

Дробышевский С.М., Кадочников П.А.

Эконометрический анализ финансового кризиса 1998 г.¹

Валютные кризисы конца 90-х гг., в частности российский кризис августа 1998 г., являются одной из наиболее актуальных, интересных, но далеко не изученных тем в современной экономической теории и в прикладных экономических исследованиях. До настоящего времени среди экономистов нет единого мнения относительно причин и характера развития мирового финансового кризиса 1997–1998 гг.² Различные взгляды высказаны и относительно факторов, определивших начало и характер развития кризисных явлений в России³. Целью данной работы являются изучение основных причин и факторов российского финансового кризиса.

¹ Работа была выполнена в 1998–1999 гг. в рамках совместных проектов ИЭПП и АМР США «Макроэкономические и институциональные проблемы финансового кризиса в России» и «Анализ макроэкономических и институциональных проблем финансового кризиса в России, разработка программы мер, направленных на его преодоление и осуществление финансовой стабилизации. Взаимодействие финансовых показателей и некоторых характеристик реального сектора». Полный текст отчетов по проектам доступен на сайте ИЭПП (www.iet.ru).

² См., например: *J. Stiglitz*. Bad Private-Sector Decisions. *Wall Street Journal*. February 4, 1998; *C. Wolf Jr.* Too Much Government Control. *Wall Street Journal*. February 4, 1998; *S. Radelet, J. Sachs*. The Onset of the East Asian Financial Crisis. NBER Working Paper, № 6680.

³ См., например: *Синельников С., Архипов С., Баткибеков С., Дробышевский С., Трунин И.* Кризис финансовой системы России: основные факторы и экономическая политика. *Вопросы экономики*. 1998. № 11. С. 36–64; *Илларионов А.* Как был организован российский финансовый кризис. *Вопросы экономики*. 1998. № 11. С. 20–35; *Монтес М., Попов В.* «Азиатский вирус» или «голландская болезнь»? Теория и история валютных кризисов в России и других странах. М., 1999; *Финансовый кризис и государственный долг*. М.: ИФИ, 1999.

Динамика макроэкономических индикаторов – предвестников валютного кризиса в России в 1996–1998 гг.

Одним из наиболее важных аспектов изучения валютного кризиса является анализ динамики макроэкономических показателей и индикаторов финансовых рынков в период, предшествующий кризису. Исследования данной проблемы для стран Латинской Америки и Юго-Восточной Азии, охватывающие несколько десятков случаев валютных кризисов и девальваций национальной валюты во второй половине XX в., позволили выявить устойчивый набор индикаторов – предвестников кризиса. Такие индикаторы включают в себя макроэкономические и финансовые показатели, относящиеся ко всем областям национальной экономики и внешнему миру⁴:

- 1) показатели счета движения капитала;
- 2) показатели счета текущих операций;
- 3) показатели государственного долга;
- 4) общемировые показатели;
- 5) показатели либерализации финансового сектора;
- 6) индикаторы финансового рынка;
- 7) показатели в реальном секторе;
- 8) эффект «заражения»;
- 9) показатели фискальной политики;
- 10) институциональные (структурные) характеристики;
- 11) политические индикаторы.

В конце 1997 – первой половине 1998 г. в России наблюдалась типичная ситуация развития валютного кризиса, связанная с массовым оттоком иностранного капитала из страны. Логичным ее завершением в августе 1998 г. стали вынужденная девальвация национальной валюты, замораживание внутреннего долга и введение моратория на выплаты по иностранным кредитам.

К настоящему времени имеются все необходимые данные, позволяющие оценить, в какой степени российский валютный кризис был предсказуем с точки зрения проявления общих закономерностей раз-

⁴ См., например: *Kaminsky, G., S. Lizondo, C. Reinhart*. Leading indicators of currency crises. IMF staff papers, 45. 1988. P. 1–48.

вития кризисных явлений в разных странах. Ниже приводится анализ динамики ряда макроэкономических показателей для России, признанных на основе международного опыта индикаторами – предвестниками валютного кризиса, рассматриваются их отличия и схожие свойства.

Большинство исследований такого рода охватывают период в течение двух лет перед кризисом. Таким образом, для России следовало бы рассматривать период с августа 1996 г. Однако, поскольку в июне 1996 года проходили выборы Президента РФ и на динамику всех без исключения макроэкономических и финансовых индикаторов вплоть до осени 1996 г. оказывали сильное влияние факторы политической неопределенности, наше исследование охватывает период с ноября 1996 г. по середину августа 1998 г.

Индикатор «давления на валютный рынок»

Прежде чем приступить к изучению динамики макроэкономических переменных, предвестников кризиса, рассмотрим развитие ситуации на валютном рынке России с точки зрения возможности проявления кризисных явлений. Для этого мы воспользовались расчетом индекса «давления на валютный рынок», предложенного Айхенгрином, Роузом и Виплошем (*Eichengreen, Rose, Wyplosz, 1995*).

Такой индекс представляет собой среднее взвешенное от трех показателей:

- 1) темп прироста курса национальной валюты за месяц, \dot{E} ;
- 2) темп прироста золотовалютных резервов (с обратным знаком), \dot{R} ;
- 3) уровня процентной ставки (для России – доходности на рынке ГКО–ОФЗ), i .

Два последних показателя отражают политику денежных властей на валютном рынке в случае атаки на курс национальной валюты. Предполагается, что при фиксированном (регулируемом) валютном курсе атака на курс будет проявляться в уменьшении золотовалютных резервов. Вместе с тем, при любом режиме валютного курса, центральный банк для защиты национальной валюты может повышать процентные ставки. Последнее учитывается при включении в формулу для расчета индекса третьего показателя.

Таким образом, индекс «давления на валютный рынок» рассчитывается как:

$$I = \frac{w_1 \dot{E} + w_2 (-\dot{R}) + w_3 i}{3}.$$

Веса w_1, w_2, w_3 выбраны так, что дисперсии всех трех величин одинаковы, т. е. $D(w_1 \dot{E}) = D(w_2 \dot{R}) = D(w_3 i)$. Следовательно, принимая

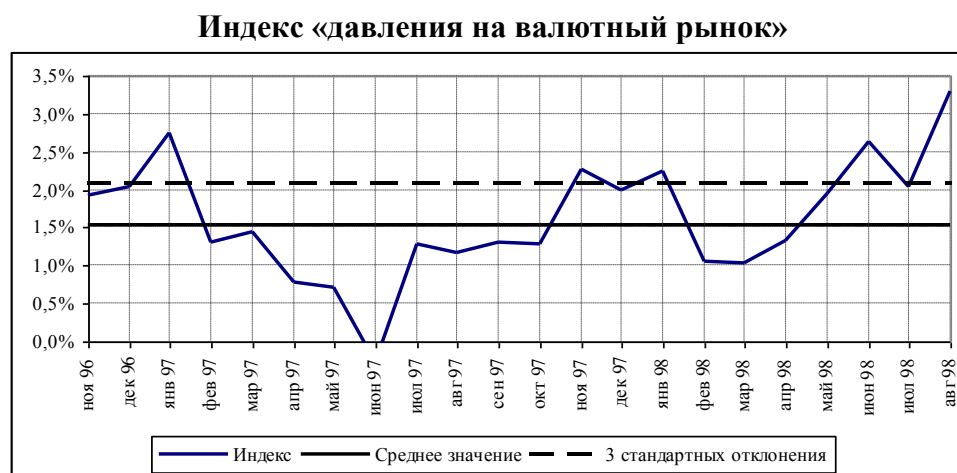
$$w_1 = 1, w_2 = \sqrt{\frac{D(\dot{E})}{D(\dot{R})}}, w_3 = \sqrt{\frac{D(\dot{E})}{D(i)}}.$$

Дисперсии переменных рассчитаны для периода с августа 1996 г. по июль 1998 г.

Авторы данного индекса рассматривали два пороговых значения, превышение которых расценивается как угроза валютного кризиса: среднее значение индекса на всем периоде и величину, равную трем стандартным отклонениям. Исследования показали, что для разных стран и разных эпизодов валютных кризисов одно либо другое пороговое значение оказывается значимым.

Расчетные значения индекса «давления на валютный рынок» и оба варианта пороговых значений в период с ноября 1996 г. до 14 августа 1998 г. показаны на *рис. 1*.

Рисунок 1



Как видно из представленного графика, индекс указывает на угрозу валютного кризиса в ноябре 1997 – январе 1998 г. и с мая 1998 г. (по

среднему значению), в ноябре 1997 г., январе, июне и августе 1998 г. превышен и уровень трех стандартных отклонений. Наиболее высокого значения индекс «давления на валютный рынок» достиг к 14 августа 1998 г., в момент, предшествующий девальвации рубля.

Индикаторы-предвестники валютного кризиса

Для анализа развития ситуации в экономике России в предкризисный период мы взяли набор макроэкономических и финансовых показателей, индикаторов – предвестников кризиса, отобранных в исследовании экспертов Международного валютного фонда Камински, Лизондо и Райнхарт (*Kaminsky, Lizondo, Reinhart, 1998*) на основе изучения ими 28 эмпирических работ по валютным кризисам. Мы придерживались принятой в данной работе методики построения каждого индикатора, за исключением нескольких случаев, которые будут отмечены особо.

Всего рассмотрено 15 показателей, которые могут быть условно разбиты на 4 группы.

1. Показатели, связанные с внешним сектором экономики и состоянием платежного баланса:

- золотовалютные резервы (в долларах США);
- экспорт (в долларах США);
- импорт (в долларах США);
- условия торговли (отношение цен экспорта к ценам импорта);
- реальный курс национальной валюты.

2. Показатели финансовых рынков:

- спрэд между внутренней и внешней процентными ставками;
- реальный процент на внутреннем рынке;
- отношение ставок по кредитам к ставкам по депозитам;
- темп роста банковских депозитов (в реальном выражении);
- индекс фондового рынка (в долларах США).

3. Показатели денежно-кредитной сферы:

- «избыточное» предложение реальных денег;
- денежный мультипликатор;

- отношение денежной массы к ВВП;
- отношение широких денег к золотовалютным резервам.

4. Показатели реального сектора:

- индекс промышленного производства.

Далее приведены методика и особенности расчета каждого из индикаторов для России и его динамика на протяжении ноября 1996 – июля 1998 г., а также международные сравнения.

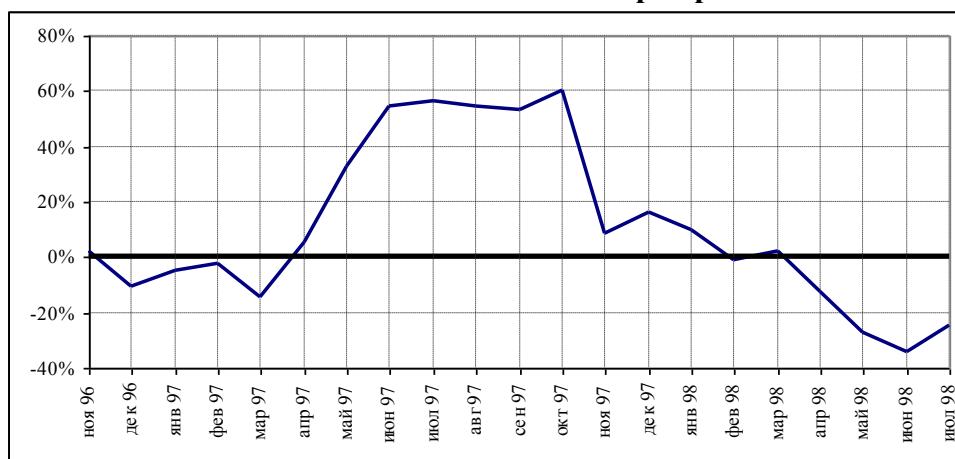
Показатели внешнего сектора экономики и платежного баланса

1. Золотовалютные резервы

Рассматривался темп прироста золотовалютных резервов ЦБ РФ (в долларах США) за год (см. *рис. 2*). Снижение темпов прироста золотовалютных резервов в России началось за 10 месяцев до кризиса, а с марта 1998 г. (за 6 месяцев) резервы Центробанка стали уменьшаться по сравнению с соответствующим периодом прошлого года. Такое развитие ситуации соответствует ходу развития большинства валютных кризисов.

Рисунок 2

Изменение золотовалютных резервов



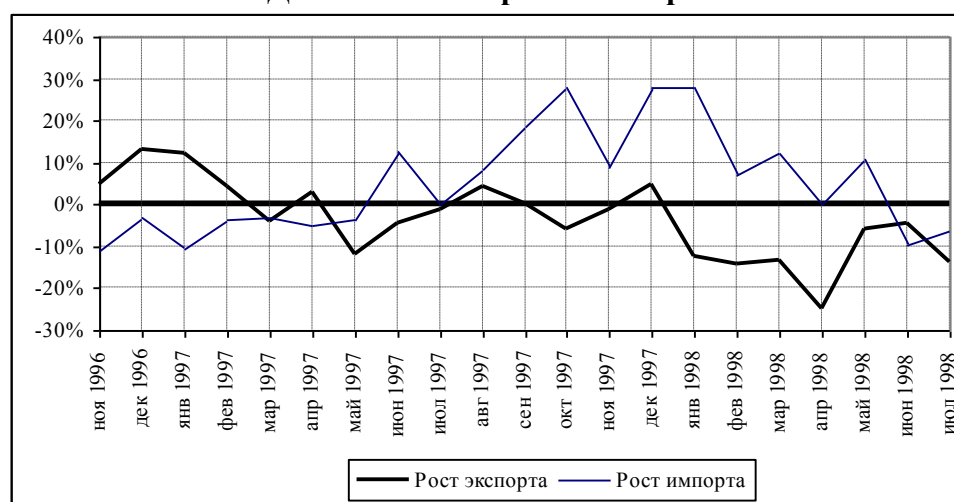
2. Экспорт

На *рис. 3* представлена динамика темпа прироста экспорта (в долларах США) к соответствующему периоду предыдущего года. Отрица-

тельные темпы прироста экспорта наблюдаются с января 1998 г., т.е. за семь месяцев до кризиса. Основной причиной снижения экспорта стало падение цен нефть на мировых рынках (см. ниже).

Рисунок 3

Динамика импорта и экспорта



3. Импорт

Расчет данного показателя аналогичен расчету экспорта: рассматривается темп прироста импорта (в долларах США) к соответствующему месяцу предыдущего года. Однако в отличие от экспорта его динамика (см. рис. 3) отличается от траектории, характерной для других стран. С декабря 1997 г. наблюдается снижение темпов прироста импорта, а в последние два месяца перед кризисом — даже падение импорта, в то время как в большинстве случаев происходило наращивание импорта перед кризисом.

4. Условия торговли

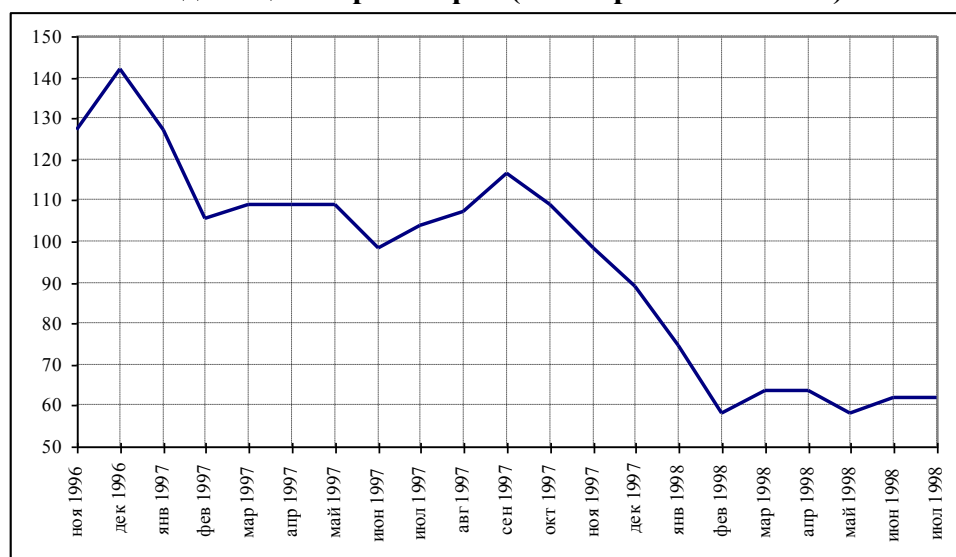
В оригинале данный индикатор представляет отношение цен экспорта к ценам импорта. Однако по причине отсутствия цен экспорта и импорта в статистике платежного баланса РФ такой расчет невозможен. В качестве аналогичного показателя нами рассмотрена динамика индекса цен на нефть (по данным о ценах на сырую нефть в США). Поскольку нефть является одной из главных позиций российского экспорта, то индекс изменения ее цены при предположении об относитель-

ной неизменности цен импортируемых товаров может служить достаточно надежным индикатором условий торговли страны.

Как видно из *рис. 4*, резкое снижение цен на нефть началось с сентября 1997 г. (за 11 месяцев до кризиса). С февраля 1998 г. цены стабилизировались на очень низком уровне, примерно 60–65% от уровня начала 1996 г.

Рисунок 4

Индекс цен сырой нефти (1 января 1996 г. = 100)



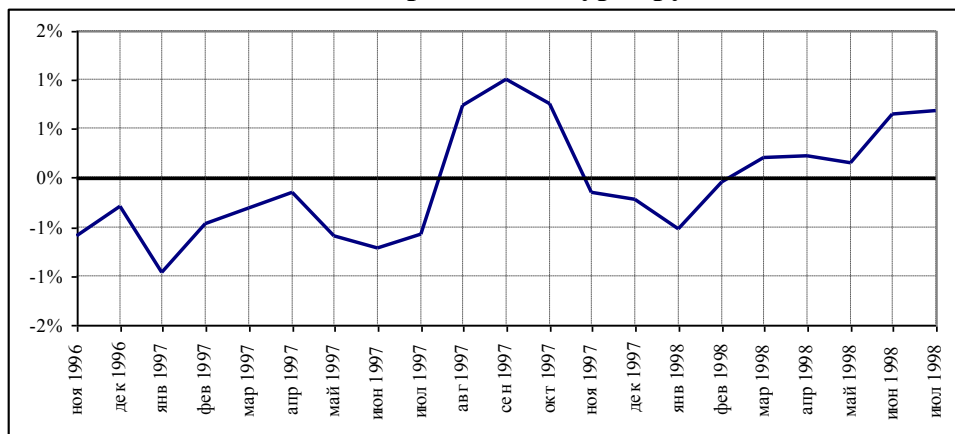
5. Реальный курс рубля

Реальный курс определяется на основе соотношения темпов прироста номинального обменного курса рубля и индекса потребительских цен таким образом, что рост данного показателя означает удорожание национальной валюты. На *рис. 5* приведены темпы прироста реального курса рубля к доллару США за прошедший год.

Из приведенного графика видно, что динамика реального курса рубля не является строгим индикатором будущего валютного кризиса. Его рост начался только с марта 1998 г. (за 5 месяцев до кризиса), в то время как в течение предыдущих 4 месяцев он снижался.

Рисунок 5

Изменение реального курса рубля



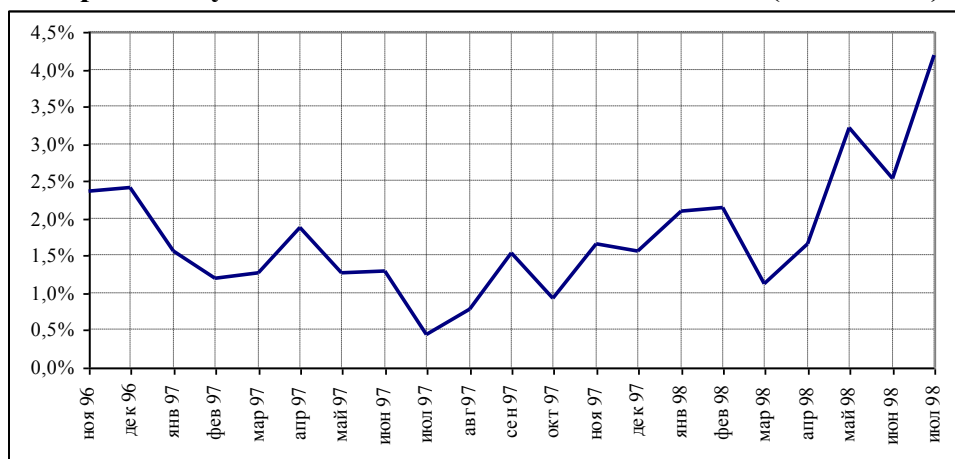
Показатели финансовых рынков

6. Спрэд между внутренним и внешним процентом

Рассматривался спрэд между средневзвешенной доходностью ГКО–ОФЗ и трехмесячной ставкой LIBOR (обе ставки – в месячном выражении). Как видно из рис. 6, тенденция к увеличению спреда установилась с августа 1997 г., т.е. за 12 месяцев до кризиса.

Рисунок 6

Спрэд между доходностью ГКО и ставкой LIBOR (% в месяц)

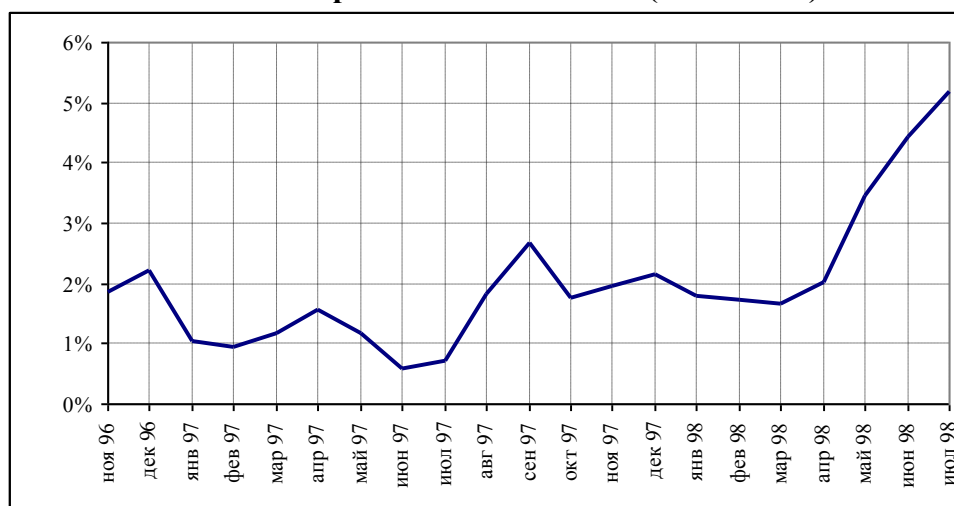


7. Реальный процент на внутреннем рынке

На *рис. 7* показана динамика реального процента на рынке государственных рублевых ценных бумаг, рассчитанного на основе средне-взвешенной доходности ГКО–ОФЗ и индекса потребительских цен. Динамика реального процента практически полностью повторяет изменение спреда между внутренним и внешним процентами. Рост реального процента начался с июля 1997 г. (за 13 месяцев до кризиса), но наиболее резкое увеличение произошло с мая 1998 г.

