

Эмпирическое исследование валютной политики ЦБ РФ на волне кризисного цикла

В работе анализируется валютная политика, осуществляемая Центральным банком РФ на фоне процессов, инициированных кризисом 1998 года. Промежуток 1998–2006 годов разбивается на несколько так называемых фаз волны, которые целесообразно анализировать отдельно друг от друга. Более подробно разбирается последняя фаза, отсчет которой идет с начала 2003 года. С использованием методологии оценки векторной модели коррекции ошибок (VECM) оценивается правило управления валютным курсом со стороны ЦБ РФ и проводится анализ двух конкурирующих гипотез об якорях валютной политики в России: реальное и номинальное таргетирование валютного курса.

Введение

Кризис 1998 года сделал задачу выработки оптимальной валютной политики приоритетной для ЦБ РФ. Однако задачи, которые решал Центробанк на разных этапах послекризисного периода, значительно различались. В 1998–1999 годах монетарными властями решалась задача сдерживания роста курса доллара, вызванного негативными ожиданиями спекулянтов. В 2000—2002 годах роль ЦБ РФ сводилась к минимизации колебаний валютного курса и постепенному накоплению приемлемого объема золотовалютных резервов. Наконец, начиная с 2003 года, внешняя среда заставила ЦБ РФ проводить операцию по спасению позиций доллара относительно рубля, которая продолжается до сих пор уже на фоне возросшего желания монетарных властей снизить уровень инфляции хотя бы до уровня соседей России по СНГ — 4–6% в год¹.

Останавливаясь на каждом из перечисленных периодов можно говорить об управлении валютным курсом, а, следовательно, о некотором правиле в валютной политике. Термин *правило* в работе используется в широком смысле. Он означает отсутствие жестко установленного закона, но вместе с тем — наличие некоторых принципов управления валютным курсом, которые неплохо поддаются логическому и эмпирическому обобщению². Времена жестких правил в российской валютной политике закончились в 1998 году — после отказа, по известным причинам, от валютного коридора. Однако текущее поведение ЦБ РФ также можно охарактеризовать, как действие по некоторому размытому и не слишком обязательному правилу³. Наиболее уместный термин для валютной политики ЦБ РФ — *таргетирова-*

¹ Ежемесячные обзоры внутреннего валютного рынка ЦБ РФ: www.cbr.ru

² Именно таким образом предлагал трактовать выявленные «правила» крестный отец данного эмпирического подхода к оценке поведения ЦБ РФ Джон Тэйлор [Taylor (1993)], который подвергся немалой критике за использование данного термина со стороны представителей монетарных властей.

³ Одной из первых работ, посвященных анализу правила монетарной политики ЦБ РФ после кризиса 1998 года, является работа Вдовиченко и Ворониной [Vdovichenko, Voronina (2004)]. Попытка выявить *правило* в валютной политике ЦБ РФ была предпринята Лозгачевым и Шульгиным [Лозгачев, Шульгин (2005)].

ние, причем наряду с целевым показателем⁴ уместно говорить о принципах отклонения от таргетируемой величины, которые сами претендуют на термин *правило*⁵.

Основной целью данной работы является эмпирическое исследование принципов управления валютным курсом в период после кризиса 1998 года. Особо пристальное внимание предполагается уделить современному периоду 2003–2006 годов, характеризующемуся достаточно схожими условиями, методами управления и целями в монетарной политике.

Данный вопрос представляется нетривиальным по той причине, что в официальных документах ЦБ РФ⁶ четкого плана действий в случае того или иного отклонения от целевых показателей не приводится⁷, что оставляет простор для исследования поведения ЦБ РФ в тех случаях, когда поставленные ориентиры не выполняются. Еще одна причина, которая заставляет с сомнением относиться к конкретным целевым ориентирам, задаваемым ЦБ РФ, — это готовность оперативно пересмотреть их в свете новых экономических условий. Так случилось, например, с ориентиром инфляции в 2005 году, когда ЦБ РФ очень быстро пересмотрел свой прогноз после неудачного инфляционного начала года; похожая ситуация с ориентиром по укреплению рубля. Подобная легкость расставания с установленными целями объясняет, почему в процессе исследования оказалось возможным отказаться от экзогенно установленных ориентиров в пользу анализа отклонений от общей тенденции (тренда) в инфляции и реальном курсе рубля. Данный подход, возможно, слегка и преувеличивает степень приспособляемости ЦБ РФ к изменениям, но, позволяет использовать стандартные методы анализа и даже выигрывать в точности по сравнению с подходом, опирающимся исключительно на программные документы ЦБ РФ⁸.

Эмпирический метод анализа правила будет комбинированным. Для выявления факторов валютного курса строятся векторная модель коррекции ошибок Vector Error Correction Model (VECM), а также ARMA-модель инфляции. В качестве коинтеграционного вектора будут выступать реальный или номинальный якоря политики⁹ ЦБ РФ и другие принципы, которые обсуждаются ниже. Само правило оценивается с помощью метода наименьших квадратов (OLS).

Фазы волны кризисного цикла

Основным графиком, который призван дать визуальное доказательство необходимости рассматривать весь период в качестве затянувшейся реакции монетарных властей на кризис 1998 года является график реального курса доллара США¹⁰.

⁴ Например, реальным эффективным курсом рубля (*ERER*).

⁵ Правила (их будет выявлено два) борьбы с инфляцией.

⁶ Например, [Основные направления (2000–2006)].

⁷ Детальная проработка проводится только в отношении шоков цен на нефть, причем реакция на эти шоки встраивается в изменение многих политических (неявно) и промежуточных (более явно) целей. Далее в работе предполагается гибкость целевых ориентиров ЦБ, и роль шоков на нефть в объяснении этой гибкости далеко не последняя.

⁸ С технической точки зрения, подход на основе анализа отклонения от общего тренда более удобен и проработан.

⁹ Здесь и далее под термином *политика* понимается монетарная политика ЦБ РФ, которая включает валютную и денежно-кредитную политику.

¹⁰ Аналогичную картину представляет график величины, обратной реальному эффективному курсу рубля (рис. 2).

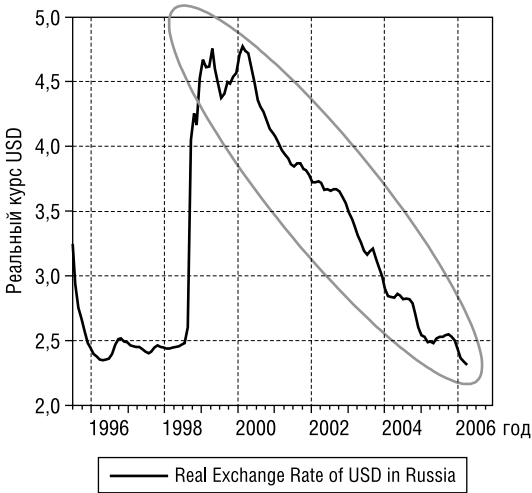


Рис.1. Реальный курс доллара США на основе данных Госкомстата РФ за 1999 год

Конечно, рассматривать весь период в качестве однородного поля для деятельности ЦБ РФ нельзя. Более того, дополнительный экзогенный фактор динамики, который действует с 2003 года¹¹, оказывает на текущую динамику более существенное влияние, чем дефолт 1998-го¹², однако качественно вся динамика была инициирована резким обесценением рубля относительно доллара в результате того кризиса, что позволяет назвать длительное снижение реального курса доллара *волной кризисного цикла*.

До 2003 года ЦБ РФ практически не препятствовал естественному снижению реального курса доллара (укреплению реального эффективного курса рубля). Но, начиная с 2003 года, ЦБ РФ столкнулся с проблемой резкого увеличения поступления в страну нефтедолларов, что заставило его пе-

ресмотреть свое отношение к процессу укрепления рубля и взять этот процесс под контроль. Так, с 2004 года данная цель прочно вошла во все программные документы ЦБ РФ¹³. Поэтому можно говорить о том, что, начиная с 2003 года, ЦБ РФ активно тормозит укрепление рубля путем соответствующей валютной политики, и мы наблюдаем результат подобного торможения.

И все же данный период стоит рассматривать как единый уже потому, что для него был характерен единый механизм подстройки реального валютного курса к некоторому скрытому от глаз равновесному уровню. Этот механизм есть **инфляция**. При нежелании монетарных властей допускать какие-либо значимые изменения валютного курса, стабильный рост российских цен относительно мировых привел к тому, что условия торговли для России все это время ухудшались¹⁴, что, в среднем, приводило к снижению конкурентоспособности российских товаров по сравнению с импортными аналогами¹⁵.

Данную волну предлагается разбить на 3 фазы. На рис. 2 и 3 изображены реальный эффективный курс рубля и совместная динамика курсов доллара относительно евро и рубля с разделением на фазы.

Основные характеристики фаз:

I. Время смуты и спекуляций:

август 1998 — июль 2001

¹¹ Повышение цен на нефть, вызванное рядом причин.

¹² Хотя доказательство этого факта в рамках данной работы не возможно.

¹³ [Основные направления (2000–2006)].

¹⁴ Реальный курс доллара снижался.

¹⁵ Данный процесс не стоит драматизировать, так как наибольший вклад в инфляционную динамику делают так называемые неторгуемые (nontradable) товары, — в основном услуги и тарифы естественных монополий, для которых либо не существует иностранных конкурентов, либо уровень иностранной конкуренции очень низок. Кроме того, можно говорить, что, завышенная после кризиса 1998 года конкурентоспособность российских товаров возвращается к некоторому долгосрочному равновесию.

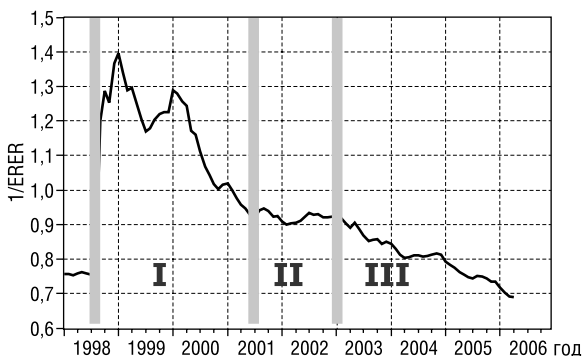


Рис. 2. Фазы волн на графике, показывающем величину, обратную реальному эффективному курсу рубля

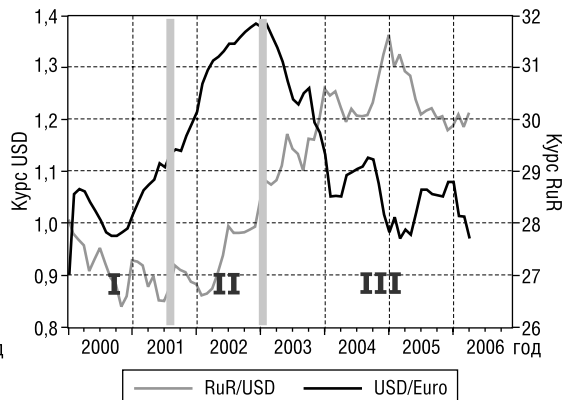


Рис. 3. Графики курса доллара относительно евро (левая шкала) и рубля относительно доллара (правая шкала)

- Август 1998 года — суверенный дефолт.
- Банковский, долговой и валютный кризисы.
- Отказ ЦБ РФ от «валютного коридора»; переход в валютный режим, близкий к «грязному плаванию».
- Панические настроения на валютном рынке.
- Высокая инфляция.
- Динамика валютного курса зависит от ситуации с банковской ликвидностью: если у банков есть свободные средства — они играют на повышение.
 - Влияние графика выплат по государственному долгу и антикризисных мер (кредитов от МВФ) на валютный курс.
 - Преобладает технический анализ валютного курса¹⁶.

