

Оценивание равновесного реального обменного курса российского рубля

Сосунов К.А., Шумилов А.В.

Используя методологический подход, предложенный Эдвардсом [4], в данной работе мы оцениваем равновесный реальный обменный курс российского рубля за период с начала 1995 г. до конца 2003 г. Согласно теоретической модели, равновесный обменный курс связан функциональной зависимостью (уравнение «сокращенной формы») с набором экзогенных переменных, называемых «фундаментальными». Для получения оценки равновесного обменного курса мы определяем набор фундаментальных переменных (условия торговли, производительность в секторе неторгуемых товаров, потоки капитала) и оцениваем уравнение «сокращенной формы», используя коинтеграционный тест Йохансена. Исследуются также скорость сходимости реального обменного курса к равновесному и влияние переменных монетарной и фискальной политики на краткосрочную динамику реального курса.

Введение

Реальный курс национальной валюты является одним из важнейших макроэкономических показателей. Его значение определяет конкурентоспособность (прибыльность производственных операций) отечественных производителей относительно зарубежных. Вследствие этого изменения реального курса могут оказывать влияние на темпы роста экономики. Особую важность реальный курс приобретает в тех странах, где значительная часть производства экспортноориентирована. Россия принадлежит именно к этой группе стран (экспорт составляет больше трети ВВП России). Поэтому исследование факторов и механизмов, определяющих динамику реального курса рубля, представляется нам важным как с научной точки зрения, так и для выработки рекомендаций по экономической политике правительства.

1. Краткий обзор литературы

Изучение равновесного реального обменного курса восходит к понятию паритета покупательской способности (ППС), «относительная» версия которого гласит: отношение P/EP^* уровня цен P в одной стране к уровню цен EP^* в другой стране (выраженному через номинальный обменный курс E в валюте первой стра-

Сосунов К.А. – Ph.D. in economics (Australian National University); Институт открытой экономики, ведущий эксперт; РЭШ, профессор.

Шумилов А.В. – к. ф.-м. н., Институт открытой экономики, эксперт.

Статья поступила в Редакцию в январе 2005 г.

ны) стремится к постоянной величине во времени¹⁾. Если определять реальный обменный курс как меру относительной дороговизны товаров в первой стране по сравнению со второй $e = P / EP^*$, то, согласно доктрине ППС, равновесный обменный курс есть величина постоянная.

Результаты многочисленных эмпирических исследований ППС, подробные обзоры которых приводятся, например, в [9] и [5], показывают, что гипотеза ППС отвергается в большинстве случаев, когда период наблюдений не превышает 10–20 лет. Лишь для больших периодов наблюдений (6–7 десятилетий) реальные курсы небольшого числа развитых стран сходятся к своему среднему (равновесному) значению с длительными полупериодами отклонений от равновесия (4–5 лет). Столь долгосрочный характер отклонений от ППС не может быть объяснен только негибкостью цен P и P^* в сравнении с номинальным курсом E в ответ на монетарные и финансовые шоки (модель негибких цен Дорнбуша²⁾, которые поглощаются в течение не более 1–2 лет. Понимание этого привело к модификации теории равновесного курса, а именно, к идее, что существуют переменные, называемые «фундаментальными», с которыми реальный обменный курс связан долгосрочным соотношением. Соответственно равновесный реальный курс как функция от фундаментальных переменных не обязан быть постоянным.

Одной из важнейших фундаментальных переменных является отношение производительности в секторе торгуемых товаров к производительности в секторе неторгуемых товаров. Связь между этой переменной и реальным обменным курсом выражается так называемым эффектом Балассы – Самуэльсона: страны с большей производительностью в секторе торгуемых товаров по сравнению с сектором неторгуемых товаров обладают более высокими уровнями цен³⁾ [1, 10]. Общепринятое теоретическое обоснование этого феномена таково. Пусть в малой экономике с постоянной отдачей на масштаб в производстве как торгуемых, так и неторгуемых товаров справедлив закон одной цены на рынке торгуемых товаров и капитала и повысилась совокупная факторная производительность торгуемого сектора по сравнению с неторгуемым. Это ведет к росту зарплат в секторе торгуемых товаров. При совершенной мобильности рабочей силы между секторами и капитала между секторами и границами стран уровень зарплат в секторе неторгуемых товаров должен сравняться с уровнем зарплат в секторе торгуемых товаров, что будет сопровождаться ростом цен на неторгуемые товары. Реальный обменный курс, в свою очередь, возрастет. Однако в случае, когда существуют ограничения на движения капитала через границы (что, несомненно, является более верным описанием российской экономики), относительная цена неторгуемых товаров (т.е. реальный курс) определяется уже не отношением производительностей, а совокупным производством обоих типов товаров (по аналогии со стандартной микроэкономической моделью рынка двух товаров, где относительная цена обратно пропорциональна некоторой возрастающей функции от отношения производства).

