

## **Валютная политика Центрального банка: степень вмешательства в процесс курсообразования и последствия для экономики**

**Воронина В.Г., Надоршин Е.Р.**

В статье анализируется валютная политика Центрального банка Российской Федерации на протяжении 1999–2003 гг. С помощью разложения Бевеиджа–Нельсона помесечный ряд реального курса рубля к доллару США разделяется на фундаментальную (нестационарную) и переходную (стационарную) компоненты, первая из которых ассоциируется с рыночной динамикой, вторая – с политикой Центрального банка на валютном рынке. С использованием методов эконометрического анализа определяется степень влияния курсовой политики Банка России на инфляцию и ряд других макроэкономических показателей.

### **Описание политики Центрального банка за исследуемый период**

Согласно традициям, практике, экономической теории и законодательству основной задачей, стоящей перед современными центральными банками, является контроль и регулирование денежных и финансовых потоков в экономике с целью обеспечения стабильной стоимости национальной валюты, т.е. низкой и ровной инфляции. Такая задача максимально отвечает интересам экономики и возможностям самих денежных властей.

Во многих случаях центральные банки также несут ответственность за проведение политики валютного курса, суть которой состоит в установлении или воздействии на динамику курса национальной валюты по отношению к иностранным. Помимо этого они могут выполнять целый ряд дополнительных функций.

Не все задачи, которые призван решить центральный банк, являются для него равно важными: некоторые имеют приоритет над другими, и эти приоритеты могут со временем меняться. Кроме того, цели далеко не всегда оказываются согласованными, и тогда перед денежными властями встает задача нахождения компромисса между ними. С этой проблемой сталкиваются все центральные банки: антиинфляционная политика может вступать в конфликт со стремлением денежных властей

---

**Воронина В.Г.** – сотрудник Экономической экспертной группы, эксперт по денежно-кредитной политике.

**Надоршин Е.Р.** – сотрудник отдела денежно-кредитной политики Института открытой экономики, аспирант ГУ ВШЭ.

Статья поступила в Редакцию в декабре 2003 г.

обеспечить низкий уровень безработицы или поддержать банковскую систему, или повысить за счет искусственного занижения реального курса национальной валюты конкурентоспособность отечественной продукции на внешнем и внутреннем рынках.

Последняя ситуация, в частности, характерна для стран с высоким уровнем открытости экономики (т.е. ориентированных на экспорт и имеющих значительную долю импортной составляющей в потреблении). К их числу может быть отнесена и Россия. Не случайно параллельно с основной задачей поддержания низкого уровня инфляции перед Центральным банком России всегда стояла задача регулирования динамики обменного курса. Вплоть до недавнего времени эта двойственность даже была закреплена законодательно. В предыдущей редакции закона «О Центральном банке» в качестве основной цели деятельности Банка России была заявлена «защита и обеспечение устойчивости рубля, в том числе его покупательной способности и курса по отношению к иностранным валютам».

После кризиса 1998 г. количественные ориентиры (как это было в 1995–1998 гг. – в период действия валютного коридора) отсутствовали, тем не менее курсовая политика имела четкую направленность и, более того, на протяжении большей части времени играла доминирующую роль. На первом этапе две цели – снижение инфляции и ограничение темпов реального укрепления рубля – не вступали в явное противоречие друг с другом и Центральному банку удавалось находить между ними разумный компромисс. В 1999–2000 гг. темпы инфляции<sup>1</sup> уверенно снижались, составив 36% и 21% соответственно против 84% в 1998 г. Одновременно Банк России смог удержать национальную валюту от резкого укрепления – закономерного, учитывая двукратное ослабление рубля по итогам 1998 г. и резко выросшие цены на нефть.

И все же конфликт между денежно-кредитной политикой и валютной присутствовал. Состояние платежного баланса предполагало достаточно выраженное укрепление рубля. Его потенциал представлялся гораздо большим, чем это было целесообразно с точки зрения обеспечения плавной динамики курса рубля в среднесрочной перспективе, с одной стороны, и сохранения конкурентоспособности российских производителей – с другой. Поясним: благоприятная конъюнктура экспортных рынков рассматривалась как временное явление. Кроме того, низкий реальный обменный курс рубля, обеспечивавший конкурентоспособность отечественной продукции внутри и за пределами страны, принято было считать одним из основных факторов экономического роста. Противодействие рыночным механизмам курсообразования требовало от Банка России активного присутствия на валютном рынке в качестве нетто-покупателя иностранной валюты. Проблема заключалась в том, что проведение масштабных операций по наращиванию резервов в сочетании с отсутствием в распоряжении денежных властей действенных инструментов стерилизации<sup>2</sup> имело нежелательные последствия в виде интенсивного роста денежных агрегатов, что автоматически вело к ускорению темпов роста цен.

Банк России неоднократно делал заявления о приоритетности борьбы с инфляцией. На практике, однако, мало что менялось. Внимание Центрального банка

<sup>1</sup> Здесь и далее показатель инфляции основан на индексе потребительских цен (ИПЦ).

<sup>2</sup> Одной из основных причин этому было кризисное состояние рынка государственного долга после августовских событий 1998 г.

по-прежнему оказывалось сосредоточено на валютном рынке. Последний на протяжении большей части 2000–2002 гг. находился под влиянием избыточного предложения иностранной валюты<sup>3</sup>, и «поддержание экономически целесообразной динамики курса рубля» требовало постоянного активного вмешательства Банка России в процесс курсообразования с целью ограничения повышательного давления на рубль со стороны рекордно высоких цен на нефть.

За счет масштабных покупок иностранной валюты Центральному банку удавалось в значительной мере нейтрализовать дисбаланс в спросе и предложении на валютном рынке и обеспечивать относительно умеренное укрепление рубля на 7–11% в год. По состоянию на начало 2003 г. рубль оставался почти на 30% ниже докризисного уровня (июль 1998 г.). Это давало российским производителям достаточный запас прочности с точки зрения конкурентоспособности.

К положительным последствиям такой политики можно отнести и ускоренный рост золотовалютных резервов Центрального банка. Уже по итогам 2000 г. объем резервов не только достиг предкризисного уровня, но и превысил абсолютный максимум, зафиксированный в середине 1997 г. (24,5 млрд. долл.). За 2001–2002 гг. резервы увеличились еще на 20 млрд. долл. и, по данным на конец 2002 г., составили 48 млрд. долл.

Вместе с тем эффективность антиинфляционной политики денежных властей оказывалась низкой. Темпы прироста цен потребительского рынка снижались, но медленнее, чем этого бы хотелось. Итоговые значения инфляции каждый год оказывались выше целевых показателей, закладываемых в *Основных направлениях денежно-кредитной политики* и *Законе о бюджете*. Между тем факт негативного влияния инфляции на инвестиции, экономический рост и уровень благосостояния населения является общепризнанным и подтвержденным многочисленными исследованиями.

Кардинальные изменения в принципах проведения валютной политики Центрального банка произошли в начале 2003 г. Под давлением исключительно высокого притока в страну иностранной валюты, как в форме экспортной выручки, так и капитала, Банк России был вынужден отказаться от политики номинального ослабления рубля и допустить рост обменного курса не только в реальном, но и в номинальном выражении. Последовавший за сменой валютной политики денежных властей резкий разворот в динамике курса рубля показал крайне высокую зависимость внутреннего рынка от действий Центрального банка, еще раз продемонстрировав, что процесс курсообразования был далек от рыночного.