II. Время долларовой стабильности:

август 2001 — декабрь 2002

- ЦБ следит за курсом RuR/USD, сглаживая его колебания, и не принимает во внимание курс USD/Euro, определяемый на международном рынке (FOREX).
- Значительное снижение инфляции и первая летняя дефляция.
- Рост поступлений от экспорта нефти.
- ЦБ не вмешивается в торги, а лишь немного корректирует ситуацию, сглаживая колебания.
- Курс RuR/USD достигает своего исторического максимума.

III. Время высоких цен на нефть, стабфонда, Евро и проблем с инфляцией:

январь 2003 — настоящее время

- В валютной политике на первый план выходит понятие конкурентоспособности российских товаров, что делает переменную *ERER*¹⁷ одной из основных промежуточных целей ЦБ РФ.

¹⁶ Даже ЦБ РФ в своих отчетах использует диаграммы технического анализа.

¹⁷ Эффективный реальный курс рубля.

- Другой промежуточной целью ЦБ становится стоимость бивалютной корзины (USD+Euro).
- Цены на нефть бьют рекорды, но правительство «спасает» страну от потока нефтедолларов, забирая их в Стабилизационный фонд.
- Курс RuR/USD падает в номинальном выражении, что делает выгодным заимствования в USD. Долги частного сектора растут.
- Инфляция до сих пор не снижена до приемлемого уровня, что заставляет делать непростой выбор: либо сдерживать эмиссию денег, либо продолжать скупать все нефтедоллары при повышенных ценах на нефть.

Анализ темпов роста реального валютного курса доллара и рубля показывает, что для различных выделенных фаз волны характерны различные темпы роста, что создает первую проблему для объединения всех фаз в единый фрагмент анализа. Другой проблемой объединения являются различные степени реакции валютного курса на различные внешние события, например на изменение курса USD/Euro на FOREX, цену на нефть, степень дисбаланса валютного рынка и т. д. В результате, попытки объединить все фазы волны в единый фрагмент анализа оказались неудачными — требовали слишком большого количества фиктивных переменных, что ухудшало характеристики и наглядность модели. Далее сконцентрируемся на исследовании последней фазы волны, ведущей свой отсчет с января 2003 года.

Принципы управления валютным курсом в период 2003–2006 годов

Следуя традиционной классификации целей ЦБ, курс RuR/USD следует рассматривать как операционную цель ЦБ РФ. Тогда политическими и промежуточными целями¹⁸ ЦБ РФ будут:

- темп инфляции в текущем году,
- темп роста реального эффективного курса рубля,
- цена бивалютной корзины¹⁹.

Задача ЦБ задать такие ориентиры в своей политике, чтобы они как можно меньше противоречили друг другу, а в идеале — полностью соответствовали при некоторых ожидаемых средних внешних условиях. Далее будем полагать, что в нашем случае это именно так, хотя доказательство данного факта представляется чрезвычайно непростой задачей, разрешение которой ложится на плечи ЦБ РФ. Впрочем, эта ноша не так уж тяжела, так как:

- возможность изменения политических целей облегчает задачу планирования для ЦБ — даже если была допущена ошибка в планировании, и какая-то из целей не соответствует другим, то можно скорректировать проблемную цель;
- внешние условия всегда не соответствуют запланированным (кроме того, ЦБ РФ часто и не поясняет, на какие условия он рассчитывал), что позволяет ЦБ РФ не уделять особо пристального внимания правильности выбранных политических ориентиров.

¹⁸ В данной работе разделение между ними несущественно, поэтому далее мы не будем уделять внимания этой проблеме.

¹⁹ В материалах самого ЦБ РФ цена бивалютной корзины фигурирует как операционная цель, но так как основной валютой, в которой производятся интервенции ЦБ РФ, является USD, точнее считать, что установление курса RuR/USD является способом добиться некоторого значения величины RuR/Basket(USD+Euro). То есть последняя — есть цель более высокого уровня, чем курс RuR/USD.

И все же некоторая жесткость в поведении ЦБ РФ должна быть, иначе весь подобно-го рода анализ не имеет смысла. И эта жесткость, безусловно, присутствует в действиях ЦБ РФ.

- Даже допуская изменение ориентиров политики в пользу более «реалистичных», ЦБ РФ прикладывает определенные усилия по достижению этих новых ориентиров.
- Шоковые (не трендовые) отклонения также в значительной мере компенсируются действиями ЦБ РФ.

Таким образом, мы ожидаем обнаружить в действиях ЦБ РФ некоторый сплав действий по правилам и по обстоятельствам, причем те ориентиры, которые задает сам ЦБ РФ, совершенно не обязательно станут окончательными правилами.

Перейдем к описанию основных принципов в валютной политике ЦБ РФ.

Номинальное таргетирование (NT)

Номинальному таргетированию соответствует идея управления номинальной стоимостью бивалютной корзины, состоящей на 65% из USD, на 35% из Euro, при котором важнейшим фактором динамики курса RuR/USD является курс USD/Euro. Основными причинами подобного таргетирования являются:

- стабилизация рублевой доходности портфелей иностранных ценных бумаг ЦБ РФ, коммерческих банков и публики;
- стабилизация торгового баланса: потоков импорта и экспорта²⁰ товаров и услуг, а, следовательно, избыточного спроса на иностранную валюту в стране;
- желание ЦБ РФ придать стабильность сделкам в евро²¹, прямо пропорциональное объему подобных сделок.

$$\text{Обозначим } \ln \frac{USD_t}{Euro_t} = \epsilon_t; \ln \frac{RuR_t}{USD_t} = s_t; \ln Basket_t = b_t,$$

где *Basket* — стоимость (руб.) обозначенной бивалютной корзины.

Тогда при выполнении паритета:

$$\frac{RuR_t / Euro_t}{RuR_t / USD_t} = \frac{USD_t}{Euro_t} \tag{1}$$

и при вычислении цены бивалютной корзины как взвешенного геометрического среднего курсов доллара и евро:

$$Basket_t = \left(\frac{RuR_t}{Euro_t} \right)^{\alpha_{NT}} \cdot \left(\frac{RuR_t}{USD_t} \right)^{1-\alpha_{NT}}, \tag{2}$$

где α_{NT} — доля евро в корзине, можно, прологарифмировав (1) и (2) и подставив (1) в (2), получить следующее выражение:

²⁰ Не связанного с импортом нефти и других биржевых товаров.

²¹ Даже путем снижения стабильности сделок в долларах.

$$b_t = s_t + \alpha_{NT} \cdot \epsilon_t. \quad (3)$$

Стоимость бивалютной корзины предполагается сделать стабильной в коротком периоде (на уровне недель), но на уровне месяцев ориентиры стоимости корзины могут меняться в соответствии с ситуацией на рынке, поэтому мы будем искать уравнение динамики в следующем виде:

$$\Delta b_t = -\beta_{NT} \Rightarrow \Delta s_t + \alpha_{NT} \cdot \Delta \epsilon_t = -\beta_{NT}. \quad (4)$$

Просуммировав (4) с некоторого момента времени получим «уравнение цели» в случае номинального таргетирования:

$$s_t + \alpha_{NT} \cdot \epsilon_t + c_{NT} + \beta_{NT} \cdot t = 0, \quad (5)$$

где c_{NT} — некоторая константа, зависящая от начального момента времени;

t — переменная времени (количество месяцев, прошедших с некоторой начальной точки отсчета).

Ожидается, что ЦБ РФ будет пытаться поддерживать данное соотношение, но отклонения от целевого уравнения (5) также возможны, что обусловит действия ЦБ РФ по восстановлению (5) через соответствующее изменение валютного курса в следующем месяце²²:

$$\Delta s_t = f(s_{t-1} + \alpha_{NT} \cdot \epsilon_{t-1} + c_{NT} + \beta_{NT} \cdot (t-1)), \quad f' < 0. \quad (6)$$

Для оценки (5) и (6) будет построена соответствующая VECM.

Реальное таргетирование (RT)

ЦБ РФ в своих документах также декларирует наличие реальной цели валютной политики: максимально допустимого темпа прироста реального эффективного курса рубля *ERER*. Данная цель пересекается с номинальной целью, и далее они будут считаться конкурирующими.

Идея реального таргетирования тесно связана с понятием конкурентоспособности российских товаров на международных рынках. Индекс *ERER* сконструирован так, чтобы измерять динамику цен в России по отношению к ценам основных торговых партнеров России (стран — импортеров). Иметь стабильную динамику *ERER* выгодно по причинам стабилизации:

- экономического роста, который связан со спросом на продукцию российских компаний, а, следовательно, с конкурентоспособностью;
- торгового баланса²³: импорта и экспорта²⁴ товаров и услуг, а, следовательно, спроса и предложения иностранной валюты в стране.

²² Наличие подобного рода столбовых ориентиров в политике, влияние которых не исчерпывается 1 месяцем — это гипотеза, которая далее проверяется. Признаком выполнения данной гипотезы будет наличие коинтеграционных соотношений между переменными, влияющими на валютную политику ЦБ РФ и соответствующее воздействие коинтеграционных остатков на динамику курса доллара.

²³ Большого масштаба, чем в случае номинального таргетирования.

²⁴ Не связанного с импортом нефти и других биржевых товаров.

Чтобы получить целевое уравнение для реального таргетирования смоделируем *ERER* через динамику курсов s_t и ϵ_t , а также динамику цен $p_t = \ln$ ИПЦ:

$$\Delta \ln ERER_t = \Delta erer_t = -[\Delta s_t + \alpha_{RT} \cdot \Delta \epsilon_t - \Delta p_t + \Delta p_t^*] = \beta', \quad (7)$$

где ϵ_t является прокси-переменной для курса доллара по отношению к корзине валют, относительно которой вычисляется реальный эффективный курс рубля;

α_{RT} — доля евро в корзине при реальном таргетировании;

Δp_t^* — средневзвешенная инфляция в странах, валюта которых входит в обозначенную корзину.

В данном случае α_{RT} может быть больше доли евро в корзине, так как динамика курса ϵ_t может быть связана с динамикой курсов других валют в корзине относительно доллара²⁵.

Уравнение (7) является моделью динамики эффективного курса рубля, а не схемой вычисления *ERER*. Суть использования (7) для аппроксимации *ERER* такова, что сначала вычисляется курс рубля к доллару s_t , затем с помощью курса доллара к корзине валют, который заменяется курсом ϵ_t , и динамики цен в России p_t и за рубежом p_t^* , аппроксимируется *ERER*. Ошибка аппроксимации всегда будет ненулевой, но качество аппроксимации получается неплохим²⁶.

