

Российская Экономическая Школа

NEW ECONOMIC SCHOOL

**МАГИСТЕРСКАЯ ДИССЕРТАЦИЯ**

**MASTER THESIS**

Тема: Экономическая Модель Реального Обменного Курса Рубля

Title: An Economic Model of the Real Exchange Rate of the Ruble

Студент/ Student:

Черёмухин А.А./Cheremikhin A.A.

(Ф.И.О. студента, выполнившего работу)

Научный руководитель/ Advisor:

Замулин О.А./Zamulin O.A.

(ученая степень, звание, место работы, Ф.И.О.)

Сосунов К.А./Sossunov K.A.

(ученая степень, звание, место работы, Ф.И.О.)

Оценка/ Grade:

\_\_\_\_\_

Подпись/ Signature:

\_\_\_\_\_

Москва 2005

## ***Экономическая модель реального обменного курса рубля.***

### **Аннотация**

Целью работы является построение модели реального обменного курса рубля, имеющей простое интуитивное экономическое объяснение и хорошо описывающей действительное поведение российской экономики. В работе описаны несколько теоретических моделей обменного курса, подходящих для объяснения динамики реального обменного курса российской валюты. Модели откалиброваны на российских данных и позволяют в общих чертах объяснить динамику реального курса рубля, инфляции и импорта. При этом экономическая интерпретация моделей остается достаточно прозрачной, что позволяет делать как качественные, так и количественные выводы. Модель способна предсказывать поведение перечисленных переменных в зависимости от действий Центрального Банка. Основным результатом работы является совмещение высокой объясняющей способности с интуитивной простотой модели, что в значительной степени приближает нас к пониманию истинного устройства российской экономики. Откалиброванная модель проходит проверку на устойчивость коэффициентов к небольшим изменениям параметров и может быть использована для определения оптимальной валютной политики Центрального Банка.

## Содержание

Аннотация.....	3
Содержание.....	4
Введение .....	5
Общие закономерности поведения обменных курсов .....	7
ППС, гипотеза Баласса-Самюэльсона, и условия торговли .....	8
Интервенции Центрального Банка .....	11
Статическая модель борьбы с инфляцией с помощью обменного курса.....	13
Калибровка статической модели .....	18
Динамическая модель реального обменного курса.....	20
Калибровка динамической модели.....	23
Заключение .....	29
Литература.....	31

## Введение

Основной результат исследования объясняющей способности структурных моделей номинального обменного курса, согласно *Meese and Rogoff (1983)* заключается в том, что ни одна из существующих моделей в кратко- и среднесрочной перспективе не обладает большей предсказательной силой, нежели простая модель случайного блуждания, даже если в ней используются будущие значения переменных, моделирующие рациональные ожидания агентов. Среди наиболее важных эмпирических закономерностей выделяют (см., например, *Mussa (1979)*) следующие: логарифм номинального обменного курса лучше всего аппроксимируется процессом случайного блуждания, его колебания, в основном, являются неожиданными, в долгосрочной перспективе для стран с высокой инфляцией наблюдается выполнение относительного паритета покупательной способности.

То же самое можно отчасти сказать и про реальный обменный курс, модели которого в подавляющем большинстве случаев относятся к одному из двух типов и страдают от одного из двух недостатков. В первом случае модели эти чисто эконометрические и потому плохо поддаются интерпретации. Во втором – это довольно сложные модели общего равновесия, откалиброванные на основе параметров, отдельно измеренных в различных работах, и потому их предсказания, как правило, имеют мало общего с действительностью.

Сверхзадачей данного исследования мне видится построение модели реального курса рубля, максимально объясняющей его динамику и в то же время имеющую прозрачный экономический смысл. В данной работе рассматриваются две модели реального обменного курса: одна статическая, являющаяся первым приближением, а вторая динамическая, учитывающая все основные теоретические закономерности. Динамическая модель подвергается калибровке, основанной на минимизации отклонений симулированных значений от реальных данных за период с 1994 по 2004 год.

Работа устроена следующим образом. В первой части представлен краткий обзор литературы, описывающей основные закономерности поведения обменных курсов. Во

второй части сначала более подробно рассматриваются теоретические модели, используемые в данном эмпирическом исследовании, а затем на их основе производится калибровка. В третьей части формулируются основные выводы, полученные на основе моделирования.

## Общие закономерности поведения обменных курсов

Построение моделей обменных курсов началось после крушения Бреттон-Вудской системы в 1973 году. За десятилетие были построены монетарные модели с гибкими и жесткими ценами, базирующиеся на том или ином варианте абсолютного паритета покупательной способности, и модели портфельного баланса, эффект которых достигается за счет неполной заменимости внутренних и иностранных активов с точки зрения инвестора. Основным результатом исследования объясняющей способности структурных моделей обменного курса, согласно *Meese and Rogoff (1983)*, заключается в том, что ни одна из существующих моделей в кратко- и среднесрочной перспективе не обладает большей предсказательной силой, нежели простая модель случайного блуждания, даже если в ней используются будущие значения переменных, моделирующие рациональные ожидания агентов.

Среди наиболее важных эмпирических закономерностей выделяют (см., например, *Mussa (1979)*) следующие: логарифм номинального обменного курса лучше всего аппроксимируется процессом случайного блуждания, его колебания, в основном, являются неожиданными, в долгосрочной перспективе для стран с высокой инфляцией наблюдается выполнение относительного паритета покупательной способности.

Среди эмпирических закономерностей поведения обменных курсов, не получивших внятного теоретического объяснения, можно выделить (см., например *Frankel and Rose (1994)*) следующие:

- Хотя как для фундаментальных переменных, так и для обменного курса не отвергается гипотеза о случайном блуждании, реальный обменный курс является стационарным.
- В то же время волатильность обменного курса значительно превосходит и слабо связана с волатильностью фундаментальных переменных. В частности, при переходе от режима фиксированного к плавающему обменному курсу в семидесятые годы

волатильность курса выросла значительно, в то время как волатильность фундаментальных переменных практически не изменилась.

- Зависимость между краткосрочными колебаниями фундаментальных переменных и обменного курса не значима, хотя долгосрочные тренды могут быть похожими.

В результате, большинство структурных моделей позволяют объяснять лишь очень небольшую долю колебаний реального обменного курса. Было предложено несколько подходов, позволяющих улучшить их объясняющую силу. В данной работе, учитывая ее цель и ограниченный объем, мы рассмотрим лишь те модели, которые будут использоваться для расчетов. Вначале будут освещены подходы, позволяющие моделировать долгосрочный тренд. Затем мы перейдем к моделям отклонений, обладающим высокой предсказательной силой.

## **ППС, гипотеза Баласса-Самюэльсона, и условия торговли**

Одним из важнейших подходов к анализу динамики обменного курса является паритет покупательной способности (Purchasing Power Parity), основная идея которого заключается в том, что обменный курс в долгосрочной перспективе определяется соотношением уровней цен. Наиболее сильным позитивным результатом исследования номинальных обменных курсов стало подтверждение гипотезы PPP для большого числа экономик с гиперинфляцией (см., например, *Frenkel (1978)*). По высказыванию автора, таким образом, паритет покупательной способности является необходимым элементом любой модели обменного курса, а особенно модели обменного курса в условиях высокой инфляции.