Рисунок 7

Реальный процент по ГКО–ОФЗ (% в месяц)



8. Отношение ставки по кредитам к ставке по депозитам

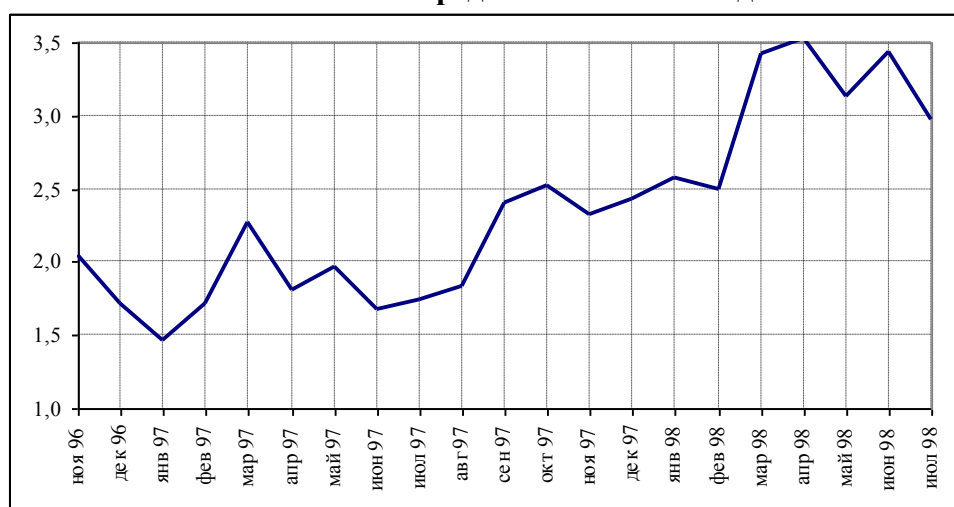
Во многих эпизодах валютных кризисов наблюдается увеличение разрыва между ставками по кредитам и депозитам. Это объясняется предположением о том, что валютному кризису предшествует экспансия внутреннего кредита. В этой ситуации растет доля «плохих» кредитов, и банки поднимают ставки по кредитам, желая компенсировать возможные убытки от невозвращенных займов. Ставки по депозитам также увеличиваются, но, очевидно, в меньшей степени.

Таким образом, в России «нормальная» ситуация наблюдалась в период с июля 1997 г. по апрель 1998 г. (см. *рис. 8*). В то же время, в последние три месяца перед кризисом отношение ставок по кредитам к ставкам по депозитам стало снижаться. По нашему мнению, это может

быть связано с низкой долей кредитов реальному сектору в сводном балансе банковской системы, тогда как депозиты населения занимают одно главных мест. В этой ситуации рост ставок по депозитам для привлечения дополнительных средств оказал более сильное влияние.

Рисунок 8

Отношение ставки по кредитам к ставке по депозитам



9. Рост банковских депозитов

Согласно наблюдениям, в преддверии валютного кризиса происходит отток депозитов из банковской системы. В России подобное не наблюдалось. Как видно из *рис. 9*, темп прироста банковских депозитов к соответствующему периоду предыдущего года (в реальном выражении, с учетом инфляции) оставался положительным на протяжении всего предкризисного периода. Более того, в последние месяцы перед кризисом темп прироста стабилизировался после некоторого роста зимой 1997–1998 гг. Возможно, это было связано с тем, что население отреагировало на повышение ставок по депозитам увеличением вкладов в коммерческих банках.

Рисунок 9



10. Индекс фондового рынка

На рис. 10 приведена динамика темпа прироста индекса РТС-1 к соответствующему периоду предыдущего года. В России фондовый рынок начал снижаться уже с января 1998 г. (за 7 месяцев до кризиса). В то же время предполагается, что обвал фондового рынка совпадает с моментом кризиса, а в период до кризиса происходит бурный рост рынка – образуется спекулятивный «пузырь».

Рисунок 10



Показатели денежно-кредитной сферы

11. «Избыточное» предложение реальных денег

В соответствии с методикой, изложенной в работе Камински, Лизондо и Райнхарт, «избыточное» предложение реальных денег определяется как отклонение оцененного спроса на деньги от наблюдаемых реальных денег, т.е. как остатки от регрессионного уравнения следующего вида:

$$\frac{M_t}{GDP_t} = a_0 + a_1 Y_t + a_2 \Delta p_t + a_3 t + \varepsilon_t,$$

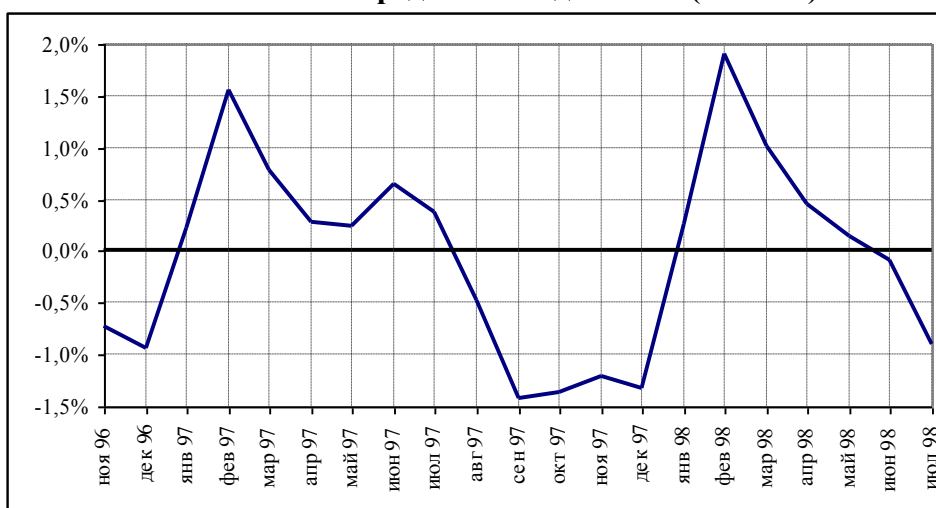
где M_t – денежная масса M_2 , GDP_t – номинальный ВВП, Y_t – реальный ВВП, Δp_t – индекс потребительских цен, t – время.

Положительные остатки интерпретируются как показатель «избыточного» кредитования экономики, предшествующего кризису.

В России такая ситуация не наблюдалась (см. рис. 11). С февраля 1998 г. происходило сокращение реальной денежной массы M_2 . Очевидно, что помимо политики ЦБ РФ, проводившего изъятие денег из экономики, влияние оказали разрыв между финансовым и реальным секторами экономики и менее масштабное кредитование реального сектора по сравнению с другими странами.

Рисунок 11

«Избыточное» предложение денег M_2 (% ВВП)



12. Денежный мультипликатор.

Мультипликатор M_2 (отношение денежной массы M_2 к денежной базе) имеет динамику, аналогичную «избыточному» предложению денег. С начала 1998 г. происходило его снижение, что не соответствует предположениям о характере изменения индикатора перед кризисом (см. *рис. 12*).

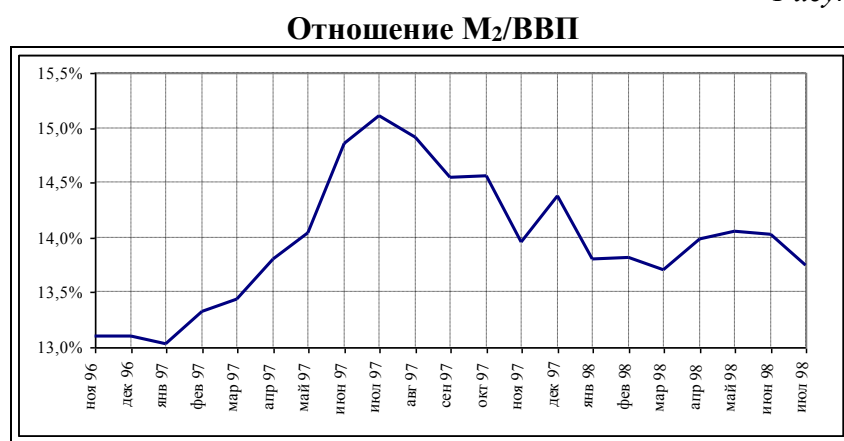
Рисунок 12



13. Отношение денежной массы к ВВП

Как и другие показатели денежно-кредитной политики, отношение M_2 к ВВП не могло явиться предвестником валютного кризиса в августе 1998 г. (см. *рис. 13*). Коэффициент монетизации экономики начал снижаться с июля 1997 г. и стабилизировался только в 1998 г.

Рисунок 13

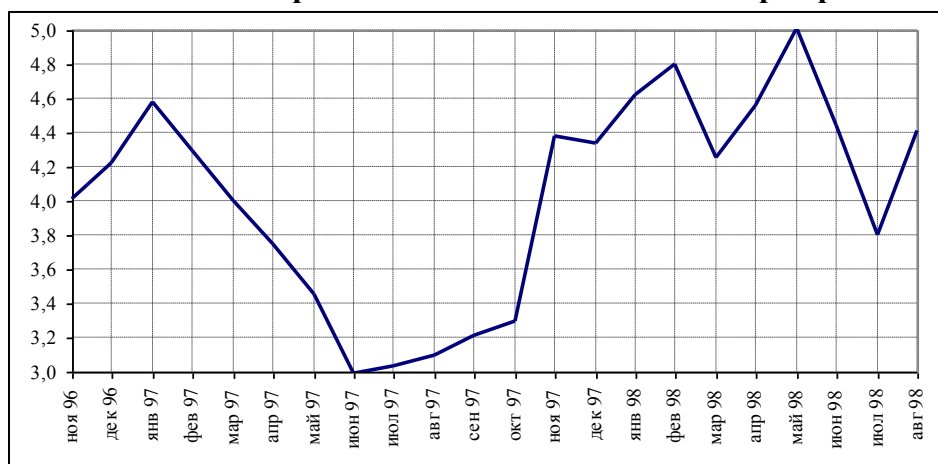


14. Отношение широких денег к золотовалютным резервам

Отношение широких денег (M_2 плюс валютные депозиты) к золотовалютным резервам Банка России также относится к числу индикаторов, которые нельзя считать полностью реализовавшимися в России. Если с ноября 1997 г. (за 9 месяцев до кризиса) данное отношение, как и следовало ожидать, резко выросло, то в последние несколько месяцев перед кризисом наблюдались его резкие колебания с понижательным трендом (см. *рис. 14*), что не соответствует гипотезе о росте данного показателя в предкризисный период.

Рисунок 14

Отношение широких денег к золотовалютным резервам



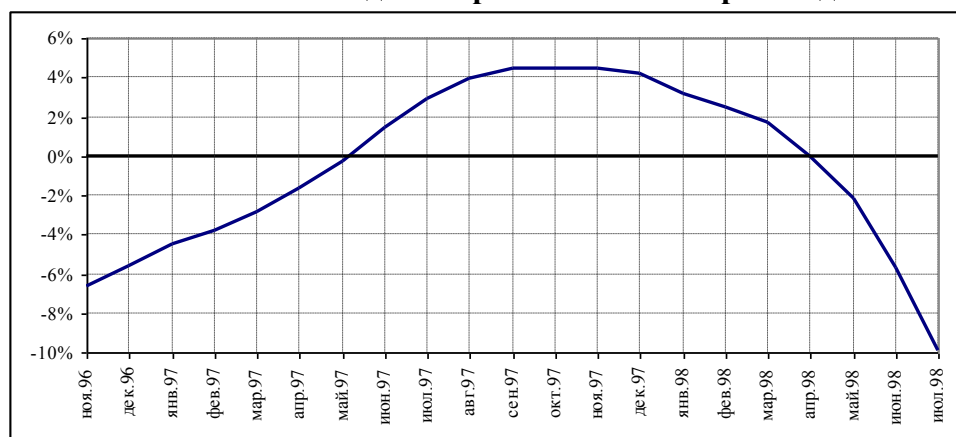
Показатели реального сектора

15. Индекс промышленного производства

Динамика индекса промышленного производства в России полностью соответствует предполагаемой перед кризисом. С ноября 1997 г. (за 9 месяцев до кризиса) темп прироста индекса интенсивности промышленного производства к соответствующему месяцу предыдущего года начал снижаться, а с апреля 1998 г. (за 4 месяца) – стал отрицательным (см. *рис. 15*).

Рисунок 15

Темп изменения индекса промышленного производства



Сводные результаты по оценке адекватности рассмотренных индикаторов – предвестников валютного кризиса эпизоду кризиса в России в августе 1998 г. представлены в *табл. 1*.

Таблица 1

Работающий индикатор	Неоднозначный индикатор	Неработающий индикатор
1) Золотовалютные резервы 2) Экспорт 3) Индекс цен на нефть 4) Спрэд между внутренней и внешней ставкой процента 5) Реальная ставка внутреннего процента 6) Индекс промышленного производства	1) Реальный курс рубля 2) Отношение ставок по кредитам к ставкам по депозитам 3) Индекс фондового рынка 4) Отношение широких денег к золотовалютным резервам	1) Импорт 2) Изменение банковских депозитов 3) «Избыточное» предложение реальных денег 4) Денежный мультипликатор 5) Отношение денежной массы к ВВП

Как видно из *табл. 1*, лучше всего в России работали фундаментальные индикаторы, связанные с реальным сектором экономики (включая внешнеэкономический сектор), платежным балансом, а также показатели финансовых рынков. В то же время наименее информативными оказались показатели денежно-кредитной политики, ситуации в банковской системе и импорта.

В качестве объяснения данных результатов можно привести следующие гипотезы:

1. Валютный кризис в августе 1998 г. имел в основании глубокие фундаментальные причины, связанные с ситуацией в реальном секторе экономики и узкой экспортной ориентацией производства.

2. Капитал (как национальный, так и иностранный) присутствовал главным образом на финансовых рынках, не проникая глубоко в реальный сектор и банковскую систему.

3. Проводимая Центральным банком РФ денежно-кредитная политика была направлена на противодействие развитию кризисных явлений.

4. Бюджетные проблемы, с одной стороны, и существующий разрыв между финансовым и реальным секторами производства, с другой, ослабили влияние антикризисных мер.

5. Нарастающий бюджетный кризис, индикаторы которого не входят в число рассматриваемых показателей, наряду с внешними факторами является крайне важной причиной валютного кризиса в августе 1998 г.

Оценка вероятностных моделей финансовых кризисов для России

Кризис обменного курса может принимать либо форму постепенной (ступенчатой) девальвации фиксированного курса⁵, либо перехода к плавающему курсу в результате мощной спекулятивной атаки на золотовалютные резервы Центрального банка.

Попытки анализа предкризисной ситуации с исследованием макроэкономических индикаторов и сопоставление с валютными кризисами в других странах показывают, что в качестве кризисных показателей в России работали фундаментальные индикаторы, связанные с реальным и внешнеэкономическим сектором экономики, а также показатели финансовых рынков. Наименее информативными оказались показатели денежно-кредитной политики, ситуации в банковской системе и импорта. Это несколько отличается от результатов анализа других стран, поэтому такой подход не позволяет достоверно выявлять предкризисные ситуации. Оценка probit- и logit-моделей позволяет предсказывать валютные кризисы в случае,

⁵ Перенос коридора или изменение его наклона.

если в рассматриваемой стране периодически складывались сходные кризисные ситуации (как, например, в Мексике в 1980-е гг.), поэтому такое описание не подходит для ситуации в России в августе 1998 г. Расчеты на панельных данных для различных стран необходимо проводить для группы аналогичных по экономическим показателям стран, поэтому с помощью такого расчета также сложно описать российский валютный кризис. Модели второго поколения предусматривают выбор альтернатив, в которые входят поддержание фиксированного обменного курса и девальвация и моделируемые последствия принимаемого решения для экономики. Кризисная ситуация в России 1998 г. вряд ли может быть описана при помощи такого механизма, поскольку основными аргументами принятия решений тогда были политические мотивы, а одним из основных факторов, создавших кризис, была ситуация на рынке государственного долга. Подходящим с точки зрения моделей второго поколения вариантом является выбор между последствиями девальвации и последствиями дефолта по государственному долгу, но так как в августе 1998 г. произошли оба эти события, то такой подход также не является приемлемым.

По этим причинам для описания валютного кризиса в России мы использовали модель первого поколения, основным отличием которой от описанных ранее вариантов является введение отдельно моделируемой премии за риск вложения в национальные ценные бумаги, что позволяет при рассмотрении вероятности кризиса и теневого обменного курса учесть взаимосвязь валютного рынка и рынка внутреннего долга (ГКО). При построении основных уравнений модели будем следовать логике модели Blanco и Garber с учетом указанных отличий.

Основными уравнениями модели первого поколения являются уравнение спроса на деньги, уравнения паритета покупательной способности и паритета процентных ставок, уравнение предложения денег и условие равновесия на денежном рынке:

- Уравнение спроса на деньги в логарифмической форме – спрос на денежную базу определяется транзакционным спросом и издержками хранения наличных денег:

$$m_t^D - p_t = \beta + \Omega y_t - \alpha i_t + w_t \quad (1)$$

где m_t – логарифм денежной массы, p_t – логарифм индекса цен, y_t – логарифм реального агрегированного выпуска, i_t – процентная ставка, w_t – случайное возмущение уравнения спроса на деньги.

- Уравнение паритета покупательной способности:

$$p_t = p_t^* + s_t + u_t \quad (2)$$

где p_t^* – логарифм индекса внешних цен, s_t – логарифм номинального обменного курса, u_t – логарифм реального обменного курса.

- Уравнение паритета процентных ставок:

$$i_t = i_t^* + Pr(Es_{t+1} - s_t; R_t) \quad (3)$$

где i_t^* – внешняя процентная ставка, Es_{t+1} – ожидаемый номинальный обменный курс в следующем периоде (логарифм), Pr – премия за риск вложения в национальные ценные бумаги – функция, зависящая от ситуации на валютном рынке (размер международных резервов и ожидаемый темп изменения обменного курса). Наиболее простой функциональной формой зависимости является линейная зависимость:

$$Pr_t = a_0 - a_1 R_t + a_2 (Es_{t+1} - s_t) + \varepsilon_t \quad (4)$$

- Уравнение предложения денег (денежная база равна сумме резервов и внутреннего кредита)

$$m_t^S = \log (R_t \exp(s_t) + D_t) \quad (5)$$

где R_t – золотовалютные резервы Центрального банка РФ, D_t – внутренний кредит.

- Баланс на рынке денег:

$$m_t^D = m_t^S. \quad (6)$$

Если предположить, что девальвация и переход к плавающему обменному курсу произойдут в следующем периоде, то на валютном

рынке установится некоторый равновесный обменный курс \tilde{s}_t , который зависит от переменных модели и может быть непосредственно вычислен. При экзогенно заданной внешней процентной ставке, а также динамике реального агрегированного выпуска и внешних цен параметром, который также должен быть задан перед определением равновесного обменного курса, является размер международных резервов, без снижения до которого Центральный банк не может далее поддерживать режим фиксированного обменного курса. В условиях поддержания фиксированного обменного курса, если задать такой минимально допустимый размер резервов, расчетное значение равновесного обменного курса дает некоторый теневой обменный курс, отличие которого от установленного значения характеризует давление на валютный рынок. Непосредственно теневой обменный курс – это ненаблюдаемая величина, но, зная динамику переменных, характеризующих спрос на деньги, можно вычислить избыточный спрос, который должен быть сбалансирован через валютный рынок (теневой обменный курс).

Для описания избыточного спроса на деньги предположим сначала, что установлен режим плавающего обменного курса, и введем дополнительную переменную, характеризующую долю спроса на деньги, которая относится к валютному рынку⁶:

$$\tilde{h}_t = \tilde{s}_t - \alpha \cdot (1 + a_1) \cdot (E\tilde{s}_{t+1} - \tilde{s}_t). \quad (7)$$

Если установлен режим фиксированного обменного курса, то это – ненаблюдаемый процесс: он реализуется в том случае, если наступает девальвация, и описывает динамику плавающего обменного курса после кризиса. Мы же хотим выяснить соотношение между теневым обменным курсом и установленным значением на протяжении периода, когда поддерживался режим фиксированного обменного курса. Для описания такой динамики будем рассматривать h_t – реализацию процесса \tilde{h}_t , считая, что девальвация наступила в период $(t-1)$ и Центральный банк сохранил международные резервы в размере \bar{R} . Из условия равновесия на рынке денег можно вычислить значение h_t в каждый пе-

⁶ Выражение получено путем подстановки уравнений (2)–(6) в уравнение (1) и его преобразованием – переносом обменного курса и его ожидания в одну сторону, а всех остальных переменных – в другую сторону равенства.

риод времени, оно будет зависеть от всех экзогенно заданных переменных модели:

$$h_t = h(y_t, s_t, i_t^*, p_t^*, u_t, D_t, \bar{R}). \quad (8)$$

Следует отметить, что в правой части стоят главным образом переменные, определяемые состоянием экономики и политикой, поэтому построенная таким образом переменная отражает влияние фундаментальных величин на валютный рынок.

Учитывая выражение (7), в которое входят значение обменного курса в текущем периоде и ожидания в следующем периоде, естественно предположить, что динамика h_t описывается процессом авторегрессии первого порядка:

$$h_t = \theta_1 + \theta_2 h_{t-1} + v_t \quad (9)$$

где v_t – белый шум (нормально распределенный с нулевым средним и постоянной дисперсией σ^2). Решая уравнения (7)–(9) можно получить зависимость \tilde{s}_t от h_t , – значение теневого обменного курса в следующем периоде будет зависеть от v_{t+1} , т.е. в случае наличия информации только на момент t оно является случайной величиной.

Под валютным кризисом будем понимать превышение теневого обменного курса над установленным значением. Это значит, что если сделать предположение о характере распределения v_{t+1} и задать параметры этого распределения, то можно вычислить вероятность валютного кризиса (вероятность девальвации в следующем периоде при имеющейся информации на момент t включительно):

$$\pi_{t+1} = \text{Pr}(\tilde{s}_{t+1} > \bar{s}). \quad (10)$$

Теневой обменный курс – это ненаблюдаемый обменный курс, который определяется по текущим значениям параметров системы и может служить нижней оценкой значения плавающего обменного курса в результате девальвации. Учитывая возможность девальвации, в каждый момент времени можно вычислить условное математическое ожидание обменного курса в следующем периоде:

$$Es_{t+1} = (1 - \pi_{t+1})\bar{s} + \pi_{t+1}\tilde{s}_{t+1}. \quad (11)$$

Еще одним показателем, который может быть рассчитан из модели, является целевой размер резервов, т.е. размер резервов, при котором ожидаемое значение теневого обменного курса равно установленному фиксированному обменному курсу, что соответствует отсутствию давления на курс (балансу на рынке денег). Для определения целевого

размера резервов необходимо приравнять теневой обменный курс к установленному значению и решить соответствующее уравнение относительно \bar{R} :

$$\bar{s} = \tilde{s}_{t+1}(\bar{R}). \quad (12)$$

Полученное уравнение для нашей модели является нелинейным и должно решаться численными методами.

Основными результатами эмпирических оценок по данной модели являются теневой обменный курс, вероятность девальвации (валютного кризиса), ожидаемое значение обменного курса и целевой размер международных резервов Центрального банка, соответствующий отсутствию давления на курс на валютном рынке.

Расчет по модели валютного кризиса для России в период 1995–1998 гг.