Суммируя (7), начиная с некоторого момента времени t :

$$s_t + \alpha_{RT} \cdot \epsilon_t - p_t + p_t^* + c_{RT} + \beta' \cdot t = 0. \quad (8)$$

Динамика зарубежного уровня цен p_t^* не создает стимулов для изменения валютного курса ЦБ РФ, поэтому объединим зарубежную инфляцию с величиной β' и получим «уравнение цели» в случае реального таргетирования.

$$s_t + \alpha_{RT} \cdot \epsilon_t - p_t + c_{RT} + \beta_{RT} \cdot t = 0, \quad (9)$$

где $\beta_{RT} = \beta' + \overline{\Delta p_t^*}$.

В случае реального таргетирования ЦБ РФ также будет стремиться к восстановлению (9) как в текущем, так и в будущем периодах:

$$\Delta s_t = \varphi(s_{t-1} + \alpha_{RT} \cdot \epsilon_{t-1} - p_{t-1} + c_{RT} + \beta_{RT} \cdot (t-1)), \quad \varphi' < 0. \quad (10)$$

Для оценки (9) и (10) также будет построена VECM.

Реакция на шоки избыточного предложения иностранной валюты

Кроме номинального или реального таргетирования, ЦБ РФ старается поддержать баланс спроса и предложения на рынке валюты, что создает еще один источник динамики курса доллара.

²⁵ Если динамика курса USD/Euro была бы полностью обусловлена шоками со стороны экономики США, то коэффициент α_{RT} стремился бы к доле валют с плавающим курсом в корзине, относительно которой вычисляется *ERER*. В противном случае (когда все шоки со стороны Европы) коэффициент α_{RT} будет стремиться к доле Европы в российском импорте ($\alpha_{RT} \approx 0,35$).

²⁶ Наибольшую погрешность аппроксимации дает российская инфляция, которая при вычислении *ERER* фильтруется, в то время как в работе используется оригинальный (а не отфильтрованный) ряд ИПЦ. Эмпирические тесты показали, что ни обычный, ни отфильтрованный ряды цен не добавляют динамике целевого показателя ничего, что помогло бы лучше спрогнозировать динамику курса доллара.

В краткосрочном периоде курс доллара поддерживается ЦБ РФ на некотором заданном уровне с помощью операций покупки/продажи золотовалютных резервов, поэтому величина прироста резервов становится очень волатильной переменной. Избыточные покупки/продажи резервов по сравнению с некоторым средним (трендовым) уровнем означают наличие среднесрочного дисбаланса спроса и предложения на рынке валюты. ЦБ РФ стремится перераспределить «шоковое бремя»²⁷, вызванное данным дисбалансом, между инфляцией и *ERER*.

- Если ЦБ РФ в ответ на шок избыточного предложения валюты не снизит валютный курс, то все бремя данного шока ляжет на будущую инфляцию, так как ЦБ РФ вынужден будет скупать всю валютную выручку, создавая избыточную денежную массу, а, следовательно, создавая условия для увеличения инфляции²⁸.
- Если же ЦБ РФ в ответ на шок избыточного предложения валюты совсем не будет ее покупать, то все бремя шока ляжет на внешнюю конкурентоспособность российских товаров, так как рубль укрепится относительно корзины валют.

Имея две цели, противоречивость которых выявляется при шоках избыточного предложения иностранной валюты, ЦБ должен выбирать схему перераспределения шокового бремени, т. е. выбирать величину корректировки валютного курса в ответ на данные шоки. Действия ЦБ РФ весьма прозрачны. Так как инфляция случится с некоторым лагом, а валютный курс рухнет уже сегодня, поэтому в краткосрочном периоде шоковое бремя ложится на будущую инфляцию. В то же время ЦБ РФ слегка корректирует свою среднесрочную траекторию валютного курса в зависимости от уже накопленных шоков избыточного предложения, частично перенося таким образом бремя на *ERER*.

В среднем чистые иностранные активы растут с некоторым темпом прироста γ ²⁹ (рис. 4), который соответствует остальным компонентам политики ЦБ РФ³⁰:

$$\overline{\Delta nfa_t} = \gamma, \quad (11)$$

где $nfa_t \equiv \ln NFA_t$ — логарифм чистых международных активов (NFA) ЦБ РФ³¹.



Рис. 4. Натуральный логарифм NFA, млрд руб.

²⁷ Термин «шоковое бремя» используется потому, что шоки избыточного предложения иностранной валюты создают угрозу невыполнения ЦБ РФ инфляционных ориентиров, а также ориентиров по укреплению рубля. Это ведет к «обременению» экономики дополнительными рисками.

²⁸ Каналы связи денежной массы с ценами в России «забиты» различной, не относящейся к делу информацией, но основной импульс переносить все-таки способны, хотя доказательство этого утверждения выходит за пределы данной работы.

²⁹ Здесь и далее темп прироста некоторой переменной аппроксимируется приростом логарифма данной переменной.

³⁰ Данный тезис не доказывается в работе, а используется как предпосылка.

³¹ Чистые международные активы ЦБ РФ представляют собой величину золотовалютных резервов (*IR*) за вычетом счетов правительства в ЦБ РФ, основу которых составляет стабфонд (*GA*): $NFA_t = IR_t - GA_t$.

Просуммировав (11) получим еще одно целевое соотношение для ЦБ РФ, отклонение от которого должно вызывать корректировку траектории валютного курса:

$$nfa_t + c - \gamma \cdot t = 0. \quad (12)$$

Если ЦБ РФ накопил NFA больше, чем предполагает (12), то валютный курс будет скорректирован в сторону понижения:

$$\Delta s_t = \varphi(nfa_{t-1} + c - \gamma \cdot (t-1)), \quad \varphi' < 0. \quad (13)$$

Соотношения (12) и (13) также будут оценены с помощью VECM.

Реакция ЦБ РФ на накопленную с начала года инфляцию

В предыдущем разделе была затронута часть проблемы взаимодействия валютного курса и инфляционных ориентиров, связанная с реакцией ЦБ РФ на шоки избыточного предложения иностранной валюты. Однако сами цены не фигурировали в анализе, так как в явном виде прописать и оценить связь NFA и ИПЦ (индекс потребительских цен) не возможно по статистическим причинам³².

Другая часть проблемы взаимодействия ориентиров инфляции и валютного курса связана с тем, что если наблюдаемая с начала года накопленная инфляция (процентный прирост ИПЦ) не соответствует представлениям ЦБ РФ о том, какой должна быть данная величина к текущему месяцу, то Центробанк использует свои инструменты для того, чтобы скорректировать инфляцию. Основным инструментом здесь является курс доллара, который через ряд эффектов влияет на уровень цен в стране³³. Для того, чтобы снизить инфляционное давление ЦБ РФ должен допустить дополнительное снижение валютного курса³⁴.

Можно сформулировать еще одно целевое уравнение ЦБ РФ:

$$\pi_t^{cum} - E\pi_t^{cum} = 0, \quad (14)$$

где π_t^{cum} — накопленная с начала года инфляция,

$E\pi_t^{cum}$ — ожидаемая Центробанком накопленная с начала года инфляция.

Если (14) не выполняется, ЦБ РФ корректирует траекторию валютного курса:

$$\Delta s_t = \psi(\pi_{t-1}^{cum} - E\pi_{t-1}^{cum}), \quad \psi' < 0. \quad (15)$$

Уравнения (14) и (15) не вписываются в формат VECM³⁵, поэтому будут включены только в оценку дескриптивного правила управления валютным курсом ЦБ РФ.

Дескриптивное правило управления валютным курсом ЦБ РФ

Обобщая все идеи относительно использования валютного курса как инструмента валютной политики ЦБ РФ можно сформулировать общую форму уравнения:

³² Слишком много посторонних шумов, лаги не постоянны, а ряды короткие. Лишь косвенным образом эту связь можно оценить в VECM.

³³ Так называемый эффект переноса — подробнее у Добрынской и Левандо [Dobrynskaya, Levando (2005)]

³⁴ Данная часть анализа частично пересекается с предыдущей частью, так как сами инфляционные проблемы могут быть вызваны шоками избыточного предложения иностранной валюты, однако источники инфляционных проблем не исчерпываются валютными интервенциями. Проблема же мультиколлинеарности регрессоров, как показывает практика, не слишком существенна.

³⁵ Так как содержат кумулятивную часть.

$$\Delta s_t = F(RT_{t-1} \text{ or } NT_{t-1}, EIRS_{t-1}, IPI_{t-1}, MF_t), \quad (16)$$

где $RT_{t-1} = s_{t-1} + \alpha_{RT} \cdot \epsilon_{t-1} - p_{t-1} + c_{RT} + \beta_{RT} \cdot (t-1)$ — реальная цель;
 $NT_{t-1} = s_{t-1} + \alpha_{NT} \cdot \epsilon_{t-1} + c_{NT} + \beta_{NT} \cdot (t-1)$ — номинальная цель;
 $EIRS_{t-1} = nfa_{t-1} + c - \gamma \cdot (t-1)$ — избыточный объем золотовалютных резервов;
 $IPI_{t-1} = \pi_{t-1}^{cum} - E\pi_{t-1}^{cum}$ — индекс инфляционных проблем;
 MF_t — рыночные силы, воздействующие на валютный курс.

Далее оценивается линейная форма (16)³⁶:

$$\Delta s_t = c - \alpha_1 \cdot RT_{t-1} (\text{or } NT_{t-1}) - \alpha_2 \cdot EIRS_{t-1} - \alpha_3 \cdot IPI_{t-1} - \alpha_4 \cdot \Delta \epsilon_t + \epsilon_t, \quad (17)$$

где компонента $\alpha_4 \cdot \Delta \epsilon_t$ отражает как действие рыночных сил, так и частично действия ЦБ РФ уже в текущем периоде согласно принципу таргетирования³⁷; ϵ_t — остатки, характеризующие действие остальных рыночных сил³⁸.

Эконометрическое тестирование принципов валютной политики ЦБ РФ³⁹

Первым этапом эконометрического тестирования будет построение двух VECM-моделей, в которых будут использоваться два альтернативных режима таргетирования: реальное и номинальное. Затем, выбрав из двух моделей одну, обладающую лучшими эмпирическими характеристиками, можно будет рассчитать факторы RT (или NT) и $EIRS$. Следующим этапом будет построение ARMA-модели российской инфляции, прогнозирования накопленной инфляции⁴⁰. Имея фактические и прогнозные значения накопленной с начала года инфляции, можно будет рассчитать фактор IPI . Последним этапом будет оценка дескриптивного уравнения $\Delta s(\cdot)$ (17).

VECM-модель

Так как длина ряда невелика (40 наблюдений), построение большой модели неоправданно, поэтому включим в VECM только те переменные, которые необходимы для оценки рассмотренных выше соотношений⁴¹:

s_t — натуральный логарифм курса RuR/USD,
 ϵ_t — натуральный логарифм курса USD/Euro⁴²,

³⁶ Любые усложнения линейной формы, по мнению автора, не обоснованы теоретически, а с эконометрической точки зрения приведут лишь к тавтологии.

³⁷ Сам коэффициент α_4 лишь косвенно связан с оцениваемым коэффициентом α_{RT} .

³⁸ В данном случае нет требования некоррелированности остатков, так как рынок доллара нельзя назвать информационно эффективным, что делает возможным существование стационарных ARMA-процессов, отражающих действие рыночных сил. В этом требовании дескриптивная модель отличается от VECM-подхода.

³⁹ Все данные на начало периода (месяца).