Идея паритета покупательной способности заключается в том, что в случае межстрановых ценовых диспропорций механизм арбитража должен приводить к стабилизации реального обменного курса. Большое влияние на паритет покупательной способности оказывает факт существования неторгуемых товаров. В дополнение к торговым барьерам, политике защиты отечественных производителей и межстрановой дискриминации монополистов, многие товары (главным образом, услуги) в принципе не могут торговаться

на международном рынке, или не торгуются на нём из-за слишком высоких торговых барьеров. Это приводит к отсутствию прямой связи между ценами большой группы товаров, не торгуемых на мировом рынке. В результате, большое влияние на абсолютные ценовые пропорции и реальный обменный курс (с учетом приведенных выше ограничений) начинают также оказывать шоки реальных переменных, таких как предпочтения и технологический прогресс. Мне представляется оптимальным вариантом использование модели на основе относительного паритета покупательной способности с учетом эффекта Баласса-Самюэльсона (см., *Balassa (1964), Samuelson (1964)*).

Гипотеза Баласса-Самюэльсона выделяется многими исследователями (см., *Froot, Rogoff (1994)*) как основной детерминант реального обменного курса в долгосрочной перспективе. На основе предпосылок о большей скорости технологического прогресса в производстве торгуемых товаров и о том, что это проявляется сильнее в богатых странах, чем в бедных, построена модель зависимости межстрановых ценовых пропорций от подушевого дохода. Логика этой модели заключается в том, что в результате относительного роста производительности труда в секторе торгуемых товаров в данном секторе повышается заработная плата, что в условиях единого рынка труда приводит к росту заработной платы и в секторе неторгуемых товаров. Следствием этого является рост цен неторгуемых товаров и услуг по сравнению с ценами на торгуемые товары, которые задаются мировыми ценами и для которых выполняется паритет покупательной способности. Одним из результатов модели является следующая зависимость между реальным обменным курсом и реальными доходами на душу населения в условиях мобильности капитала и труда между секторами (но независимо от степени открытости экономики):

$$\log \frac{P}{P^*} = \theta^N \log W + const \quad (1)$$

где

$P$  - уровень цен внутри страны;

$P^*$  - уровень цен за рубежом;

$\theta^N$  - доля затрат труда в секторе неторгуемых товаров;

$W$  - реальные доходы на душу населения.

Эта зависимость находит эмпирическое подтверждение при «правильном» сопоставлении доходов на душу населения – по паритету покупательной способности, а не с использованием обменного курса (см., *Heston, Nuxoll, Summers (1994)*). В работе *Черемухин (2004)* проверено выполнение этой зависимости для России на основе годовых данных за 1992-2003 годы и выделены тренды абсолютного отношения цен на основе этой закономерности. Кроме того, проведен тест, подтверждающий гипотезу о том, что именно более быстрый рост производительности в секторе торгуемых товаров ответственен за этот тренд. Это дает нам в руки главный инструмент для моделирования долгосрочного тренда реального обменного курса. Уравнение тренда в данном случае выглядит так:

$$g - n = \theta(\pi - e - \pi^*) \quad (2)$$

где

$g$  - темпы роста реальных доходов населения;

$\pi$  - темпы инфляции;

$\pi^*$  - средние темпы инфляции за рубежом;

$n$  - темп прироста численности населения;

$e$  - темп обесценения номинального курса рубля к корзине валют.

Величина параметра  $\theta$  может зависеть не только от параметров производственной функции, но и от метода построения индекса реального обменного курса. Поэтому мне представляется целесообразным оценить этот параметр с использованием имеющегося индекса реального обменного курса.

Другим важнейшим фактором, который оказывает влияние на реальный обменный курс, являются условия торговли. Учитывая установленный эмпирически факт, что отклонения от паритета покупательной способности сохраняются на достаточно длительных интервалах, а также, что эффект технологических изменений прослеживается лишь в

долгосрочной перспективе, возникают предпосылки для того, чтобы условия торговли оказывали влияние на реальный обменный курс. Было показано как эмпирически<sup>1</sup>, так и теоретически при помощи модели равновесного обменного курса<sup>2</sup>, что улучшение условий торговли приводит к укреплению реального обменного курса. Не вдаваясь в подробности, следует отметить, что эмпирическое тестирование моделей показывает, что эффект условий торговли оказывается, как правило, больше эффекта Баласса-Самюэльсона, и его воздействие проявляется быстрее.

## **Интервенции Центрального Банка**

Третим фактором, который оказывает определяющее влияние на реальный обменный курс в некоторых странах, является вмешательство органов кредитно-денежного регулирования. В случае, если валюта страны не является полностью конвертируемой и достаточно стабильной, Центральные Банки предпринимают активные усилия по регулированию номинального обменного курса. Целью регулирования может быть сглаживание колебаний выпуска и инфляции, стимулирование экономического роста путем занижения реального обменного курса или борьба с инфляцией путем использования обменного курса в качестве номинального якоря. В каждом из случаев органы власти пристально следят за любыми колебаниями номинального обменного курса. В результате этого получается, что колебания курса происходят либо в результате интервенций Центрального Банка, либо с его молчаливого согласия. В таком случае во всех эпизодах, когда Центральный Банк обладает достаточным запасом резервов, можно считать, что он полностью контролирует номинальный обменный курс, то есть обменный курс является переменной политики. В тех же ситуациях (как правило недолгих), когда резервов недостаточно, шоки, вызывающие колебания номинального обменного курса, как правило

---

<sup>1</sup> См., например, *Gregorio и Wolf (1994)*

<sup>2</sup> См., например, *Lane и Milesi-Ferretti (2000)*

имеют монетарный характер, и потому темпы изменения номинального обменного курса можно считать экзогенной переменной в любой модели описывающей реальные переменные.

Далее на основе описанных закономерностей будет предпринята попытка построения сначала более простой статической модели реального обменного курса, в которой на некоторый период времени номинальный обменный курс предполагается постоянным, а затем будет рассмотрена более сложная динамическая модель, учитывающая все описанные эффекты.

## Статическая модель борьбы с инфляцией с помощью обменного курса

Большое значение при моделировании реального курса рубля имеет включение в модель элементов, позволяющих формально описать величины колебаний реального курса в период, предшествующий валютному кризису 1998 года. Одно из возможных объяснений содержится в работе *Calvo, Reinhart, Vegh (1994)*.

Рассмотрим поведение маленькой открытой экономики, населенной большим количеством идентичных домохозяйств, получающих полезность<sup>3</sup> от потребления торгуемых и неторгуемых товаров.

$$\int_0^{\infty} u(c_t^T, c_t^N) e^{-\beta t} dt \quad (3)$$

где  $c_t^T$  и  $c_t^N$  – потребление торгуемых и неторгуемых товаров в момент времени  $t$ ;

$\beta > 0$  – параметр межвременного замещения.

Для того чтобы получить бюджетное ограничение домохозяйства, воспользуемся его ограничением на поток активов:

$$\dot{a}_t = y_t^N e_t + y_t^T + \tau_t - c_t^N e_t - c_t^T + \rho_t s_t b_t - \varepsilon_t m_t \quad (4)$$

где  $a_t = m_t + s_t b_t$  - общие реальные активы домохозяйства, складывающиеся из объема реальных денег и облигаций, умноженных на их цену.