Отметим, что, несмотря на предпринятые корректировки в курсовой политике, Банк России не имел возможности полностью отказаться от регулирования динамики рубля. В I полугодии 2003 г. практически все факторы работали против американской валюты, заставляя участников рынка активно сбрасывать доллары и реструктурировать портфели в пользу рублевых активов. В результате объемы операций Банка России на валютном рынке не только не сократились, но даже выросли.

---

<sup>3</sup> Исключение, как правило, составляли короткие периоды на рубеже годов, а также IV квартал 2001 – начало 2002 гг. Последний период связан с событиями в Соединенных Штатах Америки, которые повлекли за собой резкое ухудшение мировой и, как следствие, внешнеэкономической российской конъюнктуры. Из-за повышенных рисков и снижения цен на нефть снизилась инвестиционная активность и уменьшилась экспортная выручка, что негативно сказалось на потоках капитала и изменило ситуацию на валютном рынке.

Анализ поведения Центрального банка в посткризисный период, сделанный на основе результатов оценивания правила денежно-кредитной политики [3], дает основания утверждать, что масштабы вмешательства Центрального банка в динамику обменного курса не ограничивались сглаживанием колебаний, а зачастую оказывались более значительными. В частности, что следует из данной работы, Банк России активно сдерживал рост реального обменного курса рубля на большей части анализируемого временного интервала, причем в качестве основного инструмента использовал интервенции на валютном рынке. На это же указывают относительная плавность изменения обменного курса и динамика золотовалютных резервов.

Возникает вопрос, насколько оправдана такая политика? С одной стороны, низкая волатильность обменного курса, безусловно, положительно влияла на экономику и, в частности, на инфляцию и ВВП. С другой стороны, длительное сдерживающее воздействие на уровень реального курса национальной валюты не всегда целесообразно. Укрепление рубля, которому так активно противодействовал Центральный банк, имеет свои преимущества: во-первых, снижает относительные цены на импортные товары, во-вторых, уменьшает издержки российских производителей при использовании импортных сырья, комплектующих и оборудования и, в-третьих, увеличивает покупательную способность внутреннего спроса. Кроме того, реальное укрепление рубля вызывает переток ликвидных ресурсов от секторов, более подверженных международной конкуренции, к секторам, менее подверженным такой конкуренции. Соответственно его влияние на выпуск отрасли может быть как положительным, так и отрицательным.

В Экономической экспертной группе было проведено предварительное исследование [2], в процессе которого выяснилось, что в целом от укрепления реального обменного курса выигрывают производители товаров, ориентированные на внутренний рынок, не испытывающие слишком сильной конкуренции со стороны импорта и активно использующие в производстве импортные компоненты. Помимо этого в выигрыше от укрепления рубля, конечно же, оказываются производители услуг и те, кто занимаются строительством, которые являются классическими примерами неторгуемых товаров. Проигрывают же, в основном, экспортеры.

Но даже для тех отраслей, эластичность выпуска которых отрицательна по реальному обменному курсу, изменение экзогенных факторов, ведущее к укреплению рубля, может в итоге положительно воздействовать на выпуск в силу роста совокупного внутреннего спроса. Или, наоборот, снижение реального обменного курса вследствие роста резервов может вести к весьма ощутимому сокращению выпуска, фиксируемому как в обрабатывающих, так и в экспортоориентированных отраслях, и потому признаваться нежелательным.

В рамках данной работы были проверены два сделанных выше предположения относительно

- степени вмешательства Центрального банка в динамику обменного курса;
- характера воздействия политики денежных властей на основные макроэкономические показатели.

### **Выделение переменной политики Центрального банка**

Доминирующей иностранной валютой в России является доллар. Связано это с двумя основными причинами: первая из них – сырьевая направленность российского экспорта, вторая – сложившаяся в процессе перехода к рынку чрезвычайно

высокая степень долларизации российской экономики. Что же касается евро, то интерес рынка к этой валюте до сих пор был достаточно низким. Обусловлено это несколькими факторами. Во-первых, неопределенностью статуса и перспектив новой валюты на мировом рынке. До недавнего времени к этому добавлялось отсутствие наличных денег, а также продолжительное снижение евро по отношению к доллару. Введение в 2002 г. в обращение наличных евро и восстановление паритета с долларом, безусловно, способствовали росту популярности европейской валюты. Активизировал этот процесс уверенный рост последней по отношению к доллару, отмечавшийся в 2003 г.

Формально Банк России стремился к созданию фактически равных условий обращения на внутреннем рынке для всех иностранных валют с самого момента появления евро. Однако на практике внимание Центрального банка было сосредоточено на динамике курса доллара. Расчет и установление курса евро происходят на основе официального курса рубля к американской валюте и котировок евро к доллару на международном валютном рынке. Центральный банк никогда не ставил своей целью сглаживать изменения курса евро, и последний, как правило, характеризовался высокой волатильностью.

В любом случае, как свидетельствует опыт последних лет, переключиться с долларов на евро, пусть даже в ограниченных масштабах, сложно. Показательными являются данные биржевого валютного рынка. По итогам 2002 г. доля валютнообменных операций с участием доллара США составила 92%, евро – лишь 8%. В 2003 г., несмотря на рост курса евро и интереса к валюте со стороны экономических агентов, доля операций с евро на ММВБ снизилась до 2%. К сожалению, отсутствуют цифры, характеризующие структуру частных депозитов, активов и обязательств в иностранных валютах российских банков, однако можно предположить, что ведущие позиции здесь также принадлежат американской валюте.

Все вышесказанное послужило основанием для использования авторами в качестве базы курса рубля к доллару. Причина же выбора реального, а не номинального курса, связана с тем, что именно на его динамике было сосредоточено внимание Центрального банка. Это не случайно: поведение реального курса является чрезвычайно важным для экономики, тем более такой, как российская, где большую часть экспорта составляют сырье и продукты его первичной переработки, а большую часть импорта – продукты питания и высокотехнологичные товары. В данных условиях реальный курс валюты, который определяет как конкурентоспособность экспортируемых товаров, так и относительные преимущества производителей, ориентированных на внутренний рынок, является одним из наиболее важных экономических показателей.

В случае России разложение ряда реального курса рубль/доллар позволило явным образом выделить компоненту, которую авторы связывают с действиями Центрального банка. Отметим в связи со сделанными выше замечаниями относительно выбора в качестве объекта исследования курса рубль/доллар, что выявить статистически значимую компоненту в реальных курсах национальной валюты к евро или, например, йене авторам не удалось. Данный факт еще раз подтверждает вывод о том, что определяющим являлось (и до сих пор остается) отношение рубля к доллару, и усилия Центрального банка направлены на регулирование динамики именно этого обменного курса. Что же касается курса рубля к евро, то он в большей степени формируется под воздействием конъюнктуры рынков рубль/доллар и доллар/евро.

В силу того, что, по мнению авторов, именно переходная компонента, выделенная из реального обменного курса рубля к доллару США, отражает политику ЦБ на валютном рынке, в отношении ее часто будет употребляться термин: «переходная политика ЦБ».

Для определения степени вмешательства Банка России ряд, характеризующий динамику реального обменного курса, был разложен в соответствии с процедурой представления нестационарного ряда, предложенной Бевериджем и Нельсоном в 1981 г. Идея ее состоит в следующем: последовательным взятием разностей ряд приводится к стационарному (для большинства рядов достаточно взятия первой разности). После этого для полученного стационарного ряда подбирается ARMA модель. Остатки подобранной модели сохраняются и на основе их формируется переходная компонента. Различие между наблюдаемым рядом реального обменного курса и переходной компонентой составляет фундаментальную компоненту – случайное броуновское движение с независимыми приращениями.