⁴⁰ По мнению автора, именно ARMA (12, 12) точнее всего отражает прогнозные величины ЦБ РФ, так как лучше всего отражает сезонную динамику инфляции, что является основным фактором прогноза.

⁴¹ Построение VECM-модели для 40-месячных наблюдений с наличием признаков сезонности всегда будет вызывать вопросы о корректности оцениваемых связей, поэтому в работе подробно рассмотрен каждый шаг анализа.

⁴² Курс USD/Euro является эндогенным в данной модели, так как входит в коинтеграционный вектор.

p_t — натуральный логарифм ИПЦ,
 nfa_t — натуральный логарифм чистых международных активов ЦБ РФ.

Динамика выбранных переменных изображена на рис. 5.

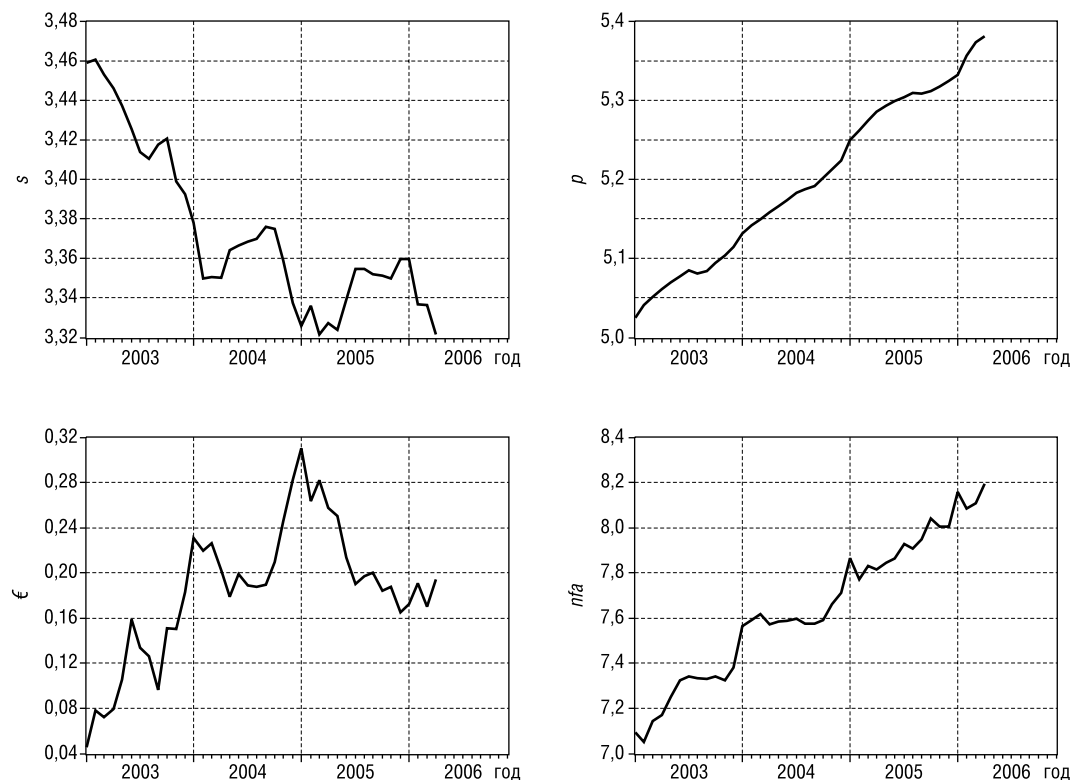


Рис.5. Динамика эндогенных переменных, входящих в VECM

Видно, что все переменные имеют тренд, поэтому тесты на наличие единичного корня должны проводиться с учетом наличия у них тренда.

Результаты тестов для выбранного периода сведены в табл. 1.

Таблица 1

Результаты тестирования переменных на наличие единичного корня с учетом тренда (лаг 2 месяца, период с 1 кв. 2003 года по 4 кв. 2006 года)

	ADF stat.	1%*	5%	10%	PP stat.	1%	5%	10%
s_t	-2,363	-4,202	-3,525	-3,193	-1,191	-4,202	-3,525	-3,193
ϵ_t	-2,338	-4,202	-3,525	-3,193	-2,385	-4,202	-3,525	-3,193
p_t	-4,056	-4,202	-3,525	-3,193	-2,651	-4,202	-3,525	-3,193
nfa_t	-3,227	-4,202	-3,525	-3,193	-3,693	-4,202	-3,525	-3,193

* — критические значения теста для отклонения гипотезы о наличии единичного корня.

Так как две последние переменные — под вопросом, расширим период тестирования с 1 кв. 2000 года по 4 кв. 2006 года и проведем аналогичные тесты, чтобы сделать заключение о наличии у них единичного корня. Результаты тестирования сведены в табл. 2.

Таблица 2

Результаты тестирования переменных на наличие единичного корня с учетом тренда (лаг 2 месяца, период 1 кв. 2003 года — 4 кв. 2006 года)

	ADF stat.	1%*	5%	10%	PP stat.	1%	5%	10%
s_t	-1,127	-4,087	-3,471	-3,162	-1,787	-4,084	-3,470	-3,162
ϵ_t	-2,355	-4,087	-3,471	-3,162	-2,503	-4,084	-3,470	-3,162
p_t	-2,525	-4,087	-3,471	-3,162	-1,753	-4,084	-3,470	-3,162
nfa_t	-5,965	-4,087	-3,471	-3,162	-4,904	-4,084	-3,470	-3,162

* — критические значения теста для отклонения гипотезы о наличии единичного корня.

Эмпирическое исследование валютной политики ЦБ РФ на волне кризисного цикла

Тесты на наличие единичного корня показывают, что у переменных s_t , p_t и ϵ_t нельзя отвергнуть гипотезу о наличии единичного корня даже на 10%-ом уровне значимости. Переменная nfa_t не имеет единичных корней, что свидетельствует об ее стационарности около линейного тренда. Это означает, что традиционное использование данной переменной в VECM может исказить результаты, однако схема исследования требует оценки не обычных неограниченных коинтеграционных векторов, а векторов известной природы с априорными предположениями⁴³. Это позволит корректно использовать переменную nfa_t в анализе.

Для построения VECM, соответствующих двум альтернативным типам таргетирования, необходимо задать ограничения на коинтеграционные вектора:

$$1 \cdot s_t - 1 \cdot p_t + \alpha_{RT} \cdot \epsilon_t + 0 \cdot nfa_t + \beta_{RT} \cdot t + c_{RT} = 0 \quad \text{— 1-й вектор (RT);} \quad (18a)$$

$$1 \cdot s_t - 0 \cdot p_t + \alpha_{NT} \cdot \epsilon_t + 0 \cdot nfa_t + \beta_{NT} \cdot t + c_{NT} = 0 \quad \text{— 1-й вектор (NT);} \quad (18b)$$

$$0 \cdot s_t - 0 \cdot p_t + 0 \cdot \epsilon_t + 1 \cdot nfa_t + \gamma \cdot t + c_2 = 0 \quad \text{— 2-й вектор}^{44} \text{(EIRS).} \quad (19)$$

Параметры α_{NT} , α_{RT} , β_{NT} , β_{RT} , γ и c_{NT} , c_{RT} оцениваются в VECM.

Для дальнейшего анализа необходимо определиться с включаемыми в него лагами. Для 40 наблюдений и 4 эндогенных переменных максимальное количество лагов, которое еще не приводит к эконометрической тавтологии, составляет 3. Мы выберем лаги⁴⁵:

- 1 и 2 месяца — так как многие процессы требуют коррекции в течение более чем одного месяца;
- 12 месяцев — чтобы устранить некоторую часть сезонности данных (особенно это касается цен p_t).

⁴³ Так называемый байесовский подход к VECM — Bayesian Vector Error Correction Model (BVECM).

⁴⁴ Для обоих типов таргетирования 2-й вектор будет иметь идентичные ограничения.

⁴⁵ Формальные тесты на оптимальное количество лагов не проводились, так как лаги 1 и 12 включать стоит в любом случае, а на третью позицию не так много обоснованных кандидатов.

Проведем тест на количество коинтеграционных соотношений в данной системе. Гипотеза о существовании 2 коинтеграционных соотношений не отвергается на 5%-ом уровне значимости⁴⁶. Основной тест проводится без учета ограничений на коэффициенты коинтеграционного вектора, поэтому результаты для *NT*- и *RT*-моделей одинаковые.

Из того же теста видно, что ограничения, сделанные на 1 вектор как в случае *NT*, так и в случае *RT* статистически не оправданы⁴⁷, но это результат сознательного включения в рассмотрение переменной, стационарной относительно тренда nfa_t ⁴⁸.

Наконец, определившись с эндогенными переменными, лагами, ограничениями, количеством коинтеграционных соотношений и типом коинтеграционного вектора, можно оценить VECM для двух случаев таргетирования⁴⁹.

Результаты оценки коинтеграционных векторов сведены в табл. 3.

Таблица 3

Оцененные коэффициенты коинтеграционных векторов в моделях VECM для номинального (*NT*) и реального (*RT*) таргетирования

		s_t	p_t	ϵ_t	nfa_t	t	c
NT	1-й вектор	1,00	0,00	0,41 (0,03)* [11,8]	0,00	0,0016	-3,54
	2-й вектор	0,00	0,00	0,00	1,00	-0,026	-6,16
RT	1-й вектор	1,00	-1,00	0,42 (0,04) [11,4]	0,00	0,0106	1,15
	2-й вектор	0,00	0,00	0,00	1,00	-0,026	-6,16

* (ст. ошибка) [t-stat.]

Видно, что результаты различаются не сильно — коэффициенты при переменной ϵ почти одинаковы и выше тех, что предполагаются при номинальном таргетировании (максимум 0,35)⁵⁰. Второй вектор в обоих случаях идентичен.

Чтобы выбрать между двумя моделями, необходимо сравнить качество коинтеграционных остатков в объяснении динамики валютного курса. Характеристики уравнения динамики для *NT* и *RT* сравниваются в табл. 4.

⁴⁶ Трасе-тест и Max-eigenvalue-тест показывают наличие 1 коинтеграционного соотношения на 1%-ом уровне значимости и 2 коинтеграционных соотношений на 5%-ом уровне значимости для случая наличия тренда как в коинтеграционном векторе, так и в уравнениях подстройки (так называемого квадратичного тренда). Подробнее в Приложении 1.

⁴⁷ LR-статистика очень велика.

⁴⁸ Тест показывает, что данная переменная некорректно обнулена в 1 векторе, что легко объяснимо, так как добавление ее не может не улучшить характеристик стационарности 1 вектора. Однако другие тесты, в которые не включена переменная nfa , показывают, что сделанные ограничения статистически оправданы.

⁴⁹ Технические результаты оценки представлены в Приложении 2.

⁵⁰ Первый довод в пользу реального таргетирования, где данный коэффициент должен быть больше 0,35, но меньше доли валют с плавающим относительно USD курсом в корзине валют *ERER*.