¹⁾ В «абсолютной» версии ППС это отношение должно стремиться к единице.

²⁾ См. [3]. Несомненно, краткосрочные отклонения от ППС частично этой моделью объясняются.

³⁾ Каноническим примером эффекта Балассы – Самуэльсона является существенный рост реального курса японской йены к американскому доллару в послевоенный период, обусловленный бурным ростом производительности в секторе торгуемых товаров в Японии.

Другой важной фундаментальной переменной является переменная условий торговли (terms of trade), определяемая как отношение цены экспорта страны к цене импорта страны. Улучшение условий торговли через эффект благосостояния ведет к повышению внутреннего спроса, в результате чего цена неторгуемых товаров возрастает и реальный обменный курс увеличивается. На практике для стран, основная доля экспорта которых состоит из небольшого числа товаров, вместо переменной условий торговли иногда используют цену основных экспортируемых товаров.

В качестве фундаментальных переменных различными исследователями рассматриваются также тарифы и торговые ограничения, потоки капитала, уровень и структура государственных расходов, уровень и структура инвестиций, чистый внешний долг [2, 4].

Среди множества теоретических моделей определения равновесного реального обменного курса большой популярностью в прикладных работах пользуется двухпериодная модель малой открытой экономики, разработанная Эдвардсом [4]. Эдвардс определяет реальный обменный курс как отношение цены неторгуемых товаров к цене торгуемых товаров. Равновесный реальный обменный курс определяется как реальный курс, получаемый при одновременном достижении внутреннего (на рынке неторгуемых товаров) и внешнего (на рынке торгуемых товаров) равновесий. Поскольку оба равновесия полностью описываются определенным набором фундаментальных переменных, существует функциональная зависимость между равновесным курсом и этими переменными (так называемое уравнение «сокращенной формы»). Эдвардс рассматривает также динамику реального обменного курса, чтобы определить влияние переменных фискальной и монетарной политики (не являющихся фундаментальными) на сходимости реального обменного курса к равновесному.

В эмпирических исследованиях для получения оценки равновесного реального обменного курса уравнение «сокращенной формы» оценивается различными статистическими методами (коинтеграционные тесты, модели векторной коррекции ошибок и др.). Подробный обзор и критический анализ большого числа работ по оцениванию равновесного курса, использующих идеологию Эдвардса, приводится в работе [5].

2. Методология оценивания

Следуя подходу Эдвардса, мы рассматриваем уравнения «сокращенной формы» и краткосрочной динамики реального обменного курса.

Уравнение долгосрочной связи между реальным обменным курсом и фундаментальными переменными имеет вид:

$$(1) \quad \ln(e_t) = \beta \ln(F_t) + z_t,$$

где e_t – реальный эффективный обменный курс (RER), F_t – вектор фундаментальных переменных, β – вектор оцениваемых коэффициентов, z_t – стационарные ошибки. Прогноз обменного курса, полученный из оцененного уравнения (1), является равновесным реальным обменным курсом, определяемым фундаментальными переменными в каждый момент времени t .