Продисконтировав с использованием процентной ставки, а также учитывая условие трансверсальности, проинтегрировав это уравнение, получим бюджетное ограничение потребителя, приравнивающее его дисконтированные потоки доходов и расходов:

$$a_0 + \int_0^{\infty} (y_t^T + y_t^N e + \tau_t) e^{-rt} dt = \int_0^{\infty} (c_t^T + c_t^N e + i_t m_t) e^{-rt} dt$$

где  $y_t^T$  и  $y_t^N$  – выпуск торгуемых и неторгуемых товаров в момент времени  $t$ ;

$\tau_t$  – паушальные трансферты домохозяйствам от государства;

---

<sup>3</sup> Функция полезности предполагается выпуклой и дважды дифференцируемой, с положительными частными производными.

$e$  – реальный обменный курс;

$i_t = r_t + \varepsilon_t$  – номинальная процентная ставка в момент  $t$ ;

$m_t$  – реальные денежные остатки в момент  $t$ .

Для описания спроса на деньги воспользуемся условием «деньги вперед»:

$$\alpha(c_t^T + c_t^N e) \leq m_t,$$

где  $1 > \alpha > 0$  – параметр, характеризующий долю, не меньше которой реальные деньги составляют от общего объема потребления.

Это уравнение будет выполняться как равенство в том случае, если номинальная процентная ставка не равна нулю, то есть во всех интересующих нас случаях. Подставляя это условие в бюджетное ограничение, получим:

$$a_0 + \int_0^{\infty} (y_t^T + y_t^N e + \tau_t) e^{-rt} dt = \int_0^{\infty} (c_t^T + c_t^N e)(1 + \alpha i_t) e^{-rt} dt \quad (5)$$

Таким образом, задача потребителя заключается в том, чтобы максимизировать целевую функцию (3) при бюджетном ограничении (5) и заданных переменных  $y_t^T$ ,  $y_t^N$ ,  $\tau_t$ ,  $e$ ,  $r_t$ ,  $i_t$ . Вводя множитель Лагранжа  $\lambda_t$ , получаем следующие условия первого порядка для этой задачи:

$$u_T(c_t^T, c_t^N) = \lambda_t(1 + \alpha i_t) \quad (6)$$

$$\frac{u_N(c_t^T, c_t^N)}{u_T(c_t^T, c_t^N)} = e \quad (7)$$

Уравнение (7) показывает, что реальный обменный курс равен предельной норме замещения между торгуемыми и неторгуемыми товарами, зависящей лишь от самих величин потребления. В нашей модели потребление неторгуемых товаров осуществляется лишь за счет внутреннего производства, полагаемого для начала постоянным. Следовательно, реальный обменный курс зависит лишь от потребления торгуемых товаров, причем эта зависимость положительная, то есть с ростом импорта растет обменный курс. В то же время

это означает, что в стационарном режиме, при котором потребление в каждом секторе равно выпуску, невозможно перманентное изменение реального обменного курса.

Рассмотрим ситуацию, в которой оказалась Россия в период с 1995 по 1998 годы. В этот период денежные власти занимались борьбой с инфляцией с использованием валютного коридора. Фактически вводились ограничения на темп обесценения номинального обменного курса, обозначенный в нашей модели  $\varepsilon_t$ . Это привело к увеличению импорта (потребления торгуемых товаров) и укреплению реального обменного курса. Однако согласно модели невозможно перманентное укрепление валюты, поскольку при этом бюджетное ограничение и условие оптимальности (7) оказываются несовместимыми.<sup>4</sup> В частности, увеличившееся потребление должно быть оплачено запасом активов, то есть должно происходить истощение резервов Центрального Банка. Возможно также одновременное уменьшение спроса на неторгуемые товары, повлекшее падение производства в неторгуемом секторе, что могло бы привести к увеличению нормы замещения в уравнении (7).<sup>5</sup> В дальнейшем по мере истощения резервов неизбежна девальвация, которая приведет к возвращению на равновесную траекторию. При этом новое значение обменного курса должно оказаться ниже первоначального, поскольку сократится как производство, так и потребление торгуемых товаров вследствие уменьшения количества активов в портфелях агентов.

Проведем формальный анализ<sup>6</sup> поведения реального обменного курса и инфляции в рассматриваемый период. Пусть реальный обменный курс удерживается равным  $e^1 > e^0$  в период времени  $t \in (0, T)$ , а затем падает до уровня  $e^2 < e^0$  и остается на этом уровне при  $t > T$ .

---

<sup>4</sup> Это в принципе возможно, если одновременно увеличивается экспорт (производство торгуемых товаров), на что, по всей видимости, и надеялись власти, но ожидавшийся рост цен на нефть, который мог бы способствовать росту экспорта, произошел уже после августа 1998 года.

<sup>5</sup> Это также может быть одним из объяснений спада производства во всех без исключения секторах производства, хотя нужно отдать должное и пирамиде ГКО, отвлекавшей на себя все сбережения, в том числе уводимые из оборота предприятий.

<sup>6</sup> Отличие от авторского варианта заключается лишь в том, что рассматривается временное укрепление, а не обесценение реального обменного курса.

Используя уравнения (7) и (6) и непрерывность множителя Лагранжа, получим следующие краевые условия:

$$u_T(c^{T1}, y) = \lambda_t(1 + \alpha i_t) \quad \text{при } t \in (0, T) \quad (8)$$

$$u_T(c^{T2}, y) = \lambda_t(1 + \alpha \beta) \quad \text{при } t > T$$

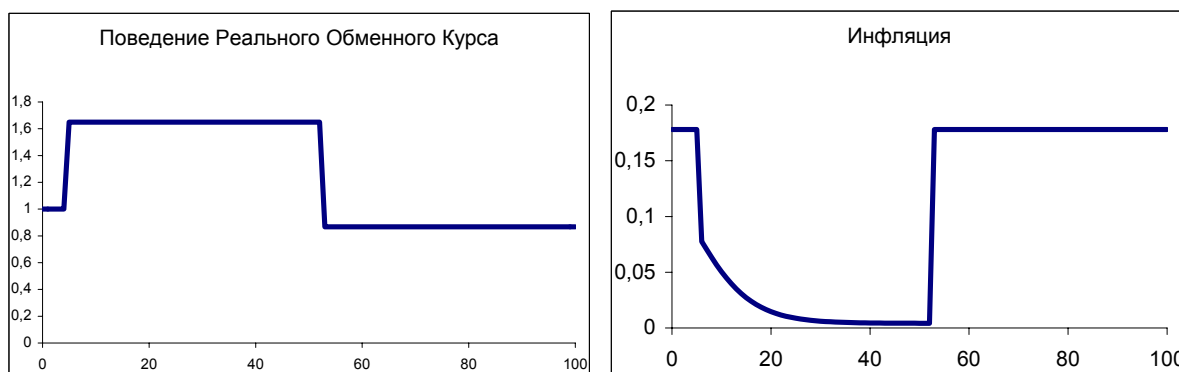
Динамическое уравнение тогда будет выглядеть так:

$$\dot{\lambda}_t = \lambda_t(\beta - i_t) = (\beta + 1/\alpha)\lambda_t - u_T(c^{T1}, y)/\alpha \quad \text{при } t \in (0, T) \quad (9)$$

Уравнения (8-9) можно использовать для моделирования процессов, происходивших в России в рассматриваемый период. Осталось только ввести функцию полезности, которую мы зададим в виде Кобба-Дугласа с постоянной эластичностью межвременного замещения:

$$u(x, y) = \frac{(x^q y^{1-q})^{1-1/\eta} - 1}{1 - 1/\eta} \quad (10)$$

Рисунок иллюстрирует поведение реального обменного курса и инфляции с течением времени. Видно что введение валютного коридора действительно сопровождается уменьшением темпов инфляции, однако, согласно модели, перманентное изменение реального обменного курса невозможно, в результате чего инфляция в будущем снова возрастает, что и наблюдалось сразу после кризиса 1998 года.