Таблица 4

Уравнение динамики валютного курса в VECM при номинальном и реальном таргетировании

Характеристики уравнения Δs_t	Коэффициент загрузки CR_{t-1}^1	Коэффициент загрузки CR_{t-1}^2	R^2 R_{adj}^2	AIC SC	F — stat.	LogLikelihood
Δs_t в VECM при NT	-0,70 (0,18) [-3,91]	-0,13 (0,03) [-3,75]	0,54 0,26	-6,27 -5,60	1,91	141,49
Δs_t в VECM при RT	-0,55 (0,15) [-3,66]	-0,07 (0,03) [-2,10]	0,66 0,45	-6,57 -5,90	3,13	147,45

Здесь CR_{t-1}^1 и CR_{t-1}^2 — коинтеграционные остатки первого и второго векторов.

Результаты не имеют однозначного толкования:

- с одной стороны в VECM с реальным таргетированием все качественные характеристики регрессии лучше, чем для уравнения валютного курса в VECM с номинальным таргетированием, что является однозначным аргументом в пользу гипотезы реального таргетирования;
- с другой стороны, гипотеза номинального таргетирования также подтверждается эмпирически, коэффициенты загрузки имеют даже большие t-статистики, чем в случае номинального таргетирования⁵¹;
- еще один факт не в пользу гипотезы реального таргетирования — увеличение сезонной эконометрической тавтологии⁵²: при введении в коинтеграционный вектор переменной, имеющей сезонные колебания, возможность столкнуться в регрессиях с сезонной тавтологией увеличивается. Это могло бы послужить и неоправданному улучшению качества регрессии;
- наконец, при расчете эффективного реального курса рубля ЦБ РФ использует инфляцию, избавленную от сезонной составляющей.

На рис. 6 изображены коинтеграционные остатки первого вектора в случае номинального и реального таргетирования, а также циклическая компонента s_t после сглаживания фильтром Ходрика-Прескотта ($\ln(RuR/USD)$ cyclic). Видно, что коинтеграционные остатки RT приобрели сезонную составляющую: до лета график коинтеграционных остатков RT снижается относительно коинтеграционных остатков NT, а в период летней дефляции опять возрастает⁵³. «Холмы и впадины», которые видны на графике циклической компоненты s_t , частично сглаживаются (объясняются) включенными в модель факторами.

Полученная после оценки информация не позволяет однозначно выбрать между двумя гипотезами таргетирования, поэтому далее придется изыскивать новые аргументы в пользу того или иного варианта.

⁵¹ Впрочем, последний факт нельзя трактовать безоговорочно в пользу номинального таргетирования, но гипотеза номинального таргетирования как минимум не проиграла по данному параметру гипотезе реального таргетирования.

⁵² Ситуации, когда одна переменная хорошо объясняет другую только по причине наличия общих сезонных составляющих при отсутствии экономической связи.

⁵³ Индекс цен входит в вектор для RT со знаком минус.

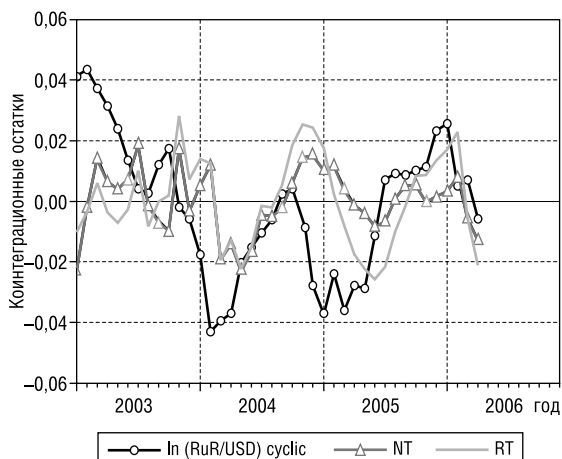


Рис. 6. Коинтеграционные остатки первого вектора для номинального и реального таргетирования

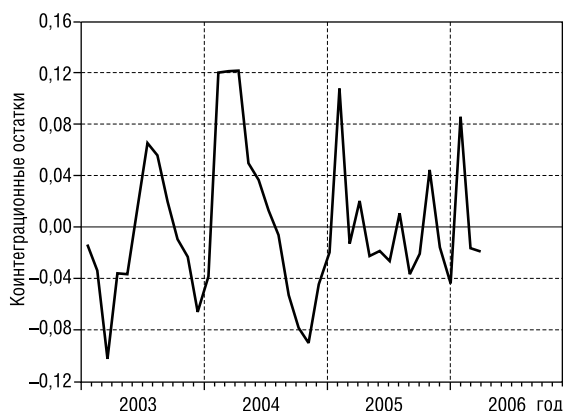


Рис. 7. Коинтеграционные остатки второго вектора, отражающие динамику переменной $EIRS_t$

На рис. 7 изображены коинтеграционные остатки второго уравнения, являющиеся оцененной динамикой переменной $EIRS_t$. Предварительный вывод по влиянию данной переменной на динамику курса — позитивен: коэффициент загрузки статистически значимо отрицательный, что согласуется с идеей о перераспределении шокового бремени между инфляцией и эффективным реальным курсом рубля $ERER$.

ARMA-модель инфляции

Для расчета индекса инфляционных проблем IPI_t необходимо построить модель инфляции, близкую той, на основе которой Центробанк принимает решения по поводу монетарной политики. Мы не будем копировать ЦБ РФ⁵⁴, а оценим модель, которая отвечает минимальным требованиям, предъявляемым к подобным моделям, которая должна:

- описывать сезонную динамику инфляции,
- отражать общий тренд инфляции.

Модель ARMA(12, 12) удовлетворяет этим минимальным требованиям, что позволяет использовать ее для возможного прогнозирования инфляции, которое осуществляет ЦБ РФ.

Прогнозирование на основе ARMA-моделей не лишено недостатков:

- Прогнозирование на основе ARMA-модели предполагает, что Центробанк постоянно приспосабливается к окружающей среде, принимая среднюю динамику цен за основу и включаясь лишь там, где цены отклоняются от *средней* динамики (а не от *планируемой*)⁵⁵.

⁵⁴ Это сделать очень непросто уже потому, что у ЦБ РФ имеется целый ряд методик прогнозирования инфляции.

⁵⁵ Нам приходится лишь мириться с этим недостатком, и мы не настаиваем на том, что это лучший способ описать действия ЦБ РФ при прогнозе цен. Эмпирика показывает, что данный подход лучше описывает динамику курса, чем отслеживает отклонения ЦБ РФ от выбранных им ориентиров [Лозгачева, Шульгин (2005)].

- Если оценивать модель каждый месяц по постоянно меняющимся данным, ее параметры будут слегка изменяться. Это будет создавать небольшую ошибку по сравнению с той ARMA-моделью, которая будет рассчитана в работе⁵⁶.
- ARMA использует очень ограниченную информацию о прошлом и не принимает в расчет никакой информации о будущем.

Несмотря на эти недостатки, ARMA-модели таких сложных процессов как инфляция показывают себя в краткосрочном прогнозировании не хуже большинства моделей, в которых для объяснения инфляции используется ряд экономических факторов с лагами. Кроме того, ЦБ разных стран используют ее как один из методов прогнозирования.

Анализ структуры лагов инфляции на выбранном диапазоне (2002–2006 годы) показывает, что наилучшими характеристиками обладает модель, в которую включен только лаг 12 в AR- и MA-части. Результаты оценки ARMA-модели в диапазоне 1 кв. 2002 — 4 кв. 2006 с использованием OLS⁵⁷:

$$\Delta p_t = 0,0074 + u_t, \quad (20)$$

$$u_t = 0,758 \cdot u_{t-12} - 0,803 \cdot \varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t.$$

(0,0019)
[3,87]
(0,0645) (0,0497)
[11,75] [-16,15]

Результат прогнозирования на основе уравнения (20) показан на рис. 8. Прогноз имеет все необходимые свойства официально прогнозируемой инфляции — согласно ему средняя инфляция должна снижаться вместе с дисперсией годовых колебаний⁵⁸.

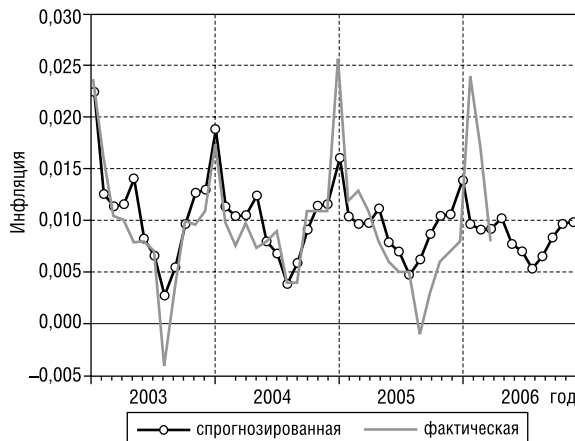


Рис. 8. Фактическая и спрогнозированная на основе ARMA модели месячная инфляция в России

⁵⁶ Этот недостаток устранить нетрудно, но отклонения оказались настолько незначительными, что было принято решение прогнозировать на основе одной и той же модели ARMA, которая описывает весь выбранный диапазон.

⁵⁷ Другие технические детали — в Приложении 3.

⁵⁸ Темпы снижения инфляции, конечно, не соответствуют официально заданным ориентирам, но последние не только не имеют силы закона, но и, постоянно опровергаемые реальностью, пересматриваются.

Так как процесс прогнозирования и принятия решений Центробанком привязан к календарному году, рассчитаем накопленную за текущий календарный год ошибку прогноза (которая и является индексом инфляционных проблем), на основе которого ЦБ РФ может принимать решения. Результаты расчета по формуле (14) приведены на рис. 9. Индекс сконструирован так, что в первый месяц года он всегда равен нулю. Рассчитанный здесь IPI_t (на рис. 9 — IPI) сравнивается с аналогичным индексом, рассчитанным в работе Лозгачевой и Шульгина [Лозгачева, Шульгин (2005)] на основе официальных ориентиров ЦБ РФ по инфляции (на рис. 9 — IPI-Lozgacheva). Коэффициент корреляции двух индексов достаточно большой (0,8).

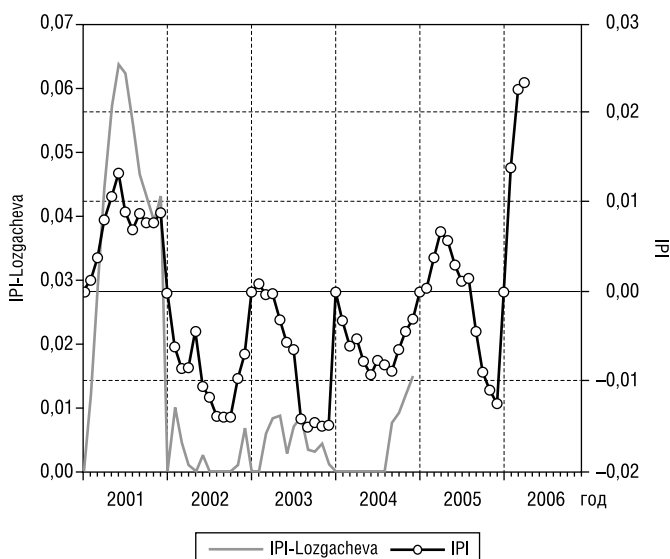


Рис. 9. Накопленный с начала года неожиданный рост цен IPI_t

Индекс IPI сформулирован так, чтобы отражать *относительную* значимость проблемы снижения инфляции, т. е. при отрицательном IPI проблема инфляции стоит менее остро, чем при положительном IPI .