Краткосрочная динамика реального эффективного курса моделируется с помощью механизма коррекции ошибок (Error Correction Mechanism):

$$(2) \quad \Delta \ln(e_t) = \lambda z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \ln(e_{t-i}) + \sum_{j=0}^q \gamma_j \Delta \ln(F_{t-j}) + \sum_{k=0}^l \phi_k \Delta \ln(T_{t-k}) + \varepsilon_t,$$

где изменение обменного курса регрессируется на свои лагированные изменения, изменения фундаментальных переменных и переменных фискальной и монетарной политики T_t и на свое отклонение от равновесного значения в предыдущем периоде z_{t-1} (так называемая переменная коррекции ошибок). Параметр λ имеет смысл скорости поглощения краткосрочных шоков в обменном курсе. Чем ближе λ к -1 , тем быстрее обменный курс сходится к равновесному значению, от которого он отклонился в предыдущем периоде.

Существование долгосрочной связи (1) между реальным обменным курсом и фундаментальными переменными тестируется с помощью коинтеграционного теста Йохансена. Если установлено, что такая связь существует, проверяется значимость каждого коэффициента коинтеграционного вектора. Незначимость коэффициента говорит о том, что соответствующая переменная не является фундаментальной. Затем вычисляются значения переменной коррекции ошибок, и уравнение краткосрочной динамики реального эффективного курса вокруг долгосрочного равновесия (2) оценивается методом наименьших квадратов. Такая методология использована, например, в работах по оцениванию равновесного реального обменного курса для Финляндии [6] и Коста-Рики [8].

3. Описание данных

Для оценивания уравнений (1) и (2) мы используем квартальные данные Федеральной службы государственной статистики, Центрального банка РФ и Международного валютного фонда, доступные с I кв. 1995 г. Период наблюдений заканчивается IV кв. 2003 г. Таким образом, рассматриваемая выборка покрывает 9 лет и состоит из 36 наблюдений.

Зависимой переменной является

- *индекс реального эффективного курса российского рубля к иностранным валютам* (1995 г. = 100%) (**LOGRER**), рассчитываемый как взвешенное среднее геометрическое индексов реальных обменных курсов рубля к валютам стран – основных торговых партнеров Российской Федерации (в свою очередь, индекс реального обменного курса рубля к валюте торгового партнера есть произведение индекса номинального обменного курса рубля к валюте торгового партнера на отношение индекса потребительских цен в Российской Федерации к индексу потребительских цен торгового партнера). Точная методика расчета этого показателя приведена в работе [11].

Фундаментальные переменные:

- **LOGURALS** – *экспортная цена российской нефти* (амер. долл./баррель). Мы берем цену нефти в качестве переменной, отражающей условия торговли, поскольку экспорт нефти – самая большая отдельная составляющая всего российского экспорта⁴). Так как улучшение условий торговли через эффект благососто-

⁴) Начиная с 2000 г. экспорт нефти и нефтепродуктов превышает 1/3 общего экспорта.

яния ведет к повышению внутреннего спроса и, соответственно, цены неторгуемых товаров, ожидается, что увеличение цены на нефть приведет к увеличению реального эффективного курса⁵⁾.

- **LOGGDPMX** – разность между валовым внутренним продуктом и экспортом (трлн. руб.; в ценах 1995 г.) По нашему мнению, в условиях высокой сырьевой составляющей российского экспорта и относительной неконкурентоспособности российских промышленных товаров на мировом рынке эту переменную можно считать показателем объема производства в секторе неторгуемых товаров (т.е. мы неявно предполагаем, что большинство товаров, производимых для внутреннего использования, являются дополняющими, а не замещающими импорт). Согласно эффекту Балассы – Самуэльсона, повышение производительности в секторе неторгуемых товаров⁶⁾ ведет к ослаблению реального обменного курса.

- **CO_PRIV** – чистый отток частного капитала (в процентах от валового внутреннего продукта; знак «+» означает отток капитала). Ожидается, что при увеличении оттока капитала реальный обменный курс уменьшится. Строго говоря, в модели общего равновесия потоки капитала не являются фундаментальным фактором и должны определяться эндогенно одновременно с обменным курсом. Однако на практике (в частности в России) они во многом определяются не только и не столько стандартными макроэкономическими, сколько политическими факторами.