Сравнивая теоретические зависимости с реальными данными можно измерить параметры  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $q$  и  $\eta$ . Параметр  $q$  можно измерить из следующего соотношения между импортом и реальным обменным курсом, полученного при подстановке функции (10) в уравнение (7):

$$\frac{c_t^T}{y} \frac{1-q}{q} = e \quad (11)$$

Зная относительный скачок реального обменного курса из  $e^0$  в  $e^1$ , а также относительное изменение объемов импорта, мы можем рассчитать по формуле (11) параметр  $q$ . Далее подставляя формулу (10) в уравнение (9) получим следующее дифференциальное уравнение для множителя Лагранжа:

$$\dot{\lambda}_t = (\beta + 1/\alpha)\lambda_t - \frac{1}{\alpha} q \left( \frac{y}{c^1} \right)^{1-q} (c^{1q} y^{1-q})^{-1/\eta}, \quad t \in (0, T) \quad (12)$$

с краевым условием  $q \left( \frac{y}{c^2} \right)^{1-q} (c^{2q} y^{1-q})^{-1/\eta} = \lambda_T (1 + \alpha\beta)$ . Отсюда, зная параметры  $e^0$  и  $e^1$ , можно посчитать конечное значение множителя Лагранжа  $\lambda_T$ . Зная траекторию изменения инфляции, которая в модели равна номинальной процентной ставке, можно откалибровать модель и затем предсказать изменение долгосрочного значения реального обменного курса  $e^2$ . Для этого решим уравнение (12) и подставим в решение краевое условие. Получим следующее уравнение:

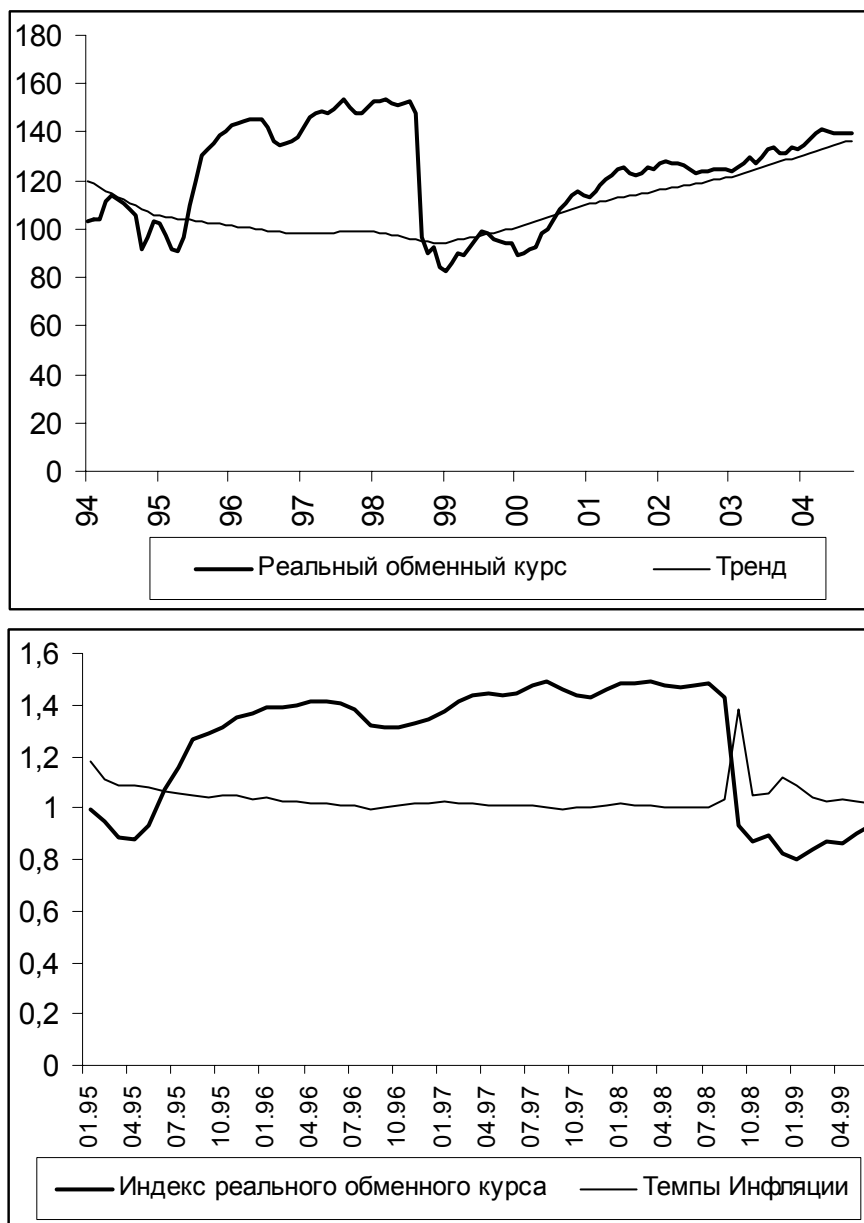
$$\pi_t = \frac{1}{\alpha} \left\{ \frac{1 + \alpha\beta}{1 + e^{(\beta+1/\alpha)(t-T)} [(e^2/e^1)^{q(1-1/\eta)-1}] - 1} - 1 \right\} \quad (13)$$

Второе необходимое нам уравнение можно получить из бюджетного ограничения:

$$\int_0^{\infty} e_0^{q-q/\eta} e^{-\beta t} dt = \Delta a + \int_0^{\infty} e_t^{q-q/\eta} e^{-\beta t} dt \quad (14)$$