В основе разложения лежит теорема об эффективности рынков в условиях совершенной конкуренции (первая теорема благосостояния). Авторы предполагают, что в условиях торгов на ЕТС ММВБ ни покупатели, ни продавцы валюты не имеют никаких преимуществ, в среднем одинаково информированы о ситуации, и отдельный покупатель или продавец практически никак не могут повлиять на действия остальных. При данных условиях в цене (обменном курсе) должна содержаться вся необходимая информация, а ее изменения, скорее всего, могут быть представлены в виде процесса с непредсказуемыми отклонениями, которые будут определяться соотношением спроса и предложения на рынке в каждый момент времени. В частности, подобным процессом может быть случайное блуждание с независимыми приращениями – нестационарный процесс в контексте данной работы. Соответственно, если в этих условиях на рынке появится некий агент, который в состоянии повлиять на соотношение спроса и предложения, то валютный курс будет содержать не только случайную составляющую, но и компоненту, отражающую правила, которыми руководствуется этот агент.

В дальнейшем, учитывая вышесказанное, мы будем называть переходную компоненту рядом, отражающим политику регулирующего органа – Центрального банка России и – как следствие – степень его вмешательства в экономику. Соответственно фундаментальная компонента, которая является нестационарным случайным блужданием, будет называться рыночной тенденцией (без учета регулирующих воздействий).

В результате применения вышеописанной процедуры к ряду реального обменного курса рубля к доллару<sup>4</sup> с января 1999 г. по июнь 2003 г. из него удалось выделить переходную компоненту следующего вида (см. рис. 2):

<sup>4</sup> Реальный курс рассчитан на основе следующих данных: усредненный по месяцам номинальный курс ЦБ рубля к доллару, поквартальная инфляция в США (источник IMF: IFS), инфляция на конец месяца, ГКС (на основе ИПЦ). За единицу выбран уровень июля

1998 г., формула расчета имеет следующий вид:  $\Delta(rer) = \frac{\frac{P_t^D}{P_{t-1}^D}}{\frac{E_t}{E_{t-1}} \cdot \frac{P_t^F}{P_{t-1}^F}}$ , где  $P_t^D$  – цены в рублях,  $P_t^F$  – цены в долларах,  $E_t$  – курс рублей за доллар,  $\Delta(rer) = rer_t - rer_{t-1}$ .

$$(1) \quad y_t^S = 1,52 \cdot \varepsilon_t + 0,94 \cdot \varepsilon_{t-1} + 0,58 \cdot \varepsilon_{t-2} + 0,58 \cdot \varepsilon_{t-3} + 0,58 \cdot \varepsilon_{t-4},$$

где  $y_t^S$  – переходная компонента,

$\varepsilon_{t-i}$  – остатки регрессии с лагом «i».

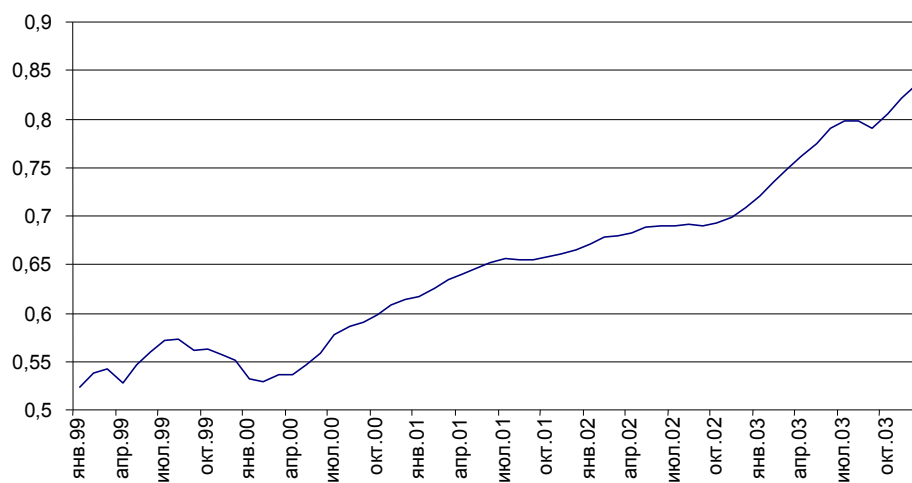


Рис. 1. Динамика реального обменного курса рубля к доллару США



Рис. 2. Динамика переходной компоненты в реальном обменном курсе рубля к доллару США

Положительные значения переходной компоненты свидетельствуют о том, что в этот период Центральный банк проводил активную политику по сдерживанию роста реального курса рубля, соответственно обесценивал его, наращивая иностранные резервы. Отрицательные значения, напротив, говорят о том, что денежные власти явно противодействовали ослаблению рубля.

ARMA модель, подобранная для первой разности реального обменного курса, которая была основой для разложения Бевериджа–Нельсона, выглядит следующим образом<sup>5</sup>:

$$(2) \quad \Delta(\text{rer}) = 0,004980 + \varepsilon_t + 0,575434 \cdot \varepsilon_{t-1} + 0,363080 \cdot \varepsilon_{t-2} + 0,576594 \cdot \varepsilon_{t-5}$$

(2,77)                      (13,54)                      (3,54)                      (6,35)

$$R^2 = 0,52,$$

где  $\Delta(\text{rer})$  – прирост реального обменного курса,

$\varepsilon_{t-i}$  – случайные остатки.

Полученное разложение позволяет интерпретировать переходную компоненту<sup>6</sup> как отражающую политику Центрального банка на валютном рынке. Действительно, если проанализировать конъюнктуру валютного рынка и политику Банка России в посткризисный период, то можно выделить несколько характерных моментов.

- Наибольший приток иностранной валюты на рынок и резкое превышение предложения над спросом наблюдалось, как правило, во II квартале каждого года. В этот период Центральный банк был вынужден активно противодействовать мощному повышательному давлению на рубль, скупая излишек валюты и наращивая резервы.

- В летние месяцы под действием тех или иных факторов (к их числу можно отнести временное снижение цен на нефть, сезонность) приток валюты в страну снижался и рынок характеризовался большей сбалансированностью спроса и предложения. В этот период вмешательство ЦБР носило умеренный либо слабый характер.

- Конец III квартала – начало осени отмечалось ростом спекулятивных настроений, инфляционных ожиданий и, как следствие, увеличением спроса на иностранную валюту. На данном этапе ЦБР мог в отдельные периоды выступать в поддержку доллара либо его операции на валютном рынке с целью снижения темпов укрепления рубля носили не столь агрессивный характер.

- Всплеск спроса на доллары и усиление спекулятивного понижательного давления на рубль наблюдались на рубеже годов. В наибольшей степени это проявилось в 1999–2001 гг.

<sup>5</sup> Здесь и далее в скобках указаны соответствующие  $t$ -статистики. Оценка уравнения, сделанная в пакете Eviews 4.1 – Приложение 2, табл. 5.

<sup>6</sup> Тесты стационарности переходной и фундаментальной компонент приведены в Приложении 2, табл. 6, 7.