Для оценки глубины валютного кризиса в России и сопоставления влияния кризиса на экономику России в сравнении с другими странами мы воспользовались показателем силы финансового кризиса, предложенным Камински и Райнхарт⁷. Согласно этому показателю, сила валютного кризиса определяется как среднее арифметическое потерь золотовалютных резервов в течение 6 месяцев, предшествующих кризису (в процентах к исходным), и падения реального курса валюты за 6 месяцев, следующих за кризисом (в процентах). Для России при расчете объема золотовалютных резервов мы учитывали величину роста резервов за счет займов государства у МВФ.

Очевидно, что такой показатель отражает лишь внешние проявления валютного кризиса. Он не характеризует ни долговременную неустойчивость проводившейся в стране политики до кризиса, ни, например, наблюдавшиеся структурные диспропорции. Показатель также не оценивает возможные положительные последствия девальвации, например, возможный рост производства, основанный на импортозамещении, или переход к иной экономической политике. Но, несмотря на подобную ограниченность, данный показатель является удобным для межстрановых сравнений.

⁷ См.: Kaminsky Graciela, Carmen Reinhart. Financial Crises in Asia and Latin America: Then and Now. AEA Papers and Proceedings, 98. 1998.

Мы использовали данные Камински и Райнхарт для стран Латинской Америки и Юго-Восточной Азии. Кроме того, мы рассчитали (по сходной методике) показатель силы валютных кризисов для России и ряда стран СНГ и Восточной Европы. Результаты представлены ниже⁸.

Латинская Америка, в среднем за 1970–1994	48,1%
Латинская Америка, в среднем за 1995–1997	25,4%
Юго-Восточная Азия, в среднем за 1970–1994	14,0%
Юго-Восточная Азия, в среднем за 1995–1997	40,0%
Россия, август 98	43,5%
Болгария, май 96	40,1%
Молдова, ноябрь 98	34,4%
Кыргызстан, май 96	33,6%
Кыргызстан, ноябрь 98	25,3%
Казахстан, март 99	21,5%
Кыргызстан, май 98	20,4%
Словакия, ноябрь 98	18,3%
Румыния, ноябрь 95	16,6%
Болгария, март 94	16,4%
Чехия, май 97	12,0%
Албания, март 99	11,5%
Хорватия, февраль 99	11,1%
Македония, июнь 97	10,8%
Хорватия, январь 97	10,2%
Словения, февраль 99	7,6%
Венгрия, июль 97	5,9%
Венгрия, март 95	4,9%
Армения, июль 99	4,8%
Польша, февраль 99	2,8%
Рассмотренные страны Восточной Европы и СНГ, в среднем за 1994–1997	17,6%

Видно, что валютные кризисы в странах бывшего СССР и Восточной Европы были слабее, чем в Латинской Америке в 70–80-е гг. и в Юго-Восточной Азии в 90-е гг. В то же время сила кризиса в России и некоторых других странах была намного выше среднего значения. Страны, в которых кризисы были особенно сильными, характеризуются относительно медленными экономическими реформами

⁸ Из-за отсутствия данных не отмечен валютный кризис на Украине, произошедший в сентябре 1998 г.

(Казахстан, Кыргызстан, Молдова, Россия, Украина) или попыткой их сворачивания (Болгария). Кроме того, в таких странах валютный кризис обычно сопровождается падением фондового рынка и общим кризисом государственных финансов. В ряде стран катализатором кризиса служили непомерные объемы государственного долга (Молдова, Россия, Украина). В то же время в постсоветских республиках, где проводились активные экономические преобразования, валютные кризисы были либо очень слабыми, либо вообще отсутствовали (Эстония, Латвия, Литва).

Для оценки теневого обменного курса и вероятности кризиса в России мы использовали макроэкономические данные Центрального банка РФ, Госкомстата РФ и информационных агентств. Модель оценивалась на основании месячных данных, при этом использовались следующие временные ряды:

- реальный агрегированный доход: с сентября 1998 г. официально публикуется только квартальная статистика по ВВП, поэтому для продолжения расчетов на месячных данных за IV квартал 1998 г. и 1999 г. использовались квартальные данные с разбивкой по месяцам с использованием усредненной сезонной структуры предыдущих лет; источник – Госкомстат РФ;
- фактический обменный курс доллара по отношению к рублю (рублей за 1 доллар США) и верхняя граница установленного коридора; источник – ежемесячные данные ЦБ РФ;
- ожидаемый темп изменения обменного курса: для расчетов ожидаемых изменений обменного курса использовались данные о фьючерсных контрактах на покупку валюты, при этом с точки зрения наилучших объясняющих свойств были выбраны контракты на два месяца вперед с лагом в один месяц; источник – информационное агентство «Финмаркет»;
- индексы цен: индекс внутренних цен – индекс потребительских цен (декабрь 1997 г. = 1, источник – Госкомстат РФ); мировой индекс цен – мировой индекс потребительских цен (данные IMF Financial Statistics);
- процентная ставка: внутренняя процентная ставка – средневзвешенная ставка по ГКО–ОФЗ, с августа 1998 г. – ставка по межбанковским кредитам (источник – информационное

агентство «Финмаркет»), внешняя процентная ставка – ставка по US Treasury Bills (источник – IMF Financial Statistics);

- резервы национального банка – золотовалютные резервы Центрального банка РФ⁹.

Основным уравнением модели является уравнение спроса на деньги (12), которое по предположению модели записывается в логарифмической форме и оценивается в логарифмах.

Следует отметить, что рост процентной ставки в апреле–июне 1996 г., связанный с предстоящими президентскими выборами, не должен был привести к сильному уменьшению спроса на денежную базу, так как используемая средневзвешенная процентная ставка по ГКО–ОФЗ не отражала фактическую стоимость хранения денег, а определяла риск вложения в государственные ценные бумаги. Для того чтобы отмеченный резкий пик не искажал проводимых оценок, была использована фиктивная переменная, линейно растущая в течение апреля, мая и июня 1996 г. и равная нулю в остальные месяцы. Сначала оценивалась парная линейная регрессия процентной ставки на введенную фиктивную переменную, а затем из процентной ставки вычиталась объясненная фиктивной переменной часть.

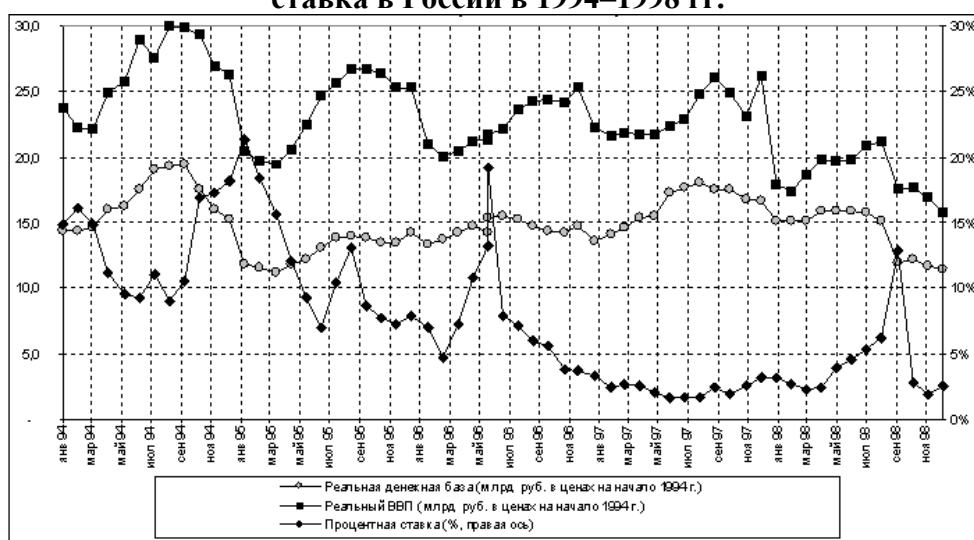
$$\tilde{i}_t = i_t - \hat{b} \cdot dum96_t, \text{ где } \hat{b} = \frac{C\hat{o}v(i_t, dum96_t)}{V\hat{a}r(dum96_t)} \quad (13)$$

Полученная переменная использовалась при дальнейших оценках уравнения спроса на денежную базу и моделировании уравнения процентных ставок.

⁹ Отдельно проводились расчеты с чистыми международными резервами ЦБ РФ, в которых не учитываются кредиты международных финансовых организаций, но расчеты с ЧМР не дали удовлетворительных результатов. Такой результат был получен, скорее всего, потому, что именно валовые резервы, а не чистые характеризуют способность Центрального банка поддерживать режим квазификсированного обменного курса.

Рисунок 16

Реальная денежная база, реальный ВВП и процентная ставка в России в 1994–1998 гг.



Перед проведением эконометрических оценок уравнения выполним тест на стационарность используемых рядов (логарифма реальной денежной базы, реального агрегированного дохода и процентной ставки), предполагаемый период для расчетов: январь 1994 – август 1998 гг. (56 наблюдений):

Таблица 2

Результаты расширенного теста Дикки–Фуллера на единичный корень для переменных, входящих в уравнение спроса на денежную базу (после исключения незначимых лагов)

	ADF-статистика	Критический уровень (5%)	Гипотеза о наличии единичного корня
Логарифм реальной денежной базы	-2,363	-2,915	не отвергается
первая разность	-3,411	-2,915	отвергается
Логарифм реального агрегированного дохода	-2,744	-2,915	не отвергается
первая разность	-4,613	-2,916	отвергается
Процентная ставка	-1,874	-2,914	не отвергается
первая разность	-5,577	-2,914	отвергается

Таким образом, для используемых рядов не отвергается гипотеза о нестационарности; это означает, что оценку уравнения спроса на де-

нежную базу следует проводить в разностях или исследовать ряды на коинтеграцию.

Таблица 3

Результаты теста Йохансена на коинтеграцию логарифма реальной денежной базы, логарифма реального агрегированного дохода и процентной ставки

Тест Йохансена на коинтеграцию			
Отношение правдоподобия	Критический уровень (1%)	Коинтеграционные соотношения	Гипотеза
59,015	53,12	Нет	отвергается
29,027	34,91	не более одного	не отвергается

Положительный результат теста на коинтеграцию (одно коинтеграционное соотношение) означает, что для этих переменных можно проводить оценки уравнения регрессии в уровнях и оценки соответствующих коэффициентов будут эффективными. Оценка уравнения в уровнях методом наименьших квадратов дает следующий результат (здесь и далее в скобках под коэффициентами приведены t-статистики):

$$\log(Mb/P)_t = 1,099 + 0,540y_t - 1,123i_t \quad (14)$$

(3,420) (5,219) (-4,295)

где $\log(Mb/P)_t$ – теоретическое значение логарифма реальной денежной базы в момент времени t , y_t – логарифм реального агрегированного выпуска, i_t – процентная ставка.

Период оценок	1994/01 – 1998/09	R ²	0,414
Количество наблюдений	56	Скорректированный R ²	0,391
		P-value для F-статистики	0,000

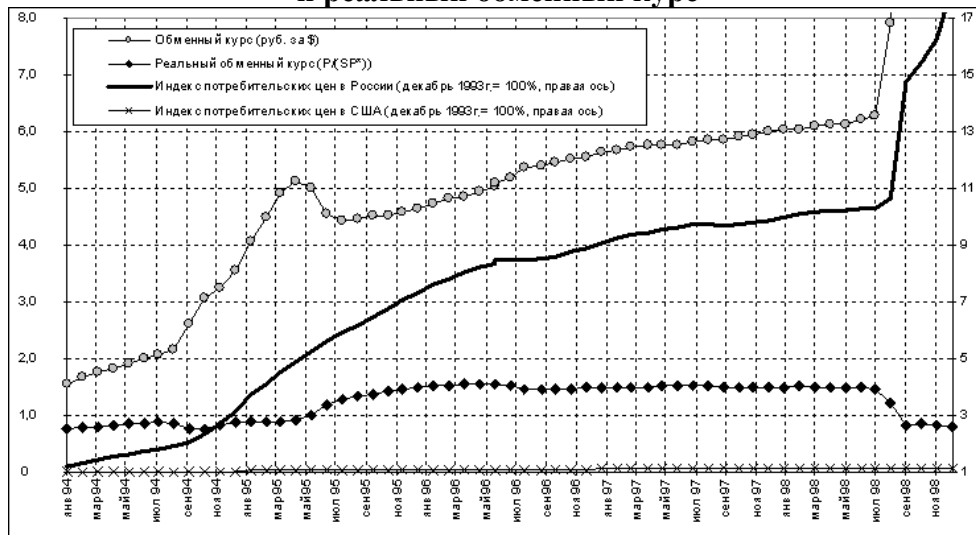
Зная коэффициенты, из уравнения (2) с использованием фактических значений логарифма реальной денежной базы определяем значения ряда w_t .

Уравнение паритета покупательной способности в рамках модели не оценивается и служит для определения реального обменного курса:

$$u_t = p_t - p_t^* - s_t \quad (15)$$

Рисунок 17

Внутренние и внешние цены, номинальный и реальный обменный курс



Ситуация на валютном рынке 1998 г. в значительной степени была взаимосвязана с ситуацией на рынке внутреннего долга. Премию за риск вложения в ГКО будем вычислять из уравнения (2) по формуле:

$$Pr_t = \tilde{i}_t - i_t^* \quad (16)$$

где \tilde{i}_t – скорректированная внутренняя процентная ставка, i_t^* – внешняя процентная ставка.

Для того чтобы связать валютный рынок с рынком внутреннего государственного долга, рассмотрим зависимость премии за риск от основного показателя, характеризующего ситуацию на валютном рынке, – золотовалютных резервов Центрального банка. При повышенном давлении на валютный курс (сокращение резервов) при условии, что возможны одновременный отказ от поддержания режима фиксированного обменного курса и объявление дефолта по внутреннему долгу, можно ожидать повышения напряженности на рынке ГКО, что должно отразиться в увеличении премии за риск. Кроме того, введенная таким образом премия за риск должна включать также ожидаемое изменение курса национальной валюты (в стандартной записи паритета процентных ставок).

Для оценки соответствующих зависимостей оценим уравнение (4), для этого предварительно проверим используемые ряды на стационарность:

Таблица 4

**Результаты теста Дикки–Фуллера на единичный корень
для переменных, входящих в уравнение регрессии для премии
за риск (после исключения незначимых лагов)**

	ADF-статистика	Критический уровень (5%)	Гипотеза о наличии единичного корня
Премия за риск	-2,625	-2,929	не отвергается
первая разность	-5,114	-2,929	отвергается
Золотовалютные резервы ЦБ РФ	-2,620	-2,929	не отвергается
первая разность	-4,245	-2,929	отвергается
Ожидаемый темп изменения обменного курса	-2,025	-2,929	не отвергается
первая разность	-4,715	-2,929	отвергается

Таким образом, для используемых рядов не отвергается гипотеза о нестационарности, что, как и для уравнения спроса на деньги, означает, что оценку уравнения следует проводить в разностях или исследовать ряды на коинтеграцию.

Таблица 5

**Результаты теста Йохансена на коинтеграцию премии за риск,
золотовалютных резервов и ожидаемого темпа
изменения обменного курса**

Тест Йохансена на коинтеграцию			
Отношение правдоподобия	Критический уровень (1%)	Коинтеграционные соотношения	Гипотеза
29,942	29,68	нет	Отвергается
12,026	15,41	не более одного	не отвергается

Результаты теста указывают на наличие коинтеграции в используемых рядах, поэтому оценки уравнения проводим в уровнях:

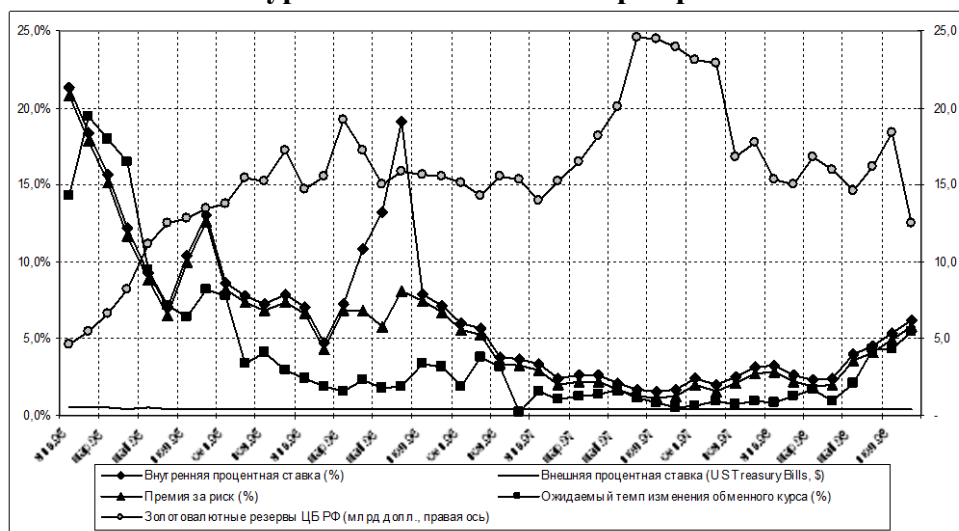
$$Pr_t = 0,079 - 0,0029 \cdot R_t + 0,607 \cdot (Es_{t+1} - s_t) + \varepsilon_t \quad (17)$$

(3,504) (-2,469) (5,531)

Период оценок	1995/01 – 1998/08	R ²	0,798
Количество наблюдений	44	Скорректированный R ²	0,789
		P-value для F-статистики	0,000

Рисунок 18

Процентная ставка, ожидаемое изменение обменного курса и золотовалютные резервы



Кроме того, премия за риск должна зависеть от переменных, характеризующих непосредственно ситуацию на рынке внутреннего долга – объема ГКО в обращении, доходов от размещения и расходов на обслуживание, характеристик бюджета – налоговых доходов и финансирования расходов. К сожалению, эконометрические оценки на рассматриваемом периоде при добавлении в уравнение (17) перечисленных переменных не позволили выявить соответствующие зависимости.

Уравнение предложения денег (5) будем использовать для расчета внутреннего кредита:

$$D_t = M_t - R_t S_t \quad (18)$$

где M_t – денежная база, R_t – золотовалютные резервы Центрального банка, S_t – обменный курс.

По формуле (8) рассчитываем избыточный спрос на денежную базу h_t . Для проверки гипотезы о том, что процесс h_t – это процесс авторегрессии первого порядка, был проведен анализ автокорреляционной и частной автокорреляционной функций, который показал наличие ровно одного значимого лага на графике частной автокорреляционной функции, при этом автокорреляционная функция носит экспоненци-

ально спадающий характер. Такой вид функций соответствует авторегрессионному процессу первого порядка, поэтому для h_t оцениваем уравнение (9):

$$h_t = 1,726 + 0,917 \cdot h_{t-1} \quad (19)$$

(7,613) (16,099)

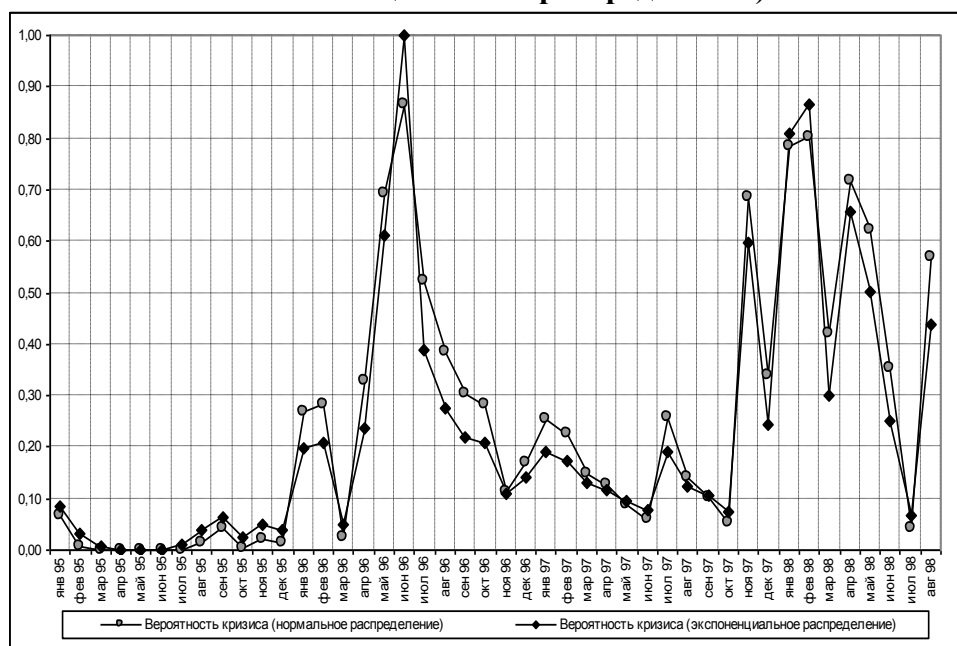
Период оценок	1995/01 – 1998/08	R ²	0,861
Количество наблюдений	44	Скорректированный R ²	0,857
		P-value для F-статистики	0,000

Далее по формуле (10) рассчитываем вероятность валютного кризиса, т.е. вероятность того, что плавающий обменный курс превысит фиксированный. Для того чтобы сравнить чувствительность результатов по отношению к типу распределения, предполагаемого для шоков, были проведены расчеты для нормального и экспоненциального распределений¹⁰. Результаты расчетов приведены на *рис. 19*.

¹⁰ Бланко и Гарбер использовали в своих расчетах нормальное распределение для введенной случайной переменной (см.: Blanco, Herminio and Peter M. Garber. Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso. *Journal of Political Economy*. 1986. Vol. 94, February. P. 148–66). Флад и Гарбер (см.: Flood, Robert and Peter Garber. Collapsing Exchange-Rate Regimes: Some Linear Examples. *Journal of International Economics*. 1984. Vol. 17. P. 1–13), а также Голдберг (см.: Goldberg, Linda S. Collapsing Exchange Rate Regimes: Shocks and Biases. NBER Working Paper, № 2702. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 1988) для упрощения вычислений использовали экспоненциальное распределение.

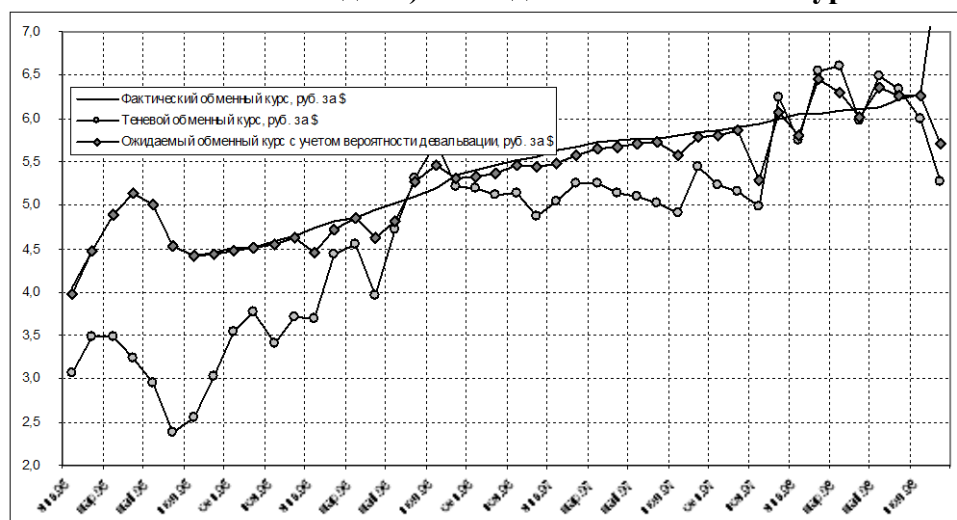
Рисунок 19

**Вероятность валютного кризиса (случаи нормального
и экспоненциального распределений)**



Зная вероятность девальвации и безусловное математическое ожидание теневого обменного курса, по формуле (11) можно вычислить ожидаемое значение обменного курса при условии возможной девальвации (с вероятностью π_{t+1}). Результаты расчетов теневого обменного курса и условного математического ожидания обменного курса приведены на рис. 20.