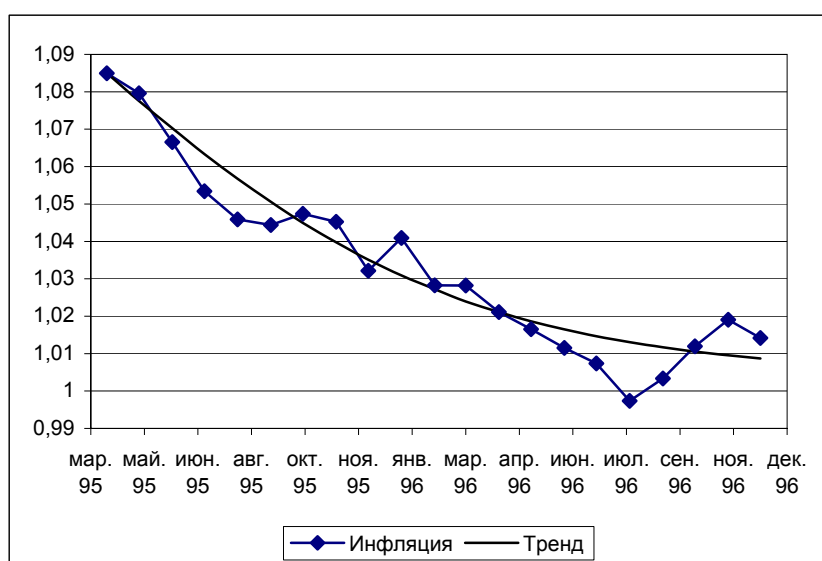
## Калибровка статической модели

Сначала из формулы (2) методом наименьших квадратов оценен параметр  $\theta$ , который составил 1,33 со стандартной ошибкой 0,39, т.е. значимого отличия от единицы не наблюдается. Таким образом, мы можем выделить тренд реального обменного курса, изображенный на рисунке:



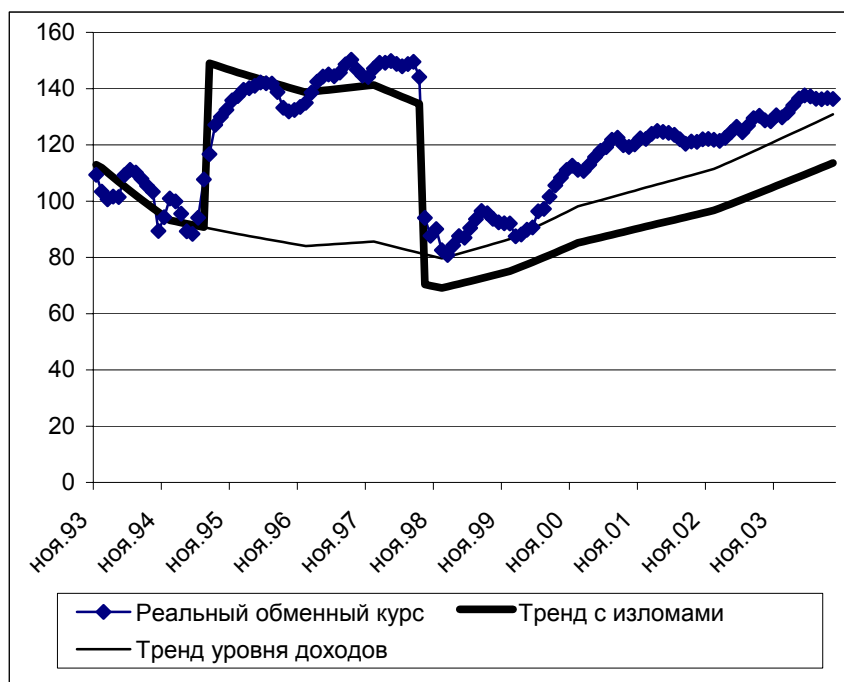
Перейдем теперь к калибровке первой модели отклонений, использующей функцию Кобба-Дугласа. Как видно из рисунка, относительная величина начального скачка реального курса  $e^1$  составила 1,65. Коэффициент  $\beta$  положим равным 0,178 (что соответствует

максимальной инфляции, из которой и происходило начальное резкое ее падение в 1994 году). Коэффициент в регрессии логарифма реального обменного курса на логарифм отношения импорта к остальному потреблению составляет 0,468, откуда по формуле (11) следует, что параметр  $q$  следует положить равным 0,68. Инфляция, которая в апреле 1995 составляла 8,5%, в апреле 1996 составила 2,11% в месяц. Используя эти две точки, можно с помощью уравнений (13) и (14) получить значения параметров  $\alpha$  и  $\eta$ , а также получить равновесное значение реального обменного курса в середине 1998 года. На рисунках показаны две траектории, откалиброванная теоретическая, и реально наблюдавшаяся.



Параметры откалиброванной модели составили  $\alpha = 0,79$ ,  $\eta = 0,15$ . Полученные значения соответствуют интуитивным представлениям, согласно которым параметр  $\alpha$  обычно характеризует величину, обратную скорости обращения денег, а параметр  $\eta$  - отвращение к риску (несклонность к риску Эрроу-Пратта составляет примерно 6). Предсказываемое моделью новое равновесное значение реального курса  $e^2$  составило 0,87 от исходного значения, что не соответствует действительности. Одним из объяснений данного феномена может быть отличие эластичности замещения между импортом и товарами отечественного производства от нуля. Другой возможной причиной отклонения мог стать дефолт 1998 года, который привел к безвозвратным потерям, составившим при

такой интерпретации около трети ВВП. Это соответствует некоторым высказываниям известных российских экономистов, таких как Евгений Ясин.



## Динамическая модель реального обменного курса

Полученная статическая система уравнений позволяет в первом приближении объяснять и прогнозировать колебания реального обменного курса. Однако данная модель обладает одним существенным недостатком. Одним из ее результатов является тот факт, что в долгосрочной перспективе реальный обменный курс должен принимать равновесное значение, направление изменения которого от начального значения обратно первоначальному отклонению, что является следствием предположения о виде функции полезности. Для того чтобы ослабить это предположение, необходимо (подобно *Calvo, Vegh (1994)*) ввести функцию полезности с постоянной эластичностью замещения, отличной от нуля (CES-функцию):

$$u(x, y) = \frac{(qx^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-q)y^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1(1-1/\rho)}} - 1}{1-1/\rho} \quad (15)$$

В этом случае условие первого порядка (11) переписывается следующим образом:

$$\frac{c_t^N}{c_t^T} = \left( \frac{1-q}{q} e_t \right)^\sigma \quad (11')$$

В модели также появится динамика, которую можно описать следующими уравнениями:

$$\frac{\dot{c}_t^T}{c_t^T} = \left( \frac{\rho - \sigma}{1 + \Gamma_t} \right) \dot{e}_t, \quad \frac{\dot{c}_t^N}{c_t^N} = \left( \frac{\rho + \sigma \Gamma_t}{1 + \Gamma_t} \right) \dot{e}_t \quad (12)$$

где использовано обозначение  $\Gamma_t = \left( \frac{1-q}{q} \right)^{-\sigma} e_t^{1-\sigma}$ .

Кроме того, более адекватным описанием действительности, на мой взгляд, является введение предпосылки о медленно изменяющемся спросе на торгуемые товары<sup>7</sup>, и в то же время добавление предположения о жесткой инфляции, описанного в работе *Calvo, Vegh (1999)*. Динамика инфляции описывается следующей системой уравнений:

$$\pi_t = \omega_t + \theta(c_t^N - \bar{y}^N) \quad \dot{\omega}_t = \gamma(\pi_t - \omega_t), \quad (13)$$

где переменная  $\omega$  описывает некую величину, которая обычно интерпретируется как темп роста номинальной заработной платы.