Стоит отметить, что в окончательной версии оцениваемого уравнения мы отказались от включения переменной, описывающей динамику производства в торгуемом секторе. Это связано с тем, что наши попытки включить такую переменную (мы использовали объемы добычи и экспорта нефти, а также составной индекс реальных объемов экспорта) не увенчались успехом – коэффициент перед этой переменной (а иногда и перед ценой нефти) оказывался незначимым. Скорее всего, это связано с эффектом мультиколлинеарности – объемы сырьевого экспорта (который составляет основу всего российского экспорта) сильно скоррелированы с ценой нефти и поэтому включение обоих переменных не дает хорошего результата. Поэтому мы ограничились лишь включением цены нефти в окончательное уравнение. При этом стоит понимать, что теперь эта переменная описывает сразу два канала влияния фундаментальных переменных на реальный курс – через изменение условий торговли при неизменном объеме производства сырьевых (торгуемых) товаров и через рост объемов производства этих товаров.

В качестве переменных монетарной и фискальной политики, оказывающих лишь краткосрочное воздействие на динамику реального обменного курса, мы используем следующие, достаточно стандартные для эмпирических исследований равновесного курса, переменные:

- **D(LOGRIM)** – рост отношения золотовалютных резервов на конец квартала к общему импорту за квартал:

$$D(\text{LOGRIM}_t) = d \log \text{RES}_t - d \log \text{IM}_t^{7)}$$

⁵⁾ В качестве переменной условий торговли мы пытались также использовать отношение цен экспорта к ценам импорта. Подстановка этой переменной вместо цены нефти, с которой она сильно коррелирована, приводит к аналогичным результатам в расчетах.

⁶⁾ В предположении не изменившейся производительности в секторе торгуемых товаров.

⁷⁾ Здесь и далее d – оператор первой разности.

- **D(LOGMY)** – рост отношения денежной массы на конец квартала (агрегат M2) к ВВП в предыдущем квартале:

$$D(\text{LOGMY}_t) = d \log M_t - d \log \text{GDP}_{t-1};$$

- **D(DM)** – рост отношения бюджетного дефицита к резервным деньгам (*high-powered money*) на конец предыдущего квартала:

$$D(\text{DM}_t) = d(\text{FD}_t / \text{HPM}_{t-1}).$$

Ожидаемое влияние каждой из переменных монетарной и фискальной политики на реальный обменный курс заранее неясно. С одной стороны, при фиксированном номинальном обменном курсе рост в каждой из этих переменных ведет к росту денежной массы, что отражается в росте цен, и, соответственно, в укреплении реального курса. С другой стороны, согласно модели Манделла – Флеминга, экспансивная денежная или фискальная политика ведет к дефициту платежного баланса и падению номинального курса. Тогда при негибких ценах реальный обменный курс ослабляется.

Все переменные, за исключением оттока капитала **CO_PRIV** и **D(DM)**, взяты в натуральных логарифмах. Сезонность во всех рядах удалена методом «отклонения от среднего значения» из программы «Eviews», корректирующим значения переменных на неизменный аддитивный сезонный параметр⁸⁾. Графики реального эффективного обменного курса и фундаментальных переменных приведены в Приложении 1.

4. Оценивание и анализ результатов

4.1. Уравнение долгосрочной связи

Наличие долгосрочной связи (1) между реальным эффективным курсом и фундаментальными переменными проверяется с помощью теста Йохансена. Предварительно необходимо удостовериться в том, что все ряды имеют одинаковый порядок интеграции. Гипотезы о наличии единичного корня в рядах обменного курса и выбранных нами фундаментальных переменных не отвергаются как в тесте Филлипса – Перрона, так и в тесте Дики – Фуллера. В то же время гипотезы о наличии единичного корня для всех рядов первых разностей отвергаются⁹⁾. Таким образом, можно считать рассматриваемые ряды как интегрированные порядка 1.

Поскольку ряды **LOGURALS** и **LOGGDPMX** имеют значимый линейный тренд, в тесте Йохансена была выбрана спецификация «наличие тренда в данных». Количество лагов (в уровнях) в оцениваемой векторной авторегрессии (VAR) выбиралось с учетом информационных критериев Шварца и Акаике. Также мы принимали во внимание тот факт, что вследствие малости выборки увеличение числа лагов ведет к резкому уменьшению точности оценивания. Диагностические тесты для остатков векторной авторегрессии подтверждают корректность

⁸⁾ Поскольку в ряде **LOGGDPMX** с 1999 г. меняются тренд и структура сезонности, мы провели процедуру удаления в нем сезонности отдельно для двух периодов 1995–1998 и 1999–2003 гг.