• Наконец, следует отметить еще один период – сентябрь 2001 г. – март 2002 г. Тогда в результате трагических событий в Америке 11 сентября произошло резкое ухудшение внешнеэкономической конъюнктуры, выразившееся в снижении деловой активности, росте рисков и нестабильности и падении цен на нефть. Реакцией российской экономики на указанные процессы стало значительное сокращение объемов экспортной выручки и ухудшение платежного баланса. Как следствие, прекратился рост золотовалютных резервов. Автоматически произошла корректировка валютной политики. От противодействия повышательному давлению на рубль со стороны рекордно высоких цен на нефть ЦБР перешел к нивелированию дестабилизирующего влияния их резкого падения.

Основные описанные выше моменты нашли свое отражение в рис. 2–4. Отдельные периоды четко просматриваются, и знак переходной компоненты в каждом случае соответствует предполагаемому, с учетом состояния валютного рынка, действий Центрального банка и динамики резервов на этом отрезке.

В целях более наглядной демонстрации результатов ниже приведены динамика инфляции и золотовалютных резервов совместно с переходной компонентой (рис. 3, 4).

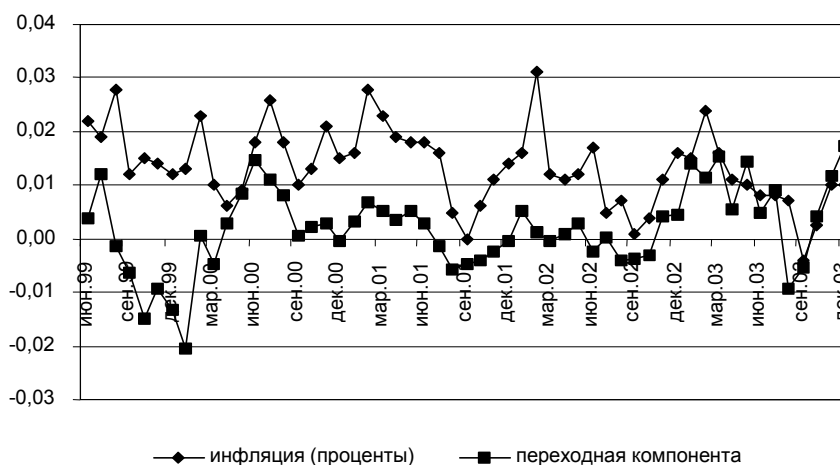


Рис. 3. График динамики инфляции и переходной компоненты

На рис. 3–4 видно, что найденная при разложении компонента положительно связана как с инфляцией (целевым показателем денежно-кредитной политики), так и с изменением золотовалютных резервов (основным инструментом Центрального банка). В частности, эмпирический коэффициент корреляции между переходной компонентой и изменением золотовалютных резервов составляет 0,42 и статистически значим.

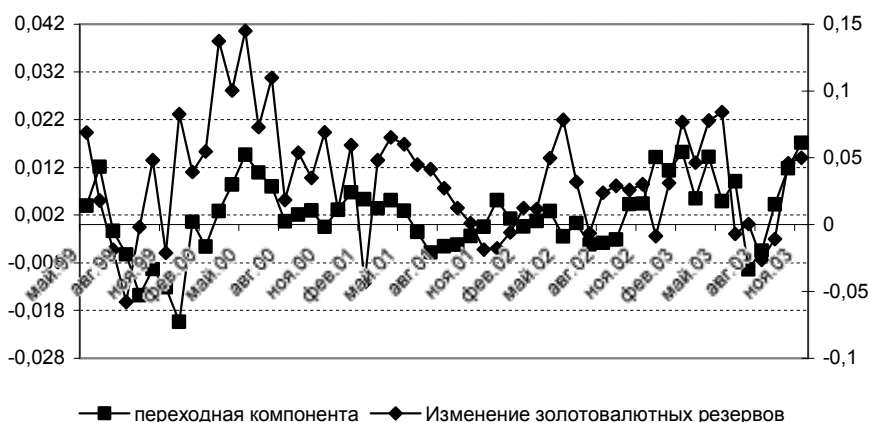


Рис. 4. График динамики золотовалютных резервов и переходной компоненты

Основываясь на динамике ряда переходной компоненты, можно выделить несколько периодов активного вмешательства Центрального банка в процесс курсообразования. Периодами искусственного сдерживания рыночных (или естественных) темпов укрепления национальной валюты являются следующие:

1. апрель – ноябрь 2000 г.;
2. январь – июль 2001 г.;
3. ноябрь 2002 г. – июль 2003 г.;
4. октябрь – декабрь 2003 г. (эта же политика проводится и сейчас).

Ускоренная ревальвация характерна для следующих периодов:

1. август 1999 г. – январь 2000 г.;
2. июль – декабрь 2001 г.;
3. август – сентябрь 2003 г.

Приведем величину изменения золотовалютных резервов за те же периоды.

За периоды препятствия укреплению рубля золотовалютные резервы изменились следующим образом:

1. апрель – ноябрь 2000 г. – резервы увеличились на 12,1 млрд. долл.;
2. январь – июль 2001 г. – резервы увеличились на 7 млрд. долл.;
3. ноябрь 2002 г. – июль 2003 г. – резервы увеличились на 17,5 млрд. долл.;
4. октябрь – декабрь 2003 г. – резервы увеличились на 12 млрд. долл.

За периоды ускоренной ревальвации золотовалютные резервы изменились:

1. август 1999 г. – январь 2000 г. – резервы увеличились на 1 млрд. долл.;
2. июль – декабрь 2001 г. – резервы увеличились на 1,6 млрд. долл.;
3. август – сентябрь 2003 г. – резервы уменьшились на 2,2 млрд. долл.

Уже из предварительного анализа результатов (разложение приведено на рис. 2) можно сделать вывод, что действия Центрального банка на валютном рынке имели своей целью не только сгладить краткосрочные колебания номинального

курса, но также воздействовали на динамику реального курса: на протяжении большей части исследуемого периода Банк России активно сдерживал темпы реального удорожания рубля по отношению к доллару.

### Определение характера воздействия политики на экономику

Вторая часть исследования, как уже было отмечено выше, посвящена оценке влияния курсовой политики Центрального банка на основные макроэкономические показатели. Выводы делались на основе результатов эконометрического анализа.

Одной из центральных задач, поставленных авторами при выполнении этой части работы, было определение степени воздействия политики Банка России на инфляцию – целевой показатель, находящийся непосредственно в сфере ответственности денежных властей.

Предварительно был использован тест причинности Грэнджера (см. Приложение 2, табл. 2), на основе которого на уровне значимости 5% была отвергнута гипотеза о том, что переходная компонента не является Грэнджер-причиной инфляции (при 5 лагах). Следует отметить, что гипотеза о том, что динамика потребительских цен не является Грэнджер-причиной для действий Центрального банка на валютном рынке, также была отвергнута при данном уровне значимости (но с меньшим числом лагов). Это может означать, что валютная политика Банка России, с одной стороны, оказывала влияние на инфляцию, с другой стороны, вырабатывалась в определенном соответствии с динамикой цен потребительского рынка. Эта ситуация кажется вполне естественной, поскольку формально конечной целью денежно-кредитной политики Центрального банка было снижение темпов инфляции и именно по данному показателю в большей степени оценивалась эффективность работы последнего.