В результате анализа модели для случая стабилизационной программы, то есть борьбы с инфляцией с использованием обменного курса в качестве номинального якоря, получаются система уравнений: (12а), (12б), (13а), (13б), а также уравнение (14), связывающее реальный обменный курс с номинальными темпами обесценения и инфляцией:

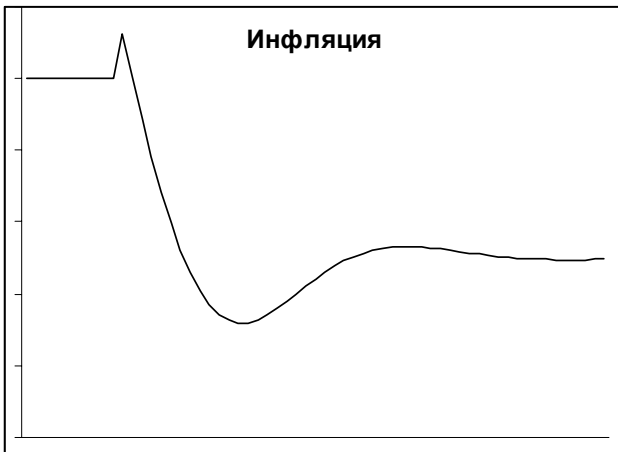
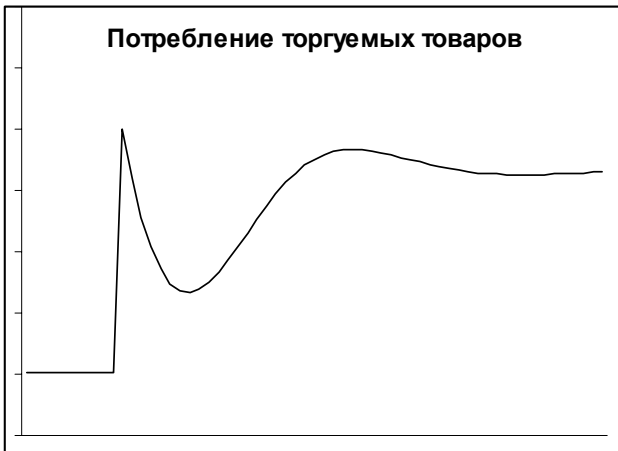
$$\frac{\dot{e}_t}{e_t} = \varepsilon_t - \pi_t \quad (14)$$

Соответствующие траектории основных переменных в случае проведения политики валютного коридора для варианта  $\rho > \sigma$  представлены на рисунках<sup>8</sup>. Из них видно, что в случае, если эластичность межвременного замещения больше, чем эластичность замещения между отечественными товарами и импортом, то новый равновесный реальный обменный

<sup>7</sup> Что согласуется с наблюдениями, согласно которым объем экспорта в России измеряется «шириной трубы».

<sup>8</sup> Более подробно см. *Calvo, Vegh (1994)*

курс будет расположен с той же стороны от начального, что и само первоначальное отклонение.



## Калибровка динамической модели

Для того чтобы найти параметры модели с жесткими ценами, необходимо представить ее в дискретном времени. Проинтегрировав уравнения (13), получим следующее выражение:

$$\pi_t = \gamma \sum_{s=0}^t \pi_s (1-\gamma)^{t-1-s} + \theta(c_t^N - \bar{y}^N)$$

Для большей правдоподобности модели необходимо добавление в это уравнение эффекта переноса реального обменного курса<sup>9</sup>, предполагающего, что на уровне инфляции напрямую отражаются темпы реального удорожания иностранной валюты вследствие привязки цен импортных товаров к курсу валюты, а также условий торговли, то есть отношения цен экспорта к ценам импорта, предполагаемых экзогенными. Небольшое упрощение позволяют получить следующую систему уравнений:

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \psi(\varepsilon_{t+1} - \pi_{t+1}) + \theta(c_{t+1}^N - \bar{y}^N) - (1-\gamma)\theta(c_t^N - \bar{y}^N) + \kappa v_{t+1} \quad (15)$$

$$e_{t+1} = e_t(1 + \varepsilon_{t+1} - \pi_{t+1}) \quad (16)$$

$$\frac{c_t^N}{c_t^T} = \left( \frac{1-q}{q} e_t \right)^\sigma \quad (17)$$

$$c_{t+1}^T = c_t^T \left[ 1 + (\varepsilon_{t+1} - \pi_{t+1}) \frac{\rho - \sigma}{1 + \left( \frac{1-q}{q} \right)^{-\sigma} e_{t+1}^{1-\sigma}} \right] \quad (18)$$

Здесь экзогенными переменными являются темп обесценения номинального обменного курса, который характеризует валютную политику Банка России, равновесный уровень выпуска неторгуемых товаров, а также шоки условий торговли. Для учета эффекта Баласса-Самюэльсона можно добавить тренд равновесного выпуска неторгуемых товаров, что позволит сразу и безболезненно включить эффект в модель. Кроме того, для разрешения

<sup>9</sup> Снова следуя сноске в работе *Calvo и Vegh (1994)*

этой существенно нелинейной системы, можно везде, где это необходимо, использовать лаг инфляции. Это не меняет ничего качественно, зато сильно упрощает расчеты.

Необходимо отдельно остановиться на данных, которые будут использоваться для калибровки, а также на том, как именно они будут имплементироваться в модель. Месячные данные по реальному и номинальному обменным курсам, инфляции и объему импорта за период с января 1994 года по сентябрь 2004 года взяты из базы Международной Финансовой Статистики МВФ. Объем импорта, представленный в долларах США, очищен от тренда, вызванного инфляцией за рубежом. Затем индексы реального обменного курса и импорта нормированы на единицу в январе 1994 года.

Построение индекса потребления неторгуемых товаров является более сложной задачей. Для построения помесечного индекса неторгуемых товаров использовались очищенные от сезонности данные об индексе производства базовых отраслей<sup>10</sup>, из которых вычиталась доля экспорта, переведенного по курсу, от номинального ВВП, также очищенного от сезонности. Это позволило получить оценку индекса реального объема потребления неторгуемых товаров. В качестве оценки темпов изменения условий торговли использовались темпы роста мировой цены барреля нефти марки Urals.

Калибруемая динамическая система выглядела так:

$$e_t = e_{t-1}(1 + \varepsilon_t - a\pi_{t-1}) \quad c_t^T = c_{t-1}^T \left[ 1 + (\varepsilon_t - b\pi_{t-1}) \frac{\rho - \sigma}{1 + \left(\frac{1-q}{q}\right)^{-\sigma} e_t^{1-\sigma}} \right]$$

$$c_t^N = c_t^T \left( \frac{1-q}{q} e_t \right)^\sigma$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \psi(\varepsilon_t - \pi_{t-1}) + \theta(c_t^N - \bar{y}_t^N) - (1-\gamma)\theta(c_{t-1}^N - \bar{y}_{t-1}^N) + \kappa v_t$$

Минимизировалось взвешенная сумма квадратов отклонений:

<sup>10</sup> Источник: stat.hse.ru

$$S = \sum_{t=1}^T (\hat{e}_t - e_t) + \lambda_1 \sum_{t=1}^T (\hat{\pi}_t - \pi_t) + \lambda_2 \sum_{t=1}^T (\hat{c}^T_t - c^T_t) + \lambda_3 \sum_{t=1}^T (\hat{c}^N_t - c^N_t) \rightarrow \min_{a,b,\rho,\sigma,q,\theta,\gamma,\psi,\kappa}$$

Параметры  $\lambda_i$  подбирались таким образом, чтобы относительные ошибки каждой из переменных были примерно одинаковыми. Учитывая существенно нелинейный характер модели, использовать стандартные методы, заложенные в статистические пакеты, не представлялось возможным. Поэтому для поиска минимума использовался метод спуска, комбинирующий алгоритм Ньютона и перебор по сетке. Именно поэтому не оставалось ничего другого, кроме как выбрать параметры  $\lambda_i$  интуитивным образом.

