare: A Program for Solving Rational Expectations Models*.
49. Kaminsky G., Lewis K. Does foreign exchange intervention signal future monetary policy? // *Journal of Monetary Economics*. 1996. № 37(2). P. 285–312.
50. Kilian L. Exchange rates and monetary fundamentals: What do we learn from long-horizon regressions? // *Journal of Econometrics*. September/October 1999. № 14(5). P. 491–510.
51. Kilian L., Taylor M. Why is it so difficult to beat random walk forecasts of exchange rates? // Unpublished manuscript. October 2001.

52. Kim S., Kortian T., Sheen J. Central bank intervention and exchange rate volatility – Australian evidence // *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 2000. № 10(3/4). P. 81–405.
53. Kouri P. The exchange rate and the balance of payments in the short run and in the long run: a monetary approach // *Scandinavian Journal of Economics*. 1976. № 78. P. 280–304.
54. Levin A., Lin Chien-Fu. Unit root tests in panel data: New results // University of California, San Diego Department of Economics Working Paper: P. 56–93. December 1993.
55. Lewis K. Occasional interventions to target rates // *American Economic Review*. 1995. № 85(4). P. 691–715.
56. Lothian J., Taylor M. Real exchange rate behavior: the recent float from the perspective of the last two centuries // *Journal of Political Economy*. 1996. № 104. P. 488–509.
57. Lucas R.E. Interest rates and currency prices in a two-country world // *Journal of Monetary Economics*. November 1982. № 10(3). P. 335–59.
58. MacDonald R., Marsh I. Exchange rate modeling. Cluwer Academic Publishers, 1999.
59. MacDonald R., Taylor M. The monetary model of the Exchange rate: long-run relationships, short-run dynamics and how to beat a random walk // *Journal of International Money and Finance*. 1994. № 13(3). P. 276–290.
60. Mark N. Exchange rates and fundamentals: Evidence on long-horizon predictability // *American Economic Review*. March 1995. № 85(1). P. 201–218.
61. Mark N., Sul Donggyu. Nominal exchange rates and monetary fundamentals: Evidence from a small post-Bretton Woods panel // *Journal of International Economics*. February 2001. № 53(1). P. 29–52.
62. Meese R., Rose A. Nonlinear, Nonparametric, Nonessential exchange rate estimation // *American Economic Review*. 1990. № 80(2). P. 192–196.
63. Meese R., Rose A. An empirical assessment of Non-linearities in models of exchange rate determination // *Review of Economic Studies*. 1991. № 58. P. 604–619.

64. Meese R., Rogoff K. Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? // *Journal of International Economics*. 1983a. № 14(1/2). P. 3–24.
65. Meese R., Rogoff K. The out-of-sample failure of empirical exchange rate models: Sampling error or misspecification? // Frenkel Jacob (ed.). *Exchange Rates and International Macroeconomics*. Chicago: NBER and University of Chicago Press, 1983b.
66. Mussa M. Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market // Brunner Karl, Meltzer Allan H. (eds.). *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy: Policies for Employment, Prices and Exchange Rates*. 1979. Vol. 11.
67. Mussa M. The role of official intervention // *Group of Thirty Occasional Papers*. 1981. № 6.
68. Mussa M. The exchange rate, the balance of payments and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating // *Scandinavian Journal of Economics*. 1976. № 78(2). P. 229–248.
69. Obstfeld M. Exchange rates, inflation and the sterilization problem: Germany, 1975–1981 // *NBER Working Paper*. 1982. № 963.
70. Rapach D., Wohar M. Testing the monetary model of exchange rate determination: New evidence from a century of data. Unpublished manuscript // *Journal of International Economics* (forthcoming). November 2001a.
71. Rapach D., Wohar M. Testing the monetary model of exchange rate determination: A closer look at panels. September 2001b.
72. Rogoff K. On the effects of sterilized intervention: An analysis of weekly data // *Journal of Monetary Economics*. 1984. № 14(2). P. 133–150.
73. Rogoff K. The Purchasing power parity puzzle // *Journal of Economic Literature*. 1996. № 34. P. 647–668.
74. Samuelson P.A. (1964). Theoretical notes on trade problems // *Review of Economics and Statistics*. № 46. P. 145–154.
75. Sarno L., Taylor M. Official intervention in the foreign exchange market: Is it effective and, if so, how does it work? // *Journal of Economic Literature*. 2001. № 39(3). P. 839–868.

76. Schinasi G., Swamy P.A.V.B. The out-of-sample forecasting performance of exchange rate models when coefficients are allowed to change // *Journal of International Money and Finance*. September 1989. № 8(3). P. 375–90.
77. Somanath V. Efficient exchange rate forecasts: Lagged models better than the random walk // *Journal of International Money and Finance*. 1986. № 5. P. 195–220.
78. Stein J. The Evolution of the real value of the US dollar relative to the G7 currencies // Stein J., MacDonald R. (eds.). *Equilibrium Exchange Rates* (Kluwer: Boston). P. 67–102.
79. Stockman Alan C. A theory of exchange rate determination // *Journal of Political Economy*. August 1980. № 88(4). P. 673–698.
80. Taylor M., Peel D. Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals // *Journal of International Money and Finance*. February 2000. № 19(1). P. 33–53.
81. Taylor M., Peel D., Sarno L. Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: Towards a solution to the purchasing power parity puzzles // *International Economic Review*. 2001. № 42(4). P. 1015–42.
82. Tobin J. A general equilibrium approach to monetary theory // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1969. № 1. P. 15–29.
83. Vitale P. Sterilised central bank intervention in the foreign exchange market // *Journal of International Economics*. 1999. № 49(2). P. 245–267.
84. Woo T. The monetary approach to exchange rate determination under rational expectations // *Journal of International Economics*. 1985. № 18. P. 1–16.

ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА

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

№ 87Р Колл. авт. **Организация местного самоуправления в городах федерального значения. 2004.**

№ 86Р Колл. авт. **Корпоративное управление в российской промышленности. 2004.**

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

№ 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 покупательных 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. Вишневецкий, Е. М. Андреев, А. И. Трейвиш. **Перспективы развития России: роль демографического фактора.** 2003.

№ 52Р С. Синельников-Мурылев, С. Баткибеков, П. Кадочников, Д. Непелов. **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.

Четвериков Сергей Николаевич
Карасев Григорий Григорьевич

СТРУКТУРНЫЕ МОДЕЛИ ОБМЕННЫХ КУРСОВ РУБЛЯ

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

Подписано в печать 16.05.2005
Тираж 350 экз.

125993, Москва, Газетный пер., 5

Тел. (095) 229–6736,
FAX (095) 203–8816
E-MAIL– info@iet.ru,
WEB Site – <http://www.iet.ru>

© **Институт экономики переходного периода, 2005**