В любом случае результаты теста позволяют использовать переходную компоненту в качестве регрессора в уравнении для инфляции, оценка которого приведена в Приложении 2, табл. 8.

$$(3) \quad CPI = 0,72 + 41,86 \cdot TRANS - 0,35 \cdot D - 40,66 \cdot D \cdot TRANS + 0,38 \cdot CPI(-1) + 0,01 \cdot MP(-1) + 29,51 \cdot \frac{\Delta GDP}{GDP(-1)}$$

(4,91) (6,25)            (-3,68) (-3,96)            (4,76)            (2,31)            (2,50)

$$R^2 = 0,78,$$

где  $CPI$  – сезонно сглаженная инфляция на основе ИПЦ;

$D$  – качественная переменная, принимающая значение «1» после мая 2002 г., «0» с января 1999 г. по март 2002 г. и характеризующая смену председателя ЦБ (имела место в марте 2002 г.)<sup>7</sup>;

<sup>7</sup> Предварительно не предполагалось выделять различные периоды в анализе влияния политики ЦБ на инфляцию или же иные переменные, но после построения регрессии для инфляции без качественной переменной в остатках была обнаружена гетероскедастичность, замечено существенное снижение амплитуды и характера поведения остатков с весны-лета 2002 г. Визуальный анализ ряда переходной компоненты позволил сделать предположение об изменении зависимости между инфляцией и переходной компонентой с весны-лета 2002 г., что совпало со сменой председателя ЦБ РФ и значительным изменением и расширением набора инструментов регулирования ликвидности.

*TRANS* – переходная компонента политики ЦБ;  
*MP(-1)* – среднее арифметическое изменение оптовых цен на газ и тарифов на электроэнергию на ФОРЭМ в прошлом периоде<sup>8</sup>;  
*GDP* – месячные объемы ВВП.

На всем временном интервале наблюдается однонаправленная и устойчивая взаимосвязь между политикой Центрального банка и инфляцией. Отметим, что с середины 2002 г. чувствительность инфляции к курсовой политике заметно снизилась. Одной из возможных причин тому является существенное изменение и расширение с этого момента набора инструментов денежно-кредитного регулирования, позволившее Центральному банку значительно повысить контроль над состоянием денежного рынка и соответственно динамикой инфляции.

В целом следует признать, что политика искусственного сдерживания роста реального обменного курса, проводимая на протяжении большей части исследуемого периода, являлась инфляционной, т. е. вела к повышению темпов роста потребительских цен. Эластичность инфляции по переменной политики Центрального банка колебалась от 0,005 до 0,25 по абсолютному значению. Переходная компонента отражает интенсивность вмешательства Банка России в торги на валютном рынке. Соответственно ее увеличение говорит о росте активности Центрального банка, направленной на сдерживание реального удорожания рубля по отношению к доллару США (в области положительных значений компоненты или снижение усилий по стимулированию роста реального курса в области отрицательных значений компоненты). Согласно уравнению, полученному для инфляции, при проведении политики сдерживания реального удорожания рубля увеличение значений переходной компоненты на 1% в разные периоды приводило к росту месячной инфляции на 0,005–0,25%.

Отметим, что сама переменная политики изменяется в довольно широком диапазоне, и, в частности, за период с ноября 2002 г. по май 2003 г. (проведение политики реального обесценения рубля) переходная компонента возросла в 3,3 раза. Используя полученные из уравнения значения эластичности, можно рассчитать, что Центральный банк ответственен за 1–1,6 процентного пункта инфляции от ее фактического значения (12% в 2003 г.). Таким образом, до 13% суммарной инфляции было обусловлено проведением последовательной политики искусственного занижения реального обменного курса ( $0,13=1,6/12$ ).

Что касается других основных макроэкономических показателей, то нам не удалось обнаружить никакой значимой связи между валютной политикой денежных властей и изменением промышленного производства, инвестициями в основные средства (капитальные активы) и объемами экспорта.

Вместе с тем было отмечено, что курсовая политика отрицательно влияет на реальные располагаемые доходы населения и динамику розничной торговли. Это может быть объяснено следующим образом: политика, направленная на реальное обесценение рубля, снижает денежные доходы граждан, что, в свою очередь, отрицательно сказывается на покупательной способности последних и оборотах розничной торговли.

---

<sup>8</sup> *MP* и месячные объемы *GDP* – данные Экономической экспертной группы.

Уравнение для реальных доходов населения имеет следующий вид<sup>9</sup>:

$$\begin{aligned}
 \frac{\Delta(HR)}{HR(-1)} &= 0,005 - 0,32 \cdot TRANS + 0,005 \cdot \Delta(EMPL) + 3,08 \cdot \frac{\Delta(GDP)}{GDP(-1)} - \\
 &\quad (1,61) \quad (-2,22) \quad (2,04) \quad (5,31) \\
 (4) \quad &- 0,78 \cdot AR(1) - 0,43 \cdot AR(2) + 0,22 \cdot AR(4) \\
 &\quad (-5,67) \quad (-3,26) \quad (2,00) \\
 R^2 &= 0,62,
 \end{aligned}$$

где  $HR$  – реальные доходы населения,

$EMPL$  – занятость,

$AR(n)$  – авторегрессионный член порядка  $n$ .

Таким образом, хотя статистически значимая зависимость от политики Центрального банка обнаружена только в динамике инфляции и реальных располагаемых доходах населения, можно все-таки сделать вывод о том, что влияние курсовой политики Банка России на экономические показатели в целом было заметным и носило скорее негативный характер.

Принимая во внимание характер развития событий на денежном и валютном рынке в последние годы, а также перспективу сохранения в будущем цен на нефть на относительно высоком уровне и ряд других факторов, представлялось целесообразным сместить приоритеты в сторону обеспечения стабильности рубля на внутреннем рынке, что является конечной целью единой государственной денежно-кредитной политики, и допустить более быстрое укрепление рубля в реальном выражении. Решения, принятые Центральным банком в 2003 г., полностью соответствуют этой стратегии и отражают усиление антиинфляционной направленности политики денежных властей. При этом Банк России подтвердил свое намерение сохранить определенный контроль и над динамикой обменного курса. Остается надеяться, что ему удастся сохранить баланс между снижением инфляции и недопущением резкого укрепления реального курса рубля. Расширение инструментов денежно-кредитного регулирования и четкое взаимодействие Центрального банка и Правительства будут способствовать этому.

Отметим, что дальнейшие усилия должны быть направлены на выявление характера и уточнения масштабов влияния курсовой политики на темпы экономического роста (как в целом, так и в разрезе отдельных отраслей). Центральному банку, в свою очередь, было бы целесообразно уточнить свою позицию в отношении регулирования поведения обменного курса и оценить последствия, связанные с его действиями на валютном рынке.

<sup>9</sup> Оценка уравнения приведена в Приложении 2, табл. 9.

\* \*  
\*

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бюллетень банковской статистики. 2003. Т. 1–11.
2. Вдовиченко А., Воронина В., Дынникова О., Субботин В., Устинов А. Инфляция и валютная политика // Вопросы экономики. 2003. № 12.
3. Вдовиченко А.Г., Воронина В.Г. Исследовательский проект Консорциума экономических исследований и образования № 02–230 «Правила денежно-кредитной политики и их практическое применение». 2004.
4. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики. М.: ЦБ РФ, 1999–2003.
5. Beveridge S., Nelson C.R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle // Journal of Monetary Economics. 1981. Vol. 7. P. 151–174.
6. Calvo G.A., Reinhart C.M., Vegg C.A. Targeting the real exchange rate: theory and evidence // Journal of Development Economics. 1995. Vol. 47. P. 97–133.
7. Miller S.M. The Beveridge-Nelson decomposition of economic time series: Another economical computational method // Journal of Monetary Economics. 1988. Vol. 21. P. 141–142.
8. Siregar R.Y. Real exchange rate targeting and inflation in Indonesia: theory and empirical evidence // Applied Financial Economics. 1999. Vol. 9. P. 329–336.