Рисунок 20

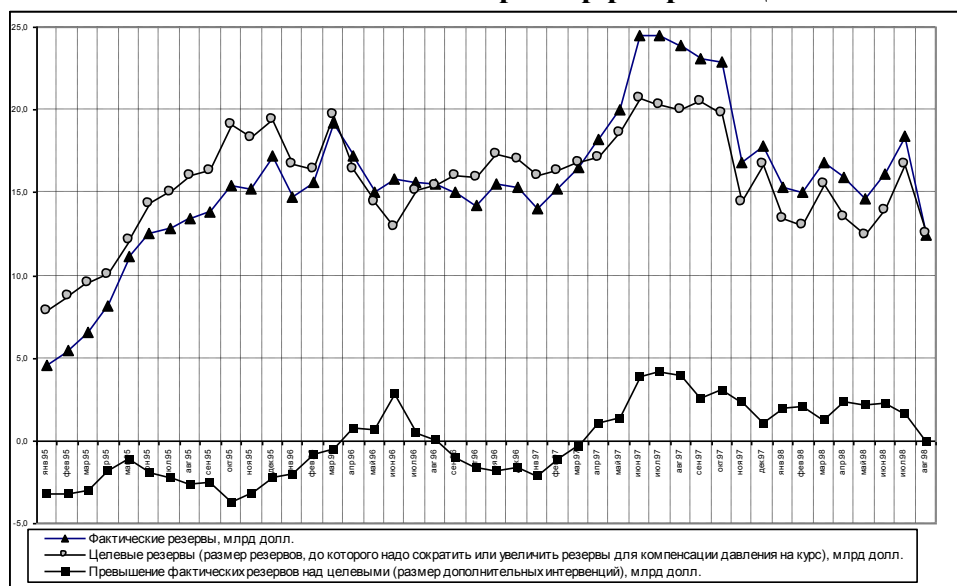
Фактический обменный курс, расчетные значения теневого (равновесного по модели) и ожидаемого обменного курса

Одним из основных параметров модели является минимально допустимый размер резервов, т.е. размер резервов, до которого Центральный банк будет поддерживать режим фиксированного обменного курса. В расчетах теневого обменного курса и вероятности девальвации в качестве такого размера резервов использовалось минимальное значение резервов в течение 6-ти месяцев. При этом теневой обменный курс служит оценкой плавающего обменного курса при условии, что Центральный банк переходит к режиму плавающего обменного курса в следующем периоде, сохраняя у себя в точности минимально допустимый объем резервов. Если подойти к решению этой задачи с другой стороны и искать ответ на вопрос – какого размера нужны интервенции в рамках данной модели, чтобы сбалансировать валютный рынок и рынок денег в данной модели на значении обменного курса, равном установленному в рамках фиксированного обменного курса, то можно вычислить целевой размер резервов – значение, обеспечивающее в рамках данной модели отсутствие давления на

курс. Результаты расчетов целевых резервов при решении уравнения¹¹ (12) приведены на *рис. 21*.

Рисунок 21

Фактический и целевой размер резервов ЦБ РФ



Анализируя полученные результаты, исследуемый период с января 1995 г. по август 1998 г. следует разбить на три подпериода, характеризующихся специфической динамикой рассматриваемых параметров:

1. Январь 1995 – июнь 1996 г. Этот период характеризуется постепенным увеличением теневого обменного курса с резким пиком в конце периода – перед президентскими выборами 1996 г.
2. Июль 1996 – июнь 1997 г. В этот период происходило уменьшение вероятности валютного кризиса при относительно стабильном теновом обменном курсе. При этом фактический размер резервов приблизительно соответствовал целевому, что означает стабильную ситуацию на валютном рынке – отсутствие стимулов к спекулятивным атакам и

¹¹ С использованием численных методов поиска корня нелинейного уравнения.

способность Центрального банка поддерживать установленный режим фиксированного обменного курса.

3. Июль 1997 – август 1998 г. Обострение ситуации на финансовых рынках Юго-Восточной Азии, начавшееся летом 1997 г. и приведшее к мировому финансовому кризису в конце 1997 г., слабо повлияло на ситуацию в России с точки зрения видимых причин (обменный курс, процентная ставка), произошло лишь снижение золотовалютных резервов ЦБ. При этом увеличение разрыва между фактическим обменным курсом и теневым значением можно рассматривать как создание и постепенное увеличение напряженности на валютном рынке. Мировой финансовый кризис осени 1997 г. привел к тому, что Центральный банк, поддерживая процентные ставки по внутреннему долгу на низком уровне, проводил большие по объему интервенции, компенсируя избыточный спрос на валюту нерезидентов, продававших свои пакеты ГКО. Соответственно вследствие сокращения резервов произошло увеличение вероятности кризиса, увеличилось расчетное значение теневого обменного курса, при этом давление на обменный курс по модели не было скомпенсировано полностью, а лишь несколько сократилось по сравнению с летом 1997 г.

Рост доходности на рынке ГКО в начале 1998 г., низкий (около 15 млрд долл.) размер золотовалютных резервов привели к тому, что проводимые интервенции в 1998 г. не компенсировали продолжающегося давления на обменный курс и приводили к увеличению теневого обменного курса и вероятности валютного кризиса. Периоды снижения вероятности девальвации соответствуют пополнениям резервов за счет внешних заимствований, причем следует отметить, что увеличения резервов в декабре 1997 г., марте и июле 1998 г. не привели к перманентному улучшению ситуации – в следующие месяцы теневой обменный курс и вероятность девальвации возвращались к своим повышенным значениям.

Принятые в августе 1998 г. решения о девальвации и дефолте по внутреннему долгу были, таким образом, в значительной мере обусловлены сложившейся на валютном рынке обстановкой и усугублены политическим кризисом и кризисом государственного долга. При этом,

как показывают расчеты, сокращение резервов Центрального банка вследствие интервенций на валютном рынке примерно соответствовало необходимому значению для устранения давления. Здесь следует учитывать, что данная модель описывает переход из одного равновесия в другое и не учитывает непосредственно ситуацию на рынке внутреннего долга. Обвальный характер происшедшего привел к тому, что Центральный банк был вынужден сначала изменить наклон валютного коридора, а затем отказаться от действовавшей схемы фиксированного обменного курса.

Учитывая полученные результаты, наиболее логичной альтернативой поведения Центрального банка РФ по отношению к ситуации на валютном рынке являлся отказ от действовавшего режима квазификсированного обменного курса в октябре–ноябре 1997 г. (возможно, без перехода к плавающему, но с изменением наклона валютного коридора) и меньший размер интервенций в тот же период. Результатом такой политики стало бы ослабление последствий девальвации по сравнению с 1998 г. и неизбежное увеличение процентных ставок на рынке внутреннего долга, что, однако, более соответствовало рыночной ситуации.

Сравнение выводов, полученных из модели, с эмпирическими фактами показывает удовлетворительную прогнозную способность модели. Модель довольно точно предсказывает периоды повышенной напряженности на валютном рынке. Как и для других эмпирических проверок моделей первого поколения, для России остается верным следующий вывод – постоянное давление на обменный курс, превышение теневого курса над установленным (фактическим) неизбежно приводит к девальвации, при этом основной причиной кризиса является несостоятельная политика правительства, в данном случае по отношению к ситуации на рынке государственного долга.

Среди основных недостатков модели и ее результатов следует отметить снижение вероятности кризиса в периоды, на которые приходятся пополнения резервов за счет внешних источников. С одной стороны, это не позволяет правильно предсказать предкризисные месяцы в 1998 г. (снижение вероятности девальвации в июле 1998 г.), но, с другой стороны, увеличение резервов в момент поступления кредита соответствует укреплению позиции Центрального банка по поддержанию фиксированного обменного курса, а значит, уменьшение вероятности девальвации обоснованно. Финансовый кризис включал не толь-

ко девальвацию рубля, но и банковский и бюджетный кризис, кризис внутреннего долга и политический кризис. Если предусмотреть и промоделировать последний можно только условно, то добавление в модель динамики показателей рынка ГКО, структуры активов и пассивов банковской системы и взаимосвязей между этими составляющими, возможно, позволит более полно описывать картину произошедшего и проводить более достоверное прогнозирование. Но подобный подход выходит далеко за рамки моделей первого поколения валютного кризиса и относится, скорее, к проблеме больших моделей макроэкономики в целом.

Влияние контроля за капиталом на уровень и волатильность доходности ГКО

Эмпирическое исследование влияния контроля за капиталом, представленное ниже, направлено на проверку гипотезы о том, что решения по либерализации российского рынка государственных ценных бумаг в 1996–1997 гг. оказали наибольшее влияние на волатильность процента на рынке, но не на уровень доходности.

Уровень доходности ГКО–ОФЗ определялся, главным образом, фундаментальными факторами. К их числу следует отнести уровень инфляции, дефицит федерального бюджета, эффекты ликвидности, политическую неопределенность и, особенно, в 1998 г. – премию за риск девальвации рубля и дефолта по государственным обязательствам. Приток (или отток) иностранного капитала на рынок российских государственных ценных бумаг вплоть до начала кризиса 1997–1998 гг., скорее, следовал за снижением (ростом) уровня доходности. В то же время изменения режима доступа иностранных инвесторов приводили к снижению (росту) волатильности рынка.

Согласно сложившемуся представлению, следствием либерализации внутреннего рынка является увеличение волатильности на рынке (см., например, *Mishkin, 1998; Bacchetta, 1998*). Ослабление контроля за движением капитала лишает возможности защитить рынок от неблагоприятных притоков и оттоков денег из страны. Это до некоторой степени подтверждает и развитие ситуации на рынке ГКО–ОФЗ в 1996–1998 гг. В то же время, если речь идет о сверхкоротких колебаниях котировок, например, ежедневных или внутрисдневных, то эф-

фekt от либерализации капитального контроля может быть противоположным.

В том случае, когда внутренний рынок недостаточно развит или относительно мал, появление на нем крупных участников может привести к снижению колебаний, по крайней мере, в краткосрочной перспективе. Это связано с увеличением ликвидности рынка и уменьшением колебаний котировок, вызванных скачками спроса и предложения. Чем больше на рынке присутствует агентов, активно занимающихся краткосрочными спекулятивными операциями, тем выше его ликвидность. Увеличение оборотов и абсолютных размеров сделок также способствует повышению ликвидности и снижению краткосрочной волатильности. Тем не менее, в более длительной перспективе, волатильность рынка может увеличиться, особенно если происходят значимые изменения фундаментальных факторов.

Оба эти процесса, по нашему мнению, проявились в России в период либерализации контроля над потоками капитала, т.е. на протяжении 1996–1998 гг. С одной стороны, облегчение доступа иностранных инвесторов на рынок ГКО–ОФЗ в 1996 г. способствовало снижению краткосрочных колебаний на рынок. Это подтверждает приводимый ниже анализ волатильности ежедневных доходностей этих инструментов. С другой стороны, начало мирового финансового кризиса в конце октября 1997 г. и полная либерализация участия иностранцев на рынке в этих условиях вызвали массированный отток капитала из России, сопровождавшийся ростом волатильности на рынке государственных ценных бумаг.

Цель данного раздела в том, чтобы оценить влияние основных этапов либерализации рынка внутреннего государственного долга на сверхкороткую волатильность доходностей ГКО. Для этого мы используем эконометрическую модель обобщенной авторегрессионной гетероскедастичности, хорошо подходящую для описания сверхкоротких колебаний временных рядов финансовых переменных.

Описание данных для исследования. Для оценки влияния изменения режима участия нерезидентов на волатильность доходности на рынке ГКО–ОФЗ исходные данные были взяты из базы информационного агентства «Финмаркет» по торгам на вторичном рынке (по всем торговым дням для каждой серии – средняя цена, средняя доходность, объем

торгов). Рассматриваемый период охватывает временной интервал с 18 мая 1993 г. по 14 августа 1998 г.

По методике Министерства финансов РФ доходность к погашению рассчитывается по формулам:

$$R_d = \left(\frac{100}{P_t} - 1 \right) \cdot \frac{365}{T} \cdot 100\% \quad \text{— для дисконтных облигаций (ГКО),}$$

$$R_c = \left(\frac{100 + C}{P_t + c_t} - 1 \right) \cdot \frac{365}{T'} \cdot 100\% \quad \text{— для купонных облигаций (ОФЗ–ПК и ОФЗ–ПД),}$$

где P_t – цена облигации в день t (в % от номинала), T – срок до погашения в днях, C – купонный платеж, (в % от номинала), c_t – накопленный купонный доход на день t (в % от номинала) и T' – срок до даты выплаты купона или погашения в днях.

Наиболее спорной представляется формула для расчета доходности ОФЗ. В ней цена облигации в день выплаты очередного купона принимается равной номиналу, что не соответствует реальности. Кроме того, доходность таких бумаг, на наш взгляд, не представляется возможным аккуратно рассчитать, так как следующие купонные выплаты неизвестны в течение практически всего текущего периода. Поэтому в дальнейшем облигации федерального займа с переменным и постоянным купонным доходом (ОФЗ) исключаются из рассмотрения, и мы будем работать только с дисконтными ценными бумагами – ГКО.

Принятая Минфином РФ формула расчета доходности государственных казначейских облигаций представляет собой формулу для расчета доходности в годовом выражении по правилу простого процента. Поэтому для расчета доходности к погашению ГКО мы будем пользоваться другой формулой, дающей эффективную доходность к погашению (т.е. рассчитанную по правилу сложного процента). Данная формула принята в большинстве исследований динамики доходности и временной структуры доходности ценных бумаг:

$$R_d = \frac{-\log P_t}{T/365}, \quad \text{где } P_t \text{ — цена облигации в долях от единицы.}$$

В январе 1997 г. вступил в силу закон о налогообложении доходов по государственным ценным бумагам, что сразу же отразилось на ценах новых выпусков облигаций. Дисконтный доход облагается по фиксированной ставке 15%. Мы будем предполагать, что данная бумага

после покупки будет держаться до погашения. В таком случае налог равен 15% от разницы между номиналом и текущей ценой облигации. Для получения сопоставимых рядов доходности с предыдущими выпусками государственных облигаций эта сумма будет прибавляться к цене, и уже новое значение использоваться для расчета доходности.

Средневзвешенная доходность рынка ГКО в день t определяется по формуле:

$$R_t = \frac{1}{V} \sum_i R_d^{i,t} V^{i,t},$$

где V – общий объем торгов на вторичном рынке по всем сериям ГКО в день t , $R_d^{i,t}$ – доходность по i -ой облигации в день t , $V^{i,t}$ – объем торгов по i -ой облигации в день t .

Динамика средневзвешенной доходности ГКО в мае 1993 – августе 1998 г. показана на *рис. 22*.

Рисунок 22



Оценка влияния контроля за капиталом на волатильность рынка ГКО

Проверка ряда доходности на стационарность. Проверка исходного ряда ежедневной средневзвешенной доходности к погашению ГКО выявила наличие единичного корня. Статистика расширенного теста Дикки–Фуллера (см. *Mills, 1993*) для ряда R_t составляет $-2,67$ при критическом значении для неприятия нулевой гипотезы о наличии единичного корня на уровне 95%, равном $-2,86$. Таким образом, для дальнейшего исследования мы перешли к новой переменной – первым разностям средневзвешенной доходности ГКО, $r_t = D(R_t) = R_t - R_{t-1}$.

Влияние различных режимов допуска нерезидентов на изменение уровня доходности. Для нашего исследования мы выделили три момента времени, характеризующие изменения в движении иностранного капитала на рынке государственных ценных бумаг в России в 1993–1998 гг.:

- 1) 7 февраля 1996 г.;
- 2) 15 августа 1996 г.;
- 3) 1 января 1998 г.

Первая и вторая точки соответствуют этапам либерализации допуска нерезидентов на рынок ГКО–ОФЗ, а третья точка соответствует моменту начала финансового кризиса и характеризует начало массированного оттока капитала из России.

В регрессионном уравнении эти точки отмечаются логическими переменными D_{1t} , D_{2t} и D_{3t} . Все эти переменные имеют ступенчатый вид:

$$D_i = \begin{cases} 0, & t < t_i \\ 1, & t \geq t_i \end{cases},$$

где $i = 1, 2, 3$, а t_i – это момент наступления соответствующего этапа либерализации.

Для исследования волатильности доходности мы воспользуемся спецификацией модели, близкой к предложенной Эдвардсом для изучения влияния контроля за капиталом в Аргентине и Чили (см. *Edwards, 1998*):

$$r_t = \theta + \sum \delta_i x_{it} + \varepsilon_t$$

$$\sigma(\varepsilon)_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \sum \gamma_i y_{it} + \eta_t.$$

Такая запись соответствует модели с обобщенной условной авторегрессионной дисперсией (GARCH) (см. *Harvey, 1993*).

Мы рассмотрели два варианта модели GARCH со скользящими средними пятого порядка для первых разностей доходностей и различными спецификациями уравнения условной дисперсии доходности:

$$r_t = a_o + \sum_{\tau=1}^5 \lambda_{\tau} \varepsilon_{t-\tau} + \varepsilon_t \quad (20)$$

$$\sigma_t^2 = c + \beta \varepsilon_{t-1}^2 + \delta \sigma_{t-1}^2 + b_1 D_{1t} + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + c_1 R_t + c_2 \Delta V_t + \eta_t \quad (21)$$

где λ_{τ} коэффициент при члене τ -го порядка скользящего среднего, ΔV_t – прирост объема торгов. Необходимость включения прироста объема торгов в число факторов, объясняющих волатильность, связана с тем, что моменты либерализации допуска нерезидентов на внутренний рынок ценных бумаг соответствуют периодам перехода объемов торговли на качественно новый уровень. Включение в перечень объясняющих переменных средневзвешенной доходности R_t обусловлено интуитивным соображением, что при более высоких доходностях рынок государственных бумаг имеет более выраженный спекулятивный характер.

Как видно из оценок уравнений 20–21, приведенных в *табл. 6*, среди логических переменных, отвечающих за изменение контроля над капиталом, значимыми оказались лишь D_{2t} и D_{3t} . Переменная D_{1t} статистически незначима, что означает отсутствие эффекта на волатильность от первоначального допуска нерезидентов. Переменные D_{2t} и D_{3t} имеют знаки, отвечающие экономической интуиции: расширение присутствия иностранных инвесторов в августе 1996 г. оказало положительное влияние на ликвидность рынка государственных бумаг, и его волатильность снизилась. Этому соответствуют отрицательный знак коэффициента b_2 . В то же время дополнительные шаги по либерализации рынка, предпринятые в условиях кризиса, привели к росту волатильности, что отражается отрицательным знаком коэффициента b_3 . Таким образом, полная либерализация рынка ГКО–ОФЗ, произошедшая 1 января 1998 г., не дала благоприятного эффекта.

Таблица 6

Коэффициент	Уравнение 20*	Уравнение 21*
a_0	-0,0003 (-0,75)	
λ_1	-0,05 (-1,43)	
λ_2	-0,23 (-6,63)	
λ_3	-0,03 (-0,72)	
λ_4	0,07 (2,26)	
λ_5	-0,06 (-2,14)	
b_1		$2,5 \cdot 10^{-6}$ (0,009)
b_2		-0,001 (-3,72)
b_3		$8,8 \cdot 10^{-5}$ (2,18)
c_0		0,0009 (3,65)
β		0,31 (11,99)
δ		0,51 (12,34)
c_1		0,0009 (7,13)
c_2		-0,0016 (-12,45)

* В скобках указана t-статистика. Число наблюдений равно 970, $DW = 2,04$, $AIC = -5,02$, $BIC = -4,94$.

Оценки уравнения (20) демонстрируют отсутствие сдвига в приросте доходности (a_0 статистически незначимо отличен от 0), наличие автокорреляции и автокорреляционную зависимость (в основном отрицательную) для необъясненных факторов.

Оценки уравнения (21) позволяют рассмотреть влияние доходности и эффект от изменения объемов ежедневных торгов на волатильность. Темп прироста ежедневных оборотов связан, по меньшей мере, с двумя эффектами: притоком новой информации на рынок и изменениями его ликвидности. И то, и другое само по себе обуславливает гетероскедастичность ряда доходностей. Для многих финансовых рынков закономерно увеличение волатильности при резких приростах оборотов, что обычно связывается с эффектом поступления новой информации (см. *Lamoureux & Lastrapes, 1990*).

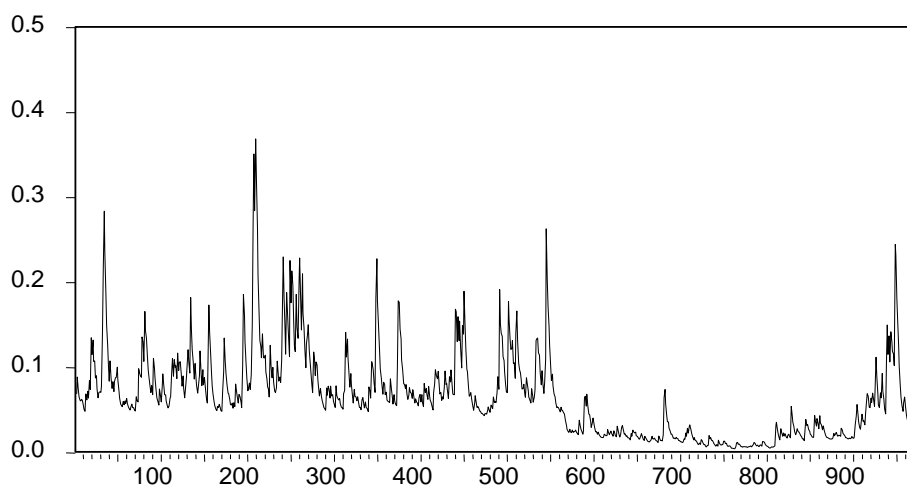
Коэффициенты при средневзвешенной доходности и приросте оборотов высоко значимы. Коэффициент при R_t имеет положительный знак, что вполне соответствует экономической интуиции: чем выше доходность, тем, как правило, больше разброс ее колебаний. Отрицательный знак при ΔV_t отражает преимущественно сглаживающее влияние на доходность со стороны эффекта ликвидности, доминирующего над эффектом притока новой информации.

Коэффициенты GARCH β и δ также значимы и положительны, причем $\beta < \delta$. Это означает, что новая информация об ошибке ε_t не столь значительно меняет предыдущую оценку ожидаемой дисперсии доходности σ_t^2 . Сумма коэффициентов GARCH близка к 0.8, что отражает высокую степень инерционности (persistence) условных оценок волатильности.

График смоделированного условного стандартного отклонения остатков для уравнения (21) приведен на *рис. 23*.