⁹⁾ Следует отметить, что для малых выборок тесты на наличие единичного корня и коинтеграции имеют достаточно низкую мощность.

выбора VAR с одним лагом: гипотезы об отсутствии автокорреляции ошибок, отсутствии гетероскедастичности и о нормальности остатков не отвергаются.

Тест Йохансена указывает на существование одного коинтеграционного уравнения связи между обменным курсом и фундаментальными переменными на однопроцентном критическом уровне. Результат оценивания коинтеграционного (нормализованного) вектора методом максимального правдоподобия приведен в табл. 1.

Таблица 1.

Оценка коинтеграционного вектора

LOGRER	LOGURALS	LOGGDPMX	CO_PRIV	C
1,000000	-0,644197	2,987266	0,066060	-19,57841
Std. Error	0,14381	0,62984	0,00872	
t-Statistics	-4,47947	4,74292	7,57335	

Все коэффициенты при переменных, отражающих условия торговли, производительность в неторгуемом секторе и потоки капитала, имеют ожидаемые знаки и статистически значимы. Так, долгосрочная эластичность реального эффективного курса по цене на нефть равна 0,64, увеличение ВВП без экспорта на 1% связано с уменьшением обменного курса на 2,99%, а увеличение оттока капитала в процентах от ВВП на единицу ведет к ослаблению обменного курса на 0,07%.

4.2. Краткосрочная динамика обменного курса

Уравнение краткосрочной динамики обменного курса (2) оценивается методом наименьших квадратов. Значения p , q и l количества лагов для разностей обменного курса, фундаментальных переменных и переменных монетарной и фискальной политики мы выбрали равными 1, 1 и 0 соответственно, исходя из стандартных соображений малости выборки. Результат оценивания уравнения (2) приведен в табл. 2.

Таблица 2.

Оценка краткосрочной динамики обменного курса

Dependent Variable: D(LOGRER)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Z(-1)	-0,306715	0,045477	-6,744432	0,0000
D(LOGRER(-1))	0,390867	0,104482	3,741012	0,0008
D(CO_PRIV)	-0,010336	0,002384	-4,336125	0,0002
D(LOGRIM)	-0,203825	0,073711	-2,765189	0,0098
C	0,015360	0,009173	1,674442	0,1048
R-squared	0,729514	F-statistic		19,55358
Adjusted R-squared	0,692205	Prob(F-statistic)		0,000000

Коэффициент при переменной коррекции ошибок **Z(-1)** имеет высокую значимость, отрицателен и по модулю меньше единицы, что говорит о постепенной сходимости обменного курса к равновесному курсу. Значение коэффициента по-

казывает, что через полгода после краткосрочного шока в обменном курсе более 50% этого шока будет поглощено.

Коэффициент при переменной **D(CO_PRIV)** имеет ожидаемый знак: увеличение оттока капитала ведет к ослаблению обменного курса рубля. Первые разности других фундаментальных переменных оказались незначимы и были исключены из окончательной регрессии.

Коэффициент при переменной фискальной политики **D(LOGDM)** также оказался статистически незначим.

Достаточно высокая значимость и отрицательный знак коэффициента при переменной **D(LOGRIM)** говорят о том, что в ответ на экспансивную денежную политику эффект падения номинального курса подавляет эффект роста цен, и что политика валютных интервенций ЦБ, как в целях краткосрочного укрепления курса рубля до кризиса, так и в целях уменьшения скорости укрепления рубля после кризиса, была достаточно эффективной. Естественно, если считать, что изначально реальный курс равен равновесному и значения фундаментальных переменных не изменяются, то такая политика приводит к отклонению реального курса от равновесного.