### Приложение 1.

#### Разложение Бевеиджа – Нельсона для нестационарного ряда $ARIMA(0, 1, 2)$

Запишем исходный процесс в виде уравнения:

$$(1) \quad y_t = \rho \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t + \beta_1 \cdot \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \cdot \varepsilon_{t-2},$$

который, если  $\rho = 1$  (процесс  $y_t$  нестационарный) можно привести к стационарному виду путем взятия последовательных разностей, соответственно исходное уравнение можно переписать в следующем виде:

$$(2) \quad y_t - y_{t-1} = \varepsilon_t + \beta_1 \cdot \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \cdot \varepsilon_{t-2},$$

где  $y_t - y_{t-1}$  – первая разность нестационарного ряда  $y_t$ ,

а  $\varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-2}$  – стационарная МА часть.

ARMA модель этого ряда может быть оценена стандартными эконометрическими методами.

Получив на предыдущем шаге коэффициенты  $\beta_1$  и  $\beta_2$ , можно подставить их в исходный ряд (см. уравнение (1)), также отметив, что уравнение верно не

только для  $y_t$  но и для  $y_{t-1}$ , путем преобразований и последовательных подстановок его можно привести к виду:

$$\begin{aligned}
 (3) \quad y_t &= y_{t-1} + \varepsilon_t + \beta_1 \cdot \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \cdot \varepsilon_{t-2} = y_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \beta_1 \cdot \varepsilon_{t-2} + \beta_2 \cdot \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t + \beta_1 \cdot \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \cdot \varepsilon_{t-2} = \dots = \\
 &= \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + \beta_1 \cdot \sum_{i=1}^{t-1} \varepsilon_i + \beta_2 \cdot \sum_{i=1}^{t-2} \varepsilon_i + y_0 = (1 + \beta_1 + \beta_2) \sum_{i=1}^t \varepsilon_i - \beta_1 \cdot \varepsilon_t - \beta_2 \cdot \varepsilon_t - \beta_2 \cdot \varepsilon_{t-1} = \\
 &= \underbrace{(1 + \beta_1 + \beta_2) \sum_{i=1}^t \varepsilon_i}_{y^p} - \underbrace{[(\beta_1 + \beta_2) \varepsilon_t + \beta_2 \cdot \varepsilon_{t-1}]}_{y^s} = y^p - y^s,
 \end{aligned}$$

где  $y^p$  – нестационарный ряд, случайное блуждание с независимыми приращениями, а  $y^s$  – стационарный ряд с приращениями, коррелированными во времени.

Обычно  $y^p$  называют фундаментальным изменением или постоянной компонентой (в данной работе – рыночным трендом), а  $y^s$  – переходной компонентой (в данной работе – переменной политики денежных властей).

## Приложение 2.

### Тест причинности по Грэнджеру

Таблица 1.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/17/04 Time: 15:42

Sample: 1999:01 2003:12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
TRANS_NEW does not Granger Cause INF_SA	53	0,35351	0,70403
INF_SA does not Granger Cause TRANS_NEW		3,20271	0,04947

Таблица 2.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/17/04 Time: 16:29

Sample: 1999:01 2003:12

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
TRANS_NEW does not Granger Cause INF_SA	50	3,27988	0,01443
INF_SA does not Granger Cause TRANS_NEW		1,15225	0,34981

Таблица 3. Тест на стационарность реального обменного курса

Null Hypothesis: RER has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1,807326	0,6885
Test critical values:		
1% level	-4,124265	
5% level	-3,489228	
10% level	-3,173114	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RER)

Method: Least Squares

Date: 02/17/04 Time: 16:47

Sample(adjusted): 1999:03 2003:12

Included observations: 58 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RER(-1)	-0,081933	0,045334	-1,807326	0,0763
D(RER(-1))	0,412216	0,123901	3,326975	0,0016
C	0,041026	0,022642	1,811929	0,0756
@TREND(1999:01)	0,000488	0,000222	2,197731	0,0323
R-squared	0,254534	Mean dependent var		0,005105
Adjusted R-squared	0,213119	S.D. dependent var		0,007745
S.E. of regression	0,006871	Akaike info criterion		-7,056629
Sum squared resid	0,002549	Schwarz criterion		-6,914529
Log likelihood	208,6422	F-statistic		6,145970
Durbin-Watson stat	1,991995	Prob(F-statistic)		0,001132



Таблица 4. Тест на стационарность первой разности реального обменного курса

Null Hypothesis: D(RER) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4,912937	0,0001
Test critical values:		
1% level	-3,548208	
5% level	-2,912631	
10% level	-2,594027	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RER,2)

Method: Least Squares

Date: 02/17/04 Time: 17:00

Sample(adjusted): 1999:03 2003:12

Included observations: 58 after adjusting endpoints

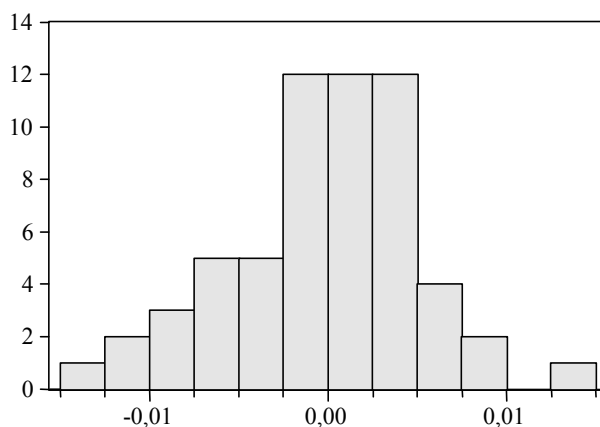
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RER(-1))	-0,596373	0,121388	-4,912937	0,0000
C	0,003029	0,001127	2,688679	0,0094
R-squared	0,301196	Mean dependent var		-3,88E-05
Adjusted R-squared	0,288718	S.D. dependent var		0,008467
S.E. of regression	0,007141	Akaike info criterion		-7,012028
Sum squared resid	0,002856	Schwarz criterion		-6,940979
Log likelihood	205,3488	F-statistic		24,13695
Durbin-Watson stat	1,914541	Prob(F-statistic)		0,000008

Таблица 5. Уравнение, подобранное для первой разности реального обменного курса

Dependent Variable: D(RER)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/14/04 Time: 12:17  
 Sample(adjusted): 1999:02 2003:12  
 Included observations: 59 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 19 iterations  
 Backcast: 1998:09 1999:01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,004980	0,001800	2,767292	0,0077
MA(1)	0,575434	0,042505	13,53791	0,0000
MA(2)	0,363080	0,102710	3,535000	0,0008
MA(5)	0,576594	0,090791	6,350797	0,0000
R-squared	0,518483	Mean dependent var		0,005280
Adjusted R-squared	0,492219	S.D. dependent var		0,007795
S.E. of regression	0,005554	Akaike info criterion		-7,483070
Sum squared resid	0,001697	Schwarz criterion		-7,342220
Log likelihood	224,7506	F-statistic		19,74081
Durbin-Watson stat	1,683927	Prob(F-statistic)		0,000000
Inverted MA Roots	0,58-0,54i -0,94	0,58+0,54i	-0,40-0,92i	-0,40+0,92i