Полученные значения калибруемых параметров приведены в таблице:

$a$	Краткосрочный эффект инфляции на реальный обменный курс	0,475
$b$	Краткосрочное влияние инфляции на объем импорта	0,391
$\rho$	Эластичность межпериодного замещения	-0,272
$\sigma$	Эластичность замещения между неторгуемыми товарами и импортом	0,659
$q$	Доля торгуемых товаров в потреблении	0,350
$\theta$	Влияние избыточного спроса на инфляцию	0,241
$\gamma$	Инерция инфляции	0,075
$\psi$	Перенос номинального обменного курса	0,361
$\kappa$	Эффект условий торговли	0,027

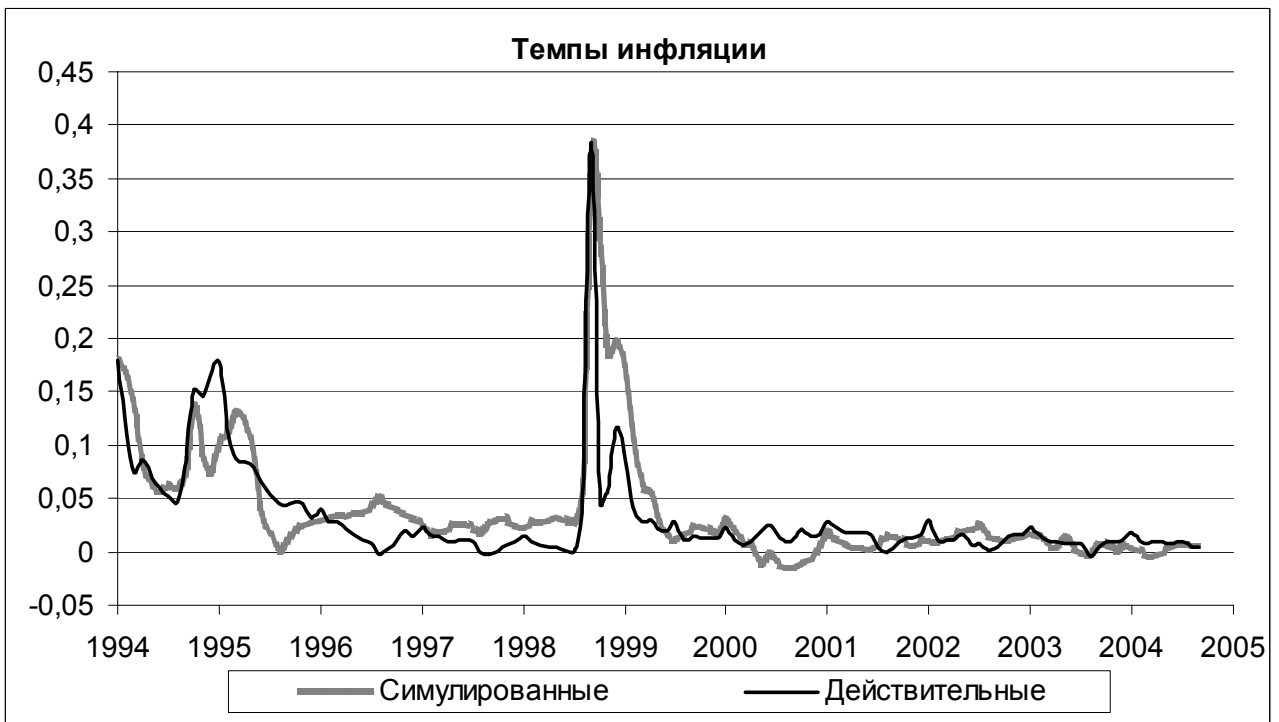
Проверка модели на чувствительность показала, что довольно большие в процентном отношении отклонения коэффициентов  $\lambda_i$  от выбранных лишь незначительно изменяют результаты. Общая объясняющая способность модели составляет около 80%. Наименьшее влияние оказывают эффекты Баласса-Самюэльсона и условий торговли. Их исключение лишь незначительно изменяет коэффициенты модели, а объясняющая способность, составляющая для уравнения инфляции (15) порядка 45%, уменьшается в случае исключения эффекта Баласса-Самюэльсона на 2% и в случае исключения условий торговли на 3%. Это согласуется с теоретическими представлениями как о долгосрочном эффекте обоих факторов, так и о большей значимости второго. В то же время, без учета эффекта переноса обменного курса на потребительские цены модель оказывается неработоспособной. Необходимость его учета является общей чертой всех экономик с нестабильной валютой.