Поскольку переменные монетарной политики **D(LOGRIM)** и **D(LOGMY)** имеют довольно большую положительную корреляцию (0,53), в окончательном варианте регрессионного уравнения мы оставили только переменную **D(LOGRIM)**. Оценка альтернативной спецификации уравнения краткосрочной динамики реального обменного курса (2), где в качестве переменной монетарной политики выступает **D(LOGMY)**, приведена в Приложении 2.

Также, чтобы учесть возможное влияние августовского кризиса 1998 г., мы пытались включить в регрессионное уравнение (2) две фиктивные переменные, первая из которых была равна единице в III кв. 1998 г., а вторая равна единице начиная с III кв. 1998 г. Однако обе переменные оказались незначимыми.

4.3. Равновесный реальный обменный курс

Полученная оценка коинтеграционного вектора (табл. 1) позволяет вычислить равновесный реальный эффективный обменный курс **LOGERER** как прогноз обменного курса из уравнения (1). Графики реального эффективного курса рубля к иностранным валютам **LOGRER**, равновесного курса **LOGERER** и разности между ними приведены на рис. 1.

Как видно из рис. 1, с начала 1995 г. до конца 1997 г. равновесный курс колебался вокруг практически постоянной величины. Наибольший вклад в его волатильность вносили изменения в оттоке капитала. Затем, вследствие уменьшения цены на нефть и увеличения оттока капитала, связанного с азиатским кризисом, равновесный курс начал падать и достиг своего минимума в III кв. 1998 г. После этого цена на нефть и ВВП с вычтенным экспортом имели положительный тренд, а отток капитала – отрицательный. Так как положительное влияние на равновесный курс роста цены на нефть и уменьшения оттока капитала перевешивало отрицательное влияние роста ВВП без экспорта, равновесный курс стал иметь устойчивую тенденцию к росту, которая продолжалась вплоть до конца 2003 г. Отметим, что резкие скачки равновесного курса в III и IV кварталах 2003 г. обусловлены спецификой учета оттока капитала Центральным банком РФ (сделка Юкос – Сибнефть).

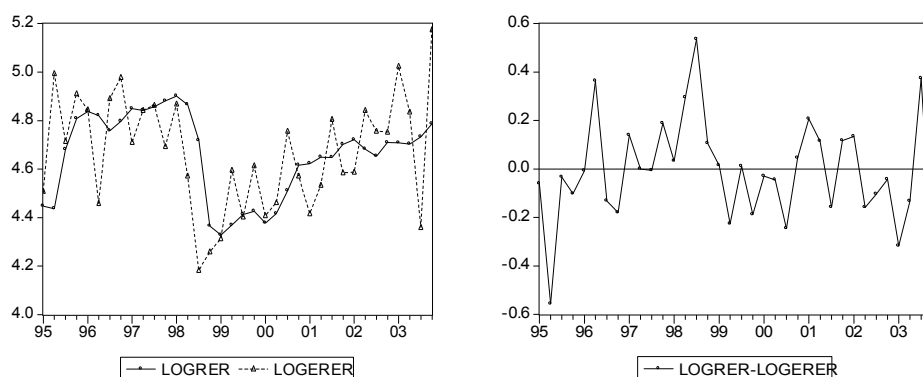


Рис. 1. Реальный и равновесный курсы; разность между ними

Из сравнения реального и равновесного курсов видно, что с IV кв. 1997 г. по III кв. 1998 г. реальный эффективный курс был переоценен. После отказа от валютного коридора и девальвации рубля реальный курс в I кв. 1999 г. почти сравнялся с равновесным курсом. Период завышенного курса сменился характерным для валютных кризисов периодом посткризисной недооцененности со II кв. 1999 г. по III кв. 2000 г. Затем, после полуторагодичного периода колебаний вокруг равновесного курса со II кв. 2002 г. реальный обменный курс снова стал несколько недооцененным. Отметим также, что в IV кв. 1997 г. – III кв. 1998 г. при завышенном реальном курсе отношение резервов к импорту падало, а в I, II и IV кв. 2003 г. при заниженном реальном курсе это отношение росло. Таким образом, в обоих случаях политика валютных интервенций ЦБ вносила значительный искажающий вклад в процесс сходимости реального курса к равновесному.