Оценка правила управления валютным курсом

Оценив VECM для RT и NT , а также ARMA-модели инфляции можно получить все факторы, которые необходимы для оценки соотношения (17):

$$\Delta S_t = c - \alpha_1 \cdot RT_{t-1} (\text{or } NT_{t-1}) - \alpha_2 \cdot EIRS_{t-1} - \alpha_3 \cdot IPI_{t-1} - \alpha_4 \cdot \Delta \epsilon_t + \epsilon_t.$$

На рис. 10 показаны все описанные факторы валютного курса.

Видно, что факторы имеют слабую корреляцию друг с другом, что подтверждает матрица корреляций факторов (табл. 5)⁵⁹.

Низкая корреляция факторов означает необходимость для ЦБ РФ постоянно искать компромиссную динамику валютного курса, которая позволила бы учесть все интересую-

⁵⁹ Фактор RT не включен в рисунок и таблицу, так как он является конкурирующим с NT и во многом дублирует его.

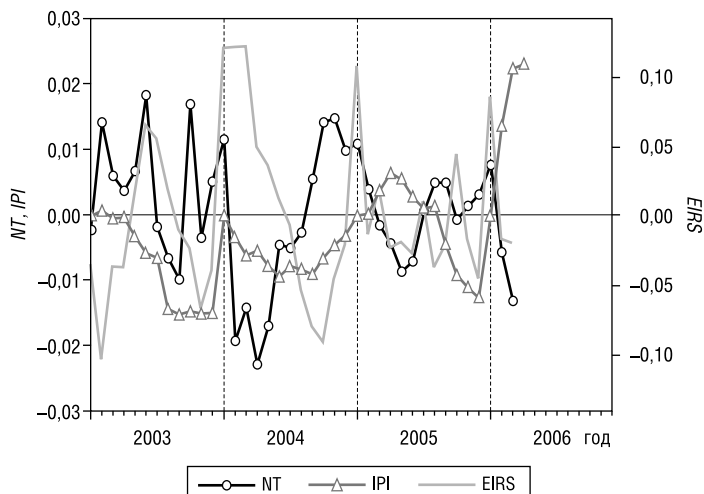


Рис. 10. Факторы динамики курса доллара.
NT и IPI — левая шкала. EIRS — правая шкала

Таблица 5

Матрица корреляций

	NT	EIRS	IPI
NT	1,00	-0,26	-0,12
EIRS	-0,26	1,00	0,04
IPI	-0,12	0,04	1,00

щие его процессы⁶⁰. С другой стороны, нельзя сказать, чтобы данные цели особенно противоречили друг другу⁶¹.

Оценим уравнение (17) 2 раза методом OLS, включив в него NT- и RT-факторы в отдельности⁶²:

$$\Delta s_t = -0,0032 - 0,657 \cdot NT_{t-1} - 0,068 \cdot EIRS_{t-1} - 0,292 \cdot IPI_{t-1} - 0,263 \cdot \Delta \epsilon_t + \epsilon_t, \quad (21a)$$

(0,0011) (0,096) (0,019) (0,129) (0,041)
[-3,00] [-6,88] [-3,52] [-2,27] [-6,39]

$$\Delta s_t = -0,0049 - 0,536 \cdot RT_{t-1} - 0,061 \cdot EIRS_{t-1} - 0,689 \cdot IPI_{t-1} - 0,205 \cdot \Delta \epsilon_t + \epsilon_t. \quad (21b)$$

(0,0012) (0,082) (0,020) (0,152) (0,043)
[-4,30] [-6,48] [-3,07] [-4,53] [-4,82]

⁶⁰ С точки же зрения поиска правила управления валютным курсом, низкая корреляция факторов — очень от-
радный факт, который не создает проблем в оценке и интерпретации результатов.

⁶¹ В каждый момент времени противоречие возможно и почти неизбежно, но данные противоречия нерегу-
лярны и потому не должны создавать особенного напряжения. Впрочем, оцененные принципы управления валют-
ным курсом в большинстве своем касаются стабилизации различных процессов. На уровне трендов противоречи-
вости в целях гораздо больше, но мы обошли эту проблему, как часто поступает и сам ЦБ РФ.

⁶² Технические детали оценки приведены в Приложении 4.

В Приложении 4 видно, что по всем качественным характеристикам регрессия (21a) превосходит регрессию (21b) и это последний аргумент в пользу гипотезы номинального таргетирования. В итоге получилось, что по совокупности аргументов данная гипотеза качественнее описывает российскую валютную динамику. Данный вывод не означает, что *ERER* имеет слабое влияние на динамику курса. То, что предпочтение отдано гипотезе номинального таргетирования, скорее означает, что ценовая составляющая в *ERER* имеет не самое большое значение для монетарных властей⁶³.

Подробнее рассмотрим оцененное правило (21a). Все коэффициенты статистически значимы на 5%-ом уровне⁶⁴ и имеют корректные знаки. Коэффициент при $\Delta \epsilon_t$ равен 0,26, что соответствует усредненной по выбранному интервалу доли евро в бивалютной корзине⁶⁵.

На рис. 11 показан вклад трех факторов (*NT*, *EIRS* и *IPI*) в динамику курса доллара. Для сравнения построен график $\Delta s_t + 0,263 \cdot \Delta \epsilon_t + c$, показывающий часть динамики курса s_t , при исключении фактора ϵ_t . Коэффициент корреляции между данными рядами — 0,78⁶⁶. На рис. 12 приведен результат интегрирования динамики, представленной на рис. 11⁶⁷. Здесь линия «RuR/USD by (NT,EIRS,IPI)» — это курс доллара, определяемый вкладом трех рассмотренных факторов, а линия «RuR/USD without USD/Euro dynamics» — это курс доллара, очищенный от краткосрочного влияния курса USD/Euro.

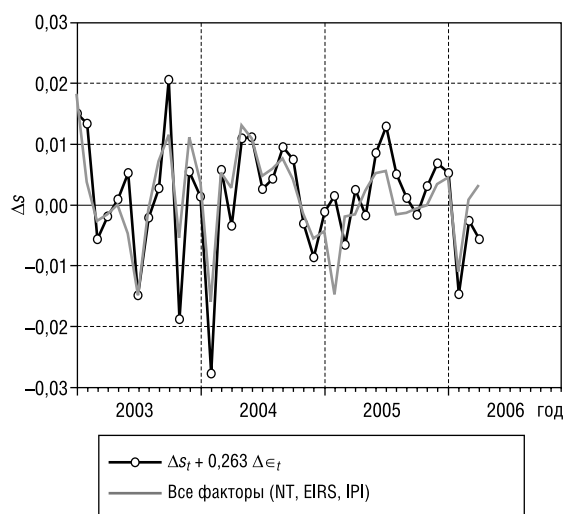


Рис. 11. Вклад трех политических факторов (*NT*, *EIRS* и *IPI*) в динамику валютного курса

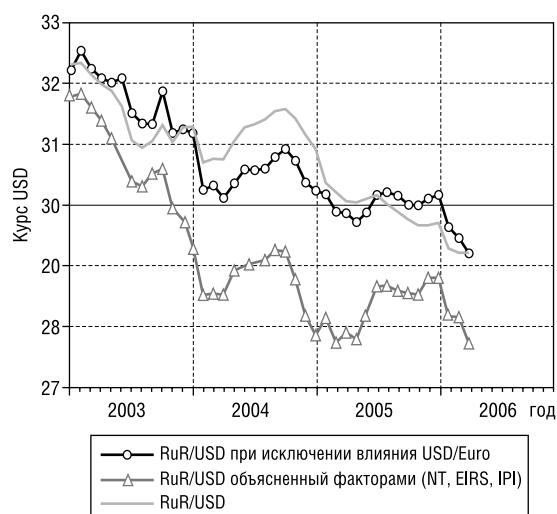


Рис. 12. Динамика курса доллара S_t в случае стабильного курса ϵ_t в сравнении с вкладом трех факторов в динамику курса S_t

⁶³ Это подтверждает оцененная величина коэффициента при ϵ в коинтеграционном векторе *NT*, которая превышает долю евро в бивалютной корзине.

⁶⁴ Кроме того, все факторы, кроме *IPI*, значимы на 1%-ом уровне.

⁶⁵ Доля евро в бивалютной корзине колебалась от 0,1 до 0,35.

⁶⁶ Достаточно высокий для темпов прироста при отсутствии сезонности.

⁶⁷ То, что прогнозируемый курс устойчиво отклоняется от фактических значений, не удивляет, ведь суммируя случайные остатки, получается процесс случайного блуждания, который имеет именно такие свойства.

Заключение

По проведении всех расчетов вернемся к началу и подчеркнем, что оцененное соотношение (21а), безусловно, является не формулой, по которой ЦБ РФ вычисляет необходимый прирост валютного курса, а статистической иллюстрацией принципов принятия решений. Три фактора (*NT*, *EIRS* и *IPI*) демонстрируют то, что входит в сферу интересов ЦБ РФ и заставляет его принимать решения по поводу изменения основных элементов монетарной политики. Результаты этих изменений можно статистически сопоставить с входными импульсами для ЦБ РФ, что и было сделано в данной работе с применением современных методов эконометрического анализа.

В результате анализа был получен ряд показателей, из которых в итоговый текст работы вошли лишь статистически корректные. Поэтому основное внимание уделим трактовке приведенных расчетов.

1. Статистически было показано, что ЦБ РФ применяет таргетирование валютного курса. С эмпирических позиций проверялись 2 гипотезы: номинальное и реальное таргетирование. Тесты показали, что включение ИПЦ как фактического, так и сглаженного⁶⁸ ухудшают статистические характеристики целевого показателя, что обусловило выбор «номинальной цели» (*NT*) в качестве основного ориентира валютной политики ЦБ РФ. Однако оказалось, что уместнее говорить об усеченной «реальной цели» (*RT*), чем о той трактовке *NT*, что была приведена в качестве теоретического обоснования принципов номинального таргетирования. Основанием для такого заключения явился коэффициент при переменной $\epsilon_t = \ln \frac{USD}{Euro_t}$, который соотносится с вычислениями эффективного реального курса рубля (*ERER*), а не стоимости бивалютной корзины⁶⁹.

2. Выявленный принцип таргетирования: ЦБ РФ поддерживает некоторый темп роста эффективного реального курса рубля, однако, если данный показатель отклоняется от планируемого уровня по причине как *ожидаемой*, так и *неожиданной* ценовой динамики, то процесса корректировки валютного курса не производится⁷⁰.

3. Так как валютная политика — основная точка приложения сил ЦБ РФ, уместным было бы предположение о том, что другую область своей компетенции — инфляцию ЦБ РФ также будет пытаться регулировать с помощью управления валютным курсом. Подтверждение гипотезы было получено сразу с двух сторон:

- а) Шоки избыточного предложения иностранной валюты в рамках короткого периода полностью поглощаются ЦБ РФ, что может создавать угрозу будущей инфляции за счет неизбежной эмиссии денег в экономику. В работе был предложен принцип расчета переменной *EIRS*, которая должна отражать интенсивность данной проблемы для

⁶⁸ В тексте работы результаты использования в регрессиях ИПЦ, сглаженного фильтром Ходрика-Прескотта, не фигурируют, потому что к улучшению каких-либо эмпирических свойств моделей включение данного показателя не привело.

⁶⁹ Коэффициент, во всех расчетах оказавшийся слишком большим для бивалютной корзины.