Рисунок 23

Условное стандартное отклонение



1. Временной ряд ежедневной средневзвешенной доходности ГКО имеет единичный корень. Ряд первых разностей стационарен и близок к нормально распределенной случайной величине.

2. Изменение режима допуска нерезидентов на рынок ГКО–ОФЗ не оказало статистически значимого влияния на изменение уровня доходности ГКО.

3. Изменение в контроле за движением капитала на рынок ГКО–ОФЗ влияло на волатильность доходности ГКО. Допуск нерезидентов в 1996 г. имел положительное воздействие, в то время как дальнейшая либерализация в конце 1997 – начале 1998 г. привела к росту волатильности и неопределенности на рынке.

4. Изменение направления потока капитала в первый момент проявляется в изменении объемов сделок на рынке.

Уязвимость российской банковской системы

Как показали события второй половины 1998 г., российская банковская система оказалась сильно уязвима при валютном кризисе. Фактически мы стали свидетелями кризисов-близнецов (*'twin crises'*)¹² – валютного и банковского. Уже в сентябре–октябре 1998 г. ряд крупнейших российских банков, входивших в 1997–1998 гг. в число двадцати крупнейших российских банков, столкнулся с серьезными проблемами ликвидности и/или платежеспособности и прекратил свое существование. Среди них: «Инкомбанк», «ОНЭКСИМ», «СБС-Агро», «Менатеп», «Российский кредит», Промстройбанк РФ, «Межкомбанк», «Юнибест» и др. Всего за период с сентября 1998 г. до конца 1999 г. число действующих кредитных организаций сократилось на 207 банков (с 1556 до 1349).

Созданное в октябре 1998 г. Агентство по реструктуризации кредитных организаций (АРКО) приступило к работе с проблемными банками лишь летом 1999 г. В число наиболее крупных коммерческих банков, ставших его клиентами, вошли «Альфа-банк», «СБС-Агро»,

¹² Kaminsky, Reinhart (1999). The twin crises: The causes of banking and balance-of-payments problems. *American Economic Review*, 89. P. 473–500.

«Возрождение», «Российский кредит». Однако средств АРКО (10 млрд рублей) для поддержки даже этих банков недостаточно.

Для анализа основных причин, определивших уязвимость российской банковской системы во время финансового кризиса в августе 1998 г. и ее развитие в послекризисный период, в данном разделе мы рассмотрим основные характеристики сводного баланса банковской системы в 1995–1999 гг. Далее мы проанализируем влияние отдельных макроэкономических переменных, показателей сводного баланса банковской системы и структуры баланса отдельных банков на вероятность возникновения проблем у ряда крупнейших российских банков в 1997–1998 гг.¹³.

Эконометрическая модель российского банковского кризиса

Цели и задачи исследования. Целью настоящего исследования является выявление факторов, определявших возникновение проблем у отдельных российских банков в 1997–1998 гг., на основе эконометрических методов анализа панельных данных. Основная гипотеза заключается в том, что детерминанты банковского кризиса существовали на трех уровнях: микро (балансовые показатели отдельного банка), мезо (характеристики сводного баланса банковской системы) и макро (изменение макроэкономических переменных), характер развития кризисных процессов определялся совместным влиянием и динамикой всех уровней.

Для достижения поставленной цели решаются следующие задачи:

- выбор набора признаков, соответствующих понятию «проблемного банка»;
- анализ и выявление факторов, определяющих вероятность возникновения проблем у отдельных банков на всей выборке;

¹³ Подробный анализ состояния российской банковской системы в условиях кризиса в 1998 г. на микроуровне представлен в отчете ИЭПП по теме №10 «Банковский кризис в России и его последствия, меры по преодолению банковского кризиса. Проблемы посткризисной адаптации банковской системы». История и основные особенности развития банковской системы РФ в 1988–1998 гг. рассмотрена в работе: *Матовников М., Михайлов Л., Сычева Л., Тимофеев Е.* Российские банки: 10 лет спустя. М., 1998.

- анализ и выявление факторов, определяющих вероятность возникновения проблем у отдельных банков на подвыборках (по периодам, по группам банков).

Данные для исследования. Данные по балансам отдельных коммерческих банков собраны из рейтингов российских банков, подготовленных ИЦ «Рейтинг», публикуемых в газете «Интерфакс-АиФ», журналах «Коммерсантъ-Деньги», «Компания», «Профиль», «Эксперт», а также из балансов коммерческих банков, размещенных на Интернет-сайте Центрального банка РФ. Рассматриваются показатели за восемь кварталов 1997–1998 гг. Всего для исследования взято 26 информационно открытых коммерческих банков, 18 из которых представляют Москву: «Автобанк» (Москва, 15-е место)¹⁴, «Альфа-банк» (Москва, 16), «БалтОНЭКСИМбанк» (Санкт-Петербург, 58), «Башкредитбанк» (Уфа, 35), «Возрождение» (Москва, 24), «Гута-банк» (Москва, 31), «Еврофинанс» (Москва, 42), «Инкомбанк» (Москва, 2), «Кузбасспромбанк» (Кемерово, 56), «МДМ-банк» (Москва, 50), «Международный промышленный банк» (Москва, 7), «Межкомбанк» (Москва, 29), «Менатеп» (Москва, 6), «Мосбизнесбанк» (Москва, 12), «Мост-банк» (Москва, 14), «МФК» (Москва, 10), «Нижегородпромстройбанк» (Нижний Новгород, 65), «ОНЭКСИМбанк» (Москва, 4), Первое О.В.К. (Москва), «Петровский» (Санкт-Петербург, 51), Промстройбанк РФ (Москва, 19), «Промышленно-строительный банк (Санкт-Петербург, 26), «Российский кредит» (Москва, 5), «Тверьуниверсалбанк» (Тверь), Челябиндбанк (Челябинск, 37), «Юнибест» (Москва, 47).

Совокупные активы рассматриваемых коммерческих банков составляли около 40,6% активов всей банковской системы РФ (на 1 августа 1998 г., без учета Сбербанка РФ). Девять банков («Инкомбанк», «Кузбасспромбанк», «Межкомбанк», «Менатеп», «Мосбизнесбанк», «ОНЭКСИМбанк», Промстройбанк РФ, «Российский кредит», «Юнибест») испытали серьезные проблемы в результате кризиса осенью 1998 г., вклады населения из этих банков были переведены в Сбербанк РФ, большинство из них были лишены лицензии. Два банка (Первое О.В.К. и «Тверьуниверсалбанк») в 1997–1998 гг. не входили в первую

¹⁴ Место по объему активов-нетто на 1 июля 1998 г. среди 100 крупнейших коммерческих банков РФ (рейтинг «Интерфакс-АиФ», 1998. № 38).

сотню крупнейших банков РФ и представляют мелкие и средние банки. Таким образом, представленная выборка, на наш взгляд, является в достаточной степени репрезентативной для анализа факторов, влиявших на вероятность возникновения проблем у российских банков.

Данные о сводных показателях банковской системы и макроэкономических переменных взяты из материалов Центрального банка РФ и Госкомстата РФ.

Определение «проблемного банка». Одной из ключевых задач при эконометрическом анализе банковских кризисов является определение набора признаков, характеризующих понятие «проблемного банка». Особенностью рассматриваемой выборки является тот факт, что наблюдавшиеся кризисные явления у выбранных банков происходили в один и тот же период – III–IV кварталы 1998 г. – и продолжались в дальнейшем, за пределами изучаемого периода времени. Таким образом, применение стандартных правил определения проблемного банка (отзыв лицензии, ликвидация банковского учреждения) не позволяет нам выделить такие случаи. В частности, решительные меры со стороны Центрального банка РФ по отношению к 8 упомянутым банкам из нашей выборки были предприняты лишь в 1999 г. (за исключением «Инкомбанка»).

Для преодоления данной проблемы и обеспечения достаточного числа точек с «проблемными банками» мы выбрали следующие четыре показателя в качестве индикаторов возникновения у банка проблем:

- 1) в III–IV квартале 1998 г. – все 8 банков, испытывавших серьезные проблемы с ликвидностью, у которых впоследствии были отозваны лицензии, либо они попали под управление со стороны АРКО;
- 2) отрицательный балансовый капитал в текущем квартале;
- 3) предоставление в текущем квартале коммерческому банку кредитов Банка России;
- 4) доля просроченных платежей в текущем квартале превышает 5% от общего объема МБК, платежей клиентам или кредитов ЦБ РФ.

Выбор данных показателей, на наш взгляд, в достаточной мере отражает вероятность возникновения проблем у банка. В частности, отрицательный балансовый капитал в условиях набега на банк приводит к невозможности выполнить все обязательства даже при полной ликвидности всех активов. Предоставление кредитов ЦБ РФ является признаком проблем с текущей ликвидностью у банка. Эта же ситуация от-

ражается наличием просроченных платежей по обязательствам или поручениям клиентов. Кроме того, высокая доля просроченной задолженности может быть связана с невозможностью привлечения банком новых средств на межбанковском рынке, поскольку другие банки рассматривают кредиты такому банку как слишком рискованные.

Всего по выбранным четырем показателям выделено 82 точки на всем периоде наблюдений (из 26 банков × 8 кварталов = 208 наблюдений), в том числе 35 – среди 17 «выживших» банков (из 136 наблюдений), 47 – у 9 проблемных банков (из 72 наблюдений).

Объясняющие факторы. В соответствии с принятой гипотезой мы рассматривали три группы факторов, определявших вероятность возникновения проблем у банков: микрофакторы (балансовые показатели отдельного банка), мезофакторы (характеристики сводного баланса банковской системы) и макрофакторы (изменение макроэкономических переменных)¹⁵. Всего рассматривалось 48 переменных (см. табл. 7), в том числе 21 показатель баланса отдельного коммерческого банка, 11 показателей баланса банковской системы, 16 макроэкономических показателей.

Таблица 7

Микрофакторы	Мезофакторы	Макрофакторы
1. Доля иностранных активов в общем объеме активов	1. Доля иностранных активов в общем объеме активов банковской системы	1. Темп прироста номинального обменного курса рубля за квартал
2. Доля остатков на корреспондентских счетах в банках-нерезидентах в общем объеме активов	2. Доля иностранных обязательств в общем объеме обязательств банковской системы	2. Темп прироста реального курса рубля за квартал
3. Доля остатков на счетах в ЦБ РФ в общем объеме активов	3. Отношение прибыли всей банковской системы за квартал к активам банковской системы на конец квартала	3. Средневзвешенная доходность ГКО-ОФЗ к погашению за квартал
4. Доля кредитов нефинансовому сектору в общем объеме активов	4. Доля кредитов нефинансовому сектору в общем объеме активов банковской системы	4. Темп прироста индекса интенсивности промышленного производства за квартал

¹⁵ Аналогичный подход использовался в работах: Demirguc-Kunt., A., E. Detragiache. The determinants of banking crises in developing and developed countries. IMF Staff Papers, 1998. № 45 P. 81–109; Gonzalez-Hermosillo, B., C. Pazarbasioglu, R. Billings. Determinants of banking system fragility: A case study of Mexico. IMF Staff Papers, 1997. № 44. P. 295–314.

Таблица 7 продолжение

Микрофакторы	Мезофакторы	Макрофакторы
5. Доля просроченных кредитов нефинансовому сектору в общем объеме активов	5. Доля просроченных кредитов нефинансовому сектору в общем объеме активов банковской системы	5. Темп прироста реального ВВП за квартал
6. Доля вложений в федеральные государственные ценные бумаги в общем объеме активов	6. Доля средств бюджетов всех уровней и внебюджетных фондов в общем объеме обязательств банковской системы	6. Доля M_0 в M_2 на конец квартала
7. Доля вложений в ценные бумаги в общем объеме активов	7. Доля депозитов населения в общем объеме обязательств банковской системы	7. Сальдо торгового баланса РФ за квартал
8. Доля обязательств в иностранной валюте в общем объеме обязательств	8. Реальный темп прироста задолженности банковскому сектору	8. Реальный темп прироста объема государственного внутреннего долга РФ за квартал
9. Отношение иностранных обязательств к активам	9. Реальный темп прироста простроченной задолженности банковскому сектору	9. Темп прироста индекса фондового рынка (РТС-1) за квартал
10. Доля обязательств перед банками-нерезидентами в общем объеме обязательств	10. Реальный темп прироста кредитов нефинансовому сектору	10. Темп прироста индекса потребительских цен за квартал
11. Доля межбанковских кредитов в общем объеме обязательств	11. Разница в темпах прироста кредитов нефинансовому сектору и депозитов населения	11. Реальный темп прироста узкой денежной базы за квартал
12. Доля средств нефинансового сектора в общем объеме обязательств		12. Темп прироста золотовалютных резервов ЦБ РФ за квартал
13. Доля средств бюджетов всех уровней и внебюджетных фондов в общем объеме обязательств		13. Средневзвешенная ставка по кредитам нефинансовому сектору
14. Доля депозитов населения в общем объеме обязательств		14. Средневзвешенная ставка по депозитам физических лиц
15. Доля банковских долговых обязательств в общем объеме обязательств		15. Разница между средневзвешенными ставками по кредитам нефинансовому сектору и по депозитам физических лиц
16. Отношение прибыли за квартал к активам на конец квартала		16. Средневзвешенная ставка по однодневным рублевым МБК
17. Отношение обязательств по поставке денежных средств нерезидентам к активам		
18. Реальный темп прироста кредитов нефинансовому сектору		
19. Разница в темпах прироста кредитов нефинансовому сектору и депозитов физических лиц		

Таблица 7 продолжение

Микрофакторы	Мезофакторы	Макрофакторы
20. Доля активов банка в совокупном объеме активов банковской системы (без Сбербанка РФ)		
21. Разница между темпами прироста кредитов нефинансовому сектору у данного коммерческого банка и темпом прироста кредитов нефинансовому сектору по всей банковской системе		

Методология исследования. Для выявления количественной оценки влияния факторов на вероятность возникновения проблем у банка мы будем использовать методы оценки регрессионных моделей с бинарной эндогенной переменной¹⁶. В общем виде такая модель может быть записана как:

$$P(Y = 1) = P(\mathbf{Z})$$

$$\mathbf{Z} = \beta\mathbf{X}$$

где $P(\mathbf{Z})$ – функция плотности вероятности для события, выраженного бинарной переменной Y ($Y=1$ – возникновение проблем у банка, $Y=0$ – проблемы не возникли), \mathbf{X} – вектор объясняющих переменных. Оценки вектора коэффициентов β получаются с помощью метода максимального правдоподобия. В общем случае вид функции плотности вероятности неизвестен, однако, для упрощения записи функции правдоподобия наиболее часто используется логистическая функция (*logit model*):

$$P(\mathbf{Z}) = \frac{e^{\beta\mathbf{X}}}{1 + e^{\beta\mathbf{X}}}.$$

Проблема в нашем случае заключается в том, что мы работаем с панельными данными, и пренебрегать зависимостью между данными для одного и того же банка в разные моменты времени нельзя. В то же время, поскольку мы не используем лаговые переменные, вероятность

¹⁶ Подробнее об эконометрических методах оценки регрессионных уравнений с бинарной эндогенной переменной см.: Johnston, J., J. DiNardo. *Econometric Methods*. McGraw-Hill, Inc., 1997.

события оценивается в зависимости от значений факторов, наблюдаемых в тот же период времени, можно пренебречь межвременной зависимостью между наблюдениями без ущерба для статистических качеств оценок¹⁷.

Спецификация логит-моделей для панельных данных была предложена Чамберлейном в 1980 г.¹⁸ Он показал, что стандартная логит-модель при оценке панельных данных приводит к несостоятельным оценкам, если число наблюдений в каждой из групп мало (в нашем случае – не более 8 наблюдений (по числу кварталов) на один банк). Предположим, что выборка состоит из групп данных и может быть оценена с помощью следующей линейной регрессии:

$$P(y_i = 1) = P(\beta \mathbf{x}_i + a_i),$$

где i – номер группы (в нашем случае – банка). Параметр a_i отвечает за специфические характеристики i -ой группы и постоянен для всех наблюдений данной группы (в нашем случае – для всех кварталов для одного банка). Стандартная логит-модель не учитывает такие специфические эффекты, и оценки коэффициентов β будут смещены, как в случае пропущенных переменных (*omitted variable bias*).

Чамберлейн предложил для решения данной проблемы «условную» логит-модель (*'conditional' logit model*), с отдельной константой для каждой группы (в нашем случае – для каждого банка¹⁹), т.е. введение в модель так называемых «фиксированных эффектов» (*fixed effects*):

$$P(Y = 1) = \frac{e^{d_i}}{1 + e^{d_i}}.$$

$$d_i = a_i + \beta \mathbf{X}$$

¹⁷ Estrella, A., A. Rodrigues. Consistent covariance matrix estimation in probit models with autocorrelated errors, Unpublished manuscript, 1998.

¹⁸ Chamberlain, G. Analysis of covariance with qualitative data. Review of Economic Studies, 1980. № 47. P. 225–238.

¹⁹ Хеффернан рассматривал в качестве групп не отдельные банки, а группировку всех проблемных банков и всех банков, не имевших проблем, т.е. всего две группы (Heffernan, S. An econometric model of bank failure. Economic and Financial Modelling, Summer 1995. P. 49–82).

Функция правдоподобия для такой спецификации логит-модели строится на условном распределении данных, причем распределение a_i не является независимым от x^{20} .

Результаты оценки уравнений. В табл. 8 приведены оценки трех моделей, в которых факторы статистически значимы на 10%-ном уровне значимости²¹. Модель №1 была оценена на всей имеющейся выборке данных: 26 банков × 8 кварталов, всего 208 наблюдений. Модель №2 оценена на выборке, включающей только банки, «пережившие» кризис осенью 1998 г.: 17 банков × 8 кварталов = 136 наблюдений («Автобанк», «Альфа-банк», «БалтОНЭКСИМбанк», Башкредитбанк», «Возрождение», «Гута-банк», «Еврофинанс», «МДМ-банк», «Международный промышленный банк», «Мост-банк», «МФК», «Нижегородпромстройбанк», Первое О.В.К., «Петровский», «Промышленно-строительный банк (Санкт-Петербург), «Тверьуниверсалбанк», «Челиндбанк», «Юнибест»). Модель №3 оценена на выборке, включающей только банки, потерпевшие крах в 1998 г. («Инкомбанк», «Кузбасспромбанк», «Межкомбанк», «Менатеп», «Мосбизнесбанк», «ОНЭКСИМбанк», Промстройбанк РФ, «Российский кредит», «Юнибест»), всего 72 наблюдения (9 банков × 8 кварталов).

Таблица 8

	Модель №1	Модель №2	Модель №3
Число наблюдений $Y = 1$	82	35	47
Число наблюдений $Y = 0$	126	101	25
C	-3,300 (-5,06)	-6,387 (-4,81)	-5,712 (-2,64)
a_1	-2,655 (-1,98)	–	–
a_2	-4,024 (-2,79)	–	–

²⁰ Подробнее об оценке моделей с бинарной эндогенной переменной на панельных данных см. Hamerle, A., G. Ronning. Panel analysis for qualitative variables. In: Handbook of Statistical Modeling for the Social and Behavioral Sciences, ed. by G. Arminger, C. Clogg, M. Sobel. NY: Plenum Press, 1995. P. 401–451.

²¹ В регрессионных моделях с бинарной зависимой переменной уровень значимости коэффициентов принимается несколько ниже, чем в обычных регрессиях и в анализе временных рядов.

Таблица 8 продолжение

	Модель №1	Модель №2	Модель №3
a₄	7,439 (3,25)	6,728 (3,14)	–
a₅	–	2,232 (2,20)	–
a₇	-3,282 (-2,72)	–	–
a₁₀	–	2,193 (3,13)	–
a₁₃	2,469 (2,11)	–	–
a₁₅	–	4,229 (4,17)	–
a₁₆	–	1,989 (2,92)	–
a₁₈	–	–	-3,317 (-2,62)
a₂₀	–	3,918 (4,17)	–
a₂₃	–	–	-2,450 (-2,08)
a₂₆	2,877 (2,92)	–	–
ACBN_L	-14,271 (-3,65)	–	–
FL_A	13,279 (5,15)	–	6,611 (1,81)
B_L	-14,467 (-2,27)	-12,328 (-2,14)	-38,852 (-1,81)
PD_L	8,081 (3,31)	–	–
DCIA	27,273 (1,84)	–	9,486 (2,69)
FS_A	–	9,506 (3,33)	–
S	–	83,707 (3,07)	–
R_D	0,187 (2,54)	–	209,18 (1,85)
R_{GKO}	–	62,306 (3,38)	–
R_{MBK}	–	22,026 (2,03)	–
McFadden R²	0,357	0,532	0,328

Таблица 8 продолжение

	Модель №1	Модель №2	Модель №3
LR-статистика	99,59 (6,7·10 ⁻¹⁶)	82,59 (4,6·10 ⁻¹³)	30,54 (3,1·10 ⁻⁵)
Тест Хосмера–Лемешоу	7,162 (0,519)	2,608 (0,957)	5,828 (0,666)
Процент успеха	80,29%	87,50%	79,17%

Примечания:

1. c – свободный член, a_i – «фиксированные эффекты» для отдельных банков, $ACBN_L$ – доля остатков на корреспондентских счетах в банках-нерезидентах в общем объеме активов, FL_A – отношение иностранных обязательств к активам, B_L – доля средств бюджетов всех уровней и внебюджетных фондов в общем объеме обязательств, PD_L – доля депозитов населения в общем объеме обязательств, $DCIA$ – разница между темпами прироста кредитов нефинансовому сектору у данного коммерческого банка и темпом прироста кредитов нефинансовому сектору по всей банковской системе, FS_A – доля вложений в федеральные государственные ценные бумаги в общем объеме активов, S – доля активов банка в совокупном объеме активов банковской системы (без Сбербанка РФ), R_D – средневзвешенная ставка по депозитам физических лиц, R_{GKO} – средневзвешенная доходность ГКО-ОФЗ к погашению, $R_{МВК}$ – средневзвешенная ставка по однодневным рублевым МБК.

2. В уравнениях оставлены только статистически значимые (на 10%-ном уровне значимости) «фиксированные эффекты» для отдельных банков. Номера банков: 1 – «Автобанк», 2 – «Альфа-банк», 4 – «Башкредитбанк», 5 – «Возрождение», 7 – «Еврофинанс», 10 – «МДМ-банк», 13 – «Менатеп», 15 – «Мост-банк», 16 – «МФК», 18 – «ОНЭКСИМбанк», 20 – «Петровский», 23 – «Российский кредит», 26 – «Юнибест».

3. В скобках приведены значения t-статистики для оценок коэффициентов, для LR-статистики и теста Хосмера–Лемешоу – уровень значимости.

4. LR-статистика (*Likelihood Ratio statistics*), тест Хосмера–Лемешоу (*Hosmer-Lemeshow test*)²² – показатели качества моделей с бинарной зависимой переменной. LR-статистика является аналогом F-статистики, статистика теста Хосмера–Лемешоу имеет распределение χ^2 и показывает уровень различия между фактическими и оцененными значениями зависимой переменной по обеим группам (нули и единицы). Большие значения статистики теста (низкий уровень значимости) свидетельствуют о значительном расхождении фактических значений зависимой переменной и оценок вследствие неправильной спецификации модели.