Отметим, что полученный нами равновесный обменный курс иногда называют *текущим* равновесным курсом, поскольку он рассчитывается через текущие значения фундаментальных переменных. При этом не учитывается, что фундаментальные переменные могут отклоняться от своих равновесных значений в каждый момент времени. В качестве альтернативы текущему равновесному курсу во многих исследованиях используются оценки равновесного обменного курса, получаемые с помощью выделения из фундаментальных переменных «долгосрочных» («равновесных») компонент различными методами сглаживания и подстановки этих компонент в оцененное уравнение долгосрочной связи. Пример подобной оценки равновесного курса приведен на рис. 2 – ряд **LOGERER_HP**. Для ее расчета фундаментальные переменные были сглажены методом Ходрика – Прескотта [7]¹⁰). Графики сглаженных таким образом фундаментальных переменных приведены в Приложении 3.

¹⁰) Стоит отметить, что теория не дает ответа на вопрос об оптимальном значении параметра сглаживания, используемого в данной процедуре. В качестве параметра сглаживания мы взяли наиболее употребимое в подобных исследованиях значение, равное 1600, изначально предложенное Ходриком и Прескоттом [7] для сглаживания американских квартальных макроэкономических данных. Отметим также, что эксперименты с меньшими параметрами

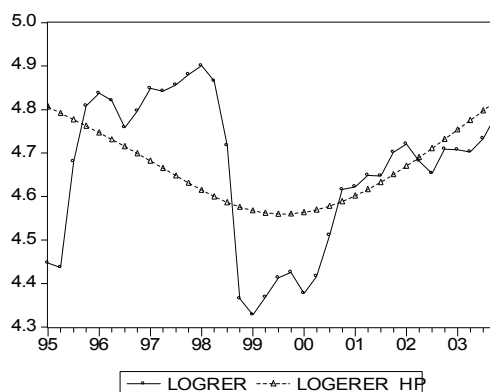


Рис. 2. Реальный и сглаженный равновесный курсы

Сравнение *сглаженного* равновесного и реального эффективного курсов показывает, что с IV кв. 1995 г., вскоре после введения валютного коридора в июле 1995 г., реальный курс рубля стал переоцененным и оставался таким до августовского валютного кризиса 1998 г. Затем последовал посткризисный период заниженного курса рубля. В IV кв. 2000 г. реальный курс сблизился с равновесным и в дальнейшем не отклонялся от него более чем на 1,5%.

Чтобы убедиться в устойчивости результатов оценивания относительно изменения периода наблюдений, мы убрали из выборки 1995 г. год сильного роста реального курса рубля и повторили процедуру оценивания равновесного курса за период 1996–2003 гг. Полученные выводы относительно поведения равновесного курса, как текущего, так и сглаженного, аналогичны результатам для полной выборки.

Заключение

Результаты оценивания равновесного реального эффективного обменного курса российского рубля показывают, что равновесный курс рубля определяется стандартными для подобных исследований фундаментальными переменными: улучшение условий торговли ведет к укреплению равновесного курса, а рост производительности в секторе неторгуемых товаров и рост оттока капитала – к его ослаблению. Из оценивания краткосрочной динамики реального обменного курса рубля следует, что если в результате краткосрочного шока реальный курс отклонился от своего равновесного значения, то через полгода при отсутствии других шоков разность между реальным и равновесным курсами снизится до 48% от начальной. Наконец, экспансивная монетарная политика оказывает отрицательное влияние на динамику реального обменного курса.

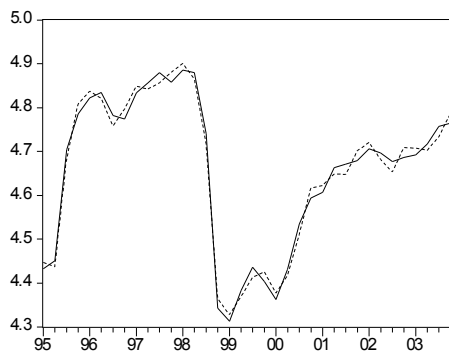
рами сглаживания существенно не изменяют выводов о периодах недо- и переоценности реального курса рубля относительно сглаженного равновесного курса.