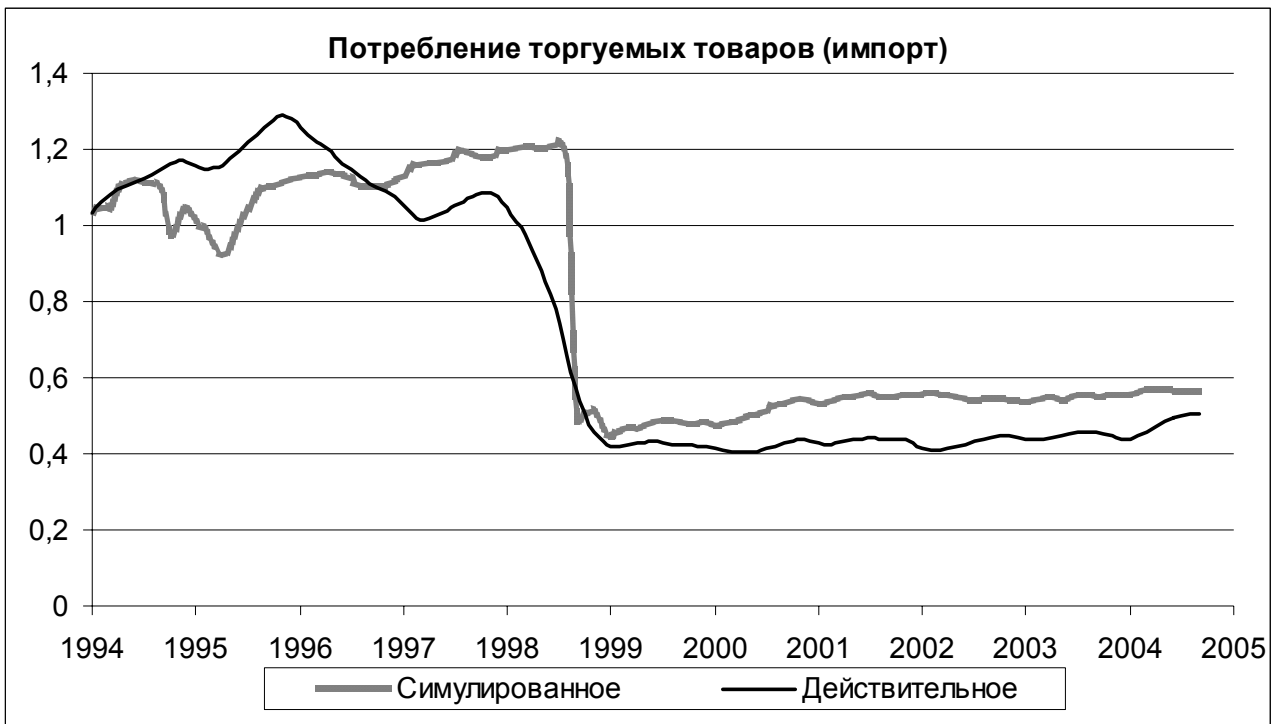
Большинство полученных параметров полностью согласуются как с интуитивными представлениями об их значениях, так и с существующими оценками. Эластичность межпериодного замещения почти в точности совпала с измерениями, полученными в работе *Belomestnova (2002)*. Доля торгуемых товаров сопоставима с долей импорта в совокупном потреблении, наблюдающемся в действительности. Коэффициент пропорциональности между избыточным спросом и инфляцией можно интерпретировать как число, обратное параметру кривой филлипса, и не сильно отличается от аналогичных коэффициентов для других стран, например для США. Количественная оценка эффекта переноса обменного курса также хорошо согласуется с оценками различных авторов<sup>11</sup>. Единственное нарекание вызывает параметр межвременного замещения, отрицательное значение которого соответствует ситуации отсутствия отвращения к риску со стороны потребителей. Как показало искусственное искажение каждого из откалиброванных параметров, модель чувствительна к изменению этого параметра менее других, то есть предположение о склонности к риску не является необходимым для функционирования модели, и его можно не принимать в расчет. В частности, можно констатировать, что нам не потребовалось предполагать  $\rho > \sigma$  для того, чтобы объяснить динамику реального обменного курса и инфляции, хотя собственно переход к данной динамической модели был предпринят именно с целью получения таких значений. Более того, наблюдается прямо противоположная картина. Это объясняется добавлением в модель эффекта переноса и жесткости инфляции. Остальные параметры не имеют аналогов в известной мне литературе и поэтому об их адекватности можно судить лишь по знаку полученных оценок. Во всех случаях параметры имеют правильный порядок величины и знак, что позволяет перейти к анализу результатов модели.

На следующих рисунках для наглядности изображены исходные данные и просимулированные траектории.

---

<sup>11</sup> См., например, *Dobrynskaya, Levando (2005)*.





## **Заключение**

Как видно, модель достигла своей главной цели: она достаточно хорошо, по сравнению с другими существующими моделями, описывает динамику реального обменного курса, и в то же время имеет простой и интуитивно понятный смысл. Модель способна также делать долгосрочный прогноз инфляции в зависимости от действий Центрального Банка. Это означает, что возможно использование данной модели с целью определения оптимальной валютной политики, при условии, что в целевую функцию управляющих органов входят одновременно борьба с инфляцией и реальным укреплением рубля.

Основная особенность данной модели заключается в том, что главным объясняющим фактором в динамике рассмотренных переменных является обменный курс, в основном определяемый действиями Центрального Банка по регулированию курса валюты. Скупка валюты, согласно теории, с одной стороны препятствует укреплению номинального курса рубля, но с другой стороны способствует увеличению будущей инфляции. Данная модель описывает взаимодействие данных двух факторов, и, зная эффект интервенций на номинальный курс, можно использовать данную модель для определения в первом приближении оптимальной интервенционной политики. Это может стать одним из направлений для дальнейших исследований.

Другое важное ограничение, которое могло повлиять на результаты калибровки, заключается в том, что все будущие шоки предполагались ожидаемыми агентами. Неожиданность некоторых крупных шоков, которую к тому же необходимо задавать экзогенным образом, порождает чрезвычайно сложную переходную динамику, которую данная модель просто не в состоянии уловить. Еще одним возможным усложнением модели является включение дополнительных шоков, что может в некоторой степени увеличить объясняющую способность модели.

Подведем итоги. При помощи немного необычной методики анализа получена достаточно простая модель, с одной стороны легко интерпретируемая, а с другой, хорошо

объясняющая колебания основных переменных, наблюдавшиеся в действительности. Кроме того, многие значения, подвергавшиеся оценке в других работах, лежат достаточно близко к измеренным в данной работе. Получается, что эта модель как бы собирает воедино, в одну целостную картину набор разрозненных фактов, характеризующих отдельные закономерности, и тем самым формулирует систему координат, в которой возможно исследование различных аспектов валютной политики государства.

## Литература

1. Balassa B. (1964) The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal (Journal of Political Economy 72)
2. Calvo G., Reinhart C., Vegh C. (1994) Targeting the Real Exchange Rate: Theory and Evidence (IMF Working Papers 94/22, Journal of Development Economics, Elsevier, vol. 47(1), p. 97-133, 6)
3. Calvo G., Vegh C. (1993) Stabilization Dynamics and Backward-Looking Contracts (IMF Working Papers 93/29)
4. Calvo G., Vegh C. (1999) Inflation Stabilization and BOP Crises in Developing Countries (NBER Working Papers 6925)
5. Cochrane J. (1988) How Big Is the Random Walk in GNP? (Journal of Political Economy vol. 96(5) p. 893-920, October)
6. Frankel J., Rose A. (1994) A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates (NBER Working Papers 4865)
7. Frenkel J. (1978) Quantifying International Capital Mobility in the 1980s (in Bernheim D. and Shoven J., National Saving and Economic Performance, University of Chicago Press)
8. Froot K., Rogoff K. (1994) Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates (NBER Working Papers 4952)
9. Gregorio, J., Wolf, H. (1994) Terms of Trade, Productivity and the Real Exchange Rate ( NBER Working Papers 4807)
10. Heston A., Nuxoll D., Summers R. (1994) The Differential Productivity Hypothesis and Purchasing-Power Parities: Some New Evidence. (Review of International Economics 2)
11. Lane, P., Milesi-Ferretti. (2000) The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rate (IMF Working Paper 00/123)

12. Meese R., Rogoff K. (1983) Empirical exchange rate models of the seventies (Journal of International Economics, 14: 3-24)
13. Mussa M. (1979) Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rates and Theories of the Foreign Markets (Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 11, 9-57)
14. Samuelson P. (1964) Theoretical Notes on Trade Problems (Review of Economics and Statistics 46)
15. Belomestnova A. (2002) Estimation of Demand Functions for Import into Russia (NES Master's Dissertation)
16. Dobrynskaya V., Levando D. (2005) Exchange Rate Pass-Through Effect and Monetary Policy in Russia (SU-HSE, CEFIR conference April 2005)
17. Черемухин А. (2004) Паритет покупательной способности, причины отклонения курса рубля от паритета в России (Научные труды ИЭПП).