5. Процент успеха – доля правильно предсказанных значений зависимой переменной (пороговое значение для принятия равенства зависимой переменной единице – 0,5).

²² Hosmer, D., S. Lemeshow. Applied Logistic Regression. John Wiley & Sons, 1989.

Оценки модели №1 показывают, что вероятность возникновения проблем у банков по всей выборке определяется следующими факторами: долей средств на счетах в банках-нерезидентах в общем объеме активов банка, отношением иностранных обязательств к активам, долей средств бюджетов всех уровней и внебюджетных фондов в общем объеме обязательств банка, долей вкладов населения в общем объеме обязательств банка, разницей между темпами роста кредитов нефинансовому сектору у банка и во всей банковской системе, а также средней номинальной ставкой по рублевым депозитам населения²³.

Такой результат вполне согласуется с логикой развития банковского кризиса в России и поведением отдельных банков при возникновении у них проблем. Так, очевидно, что наличие средств на счетах в иностранных банках облегчило банкам решение проблемы исполнения иностранных обязательств (в том числе по срочным сделкам), либо послужило гарантией платежеспособности банка. Большая доля средств бюджетов всех уровней и внебюджетных фондов также снижала вероятность возникновения проблем. Однако здесь работал противоположный принцип: банки, обслуживающие бюджетные счета, пользовались поддержкой соответствующих уровней власти или государственных органов, и отсутствие явных проблем в них не всегда соответствовало истинному положению дел.

Факторы, повышающие вероятность возникновения проблем, отражают, в первую очередь, ошибки в управлении активами и пассивами банков, несоответствие срочности активов и пассивов данного кредитного учреждения. Большинство выданных в 1997–1998 гг. крупными российскими банками кредитов являлись долгосрочными и предоставлялись, преимущественно, родственным компаниям, входившим в состав образовавшихся финансово-промышленных групп. В то же время обязательства банков (в том числе иностранные) были краткосрочными. Поэтому банки, проводившие ускоренную кредитную экспансию (темп роста кредитов у них превышал показатель для банковской системы в целом), сталкивались с серьезными проблемами ликвидности (*liquidity*) даже при платежеспособности (*solvency*) в среднесроч-

²³ Аналогичные результаты получены при анализе факторов, определявших возникновение проблем у банков, проведенном на основе методов выявления информативных структур.

ном периоде. Потребность в привлечении средств приводила к необходимости повышать ставки по депозитам населения.

Большой объем иностранных обязательств увеличивал вероятность возникновения проблем у банков, преимущественно, в период девальвации рубля (III–IV квартал 1998 г.). Примечательно, что переменная, отражающая падения курса рубля (номинального или реального), по результатам оценки модели не оказывает статистически значимого влияния на вероятность возникновения проблем у банков, т.е. эффект девальвации учтен в изменении других объясняющих (микроэкономических) факторов²⁴.

Особый интерес представляет интерпретация «фиксированных эффектов», т.е. оценка более высокого или более низкого уровня вероятности возникновения проблем у конкретного банка при прочих равных показателях баланса. К банкам «более подверженным» риску возникновения проблем относились «Башкредитбанк» и «Менатеп». Риск же возникновения явных проблем у «Автобанка», «Альфа-банка» и банка «Еврофинанс» был ниже.

Очевидно, что «Башкредитбанк» и «Менатеп» имели некоторые специфические черты, позволявшие им не бояться демонстрировать признаки проблемности. Так, «Башкредитбанк» являлся фактически «карманным» банком Правительства Башкирии и был вынужден подчиняться неформальному давлению правительственных чиновников, заставлявших его выдавать заведомо «плохие» кредиты. Однако Национальный банк Башкирии снисходительно смотрел на рискованную кредитную политику банка и ограждал его от возможных санкций со стороны ЦБ РФ. После создания ФПП «Роспром» банк «Менатеп» сознательно пошел на ухудшение баланса за счет долгов нефтяной ком-

²⁴ Аналогичный результат получен и в ряде других исследований (см. например: *Heffernan, S.* An econometric model of bank failure. *Economic and Financial Modelling*, Summer 1995. P. 49–82; *Demirguc-Kunt, A., E. Detragiache.* The determinants of banking crises in developing and developed countries. *IMF Staff Papers*, 1998. № 45. P. 81–109). Несмотря на то, что девальвация национальной валюты отмечается как один из наиболее важных факторов банковского кризиса, эконометрические оценки редко подтверждают непосредственно это предположение. Чаще влияние девальвации показывается через другие значимые факторы.

пании «ЮКОС» и ее перекредитования в соответствии с условиями реструктуризации долгов компании.

Вероятность возникновения проблем у «Автобанка» и «Альфа-банка» была ниже, поскольку значительная доля их должников представляла собой группы аффилированных кредитных организаций (у «Автобанка») и фирм, входящих в состав группы «Альфа» (у «Альфа-банка»), и взаимная задолженность могла показываться в целях «оптимизации» налогооблагаемой базы. Банк «Еврофинанс» получал мощную поддержку со стороны «материнского» банка – росзагранбанка «Евробанк» (Париж) – который неоднократно предоставлял большие кредитные линии своему российскому дочернему банку для преодоления проблем у последнего.

Разделение всей выборки банков на две подвыборки, объединяющие группы «живых» и «проблемных» банков позволило провести грань между факторами, влиявшими на вероятность возникновения проблем у обеих групп. Так, мы получаем возможность разделить факторы, определявшие вероятность возникновения проблем, связанных с кризисом 1998 г. (группа «проблемных» банков), и факторы, характеризующие типичное поведение «живых» российских банков.

Оценки модели №2 свидетельствуют о том, что вероятность возникновения проблем у группы «живых» банков определялась преимущественно факторами, влиявшими на краткосрочные колебания ликвидности и прибыльности банков. Так, вероятность возникновения проблем в этой группе повышалась при росте номинальных процентных ставок на рынке ГКО и по межбанковским рублевым кредитам. На вероятность возникновения проблем в 1998 г. сильное влияние оказала доля вложений в федеральные ценные бумаги в общем объеме активов: падение цен на ГКО–ОФЗ и «замораживание» внутреннего государственного долга негативно сказалось на качестве балансов банков, хотя и не привело к их краху.

Еще одним фактором, повышающим вероятность возникновения проблем в данной группе банков, был размер кредитного учреждения (доля активов банка в совокупных активах банковской системы без

Сбербанка РФ). Такой результат не является уникальным для России²⁵: более крупные банки чаще проводят рискованную политику и допускают ухудшение показателей баланса в надежде, что государство не допустит их банкротства из-за их величины (*too big to fail*), либо из уверенности, что масштаб их деятельности позволит преодолеть краткосрочные проблемы собственными силами.

Вероятность возникновения проблем была ниже у банков с высокой долей средств бюджетов и внебюджетных фондов в обязательствах. Необходимо отметить, что вероятность возникновения проблем у группы «живых» банков не зависела от объема иностранных обязательств и иностранных ликвидных активов. Само отнесение данных банков к группе «выживших» свидетельствует о том, что ухудшение баланса вследствие девальвации рубля не стало для них серьезной проблемой.

Анализ статистически значимых «фиксированных эффектов» показывает, что ряд банков имел более высокую склонность к демонстрации проблем. К ним относятся упоминавшийся выше «Башкредит-банк», а также банки «Возрождение», «МДМ-банк», «Мост-банк», «МФК», «Петровский». В целом, нам не удалось выявить явные причины, повышающие вероятность возникновения проблем у банка при относительно хороших показателях баланса. Очевидно, что всем этим банкам присуща высокая рискованность операций, еще более возросшая накануне кризиса. Известно, например, что «Мост-банк», «МДМ-банк» и «МФК» имели очень рискованные международные активы, которые, однако, отражались в балансах этих коммерческих банков как активы с незначительными рисками. Особенно характерен рост доли таких рискованных активов, не отраженных соответствующим образом в балансе, для банка «МФК». Кроме того, некоторые банки имели тесные связи с администрациями регионов или с государственными структурами (в первую очередь, «Возрождение», «Мост-банк», «Петровский»), что защищало их от применения санкций со стороны ЦБ РФ.

Оценки модели №3 наглядно отражают тот факт, что валютный кризис августа 1998 г. лишь показал хрупкость кредитных учреждений,

²⁵ *Gonzalez-Hermosillo, B., C. Pazarbasioglu, R. Billings. Determinants of banking system fragility: A case study of Mexico. IMF Staff Papers, 1997. № 44. P. 295–314.*

составивших группу «проблемных» банков, хотя серьезные проблемы у них наблюдались уже давно. Вероятность возникновения проблем у банков этой группы возрастала с увеличением объема иностранных обязательств по отношению к объему активов, с ускорением кредитной экспансии по сравнению со средним по банковской системе уровнем. Банки данной группы в большей степени придерживались политики повышения ставок по депозитам населения для привлечения новых средств по мере усиления проблем. В то же время они сильнее зависели от средств бюджетов и внебюджетных фондов: оценка коэффициента при переменной, характеризующей долю средств бюджетов всех уровней и внебюджетных фондов в общем объеме обязательств, имеет отрицательный знак, при этом значение коэффициента по модулю почти в 3 раза больше, чем в модели №1 (по всей выборке банков)²⁶. Очевидно, перевод бюджетных счетов из этих банков во второй половине 1997 – первой половине 1998 г. значительно повысил вероятность их краха.

Необходимо отметить, что показатели доли вложений в федеральные ценные бумаги в общем объеме активов и доли депозитов населения в общем объеме обязательств не являлись статистически значимыми факторами, влиявшими на вероятность возникновения проблем у банков данной группы. Таким образом, значения этих показателей у них практически не отличались от значений показателей в группе «живых» банков. Дефолт по ГКО–ОФЗ, а также «набег на банки» в августе–сентябре 1998 г. не являлись главными причинами банкротства, но не позволили скрыть внутренние проблемы банков.

Из 9 банков, обанкротившихся в результате финансового кризиса 1998 г., «фиксированные эффекты» выделяются у двух банков – «Российского кредита» и «ОНЭКСИМбанка». Оценки «фиксированных эффектов» имеют отрицательный знак, т.е. банкротство этих банков наступило при относительно удовлетворительных показателях структуры их балансов.

²⁶ Примечательно, что в модели №2 значение соответствующего коэффициента по модулю ниже, чем в модели, оцененной по всем банкам, – «выжившие» банки, хотя и имели тесные связи с государством, в меньшей степени полагались на деньги бюджетов и внебюджетных фондов как источник ликвидности.

Данный результат, по-видимому, можно объяснить двумя группами факторов. Первую группу факторов составляют институциональные проблемы, присущие механизму банкротства несостоятельных банков вследствие его крайней неэффективности. Сама процедура банкротства российских кредитных организаций носит весьма «выборочный» характер. Еще в мае 1998 г. председатель Центрального банка России С. Дубинин заявил, что из более чем 2000 кредитных организаций под формальные критерии банкротства подпадало более 1300.

Неудивительно поэтому, что лицензии отзывались не у всех несостоятельных коммерческих банков сразу, а в значительной степени выборочно. Так что банки с гораздо более неудовлетворительной структурой баланса продолжали формально существовать и функционировать, в то время как принимались решения об отзыве лицензии у гораздо «менее проблемных» банков. Отчасти такая практика, сложившаяся накануне и в период банковского кризиса 1998 г., может объяснить, почему в первом списке банков, к которым были применены меры (перевод вкладов в Сбербанк РФ, отзыв лицензии), появились банки, структура балансов которых и финансовые показатели существенно отличаются «в лучшую сторону». К ним относятся, в частности, банки «Российский кредит» и «ОНЭКСИМ». Примечательно, что только эти два банка к середине 1999 г. фактически покинули группу «проблемных банков». Банк «Российский кредит» перешел под управление АРКО, «ОНЭКСИМбанку» была возвращена лицензия, и он заключил мировое соглашение с кредиторами.

* * *

Таким образом, основными причинами хрупкости российской банковской системы в 1997–1998 гг. и факторами, определившими начало банковского кризиса осенью 1998 г., являлись:

- 1) низкое качество банковского менеджмента, проявившееся, в первую очередь, в несоответствии срочности активов и депозитов;
- 2) кредитная экспансия, сопряженная с высоким риском невозврата кредитов, инициируемая, в том числе, органами федеральной и региональной власти;
- 3) наращивание иностранных обязательств в условиях повышения странового риска России;

4) политика повышения ставок по депозитам населения в условиях снижения ликвидности банковской системы и доверия населения к российским коммерческим банкам.

Разделение выборки на группы «живых» и «проблемных» банков в зависимости от их состояния после кризиса 1998 г. позволило выявить, что вероятность возникновения проблем у «живых» банков была связана, в первую очередь, с краткосрочными проблемами ликвидности и прибыльности, тогда как ситуация в «проблемных» банках была плохой независимо от августа 1998 г., но возможности скрывать проблемы в условиях девальвации рубля и «набега на банки» стали меньше.

Объем требований по поставке иностранной валюты не был выявлен в числе основных факторов, определявших вероятность возникновения проблем ни у одной из групп банков. На наш взгляд, это вызвано тем обстоятельством, что одни и те же банки имели значительные объемы как иностранных обязательств, показанных в балансе, так и забалансовые обязательства. Таким образом, две данные переменные мультиколлинеарны, но объем иностранных обязательств, как показали результаты оценки регрессионных уравнений в выбранной нами спецификации, является более показательным.

Литература

Agenor, Pierre-Richard, Jagdeep S. Bhandari, and Robert P. Flood. (1992). Speculative Attacks and Models of Balance-of-Payments Crises. National Bureau of Economic Research, Working Paper, № 3919. November.

Bacchetta, P., E. van Wincoop (1998). Capital flows to emerging markets: Liberalization, overshooting, and volatility. NBER Working Paper, № 6530.

Blackburn, Keith (1988). Collapsing Exchange Rate Regimes and Exchange Rate Dynamics: Some Further Examples. Journal of International Money and Finance. Vol. 7, September. P. 373–85.

Blanco, Herminio and Peter M. Garber (1986). Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso. Journal of Political Economy. Vol. 94, February. P. 148–66.

Campbell, J., A. Lo, A.C. MacKinlay (1997). The Econometrics of Financial Markets. Princeton: Princeton University Press.

Cumby, Robert E., and Sweder van Wijnbergen (1989). Financial Policy and Speculative Runs with a Crawling Peg: Argentina 1979–1981. Journal of International Economics. Vol. 27, August. P. 111–27.

Cuthbertson, K. (1996). Quantitative Financial Economics. John Wiley & Sons Ltd.

Dornbusch, Rudiger (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. Journal of Political Economy. Vol. 84, December. P. 1161–76.

Dornbusch, Rudiger (1987). Collapsing Exchange Rate Regimes. Journal of Development Economics. Vol. 27, October. P. 71–83.

Edwards, S. (1988). Interest rates volatility, capital controls and contagion. NBER Working Paper, № 6756.

Eichengreen, B., A. Rose, C. Wyplosz (1995). Exchange market mayhem: The antecedents and aftermath of speculative attack. Economic Policy, 21. P. 249–312.

Eichengreen, B., A. Rose, C. Wyplosz (1996). Contagious Currency Crises. NBER Working Paper, № 5681. July.

Flood, Robert and Nancy Marion (1998). Perspectives of the Recent Currency Crisis Literature. NBER Working Paper, № 6380. Cambridge, Massachusetts, MIT Press.

Flood, Robert and Peter Garber (1984). Collapsing Exchange-Rate Regimes: Some Linear Examples. *Journal of International Economics*. Vol. 17. P. 1–13.

Flood, Robert and Peter Garber (1991). Linkages between Speculative Attack and Target Zone Models of Exchange Rates. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 106. P. 1367–72.

Flood, Robert P., and Nancy Marion (1996). Speculative Attacks: Fundamentals and Self-Fulfilling Prophecies. NBER Working Paper, № 5789.

Flood, Robert P., and Robert J. Hodrick (1986). Real Aspects of Exchange Rate Regime Choice with Collapsing Fixed Rates. *Journal of International Economics*. Vol. 21, November. P. 215–32.

Flood, Robert, Peter Garber and Kramer (1996). Collapsing Exchange Rate Regimes: Another Linear Example. *Journal of International Economics* 41. No 3/4, November. P. 223–234.

Frankel, Jeffrey A., Rose, Andrew K. (1996). Currency Crashes in Emerging Markets: Empirical Indicators. NBER Working Paper, № 5437. Cambridge, Massachusetts, MIT Press.

Goldberg, Linda S. (1988). Collapsing Exchange Rate Regimes: Shocks and Biases. NBER Working Paper, № 2702. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Goldberg, Linda S. (1994). Predicting Exchange Rate Crises: Mexico Revisited. *Journal of International Economics* 36. P. 413–430.

Harvey, A. (1993). *Time Series Models*. 2nd ed. Harvester Wheatsheaf.

Johnston, J., J. DiNardo (1997). *Econometric methods*. 4th ed. McGraw-Hill.

Kaminsky Graciela, Carmen Reinhart (1998). Financial Crises in Asia and Latin America: Then and Now. *AEA Papers and Proceedings*, 98.

Kaminsky, G., S. Lizondo, C. Reinhart (1998). Leading indicators of currency crises. *IMF Staff Papers*, № 45. P. 1–48.

Krugman, Paul (1991). Target Zones and Exchange Rate Dynamics. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 106 (August). P. 669–82.

Krugman, Paul (1979). A Model of Balance-of-Payments Crises. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 11 (August). P. 311–25.

Krugman, Paul, and Julio Rotemberg (1990). Target Zones with Limited Reserves. NBER Working Paper, № 3418. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Lamoureux, C., Lastrapes, W. (1990). Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects. *The Journal of Finance*. Vol. XLV. № 1. P. 221–229.

Mills, T. (1993). *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. Cambridge: Cambridge University Press.

Mishkin, F. (1998). International capital movements, financial volatility and financial instability. NBER Working Paper, № 6390.

Obstfeld, Maurice (1984). Balance-of-Payments Crises and Devaluation. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 16, May. P. 208–217.

Obstfeld, Maurice (1994). The Logic of Currency Crises. NBER Working Paper, № 4640. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Obstfeld, Maurice (1996). Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features. NBER Working Paper, № 5285. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Sachs, Jeffrey, Aaron Tornell and Andres Velasco (1996). Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons from 1995. NBER Working Paper, № 5576. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Salant, Stephen and Dale Henderson (1978). Market Anticipation of Government Policy and the Price of Gold. *Journal of Political Economy*, Vol. 86. P. 627–48.

Sargent, T., N. Wallace (1985). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 9. P. 15–31.

Willman, Alpo (1989). Devaluation Expectations and Speculative Attacks on the Currency. *Scandinavian Journal of Economics*. 1989. Vol. 91, March. P. 96–116.

Анализ временной структуры процентных ставок по ГКО¹

Анализ временной структуры доходности ГКО, в отличие от аналогичных исследований на развитых финансовых рынках, сопряжен с определенными трудностями и предусматривает ряд допущений, которые необходимо особо отметить.

Во-первых, временной интервал наблюдений охватывает период, не превышающий четырех лет. Таким образом, для обеспечения достаточного числа степеней свободы в эконометрических моделях мы рассматриваем преимущественно данные с недельной частотностью (в отдельных случаях – с месячной, если другие факторы не имеют более высокой периодичности). В то же время большинство исследований временной структуры процентных ставок на западных рынках базируются на основе месячных и квартальных данных. Высокая частотность наблюдений может вести к усилению влияния случайных шумов и колебаний на рынке, связанных в большей степени с краткосрочными колебаниями ликвидности рынка, действиями отдельных крупных игроков, чем с макроэкономическими факторами. В этом случае результаты анализа динамики доходности отдельных серий ГКО, в частности проверки гипотез временной структуры, могут иметь смещение в сторону непринятия одних гипотез (ожидания, предпочтения ликвидности) в пользу других (изменяющейся во времени премии за срок, сегментации рынков, предпочитаемой среды).

Во-вторых, максимальный срок обращения дисконтных облигаций на российском рынке не превышал одного года. Предлагаемое деление ГКО на краткосрочные, среднесрочные и долгосрочные ценные бумаги весьма условно: на развитых рынках все аналогичные инструменты относились бы к наиболее коротким (до трех месяцев) и краткосрочным (до одного года) облигациям. Тем не менее специфика отечественного рынка заключалась в том, что серии ГКО со сроками до погашения более трех месяцев рассматривались инвесторами как длин-

¹ Полный текст работы опубликован в серии «Научные труды ИЭПП» №19Р в 1999 г.

ные бумаги, премия за риск по которым включает уникальную составляющую (по сравнению с короткими ГКО). Вероятно, что в течение значительной части рассматриваемого периода (возможно, кроме 1997 г.) спрос на короткие и длинные ГКО предъявлялся разными группами участников рынка. Таким образом, мы допускаем разделение ГКО на краткосрочные (до трех месяцев) и долгосрочные (девять – двенадцать месяцев) государственные ценные бумаги.

В-третьих, в разные годы максимальная дюрация ГКО была неодинаковой: от трех до двенадцати месяцев, что не позволяет анализировать динамику долгосрочных (в нашей формулировке) облигаций на протяжении всего рассматриваемого периода. Наиболее приемлемым решением данной проблемы, по нашему мнению, является оценка соотношений между доходностями ГКО с различными сроками до погашения на отдельных временных интервалах.

В-четвертых, высокая частотность наблюдений приводит к наличию большого числа пропусков в фактически наблюдаемых данных. За исключением отдельных коротких периодов в 1997–1998 гг., не было недель, когда на рынке присутствовали бы облигации с дюрацией, включающей все сроки до погашения от одной до 52 недель (или от одного до 12 месяцев). Для создания непрерывных рядов доходности ГКО с различной срочностью мы аппроксимировали недельные и месячные кривые доходности. Такая аппроксимация несколько искажает временную структуру процентных ставок, сглаживая вид кривой доходности, хотя и не меняет ее форму.

В-пятых, как было показано в (Дробышевский, 1999), большинство теоретических моделей временной структуры (в том числе стохастические модели) основывается на анализе реальных процентных ставок, либо не оговаривает разделения на номинальные и реальные ставки. В то же время эмпирические исследования временной структуры государственных ценных бумаг на развитых и развивающихся рынках имеют дело с номинальными ставками. Преимущественно это связано с тем, что на коротких (месячных, квартальных) интервалах уровень инфляции в развитых странах низок, и переход к реальным *ex post* ставкам слабо влияет на общие закономерности на рынке, тогда как экономическая интерпретация реальных *ex post* ставок процента неоднозначна. Кроме того, при принятии гипотезы о постоянстве реального процента (в краткосрочном периоде) колебания инфляционных ожида-

ний и премии за риск придают динамике номинальных процентных ставок случайный характер, что позволяет моделировать их в виде стохастического процесса. Информация об ожидаемом темпе роста цен может иметь значение для определения премии за срок. Поэтому наше исследование будет посвящено также анализу временной структуры номинальных доходностей ГКО (за исключением случаев, оговоренных отдельно).