* *
*

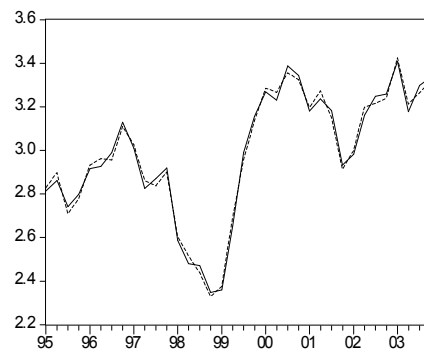
СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Balassa B.* The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal // *Journal of Political Economy*. 1964. Vol. 72. P. 584–596.
2. *Clark P., MacDonald R.* Exchange Rates and Economic Fundamentals – A Methodological Comparison of BEERs and FEERs: IMF Working Paper. 1998. № 98/67.
3. *Dornbusch R.* Expectations and Exchange Rate Dynamics // *Journal of Political Economy*. 1976. Vol. 84. P. 1161–1176.
4. *Edwards S.* Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior // *Journal of Development Economics*. 1988. Vol. 29. P. 311–341.
5. *Edwards S., Savastano M.A.* Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need to Know?: NBER Working Paper. 1999. № w7228.
6. *Feyzioglu T.* Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate: An Application to Finland: IMF Working Paper. 1997. № 97/109.
7. *Hodrick R.J., Prescott E.C.* Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation // *Journal of Money, Credit, and Banking*. 1997. № 29.
8. *Paiva C.* Competitiveness and the Equilibrium Exchange Rate in Costa Rica: IMF Working Paper. 2001. № 01/23.
9. *Rogoff K.* The Purchasing Power Parity Puzzle // *Journal of Economic Literature*. 1996. Vol. 34. № 2. P. 647–668.
10. *Samuelson P.* Theoretical Notes and Trade Problems // *Review of Economic Statistics*. 1964. Vol. 46. P. 145–154.
11. *Zanello A., Desruelle D.* A Primer on the IMF's Information Notice System: IMF Working Paper. 1997. № 97/71.

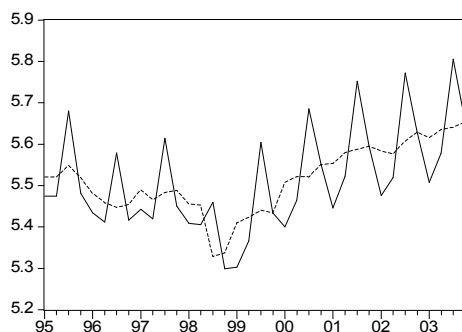
Приложение 1.

Графики реального эффективного обменного курса
и фундаментальных переменных

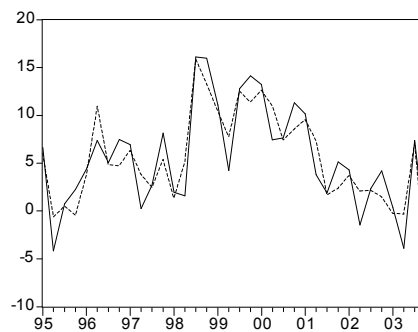
— LOGRER - - - - LOGRERSA



— LOGURALS - - - - LOGURALSА



— LOGGPMX - - - - LOGGPMXSA



— CO_PRIV - - - - CO_PRIVSA

Примечание: пунктирная линия – ряд с удаленной сезонностью.

Приложение 2.

**Оценка альтернативной спецификации уравнения
краткосрочной динамики реального обменного курса**

Dependent Variable: D(LOGRER)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Z(-1)	-0,251606	0,041895	-6,005702	0,0000
D(LOGRER(-1))	0,446607	0,091448	4,883728	0,0000
D(CO_PRIV)	-0,009225	0,001945	-4,743648	0,0001
D(LOGMY)	-0,717436	0,159087	-4,509710	0,0001
C	0,015263	0,007698	1,982828	0,0569
R-squared	0,799092	F-statistic		28,83610
Adjusted R-squared	0,771380	Prob(F-statistic)		0,000000

Приложение 3.

**Графики фундаментальных переменных
(сглаженных методом Ходрика – Прескотта)**