⁷⁰ Есть рабочая гипотеза, что коррекция производится в целях ЦБ РФ, которые в работе трактуются как изменчивые, а не жестко заданные, но данная гипотеза в работе не доказана.

ЦБ РФ. Как и ожидалось, ЦБ РФ перекладывает часть будущего инфляционного бремени на валютный курс, допуская снижение валютного курса через месяц после нарастания интенсивности проблемы избыточной эмиссии.

- б) Другой путь влияния инфляционной проблемы на решения ЦБ РФ более явный: если накопленная с начала года инфляция не соответствует прогнозам ЦБ РФ (не обязательно заданным как ориентиры денежно-кредитной политики, но те, на основе которых принимаются решения), то ЦБ РФ также допускает избыточное снижение валютного курса. Для доказательства данного факта был предложен способ вычисления индекса интенсивности инфляционных проблем — *IPI* (через построение ARMA-модели процесса инфляции), который также оказался статистически значимым фактором прироста курса доллара.

4. Часть текущей динамики курса доллара, как и ожидалось, обусловлена поддержанием стабильной стоимости бивалютной корзины (35% Euro, 65% USD), что привело к наличию статистически значимой связи курса RuR/USD с курсом USD/Euro на FOREX.

5. Вычисленное уравнение (21а) не стоит фетишизировать: с любой точностью оцененные коэффициенты лишь приблизительно отражают процесс принятия решения в ЦБ РФ на фоне постоянно меняющейся внешней целевой среды.

Наконец, отметим, что все расчеты касаются конкретного временного участка со специфическими условиями, которые будут существовать весьма ограниченное время. При достижении «дна» реального курса доллара начнется новая фаза волны со своими особенностями, хотя многие принципы валютной политики едва ли драматическим образом изменятся.

Список литературы

Бессонов В. А., Дробышевский С. М., Энтов Р. М. Инфляционные процессы в российской экономике. Переходная экономика: теоретические аспекты, российские проблемы, мировой опыт. М.: Издательство «Экономика», 2004.

Дробышевский С. М., Носко В. П., Энтов Р. М., Юдин А. Д. Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей. М.: ИЭПП, 2001.

Лозгачева Е. Н., Шульгин А. Г. Эконометрическое тестирование основных принципов монетарной политики ЦБ РФ / Тезисы 28-ой Международной школы-семинара им. Шаталина. Воронеж, 2005.

Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики» с 2000 по 2006 годы, Центральный банк Российской Федерации.

Ball L. Policy rules and external shocks // NBER, WP № 7910.

Beveridge S., Nelson C. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to the measurement of the business cycle // *Journal of Monetary Economics*. 1981. № 7.

Blejer M. I., Leiderman L. A Monetary approach to the crawling peg system: Theory and evidence // *Journal of Political Economy*. 1981. № 89.

Calvo G., Vegh C., Reinhart C. Targeting the real exchange rate: Theory and evidence // *Journal of Development Economics*. 1995. № 47.

Dobrynskaya V. V., Levando D. V. Exchange Rate Path-Through Effect and Monetary Policy in Russia, BOFIT/CEFIR Workshop on Russian macroeconomic and financial issues in Moscow. 2005. № 4.

Drobyshevsky, S., Kozlovskay A. Inside aspects of Russian monetary policy. IET WP 45R, 2002.

Gerlach-Kristen P. Internal and external shocks in Hong Kong: empirical evidence and policy options. University of Hong Kong. 2004.

Montiel P. J., Ostry J. Real exchange rate targeting under capital controls: Can money provide nominal anchor? // *IMF Staff Papers*. 1992. № 39.

Orphanides A. Historical monetary policy analysis and Taylor rules // *Journal of Monetary Economics*. 2003. № 50.

Patel U. R., Srivastava P. Some implications of real exchange rate targeting in India. Reserve Bank of India, 1997.

Roisland O., Torvik R. Exchange rate versus inflation targeting: a theory of output fluctuation in traded and nontraded sectors // *Journal of International Trade and Economic Development*. 2003.

Taylor J. B. Discretion versus Policy Rules in Practice // *Carnegie-Rochester Conference series on Public Policy*. 1993. № 39.

Vdovichenko A., Voronina V. Monetary Policy Rules and their application in Russia. EERC WP No 04/09.

Приложение 1

Тест на количество коинтеграционных соотношений

Date: 06/22/06 Time: 12:36
 Sample: 2003:01 2006:12
 Included observations: 40
 Series: LN_S_US LN_P_CPI LN_S_USD_EUR LN_NFA
 Lags interval: 1 to 2, 12 to 12

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Selected (5% level)					
Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	1	1	2	2
Max-Eig	0	2	2	2	2

Date: 06/22/06 Time: 12:19
 Sample(adjusted): 2003:01 2006:04
 Included observations: 40 after adjusting endpoints
 Trend assumption: Quadratic deterministic trend
 Series: LN_S_US LN_P_CPI LN_S_USD_EUR LN_NFA
 Lags interval (in first differences): 1 to 2, 12 to 12

Эмпирическое исследование валютной политики ЦБ РФ на волне кризисного цикла

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0,618465	78,04516	54,64	61,24
At most 1 *	0,491748	39,50308	34,55	40,49
At most 2	0,203863	12,43195	18,17	23,46
At most 3	0,079479	3,312609	3,74	6,40

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Trace test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 5% level
 Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level

Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0,618465	38,54208	30,33	35,68
At most 1 *	0,491748	27,07113	23,78	28,83
At most 2	0,203863	9,119339	16,87	21,47
At most 3	0,079479	3,312609	3,74	6,40

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 5% level
 Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level

Ограничения NT модели:

$B(1,1) = 1, B(1,2)=0, B(1,4)=0$
 $B(2,2) = 0, B(2,1)=0, B(2,3)=0, B(2,4)=1$
 $A(3,1) = 0, A(3,2)=0, A(2,2)=0, A(2,1)=0$

Tests of cointegration restrictions:

Hypothesized	Restricted	LR	Degrees of	
No. of CE(s)	Log-likelihood	Statistic	Freedom	Probability
2	504,6367	38,17392	7	0,000003
3	526,7689	3,028819	3	0,387203

Ограничения RT модели:

$B(1,1)=1, B(1,2)=-1, B(1,4)=0$
 $B(2,2)=0, B(2,1)=0, B(2,3)=0, B(2,4)=1$
 $A(3,1)=0, A(3,2)=0, A(2,2)=0, A(2,1)=0$

Tests of cointegration restrictions:

Hypothesized No. of CE(s)	Restricted Log-likelihood	LR Statistic	Degrees of Freedom	Probability
2	505,8541	35,73902	7	0,000008
3	526,7689	3,028820	3	0,387203

2 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 7 iterations,

Restricted cointegrating coefficients (std,err, in parentheses)

LN_S_US	LN_P_CPI	LN_S_USD_EUR	LN_NFA
1,000000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)	0,409215 (0,03463)	0,000000 (0,00000)
0,000000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)	1,000000 (0,00000)

Adjustment coefficients (std,err, in parentheses)

D(LN_S_US)	-0,697488 (0,17818)	-0,130046 (0,03471)
D(LN_P_CPI)	0,000000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)
D(LN_S_USD_EUR)	0,000000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)
D(LN_NFA)	0,663312 (1,12924)	-0,296406 (0,21996)

3 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 20 iterations,

Restricted cointegrating coefficients (not all coefficients are identified)

LN_S_US	LN_P_CPI	LN_S_USD_EUR	LN_NFA
1,000000 0,000000	0,000000 0,000000	0,411061 0,000000	0,000000 1,000000
1,876458	-22,72388	1,060847	-3,112924

Adjustment coefficients (std,err, in parentheses)

D(LN_S_US)	-0,731993 (0,17765)	-0,149601 (0,03980)	-0,029961 (0,00871)
D(LN_P_CPI)	0,000000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)	0,012607 (0,00450)
D(LN_S_USD_EUR)	0,000000 (0,00000)	0,000000 (0,00000)	0,093430 (0,02128)
D(LN_NFA)	0,142942 (0,97866)	-0,584561 (0,21925)	-0,070291 (0,04454)

Оценка VECM для номинального и реального таргетирования

VECM для номинального таргетирования

Vector Error Correction Estimates

Date: 06/22/06 Time: 12:58

Sample(adjusted): 2003:01 2006:04

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$B(1,1)=1, B(1,2)=0, B(1,4)=0$

$B(2,2)=0, B(2,1)=0, B(2,3)=0, B(2,4)=1$

$A(3,1)=0, A(3,2)=0, A(2,2)=0, A(2,1)=0$

Convergence achieved after 7 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 2):

Chi-square(7) 38,17392

Probability 0,000003

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2		
LN_S_US(-1)	1,000000	0,000000		
LN_P_CPI(-1)	0,000000	0,000000		
LN_S_USD_EUR(-1)	0,409215 (0,03463) [11,8185]	0,000000		
LN_NFA(-1)	0,000000	1,000000		
@TREND(00:01)	0,001596	-0,026261		
C	-3,538644	-6,157066		
Error Correction:	D(LN_S_US)	D(LN_P_CPI)	D(LN_S_USD_EUR)	D(LN_NFA)
CointEq1	-0,697488 (0,17818) [-3,91461]	0,000000 (0,00000) [NA]	0,000000 (0,00000) [NA]	0,663312 (1,12924) [0,58740]
CointEq2	-0,130046 (0,03471) [-3,74711]	0,000000 (0,00000) [NA]	0,000000 (0,00000) [NA]	-0,296406 (0,21996) [-1,34756]
D(LN_S_US(-1))	0,035489 (0,22122) [0,16042]	0,016695 (0,12466) [0,13392]	0,047300 (0,62657) [0,07549]	-0,847441 (1,00975) [-0,83926]
D(LN_S_US(-2))	-0,028139 (0,18840) [-0,14936]	-0,015166 (0,10617) [-0,14285]	-0,169078 (0,53361) [-0,31686]	-1,163736 (0,85995) [-1,35327]
D(LN_S_US(-12))	-0,198539 (0,23280) [-0,85281]	-0,008387 (0,13119) [-0,06393]	0,183884 (0,65938) [0,27887]	0,123619 (1,06263) [0,11633]