Для изучения поведения временной структуры доходности ГКО мы сравним статистические характеристики доходностей к погашению ГКО с разными сроками обращения, форвардных ставок по ГКО различной срочности, ставок за разные периоды владения ГКО. Далее мы рассмотрим влияние ожиданий участников рынка, шоков денежно-кредитной политики на изменения доходности ГКО, разделив краткосрочные и долгосрочные ставки. Завершающая часть исследования посвящена проверке гипотез временной структуры для российского рынка ценных бумаг.

Анализ свойств ставок по ГКО с разными сроками до погашения

Исходные данные для исследования временной структуры доходности ГКО были взяты из базы по рынку ГКО–ОФЗ информационного агентства «Финмаркет». Доходности к погашению для всех серий ГКО были рассчитаны по формуле эффективных процентных ставок в годовом исчислении. Рассматриваются данные с двумя периодами частотности равными одной неделе и одному месяцу.

Число обращающихся на рынке серий ГКО на протяжении одной недели (одного месяца) в разные периоды времени составляло от одной до 52. Рассмотрение большого числа ценных бумаг с разницей в сроках до погашения равной одной неделе, как отмечалось выше, затрудняет анализ из-за наличия значительного «шума» в колебаниях цен отдельных серий. Для решения этой проблемы мы перешли к агрегированию данных. В частности, мы рассчитали средние доходности к погашению по всем облигациям, погашаемым на протяжении каждого следующего месяца. ГКО со сроком до погашения от 16 до 35 дней названы как одномесячные облигации, от 36 до 63 дней – двухмесячные, от 64 до 91 дня – трехмесячные и т. д. В качестве весов для расче-

та средних значений доходности к погашению на протяжении месяца использовались объемы сделок по каждой из серий на вторичных торгах. Всего мы рассматриваем 14 сроков до погашения ГКО: одна неделя, две недели, один, два, ..., двенадцать месяцев.

Форвардные ставки по ГКО рассчитаны для серий со сроками до погашения в днях, близкими к целому числу месяцев, т.е. 28–35 дней – один месяц, 56–63 дня – два месяца, 84–91 день – три месяца и т. д. Для однородности данных мы не рассчитывали форвардные ставки на основе облигаций со сроками погашения разной периодичности, например, одна неделя и один месяц.

$$f_t(n, m) = \frac{(m - n)r_t(m) - nr_t(n)}{m - n},$$

где m – срок до погашения длинной облигации (месяцев), n – срок до погашения короткой облигации (месяцев). Форвардные ставки обозначены как $f_t(n, m)$. Например, $f(1, 2)$ означает форвардную ставку по одномесечной облигации, рассчитанную на основании доходности к погашению по облигациям с погашением через один и два месяца.

Для обеспечения сопоставимости ставки за период владения ГКО различной срочности приведены к годовому исчислению на основе правила расчета сложного процента. Расчет произведен по следующей формуле:

$$h_t(s, m) = \left(\frac{p_t}{p_{t-s}} \right)^{\frac{n}{s}} - 1,$$

где m – срок до погашения (месяцев), s – срок владения месяцев (неделя), n равно 52 (для недель) и 12 (для месяцев).

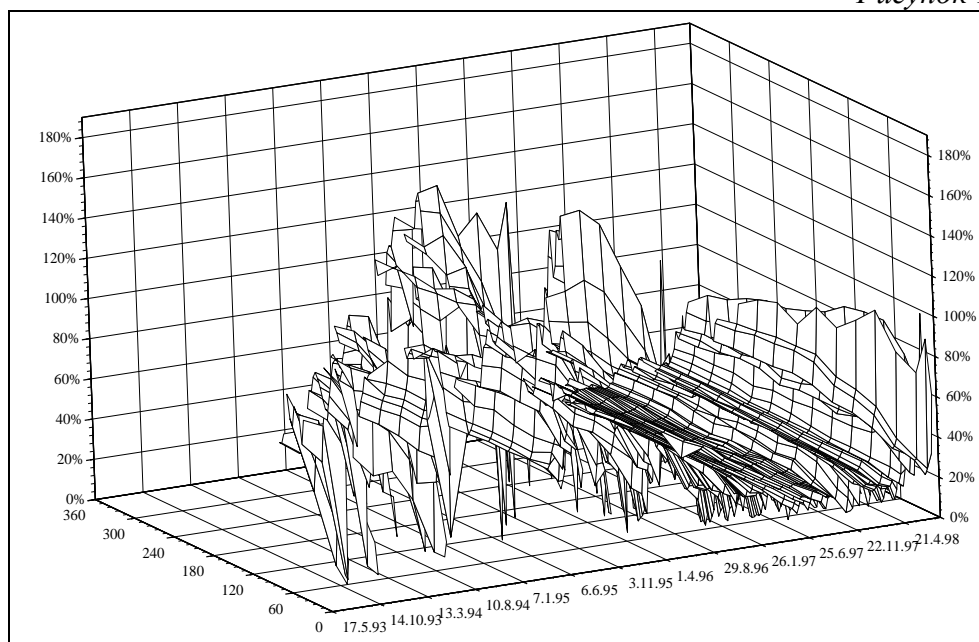
Принятые условные обозначения ставок за период владения расшифровываются следующим образом:

- $H1W$ – доходность облигации, погашаемой на текущей недели, за одну неделю;
- $h(1, 0)$ – доходность облигации, погашаемой на текущей недели, за один месяц;
- $h(1, 2)$ – доходность облигации, погашаемой через два месяца, за один месяц и т.д.

Анализ свойств временной структуры доходности ГКО

Динамика временной структуры доходности ГКО к погашению показана на *рис. 1*. На рисунке заметно, что большую часть времени кривые доходности ГКО имели положительный наклон. При этом за исключением периода, охватывающего вторую половину 1996–1997 гг., на длинном конце кривой наблюдался «горб», временная структура не была гладкой. Наиболее заметным участком с преобладанием отрицательного угла наклона являлся период усиления финансового кризиса 1998 г., когда цены долгосрочных облигаций в наибольшей степени поддерживались Центральным банком РФ.

Рисунок 1



Статистические характеристики доходностей различной срочности. В *табл. 1* приведены основные статические характеристики временных рядов доходностей ГКО с различными сроками до погашения: число наблюдений, среднее значение, стандартное отклонение, значения первых трех коэффициентов автокорреляции. Данные показатели (кроме коэффициентов автокорреляции) рассчитаны по фактическим наблюдениям, без учета значений, полученных методом интерполяции.

Таблица 1

	Y1W	Y2W	Y1M	Y2M	Y3M	Y4M	Y5M	Y6M	Y7M	Y8M	Y9M	Y10M	Y11M	Y12M
17.5.93-16.8.98														
Число наблюдений	212	221	266	269	270	212	222	213	127	104	97	83	80	73
Среднее значение	39,75%	47,76%	52,17%	63,39%	66,70%	60,64%	61,98%	61,81%	40,42%	32,63%	34,18%	31,63%	30,09%	29,61%
Стандартное отклонение	31,48%	33,55%	32,29%	36,20%	37,68%	38,52%	38,29%	37,21%	26,43%	22,28%	31,26%	27,80%	23,52%	25,28%
AR(1)	0,720	0,849	0,851	0,943	0,945	0,960	0,956	0,980	0,977	0,969	0,990	0,988	0,986	0,989
AR(2)	0,691	0,809	0,760	0,898	0,891	0,923	0,918	0,952	0,924	0,926	0,978	0,972	0,969	0,975
AR(3)	0,585	0,769	0,739	0,869	0,856	0,895	0,881	0,929	0,906	0,883	0,967	0,958	0,960	0,963
5.9.94-28.7.96														
Число наблюдений	99	100	108	108	108	96	99	92	26	9	7	5	5	5
Среднее значение	56,07%	70,92%	70,56%	84,35%	89,76%	89,83%	89,93%	91,69%	78,23%	89,33%	139,3%	133,3%	113,8%	117,5%
Стандартное отклонение	34,53%	31,90%	28,52%	29,82%	31,42%	31,22%	30,95%	26,53%	17,13%	27,51%	4,33%	7,30%	5,79%	12,77%
AR(1)	0,605	0,707	0,767	0,893	0,856	0,916	0,887	0,940	0,936	0,986	0,783	0,929	0,768	0,706
AR(2)	0,592	0,645	0,658	0,780	0,705	0,807	0,776	0,845	0,625	0,965	0,832	0,778	1,000	0,659
AR(3)	0,424	0,592	0,618	0,707	0,595	0,698	0,665	0,744	0,629	0,950	0,360	1,000	1,000	1,000
29.7.96-30.11.97														
Число наблюдений	61	61	61	61	61	61	61	61	60	58	53	41	39	40
Среднее значение	17,71%	21,17%	20,76%	23,52%	24,50%	25,14%	25,34%	25,25%	25,08%	23,57%	21,55%	19,32%	19,16%	19,07%
Стандартное отклонение	6,27%	6,42%	5,99%	8,17%	8,81%	9,65%	10,40%	10,12%	11,04%	9,18%	6,36%	4,22%	3,82%	3,51%
AR(1)	0,257	0,759	0,783	0,955	0,967	0,977	0,981	0,932	0,980	0,984	0,969	0,959	0,948	0,769
AR(2)	-0,107	0,692	0,656	0,924	0,939	0,952	0,950	0,922	0,947	0,957	0,926	0,899	0,862	0,676
AR(3)	0,014	0,647	0,572	0,897	0,913	0,932	0,924	0,919	0,928	0,933	0,876	0,778	0,724	0,547
1.12.97-16.8.98														
Число наблюдений	36	37	37	37	37	37	37	37	37	37	37	37	36	28
Среднее значение	29,04%	27,48%	28,77%	30,45%	31,85%	32,40%	32,13%	32,66%	32,56%	33,04%	32,39%	31,54%	30,30%	28,96%
Стандартное отклонение	21,20%	15,58%	16,33%	15,41%	16,62%	15,86%	14,34%	14,61%	13,20%	13,49%	12,51%	11,23%	9,72%	8,13%
AR(1)	0,627	0,485	0,630	0,495	0,558	0,668	0,765	0,806	0,835	0,820	0,856	0,861	0,850	0,926
AR(2)	0,362	0,152	0,291	0,198	0,338	0,457	0,575	0,644	0,687	0,669	0,734	0,741	0,736	0,865
AR(3)	0,233	0,105	0,194	0,182	0,325	0,461	0,544	0,601	0,642	0,649	0,681	0,716	0,757	0,841

Для анализа колебаний статистических показателей временной структуры доходности ГКО на протяжении всего временного интервала (1993–1998 гг.) мы выделили три подпериода, на которых наблюдались отличия в динамике общего уровня доходности ГКО²:

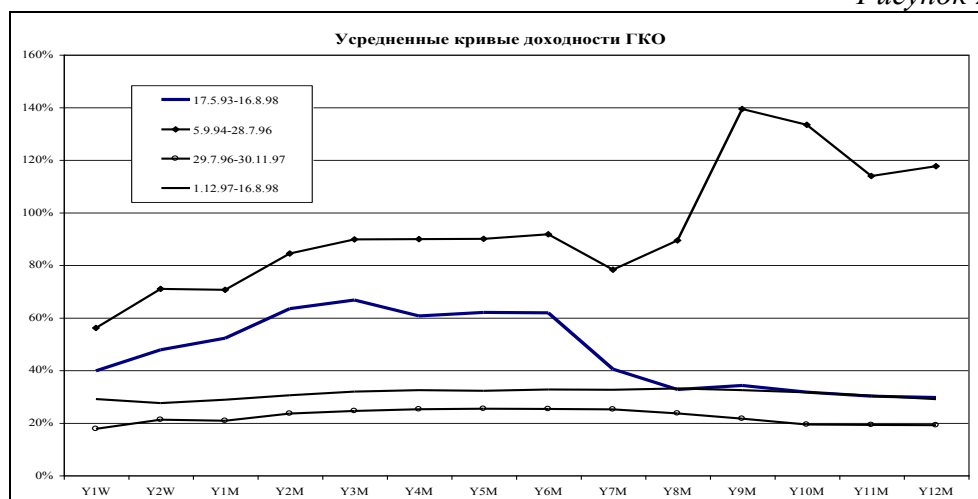
- сентябрь 1994 – июль 1996 г. – период неустойчивости на рынке, связанный с высокими инфляционными и политическими рисками, становлением рынка ГКО–ОФЗ;

² Период с мая 1993 по август 1994 г. не рассматривается для обеспечения непрерывности фактических значений доходности наиболее коротких серий ГКО.

- август 1996 – ноябрь 1997 г. – период низкого общего уровня доходности, характеризуемый наименьшим уровнем рисков и высокой ликвидностью;
- декабрь 1997 – август 1998 г. – период развития финансового кризиса, снижения доверия участников к государственным ценным бумагам и наибольшего участия ЦБ РФ по поддержке цен облигаций.

Для большей наглядности соотношения между доходностями и уровнем волатильности ГКО с разными сроками до погашения на *рис. 2* и *3* показаны графики усредненных за весь период наблюдений и за каждый из подпериодов кривых доходности и стандартного отклонения доходности отдельных серий ГКО.

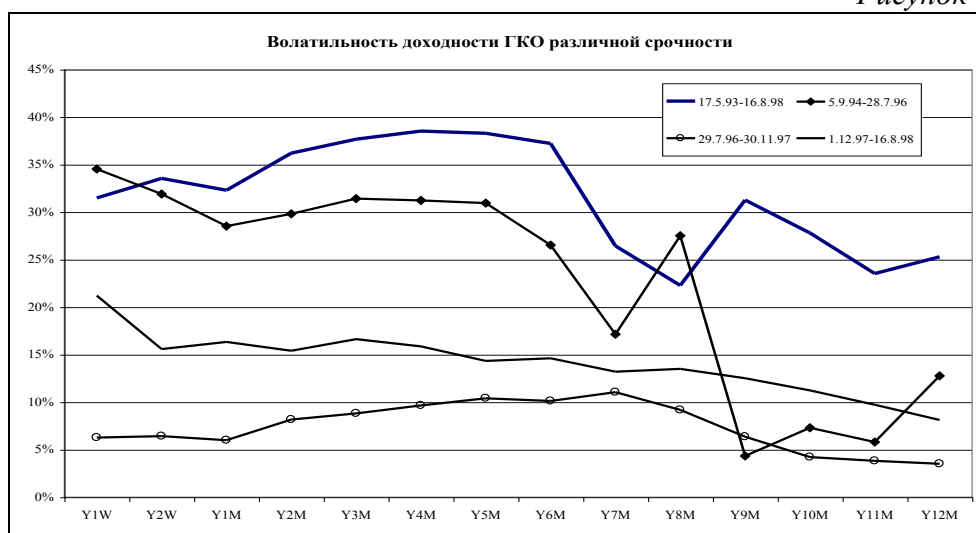
Рисунок 2



Как показывают приведенные результаты, на протяжении всего периода временная структура доходности ГКО имеет сложную форму: на коротком конце (до трех месяцев) наклон кривой доходности положительный, далее следует горизонтальный участок от трех до шести месяцев, доходности серий на длинном конце снижаются. Более внимательное изучение каждого из подпериодов позволяет сделать вывод о том, что такой вид кривой доходности вызван, скорее всего, колебани-

ями общего уровня доходности и числом наблюдений на разных временных интервалах³.

Рисунок 3



На первом подпериоде (1994–1996 гг.) кривая доходности имела ярко выраженный положительный наклон. Однако тогда на рынке преобладали короткие и средние облигации, что способствовало подъему короткого и среднего участка временной структуры на всем периоде, так как они представляли «длинные», более рискованные бумаги. Облигации со сроками до погашения более шести месяцев стали постоянно обращаться на рынке только с 1997 г., когда общий уровень доходности резко упал. Развитие кризисных явлений в конце 1997–1998 гг. протекало очень бурно на протяжении короткого отрезка данного подпериода. Средние величины доходности ГКО в этот период, хотя и превышают значения 1996–1997 гг., остаются на достаточно низком уровне. Таким образом, временная структура доходности ГКО имела преимущественно положительный наклон, однако, реально можно говорить об устойчивом виде кривой доходности на сроках до шести месяцев.

³ Аналогичные результаты анализа уровня и волатильности доходности ГКО на различных периодах получены в работе (Баринов, Первозванский, Первозванская, 1999).

Анализ волатильности доходности ГКО с разными сроками до погашения, оцененной как стандартное отклонение ставок, показывает, что картина на российском рынке в целом согласуется с общими экономическими закономерностями. Практически на всех рассмотренных периодах волатильность более коротких ставок выше, чем волатильность доходностей длинных серий облигаций. Однако здесь необходимо отметить, что меньшие колебания доходности ГКО со сроками погашения более шести месяцев связаны преимущественно с малым числом наблюдений (менее половины всех рабочих недель), их относительно низкой ликвидностью и действиями Центрального банка РФ по поддержанию требуемого уровня доходности. Наглядным примером этого являются оценки подпериода 1996–1997 гг., когда ЦБ РФ и первичные дилеры были обязаны «зажимать» концы кривой доходности⁴: как видно из *рис. 3*, наиболее низкая волатильность в этот период наблюдалась на концах кривой доходности, тогда как ее средний участок испытывал относительно высокие колебания.

Приведенные в *табл. 1* значения первых трех коэффициентов автокорреляции временных рядов доходности ГКО также подтверждают вывод о низкой волатильности доходности длинных облигаций. С увеличением срока до погашения уровень автокорреляции растет, достигая практически единицы. При этом высокие значения имеют все коэффициенты до третьего порядка включительно. Доходности к погашению наиболее коротких ГКО (одна – две недели, один месяц) имеют значительно более низкую автокорреляцию, а на протяжении периода 1996–1997 гг. спот-ставка по недельным ГКО не коррелирована. Постепенное нарастание кризиса в 1998 г. привело к резкому снижению «памяти» временных рядов доходности: значения коэффициентов автокорреляции в этот подпериод по большинству сроков находятся ниже, чем в среднем за весь период и на других подпериодах, кроме того, значительно падают значения коэффициентов автокорреляции второго и третьего порядка.

Стационарность рядов. Проблема исследования стационарности рядов доходности облигаций различной срочности выходит за рамки

⁴ То есть поддерживать определенные уровни доходности на концах кривой доходности.

обычной проверки гипотезы о наличии единичного корня у временного ряда рассматриваемой переменной.

Во-первых, временные ряды доходности облигаций с разными сроками до погашения не являются независимыми, случайные отклонения процентных ставок различной срочности коррелированы между собой (Salyer, 1990). При оценке статистик тестов на единичные корни число лагов может быть выбрано с учетом устранения автокорреляции в остатках по методу Ньюи–Уэста (Newey, West, 1987)⁵.

Во-вторых, как показали Эндерс и Грэнджер (Enders, Granger, 1998), временным рядам временной структуры доходности ценных бумаг присуще свойство асимметричности в динамике приростов ставок⁶. Необходимо отметить, что российский рынок государственных облигаций по-разному реагирует на положительные и отрицательные шоки. В этом случае обычные тесты Дикки–Фуллера и Филлипса–Перрона имеют низкую мощность. Предложенная Эндерсом и Грэнджером трансформация теста Дикки–Фуллера позволяет повысить его мощность, а также проверить гипотезу о несимметричности приращений стохастического процесса, описывающего динамику временного ряда.

В-третьих, теоретические исследования случайных процессов, смоделированных аналогично взаимосвязям между рядами временной структуры процентных ставок, к настоящему времени не дали однозначного ответа на вопрос о количестве единичных корней у временных рядов ставок различной срочности⁷. Эмпирические исследования временной структуры доходности облигаций в разных странах свидетельствуют о том, что фактические временные ряды ставок имеют разный порядок интегрированности. При рассмотрении всей временной структуры преобладает тенденция использовать первые разности рядов доходностей, если хотя бы один из них имеет единичный корень. В то же время при моделировании отдельных случайных процессов, описы-

⁵ Число лагов примерно равно $\sqrt[3]{n}$, где n – число наблюдений.

⁶ Данное свойство присуще преимущественно временным рядам не агрегированных данных, например, доходности определенных облигаций, либо ценам отдельных акций, поэтому мы не рассматривали эту проблему при анализе рядов средневзвешенной доходности ГКО.

⁷ См., например, Bradley, Lumpkin, 1992; Zhang, 1993; Johnson, 1994; Engsted, Tanggaard, 1994a,b; Cuthbertson, Hayes, Nitzsche, 1998.

вающих динамику временного ряда определенной срочности (например, при сравнении стохастических моделей временной структуры, Chan, Karolyi, Longstaff, Sanders, 1992; Dahlquist, 1995), наблюдаемые данные рассматриваются при соответствующих условиях как стационарные временные ряды. Фама (Fama, 1970) отмечал, что гипотеза о случайном блуждании для временных рядов доходности финансовых активов, работающая при анализе цен акций, требует очевидного экономического обоснования при исследованиях доходности казначейских обязательств США разной срочности⁸.

Результаты тестов на единичные корни Дикки–Фуллера, Филлипса–Перрона и Эндерса–Грэнджера (тест на наличие единичных корней и на асимметричность процесса⁹) для недельных рядов временной структуры доходности ГКО приведены в табл. 2. Данные ряды включают как фактические значения ставок, так и значения, полученные интерполяцией для заполнения пробелов. Для каждого из рядов приведены непрерывные временные интервалы фактических и расчетных значений и общее число наблюдений на них.

Полученные результаты в целом не противоречат наиболее распространенным случаям свойств рядов временной структуры доходности государственных ценных бумаг. Тесты отрицают гипотезу о наличии единичного корня у рядов наиболее коротких ставок (одно- и двух недельных ГКО), гипотеза о несимметричности приращений подтверждается практически для всех сроков (кроме одного и шести месяцев), тест Дикки–Фуллера чаще позволяет принять гипотезу о наличии единичного корня по сравнению с двумя другими методами. Влияние асимметричности приращений на оценку порядка интегрированности ряда в наибольшей степени заметно на длинных сериях: оба симметричных теста, Дикки–Фуллера и Филлипса–Перрона, подтверждают наличие единичных корней, тогда как тест Эндерса–Грэнджера отвер-

⁸ Здесь необходимо отметить, что номинальные ставки содержат инфляционные ожидания, а ряд инфляции имеет (как правило) единичный корень. Таким образом, в случае несмещенных ожиданий и при предположении о постоянстве реального процента временной ряд номинальной доходности облигаций также будет нестационарным.

⁹ Асимметрия процесса предполагает, что процентные ставки обычно отклоняются от среднего значения в одну сторону на большую величину, чем в другую (например, сильнее повышаются, чем снижаются), что может рассматриваться как нестационарность процесса при проверке обычными тестами на единичные корни.

гает гипотезу на 95%-ном уровне значимости. Таким образом, рассматриваемые временные ряды соответствуют скорее авторегрессионному процессу, чем являются «случайным» блужданием.