## Характеристики остатков



Series: Residuals	
Sample 1999:02 2003:12	
Observations 59	
Mean	3,65E-06
Median	0,000266
Maximum	0,013657
Minimum	-0,013988
Std. Dev.	0,005409
Skewness	-0,299744
Kurtosis	3,082325
Jarque-Bera	0,900150
Probability	0,637580

## Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1,143157	Probability	0,350215
Obs*R-squared	6,052681	Probability	0,301126

## Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 02/17/04 Time: 17:32

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7,65E-05	0,001790	-0,042744	0,9661
MA(1)	0,068197	0,065534	1,040638	0,3030
MA(2)	0,070292	0,063943	1,099287	0,2769
MA(5)	-0,070168	0,063849	-1,098960	0,2770
RESID(-1)	0,124247	0,138863	0,894745	0,3752
RESID(-2)	0,016733	0,141917	0,117905	0,9066
RESID(-3)	-0,093009	0,148960	-0,624386	0,5352
RESID(-4)	0,183435	0,168106	1,091186	0,2804
RESID(-5)	-0,229389	0,155975	-1,470680	0,1476
R-squared	0,102588	Mean dependent var		3,65E-06
Adjusted R-squared	-0,040998	S.D. dependent var		0,005409
S.E. of regression	0,005519	Akaike info criterion		-7,421819
Sum squared resid	0,001523	Schwarz criterion		-7,104907
Log likelihood	227,9437	F-statistic		0,714470
Durbin-Watson stat	2,094717	Prob(F-statistic)		0,677593

Date: 02/17/04 Time: 17:31

Sample: 1999:02 2003:12

Included observations: 59

Q-statistic probabilities  
adjusted for 3 ARMA  
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.   * .	.   * .	1	0,131	0,131	1,0691	
.   * .	.   .	2	0,072	0,055	1,3943	
. *   .	. *   .	3	-0,062	-0,080	1,6394	
.   .	.   .	4	0,038	0,053	1,7353	0,188
. *   .	**   .	5	-0,188	-0,195	4,0805	0,130
**   .	**   .	6	-0,223	-0,196	7,4592	0,059
.   .	.   * .	7	-0,017	0,072	7,4790	0,113
.   .	.   .	8	-0,021	-0,033	7,5094	0,185

Таблица 6. Тест на стационарность фундаментальной компоненты реального курса

Null Hypothesis: PERM\_RER has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2,987212	0,1454
Test critical values:		
1% level	-4,140858	
5% level	-3,496960	
10% level	-3,177579	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PERM\_RER)

Method: Least Squares

Date: 02/17/04 Time: 17:22

Sample(adjusted): 1999:08 2003:12

Included observations: 53 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PERM_RER(-1)	-0,182446	0,061076	-2,987212	0,0044
D(PERM_RER(-1))	0,302885	0,126963	2,385611	0,0210
C	0,085499	0,029735	2,875386	0,0060
@TREND(1999:01)	0,001149	0,000327	3,518878	0,0009
R-squared	0,302656	Mean dependent var		0,005061
Adjusted R-squared	0,259961	S.D. dependent var		0,010561
S.E. of regression	0,009085	Akaike info criterion		-6,491962
Sum squared resid	0,004044	Schwarz criterion		-6,343261
Log likelihood	176,0370	F-statistic		7,088858
Durbin-Watson stat	1,933352	Prob(F-statistic)		0,000475

Sample: 1999:01 2003:12

Included observations: 54

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.   **	.   **	1	0,292	0,292	4,8726	0,027
.   * .	.   .	2	0,081	-0,004	5,2577	0,072
.   .	.   .	3	-0,009	-0,034	5,2621	0,154
.   * .	.   * .	4	0,091	0,113	5,7600	0,218
. *   .	. *   .	5	-0,065	-0,133	6,0238	0,304
. *   .	. *   .	6	-0,179	-0,150	8,0466	0,235
. *   .	.   .	7	-0,079	0,038	8,4525	0,294
.   .	.   .	8	-0,029	-0,023	8,5078	0,386

Таблица 7. Тест на стационарность переходной компоненты реального курса

Null Hypothesis: TRANS\_NEW has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
<hr/>			
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3,320433	0,0189
Test critical values:	1% level	-3,562669	
	5% level	-2,918778	
	10% level	-2,597285	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TRANS\_NEW)

Method: Least Squares

Date: 02/17/04 Time: 17:25

Sample(adjusted): 1999:09 2003:12

Included observations: 52 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRANS_NEW(-1)	-0,419733	0,126409	-3,320433	0,0017
D(TRANS_NEW(-1))	0,101954	0,146455	0,696149	0,4897
D(TRANS_NEW(-2))	0,358533	0,134137	2,672891	0,0102
C	0,000910	0,000800	1,136854	0,2612
R-squared	0,254100	Mean dependent var		0,000355
Adjusted R-squared	0,207481	S.D. dependent var		0,006340
S.E. of regression	0,005644	Akaike info criterion		-7,442622
Sum squared resid	0,001529	Schwarz criterion		-7,292527
Log likelihood	197,5082	F-statistic		5,450585
Durbin-Watson stat	2,082220	Prob(F-statistic)		0,002628

Sample: 1999:01 2003:12

Included observations: 55

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  *****	.  *****	1	0,605	0,605	21,261	0,000
.  ***	.  .	2	0,405	0,061	30,968	0,000
.  *	** .	3	0,088	-0,284	31,434	0,000
.  .	.  .	4	-0,028	0,003	31,483	0,000
* .	* .	5	-0,181	-0,121	33,543	0,000
** .	* .	6	-0,249	-0,125	37,505	0,000
** .	.  * .	7	-0,213	0,075	40,479	0,000
* .	.  .	8	-0,141	0,018	41,801	0,000

Таблица 8. Уравнение инфляции

Dependent Variable: INF\_SA

Method: Least Squares

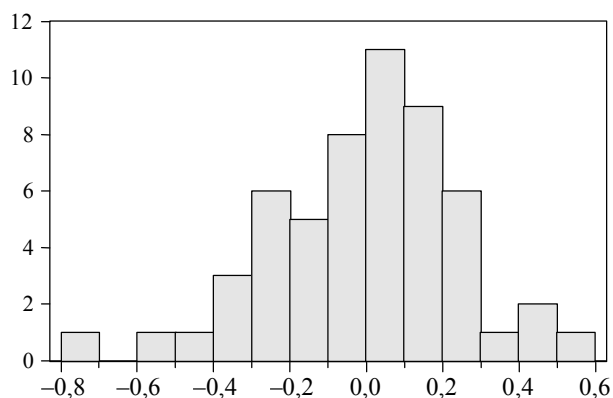
Date: 02/05/04 Time: 19:01

Sample(adjusted): 1999:06 2003:12

Included observations: 55 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,718131	0,146172	4,912929	0,0000
DUMMY	-0,347521	0,094313	-3,684769	0,0006
TRANS_NEW	41,85885	6,700323	6,247289	0,0000
TRANS_NEW*DUMMY	-40,66614	10,27658	-3,957165	0,0002
INF_SA(-1)	0,388884	0,081624	4,764325	0,0000
GAS_PR_WHOLESALE(-1)*100+FOREM(-1)*100 (GDP-GDP(-1))/GDP(-1)	29,51466	11,78346	2,504754	0,0157
R-squared	0,777485	Mean dependent var		1,340156
Adjusted R-squared	0,749670	S.D. dependent var		0,527078
S.E. of regression	0,263713	Akaike info criterion		0,290502
Sum squared resid	3,338135	Schwarz criterion		0,545980
Log likelihood	-0,988794	F-statistic		27,95259
Durbin-Watson stat	2,275532	Prob(F-statistic)		0,000000