D(LN_P_CPI(-1))	0,271737 (0,45513) [0,59705]	0,205375 (0,25648) [0,80075]	-0,006670 (1,28908) [-0,00517]	-3,174254 (2,07743) [-1,52797]
D(LN_P_CPI(-2))	-0,382150 (0,39015) [-0,97949]	0,112058 (0,21986) [0,50968]	-0,303889 (1,10504) [-0,27500]	2,604348 (1,78083) [1,46243]
D(LN_P_CPI(-12))	-0,593205 (0,32674) [-1,81551]	0,452428 (0,18413) [2,45713]	0,920894 (0,92545) [0,99508]	3,064166 (1,49141) [2,05454]
D(LN_S_USD_EUR(-1))	-0,029524 (0,12488) [-0,23642]	0,050972 (0,07037) [0,72431]	-0,165048 (0,35370) [-0,46663]	-0,027541 (0,57001) [-0,04832]
D(LN_S_USD_EUR(-2))	-0,065325 (0,10201) [-0,64036]	-0,029009 (0,05749) [-0,50462]	0,004142 (0,28894) [0,01434]	0,252869 (0,46564) [0,54306]
D(LN_S_USD_EUR(-12))	-0,026597 (0,07503) [-0,35450]	-0,018860 (0,04228) [-0,44607]	0,055813 (0,21250) [0,26265]	0,542122 (0,34246) [1,58303]
D(LN_NFA(-1))	0,006499 (0,04857) [0,13381]	0,021960 (0,02737) [0,80237]	0,220677 (0,13756) [1,60424]	-0,097018 (0,22168) [-0,43764]
D(LN_NFA(-2))	0,002367 (0,03696) [0,06403]	0,015902 (0,02083) [0,76347]	0,097071 (0,10469) [0,92725]	-0,080032 (0,16871) [-0,47438]
D(LN_NFA(-12))	0,028173 (0,04339) [0,64932]	0,003534 (0,02445) [0,14452]	-0,027264 (0,12289) [-0,22186]	0,039403 (0,19804) [0,19896]
C	0,006591 (0,00996) [0,66198]	-0,001443 (0,00561) [-0,25713]	0,024437 (0,02820) [0,86658]	-0,058078 (0,04545) [-1,27799]
@TREND(00:01)	-5,99E-05 (0,00017) [-0,34338]	3,68E-05 (9,8E-05) [0,37469]	-0,000610 (0,00049) [-1,23427]	0,000908 (0,00080) [1,14063]
R-squared	0,544802	0,550988	0,417732	0,692593
Adj. R-squared	0,260303	0,270356	0,053815	0,500463
Sum sq. resids	0,001982	0,000630	0,015902	0,041300
S.E. equation	0,009088	0,005121	0,025741	0,041483
F-statistic	1,914951	1,963382	1,147876	3,604821
Log likelihood	141,4899	164,4315	99,84585	80,75783
Akaike AIC	-6,274496	-7,421575	-4,192293	-3,237892
Schwarz SC	-5,598945	-6,746023	-3,516741	-2,562340
Mean dependent	-0,003483	0,009504	0,005011	0,027645
S.D. dependent	0,010567	0,005996	0,026463	0,058693

Determinant Residual Covariance	8,06E-16
Log Likelihood	504,6367
Log Likelihood (d.f. adjusted)	468,0640
Akaike Information Criteria	-19,80320
Schwarz Criteria	-16,76322

VECM для реального таргетирования

Vector Error Correction Estimates

Date: 06/22/06 Time: 13:01

Sample(adjusted): 2003:01 2006:04

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=1, B(1,2)=-1, B(1,4)=0$$

$$B(2,2)=0, B(2,1)=0, B(2,3)=0, B(2,4)=1$$

$$A(3,1)=0, A(3,2)=0, A(2,2)=0, A(2,1)=0$$

Convergence achieved after 10 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 2):

Chi-square(7) 35,73902

Probability 0,000008

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
LN_S_US(-1)	1,000000	0,000000
LN_S_US(-1)	1,000000	0,000000
LN_P_CPI(-1)	-1,000000	0,000000
LN_S_USD_EUR(-1)	0,417034 (0,03647) [11,4352]	0,000000
LN_NFA(-1)	0,000000	1,000000
@TREND(00:01)	0,010561	-0,026261
C	1,152644	-6,157066

Error Correction:	D(LN_S_US)	D(LN_P_CPI)	D(LN_S_USD_EUR)	D(LN_NFA)
CointEq1	-0,545203 (0,14897) [-3,65984]	0,000000 (0,00000) [NA]	0,000000 (0,00000) [NA]	-1,563957 (0,84775) [-1,84484]
CointEq2	-0,069778 (0,03330) [-2,09574]	0,000000 (0,00000) [NA]	0,000000 (0,00000) [NA]	-0,407937 (0,18947) [-2,15299]
D(LN_S_US(-1))	0,166008 (0,19410) [0,85529]	-0,107802 (0,11781) [-0,91502]	-0,673810 (0,58761) [-1,14669]	-0,169103 (1,00297) [-0,16860]

D(LN_S_US(-2))	0,053395 (0,16358) [0,32641]	-0,039872 (0,09929) [-0,40156]	-0,302079 (0,49524) [-0,60997]	-1,041238 (0,84530) [-1,23179]
D(LN_S_US(-12))	-0,426286 (0,21425) [-1,98965]	0,106699 (0,13005) [0,82046]	0,831050 (0,64863) [1,28124]	-0,480129 (1,10712) [-0,43367]
D(LN_P_CPI(-1))	-0,386270 (0,45148) [-0,85557]	0,573835 (0,27404) [2,09397]	2,078209 (1,36682) [1,52047]	-5,122704 (2,33298) [-2,19578]
D(LN_P_CPI(-2))	-0,771184 (0,34367) [-2,24397]	0,199438 (0,20860) [0,95607]	0,148247 (1,04044) [0,14249]	2,193005 (1,77588) [1,23488]
D(LN_P_CPI(-12))	0,083523 (0,30758) [0,27155]	0,300988 (0,18670) [1,61218]	0,137732 (0,93118) [0,14791]	3,776540 (1,58939) [2,37609]
D(LN_S_USD_EUR(-1))	0,121203 (0,11766) [1,03014]	-0,079495 (0,07142) [-1,11313]	-0,918207 (0,35620) [-2,57780]	0,680290 (0,60798) [1,11893]
D(LN_S_USD_EUR(-2))	0,073099 (0,09997) [0,73120]	-0,111985 (0,06068) [-1,84546]	-0,467139 (0,30266) [-1,54346]	0,693780 (0,51659) [1,34299]
D(LN_S_USD_EUR(-12))	-0,082809 (0,06482) [-1,27746]	-0,009696 (0,03935) [-0,24644]	0,100429 (0,19625) [0,51175]	0,502343 (0,33497) [1,49968]
D(LN_NFA(-1))	-0,027657 (0,03731) [-0,74129]	0,011509 (0,02265) [0,50820]	0,151953 (0,11295) [1,34529]	-0,030250 (0,19279) [-0,15691]
D(LN_NFA(-2))	-0,009513 (0,03020) [-0,31506]	0,007631 (0,01833) [0,41633]	0,045430 (0,09141) [0,49697]	-0,030489 (0,15603) [-0,19540]
D(LN_NFA(-12))	0,006838 (0,03808) [0,17958]	0,019559 (0,02311) [0,84622]	0,064737 (0,11528) [0,56155]	-0,046928 (0,19677) [-0,23849]
C	0,008331 (0,00831) [1,00311]	0,000692 (0,00504) [0,13732]	0,037525 (0,02514) [1,49239]	-0,070577 (0,04292) [-1,64447]
@TREND(00:01)	-1,69E-05 (0,00015) [-0,11434]	-3,85E-05 (9,0E-05) [-0,42982]	-0,001052 (0,00045) [-2,35595]	0,001326 (0,00076) [1,73927]
R-squared	0,662133	0,613341	0,506230	0,707569
Adj. R-squared	0,450967	0,371680	0,197623	0,524800
Sum sq. resids	0,001471	0,000542	0,013485	0,039288
S.E. equation	0,007830	0,004753	0,023704	0,040460

F-statistic	3,135598	2,538017	1,640372	3,871385
Log likelihood	147,4516	167,4216	103,1430	81,75676
Akaike AIC	-6,572579	-7,571082	-4,357152	-3,287838
Schwarz SC	-5,897027	-6,895530	-3,681600	-2,612286
Mean dependent	-0,003483	0,009504	0,005011	0,027645
S.D. dependent	0,010567	0,005996	0,026463	0,058693
Determinant Residual Covariance		6,02E-16		
Log Likelihood		505,8541		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		473,8813		
Akaike Information Criteria		-20,09406		
Schwarz Criteria		-17,05408		

Приложение 3

ARMA(12, 12) модель инфляции

Dependent Variable: DP_CPI
 Method: Least Squares
 Date: 06/23/06 Time: 12:31
 Sample(adjusted): 2002:01 2006:04
 Included observations: 52 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 12 iterations
 Backcast: 2001:01 2001:12

Variable	Coefficient	Std, Error	t-Statistic	Prob.
C	0,007405	0,001913	3,870464	0,0003
AR(12)	0,758193	0,064548	11,74618	0,0000
MA(12)	-0,802959	0,049730	-16,14638	0,0000
R-squared	0,650039	Mean dependent var		0,010007
Adjusted R-squared	0,635755	S.D. dependent var		0,006399
S.E. of regression	0,003862	Akaike info criterion		-8,219322
Sum squared resid	0,000731	Schwarz criterion		-8,106750
Log likelihood	216,7024	F-statistic		45,50781
Durbin-Watson stat	1,628921	Prob(F-statistic)		0,000000
Inverted AR Roots	0,98	0,85 + 0,49i	0,85 - 0,49i	0,49 - 0,85i
	0,49 + 0,85i	0,00 + 0,98i	-0,00 - 0,98i	-0,49 - 0,85i
	-0,49 + 0,85i	-0,85 - 0,49i	-0,85 + 0,49i	-0,98
Inverted MA Roots	0,98	0,85 + 0,49i	0,85 - 0,49i	0,49 + 0,85i
	0,49 - 0,85i	-0,00 - 0,98i	-0,00 + 0,98i	-0,49 - 0,85i
	-0,49 + 0,85i	-0,85 + 0,49i	-0,85 - 0,49i	-0,98

Оценка правила управления валютным курсом

С переменной NT

Dependent Variable: DS_US
 Method: Least Squares
 Date: 06/23/06 Time: 11:00
 Sample(adjusted): 2003:01 2006:04
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std, Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,003225	0,001076	-2,997909	0,0050
$\Delta\epsilon_t$	-0,262628	0,041125	-6,386046	0,0000
IPI(-1)	-0,292195	0,128883	-2,267135	0,0297
NT(-1)	-0,657580	0,095537	-6,883015	0,0000
NT(-1)	-0,068215	0,019393	-3,517416	0,0012
R-squared	0,698548	Mean dependent var		-0,003483
Adjusted R-squared	0,664097	S.D. dependent var		0,010567
S.E. of regression	0,006124	Akaike info criterion		-7,236620
Sum squared resid	0,001313	Schwarz criterion		-7,025510
Log likelihood	149,7324	F-statistic		20,27622
Durbin-Watson stat	1,964346	Prob(F-statistic)		0,000000

С переменной RT

Dependent Variable: DS_US
 Method: Least Squares
 Date: 06/23/06 Time: 11:01
 Sample(adjusted): 2003:01 2006:04
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std, Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,004948	0,001150	-4,302549	0,0001
$\Delta\epsilon_t$	-0,205301	0,042636	-4,815235	0,0000
IPI(-1)	-0,688832	0,151985	-4,532230	0,0001
RT(-1)	-0,535593	0,082643	-6,480791	0,0000
NT(-1)	-0,060854	0,019836	-3,067877	0,0041
R-squared	0,677505	Mean dependent var		-0,003483
Adjusted R-squared	0,640648	S.D. dependent var		0,010567
S.E. of regression	0,006335	Akaike info criterion		-7,169141
Sum squared resid	0,001404	Schwarz criterion		-6,958032
Log likelihood	148,3828	F-statistic		18,38219
Durbin-Watson stat	1,851245	Prob(F-statistic)		0,000000

Эмпирическое исследование валютной политики ЦБ РФ на волне кризисного цикла