## Характеристики остатков



Series: Residuals  
Sample 1999:06 2003:12  
Observations 55

Mean -3,48E-16  
Median 0,036827  
Maximum 0,525999  
Minimum -0,714973  
Std. Dev. 0,248631  
Skewness -0,424007  
Kurtosis 3,370131

Jarque-Bera 1,961953  
Probability 0,374945

## Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1,290411	Probability	0,285759
Obs*R-squared	7,175902	Probability	0,207884

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,163930	0,177955	-0,921186	0,3621
DUMMY	0,036759	0,101898	0,360746	0,7201
TRANS_NEW	-4,866485	7,513694	-0,647682	0,5206
TRANS_NEW*DUMMY	5,581886	11,62957	0,479973	0,6337
INF_SA(-1)	0,067887	0,103539	0,655665	0,5155
GAS_PR_WHOLESALE(-1)*100+FOREM(-1)*100 (GDP-GDP(-1))/GDP(-1)	0,002412	0,003663	0,658302	0,5139
RESID(-1)	9,633211	12,75764	0,755094	0,4543
RESID(-2)	-0,150887	0,187794	-0,803471	0,4261
RESID(-3)	-0,088376	0,163889	-0,539243	0,5925
RESID(-4)	-0,166957	0,165746	-1,007309	0,3194
RESID(-5)	0,107918	0,159839	0,675169	0,5032
RESID(-5)	-0,290034	0,173380	-1,672817	0,1016
R-squared	0,130471	Mean dependent var	-3,48E-16	
Adjusted R-squared	-0,091967	S.D. dependent var	0,248631	
S.E. of regression	0,259812	Akaike info criterion	0,332516	
Sum squared resid	2,902605	Schwarz criterion	0,770480	
Log likelihood	2,855803	F-statistic	0,586551	
Durbin-Watson stat	2,121223	Prob(F-statistic)	0,829049	

Date: 02/17/04 Time: 19:01

Sample: 1999:06 2003:12

Included observations: 55

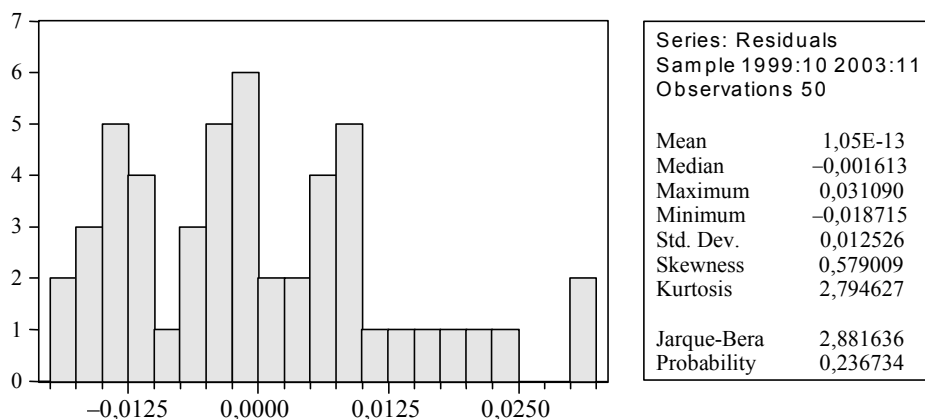
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *   .	. *   .	1 -0,146	-0,146	1,2330	0,267
.   .	.   .	2 0,036	0,016	1,3117	0,519
. *   .	. *   .	3 -0,118	-0,113	2,1550	0,541
.   * .	.   * .	4 0,188	0,160	4,3278	0,363
**   .	**   .	5 -0,247	-0,210	8,1565	0,148
.   .	.   .	6 0,037	-0,030	8,2463	0,221
.   * .	.   * .	7 0,067	0,116	8,5431	0,287
.   .	.   .	8 0,011	-0,051	8,5505	0,382
. *   .	.   .	9 -0,115	-0,052	9,4539	0,396
**   .	***   .	10 -0,245	-0,331	13,647	0,190

Таблица 9. Уравнение реальных денежных доходов населения

Dependent Variable: HOUSE\_HI\_GR\_SA  
 Method: Least Squares  
 Date: 02/10/04 Time: 17:56  
 Sample(adjusted): 1999:10 2003:11  
 Included observations: 50 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 10 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,005009	0,003112	1,609780	0,1148
TRANS_NEW	-0,316825	0,142731	-2,219740	0,0318
D(EMPL)	0,004845	0,002374	2,041174	0,0474
D(GDP)/GDP	3,078543	0,579883	5,308907	0,0000
AR(1)	-0,783962	0,138307	-5,668274	0,0000
AR(2)	-0,432988	0,132697	-3,262996	0,0022
AR(4)	0,220222	0,110277	1,996988	0,0522
R-squared	0,618204	Mean dependent var		0,020356
Adjusted R-squared	0,564931	S.D. dependent var		0,020271
S.E. of regression	0,013371	Akaike info criterion		-5,662289
Sum squared resid	0,007688	Schwarz criterion		-5,394606
Log likelihood	148,5572	F-statistic		11,60429
Durbin-Watson stat	1,902675	Prob(F-statistic)		0,000000
Inverted AR Roots	0,47	-0,25-0,76i	-0,25+0,76i	-0,74

## Характеристики остатков





## Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0,809138	Probability	0,550464
Obs*R-squared	4,811066	Probability	0,439371

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,000417	0,003456	0,120716	0,9046
TRANS_NEW	-0,050550	0,150754	-0,335317	0,7392
D(EMPL)	0,000317	0,002521	0,125635	0,9007
D(GDP)/GDP	-0,014099	0,652950	-0,021592	0,9829
AR(1)	0,176097	0,331652	0,530971	0,5985
AR(2)	0,212412	0,330806	0,642106	0,5247
AR(4)	0,150769	0,237359	0,635192	0,5291
RESID(-1)	-0,147135	0,385695	-0,381480	0,7050
RESID(-2)	0,010578	0,323999	0,032648	0,9741
RESID(-3)	0,201514	0,289876	0,695172	0,4912
RESID(-4)	-0,450527	0,291323	-1,546486	0,1303
RESID(-5)	-0,086174	0,294893	-0,292221	0,7717
R-squared	0,096221	Mean dependent var		1,05E-13
Adjusted R-squared	-0,165399	S.D. dependent var		0,012526
S.E. of regression	0,013522	Akaike info criterion		-5,563460
Sum squared resid	0,006948	Schwarz criterion		-5,104575
Log likelihood	151,0865	F-statistic		0,367790
Durbin-Watson stat	2,015919	Prob(F-statistic)		0,960851

Sample: 1999:10 2003:11

Included observations: 50

Q-statistic probabilities  
adjusted for 3 ARMA  
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.   .	.   .	1	0,041	0,041	0,0909	
.   .	.   .	2	0,052	0,051	0,2393	
.   .	.   .	3	0,057	0,053	0,4214	
. *   .	. *   .	4	-0,178	-0,186	2,2048	0,138
. *   .	. *   .	5	-0,118	-0,113	3,0089	0,222
. *   .	. *   .	6	-0,089	-0,068	3,4762	0,324
.   .	.   * .	7	0,029	0,072	3,5255	0,474
.   .	.   .	8	-0,035	-0,049	3,6018	0,608
.   * .	.   * .	9	0,155	0,130	5,1274	0,528
.   .	.   .	10	0,017	-0,038	5,1466	0,642