Таблица 2

	Интервал, число наблюдений	Тест Дикки–Фуллера	Тест Филлипса–Перрона	Тест Эндерса–Грэнджера	Асимметрия процесса
Y1W	12.9.94–16.8.98, 205	-4,60	-4,74	18,52	34,24
Y2W	5.7.94–16.8.98, 206	-2,26*	-3,38	15,13	20,65
Y1M	12.7.93–16.8.98, 266	-3,41*	-5,44	1,14*	1,74**
Y2M	12.7.93–16.8.98, 266	-3,25*	-3,73	2,79*	5,34
Y3M	12.7.93–16.8.98, 266	-1,84*	-2,49	8,11	24,59
Y4M	18.4.94–16.8.98, 226	-1,91*	-2,37*	2,38*	6,31
Y5M	18.4.94–16.8.98, 226	-1,96*	-2,27*	4,00	10,26
Y6M	6.2.95–16.8.98, 184	-2,24*	-2,62*	1,32*	0,91**
Y7M	17.6.96–16.8.98, 113	-0,40*	-1,60*	4,39	9,70
Y8M	11.11.96–16.8.98, 92	-0,45*	-0,81*	12,78	31,65
Y9M	25.11.96–16.8.98, 90	-0,42*	-0,32*	5,82	11,73
Y10M	3.2.97–16.8.98, 80	-0,07*	-0,69*	7,64	19,50
Y11M	24.2.97–9.8.98, 76	-1,27*	-1,71*	4,49	13,87
Y12M	24.2.97–12.7.98, 72	-0,19*	-0,24*	3,82*	9,79

* Гипотеза о наличии единичного корня не отвергается на 95%-ном уровне значимости.

** Гипотеза об асимметричности процесса отвергается на 95%-ном уровне значимости.

Аналогичные оценки получены для месячных рядов временной структуры доходности ГКО. Поскольку данные ряды представляют в большей степени агрегированные показатели, мы осуществили проверку их стационарности на основе теста Филлипса–Перрона (см. табл. 3).

Таблица 3

	Y1W	Y2W	Y1M	Y2M	Y3M	Y4M	Y5M	Y6M	Y7M	Y8M	Y9M	Y10M	Y11M	Y12M
Значение статистики	-3,97	-3,57	-3,17	-3,47	-2,91	-4,35	-2,02	-1,75	-1,03	-0,21	-0,67	-0,34	-0,72	-0,29
Критическое значение (95%)	-2,91	-3,48	-3,48	-3,48	-3,48	-3,49	-2,91	-2,91	-3,59	-3,61	-3,65	-3,69	-3,69	-3,71

Таким образом, мы не можем отвергнуть предположение о нестационарности рядов доходности ГКО с разными сроками до погашения, по крайней мере, при исследовании системы, включающей несколько временных рядов, либо при совместном анализе с другими переменными первого порядка интегрированности.

Анализ свойств временной структуры форвардных ставок по ГКО

Мы рассчитали значения неявных форвардных ставок по ГКО для всех случаев сроков до погашения от одного до двенадцати месяцев. Всего получено 66 рядов форвардных ставок. Данные ряды не являются непрерывными, так как для корректности расчета использовались только фактические наблюдения доходности ГКО. Кроме того, из полученных рядов исключены отрицательные значения форвардных ставок (23 случая, или 0,29% от размера выборки). Статистические характеристики рядов временной структуры форвардных ставок по ГКО приведены в табл. 4.

Таблица 4*

	Число наблюдений	Среднее значение	Стандартное отклонение
$f(1,2)$	265	68,90%	40,49%
$f(2,3)$	264	72,89%	43,69%
$f(3,4)$	208	63,77%	45,77%
$f(4,5)$	196	60,06%	43,88%
$f(5,6)$	194	62,84%	47,32%
$f(6,7)$	122	38,36%	29,58%
$f(7,8)$	101	31,66%	21,72%
$f(8,9)$	89	26,52%	20,11%
$f(9,10)$	78	24,26%	14,03%
$f(10,11)$	75	24,10%	13,62%
$f(11,12)$	66	22,05%	11,95%
$f(1,3)$	262	70,81%	40,75%
$f(2,4)$	212	64,07%	42,37%
$f(3,5)$	220	62,99%	40,32%
$f(4,6)$	190	59,22%	39,60%
$f(5,7)$	124	40,92%	29,76%
$f(6,8)$	104	31,78%	22,20%
$f(7,9)$	88	26,23%	10,57%
$f(8,10)$	77	23,68%	6,72%
$f(9,11)$	75	23,10%	5,90%
$f(10,12)$	65	21,30%	6,35%
$f(1,4)$	211	62,65%	40,42%
$f(2,5)$	221	64,47%	40,62%
$f(3,6)$	213	63,49%	39,17%
$f(4,7)$	124	40,46%	26,80%
$f(5,8)$	103	31,92%	20,70%
$f(6,9)$	94	29,78%	24,89%
$f(7,10)$	76	25,07%	7,80%
$f(8,11)$	74	23,62%	5,84%
$f(9,12)$	67	21,93%	4,82%
$f(1,5)$	222	63,62%	39,69%
$f(2,6)$	213	63,95%	39,19%

Таблица 4 продолжение

	Число наблюдений	Среднее значение	Стандартное отклонение
$f(3,7)$	126	40,44%	26,20%
$f(4,8)$	103	32,20%	21,83%
$f(5,9)$	95	30,90%	24,62%
$f(6,10)$	82	28,42%	21,08%
$f(7,11)$	74	24,14%	7,01%
$f(8,12)$	67	22,11%	5,02%
$f(1,6)$	213	63,28%	38,46%
$f(2,7)$	127	41,20%	27,00%
$f(3,8)$	104	32,94%	22,25%
$f(4,9)$	97	33,33%	29,48%
$f(5,10)$	83	30,70%	25,71%
$f(6,11)$	80	28,45%	19,68%
$f(7,12)$	67	22,40%	6,16%
$f(1,7)$	127	41,05%	27,00%
$f(2,8)$	104	33,14%	22,66%
$f(3,9)$	97	33,97%	30,67%
$f(4,10)$	80	27,20%	17,95%
$f(5,11)$	78	27,33%	17,58%
$f(6,12)$	71	25,35%	16,47%
$f(1,8)$	104	33,04%	22,74%
$f(2,9)$	97	34,39%	31,44%
$f(3,10)$	83	31,02%	25,85%
$f(4,11)$	78	28,01%	20,88%
$f(5,12)$	70	25,42%	18,34%
$f(1,9)$	97	34,44%	31,62%
$f(2,10)$	83	31,53%	27,01%
$f(3,11)$	80	30,38%	24,66%
$f(4,12)$	73	28,78%	24,20%
$f(1,10)$	83	31,81%	28,06%
$f(2,11)$	80	30,24%	23,64%
$f(3,12)$	73	29,33%	25,19%
$f(1,11)$	80	30,25%	23,75%
$f(2,12)$	73	29,47%	25,12%
$f(1,12)$	73	29,66%	25,35%
$f(1)$	1658	54,36%	42,18%
$f(2)$	1417	51,43%	38,55%
$f(3)$	1183	48,37%	36,56%
$f(4)$	982	45,51%	34,80%
$f(5)$	771	41,11%	32,03%
$f(6)$	557	32,43%	24,02%
$f(7)$	432	30,81%	24,76%
$f(8)$	333	31,50%	27,30%
$f(9)$	236	30,51%	25,65%
$f(10)$	153	29,88%	24,34%
$f(11)$	73	29,66%	25,35%

* $f(\bullet)$ означает форвардную ставку на срок N месяцев, рассчитанную по всем возможным комбинациям сроков до погашения облигаций.

Поскольку форвардные ставки определяются на основе сопоставления доходности к погашению облигаций с разными сроками до погашения и являются индикаторами будущей доходности ГКО, параметры их распределения должны соответствовать параметрам распределения доходности ГКО к погашению. Однако результаты тестов на равенство первых двух моментов распределения (среднего значения и дисперсии), приведенные в *табл. 5* не подтверждают данное предположение.

Таблица 5**

	Y1M	Y2M	Y3M	Y4M	Y5M	Y6M	Y7M	Y8M	Y9M	Y10M	Y11M
17.5.93-28.7.96											
Равенство средних значений	7,53	2,53	2,20	2,19	4,25	5,52	17,33	6,30	12,28	5,36	0,43*
Равенство дисперсий (Бартлетт)	56,68	19,11	16,40	17,56	28,77	33,66	17,98	12,00	6,89*	3,18*	2,01*
Равенство дисперсий (Ливин)	2,34	2,73	2,40	2,45	3,43	4,29	2,63	3,22	3,20*	5,53	9,87
Равенство дисперсий (Браун-Форсайт)	1,59*	1,70*	1,75*	2,01*	2,72	3,63	1,02*	1,12*	1,52*	0,91*	1,12*
29.7.96-30.11.97											
Равенство средних значений	5,85	5,94	6,77	7,72	9,17	10,41	10,66	8,04	3,13	0,04*	0,01*
Равенство дисперсий (Бартлетт)	268,63	267,60	309,39	327,24	271,16	263,13	225,42	137,66	24,25	1,82*	0,17*
Равенство дисперсий (Ливин)	13,44	14,82	17,88	19,78	19,94	21,54	23,83	18,36	14,79	2,49*	0,51*
Равенство дисперсий (Браун-Форсайт)	8,12	8,28	10,22	12,19	12,69	14,27	16,24	14,62	10,71	1,18*	0,24*
1.12.97-16.8.98											
Равенство средних значений	2,69	2,79	2,24	2,07	1,46*	1,24*	1,18*	1,11*	0,87*	0,69*	0,34*
Равенство дисперсий (Бартлетт)	59,06	71,58	70,85	48,87	39,61	37,94	27,65	19,75	10,80	4,91*	1,27*
Равенство дисперсий (Ливин)	3,08	4,08	4,83	4,58	5,03	5,17	4,70	4,26	3,48	2,82*	1,97*
Равенство дисперсий (Браун-Форсайт)	1,51*	1,89	2,23	1,92*	2,06	2,00*	1,82*	1,70*	1,32*	1,12*	0,92*

* Гипотеза о равенстве не отрицается на 95%-ном уровне значимости.

** В таблице приведены значения статистик тестов на равенство среднего значения (ANOVA F-test, см. *Johnston, DiNardo, 1997*) и дисперсии (Bartlett's test, Levene test, Brown-Forsythe test, см. *Judge, Griffiths, Hill, Luetkepohl, Lee, 1985*) двух или нескольких выборок. Поскольку различные тесты на равенство дисперсии обладают различной мощностью в различных случаях, мы проводим значения статистик для всех трех случаев.

Гипотеза о равенстве средних значений форвардных ставок и доходности одинаковой срочности не опровергается только для наиболее длинных серий ГКО, доходность которых в наибольшей степени контролировалась ЦБ РФ. Распределение обоих видов ставок по ГКО сильно отличается от нормального, что показывают результаты теста

Бартлетта на равенство дисперсий распределений. Данный тест имеет высокую чувствительность к отклонению распределения выборки от нормального. Менее чувствительные к выполнению требования нормальности тесты Ливина и Брауна–Форсайта часто не отвергают нулевую гипотезу о равенстве средних значений. В частности, более мощный тест Брауна–Форсайта свидетельствует об идентичности волатильности доходности ГКО и форвардных ставок на протяжении первого (май 1993 – июль 1996 г.) и последнего (декабрь 1997 – август 1998 г.) подпериодов. Полученные результаты, на наш взгляд, отражают тот факт, что в периоды усиления общей нестабильности колебания форвардных и текущих ставок симметричны. На протяжении второго подпериода (август 1996 – ноябрь 1997 г.) текущий уровень доходности ГКО устойчиво снижался, что обусловило большую волатильность текущих ставок за весь подпериод по сравнению колебаниями форвардных ставок.

Анализ свойств временной структуры ставок за период владения ГКО

В табл. 6–9 приведены статистические характеристики временных рядов ставок за период владения ГКО за весь период и за каждый из трех выделенных подпериодов. Строки соответствуют сроку до погашения, столбцы – периоду владения облигацией.

Как видно из таблиц, ставки за период владения облигацией увеличиваются при удлинении срока владения облигацией, однако, при этом необходимо учитывать колебания среднего уровня доходности на рынке и изменение максимальной срочности облигаций. Так, при оценке всего временного интервала наблюдений и второго подпериода устойчивая положительная зависимость между периодом владения и ставкой за период владения наблюдается только до пяти–шести месяцев. Более длинные сроки владения относятся к облигациям, обращавшимся на рынке при минимальном среднем уровне доходности (15–20% годовых), поэтому ставки за период владения равный семи–двенадцати месяцам ниже ставок за три–шесть месяцев.

На протяжении третьего подпериода наблюдается обратная зависимость: по мере усиления недоверия к российским государственным облигациям и снижения цен ГКО доходность вложенных средств снижалась при удлинении срока инвестиций, достигая отрицательных зна-

Таблица 8

Август 1996 – ноябрь 1997 гг.

Текущая неделя	Ср. знач Ст. откл.	1W	2W	1M	2M	3M	4M	5M	6M	7M	8M	9M	10M	11M	12M
		1	Ср. знач Ст. откл.	15,08% 7,75%	24,00% 9,15%	31,58% 15,94%	46,96% 44,23%	65,22% 70,26%	79,65% 84,20%	82,28% 77,00%	89,97% 74,19%	58,39% 29,05%	38,70% 8,77%	37,16% 7,00%	36,50% 5,41%
2	Ср. знач Ст. откл.			40,85% 27,97%	61,20% 75,77%	82,53% 103,36%	91,44% 96,93%	95,72% 87,79%	90,01% 75,29%	52,36% 22,57%	38,16% 5,70%	36,73% 3,94%	35,06%		
3	Ср. знач Ст. откл.			52,09% 45,85%	101,76% 178,34%	113,02% 155,26%	112,25% 125,08%	63,98% 39,00%	54,34% 23,88%	42,67% 8,99%	38,77% 5,34%				
4	Ср. знач Ст. откл.			63,52% 60,66%	115,89% 230,07%	130,40% 193,25%	73,35% 56,09%	48,68% 20,97%	43,63% 11,16%	41,27% 6,65%	37,20% 0,40%	31,11% 0,53%			
5	Ср. знач Ст. откл.			71,19% 69,62%	137,43% 282,00%	79,62% 71,43%	59,68% 36,59%	41,77% 12,82%	41,92% 9,72%	39,85% 7,25%	36,19% 1,40%				
6	Ср. знач Ст. откл.			86,36% 93,24%	89,40% 93,41%	63,23% 47,49%	43,50% 19,58%	41,27% 14,27%	39,86% 11,55%	40,60% 6,18%					
7	Ср. знач Ст. откл.			92,39% 98,68%	60,11% 52,16%	41,98% 24,56%	41,15% 19,80%	38,46% 17,73%	41,19% 11,22%						
8	Ср. знач Ст. откл.			82,62% 94,03%	43,10% 30,05%	42,57% 26,80%	37,39% 23,05%	40,58% 18,23%							
9	Ср. знач Ст. откл.			50,82% 48,49%	42,69% 34,83%	38,68% 29,69%	41,53% 23,82%								
10	Ср. знач Ст. откл.			45,11% 47,25%	44,62% 39,63%	44,76% 32,21%									
11	Ср. знач Ст. откл.			45,51% 52,41%	42,22% 40,57%										
	Ср. знач Ст. откл.			41,49% 56,33%											

Таблица 9

Декабрь 1997 – август 1998 гг.

Текущая неделя	Ср. знач Ст. откл.	1W	2W	1M	2M	3M	4M	5M	6M	7M	8M	9M	10M	11M	12M
		1	Ср. знач Ст. откл.	29,58% 40,66%	34,82% 34,74%	38,85% 32,25%	31,52% 16,97%	27,17% 6,74%	27,40% 6,97%	26,71% 7,98%	25,38% 7,43%	25,10% 6,32%	23,87% 6,54%	21,71% 4,75%	22,12% 5,83%
2	Ср. знач Ст. откл.			45,37% 58,64%	29,65% 21,73%	25,31% 10,45%	24,58% 8,89%	23,72% 7,72%	23,24% 7,72%	21,72% 5,23%	22,20% 6,81%	22,81% 7,90%	23,28% 8,60%	23,93% 8,14%	
3	Ср. знач Ст. откл.			50,29% 48,69%	27,02% 21,90%	21,85% 16,11%	20,08% 16,25%	21,00% 16,44%	20,56% 16,43%	19,13% 15,56%	20,17% 17,14%	20,62% 17,51%	21,59%		
4	Ср. знач Ст. откл.			97,51% 97,67%	31,87% 38,36%	17,27% 24,03%	13,75% 17,34%	8,10% 12,29%	9,04% 10,99%	6,14% 7,93%	9,03% 10,73%	9,68% 11,76%	9,98%		
5	Ср. знач Ст. откл.			47,34% 98,11%	16,71% 40,28%	12,33% 29,00%	12,66% 19,96%	12,77% 13,61%	11,83% 11,44%	11,71% 10,27%	13,31% 13,29%				
6	Ср. знач Ст. откл.			41,90% 102,95%	11,67% 42,58%	8,35% 33,43%	8,64% 22,01%	8,33% 15,00%	8,76% 12,13%	8,48% 11,16%					
7	Ср. знач Ст. откл.			37,69% 98,13%	8,55% 45,92%	5,41% 36,24%	4,64% 24,18%	5,03% 15,92%	5,60% 12,45%						
8	Ср. знач Ст. откл.			34,77% 100,67%	5,39% 48,53%	0,56% 38,07%	0,83% 25,66%	4,43% 11,60%							
9	Ср. знач Ст. откл.			33,83% 102,72%	-0,87% 47,97%	-3,48% 40,03%	-1,34% 25,95%								
10	Ср. знач Ст. откл.			23,84% 92,53%	-3,03% 51,20%	-4,57% 42,28%									
11	Ср. знач Ст. откл.			19,35% 95,60%	-15,29% 55,33%										
	Ср. знач Ст. откл.			6,97% 93,88%											

Аналогичный характер имеет соотношение между ставкой за период владения облигацией и ее сроком до погашения при инвестициях на одинаковый срок. Вложение средств на один месяц в облигацию со сроком погашения два месяца приносило меньший доход, чем одномесечные инвестиции в ГКО со сроком до погашения три – четыре месяца. Данная зависимость устойчива на протяжении как всего периода наблюдений, так и на каждом из подпериодов, кроме конца 1997–1998 гг. Тогда резкое падение цен облигаций с дальними сро-

ками до погашения снижало доходность операций (по многим сериям такие операции становились убыточными) по покупке/продаже ГКО, если инвестор не держал ценные бумаги до погашения. Кроме того, в оценках ставок за период владения облигацией на данном временном интервале учитываются потери от вложений в ГКО, погашаемых после 17 августа 1998 г. Накануне 17 августа их цены фактически отражали факт дефолта.

Особенностью распределения ставок за период владения облигацией является высокий уровень дисперсии значений. Средняя по выборке дисперсия ставок за период владения превосходит данный показатель для распределений доходности к погашению и форвардных ставок, соответственно, в 5,3 и 6,5 раза. Такой результат может объясняться тем, что диапазон значений ставок за период владения более широк. Около 8,37% от всей выборки составляют отрицательные значения, максимальные значения доходности от владения ГКО 23001, выпущенной в 1994 г., достигали 3000–5000% в годовом исчислении за период до двух месяцев с момента размещения облигации. Доходность к погашению такой облигации из-за большого срока до погашения (десять–двенадцать месяцев) не превышала 300% годовых.

Макроэкономический анализ временной структуры ставок по ГКО

При анализе временной структуры доходности облигаций инфляционные ожидания (либо их изменение) могут быть оценены тремя способами: во-первых, через соотношение доходности облигаций со срочностью, совпадающей с временным горизонтом ожиданий (или превышающей последний), и прироста цен за данный период; во-вторых, через спрэд между доходностями облигаций с различными сроками до погашения; в-третьих, через угол наклона кривой доходности. Два последних метода близки между собой, их отличие заключается лишь в предположении об изменении либо доходности облигаций с определенным сроком до погашения, либо угла наклона всей кривой доходности при изменении инфляционных ожиданий.

Необходимо отметить, что здесь мы не рассматриваем вопрос о характере формирования инфляционных ожиданий. Наше исследование направлено на проверку возможности соответствия ожиданий факти-

ческим значениям инфляции за соответствующий будущий период, независимо от того, как формируются ожидания участников рынка. Данный анализ дает представление о рациональности поведения участников рынка и отвечает задачам денежно-кредитной политики (т.е. временная структура – индикатор будущей инфляции, см., например, *Svensson, 1994; Estrella, Mishkin, 1995, 1997*).

Соотношение уровня доходности ГКО и будущей инфляции. В табл. 10 приведены значения коэффициентов корреляции между месячными рядами доходности ГКО со сроком до погашения от одного до девяти месяцев и фактических темпов инфляции в текущем месяце и на период от одного до девяти месяцев в будущем. Доходности ГКО со сроком погашения десять–двенадцать месяцев исключены из рассмотрения из-за малого числа наблюдений (менее 20).

Таблица 10

	Y1M	Y2M	Y3M	Y4M	Y5M	Y6M	Y7M	Y8M	Y9M
P	0,559	0,662	0,680	0,633	0,623	0,627	0,587	0,663	0,641
P1	0,452	0,718	0,754	0,786	0,779	0,739	0,823	0,819	0,823
P2		0,680	0,754	0,789	0,794	0,774	0,856	0,818	0,848
P3			0,710	0,730	0,732	0,739	0,787	0,724	0,777
P4				0,574	0,582	0,595	0,627	0,560	0,612
P5					0,368	0,387	0,412	0,368	0,411
P6						0,083	0,108	0,093	0,143
P7							-0,202	-0,239	-0,180
P8								0,350	0,346
P9									0,540

Корреляционный анализ подтверждает сделанное ранее предположение о временном горизонте инфляционных ожиданий, учитываемых при формировании уровня доходности, равном трем месяцам. Значение коэффициентов корреляции между доходностями ГКО по всем срокам до погашения и фактическими темпами роста цен за период один, два, три будущих месяца превышает уровень корреляции с текущим значением инфляции, за исключением наиболее коротких одно-месячных ставок. Связь между доходностями длинных ГКО и приростом ИПЦ за шесть – девять месяцев отсутствует либо выражена слабо.

Тест Йохансена (результаты не приводятся) отрицает гипотезу о коинтеграции между рядами инфляции и доходности для всех обли-

гаций, начиная с четырехмесячного срока до погашения. Ряды доходности ГКО со сроком один – три месяца коинтегрированы с рядом как текущей, так и будущей инфляции на период до трех месяцев¹⁰, что объясняется высокой степенью инерционности инфляционных процессов.

В табл. 11 приведены значения *t*-статистики для оценки коэффициента при переменной первой разности инфляции в парной регрессии (или модели с коррекцией ошибок), связывающей первую разность доходности ГКО определенной срочности и первую разность ряда будущей инфляции за разные периоды. Для устранения гетероскедастичности в ошибках линейных регрессий использовалась спецификация условной дисперсии ошибок в виде GARCH(1,1). Автокорреляция в остатках уравнений отсутствует (согласно *Q*-статистике Бокса–Льюнга).

Таблица 11

	Y1M	Y2M	Y3M	Y4M	Y5M	Y6M	Y7M	Y8M	Y9M
P	2,77*	3,75*	3,78*	0,04	3,86	3,69	-0,42	0,59	0,83
P1	-0,59*	2,03*	3,87	1,49	4,17	2,33	0,45	0,54	0,50
P2		0,83*	0,94*	1,38	3,03	1,58	0,54	0,97	1,40
P3			1,92*	0,89	4,49	1,98	0,51	0,35	0,55
P4				1,34	-3,27	-0,27	0,06	0,25	0,54
P5					-3,46	-2,17	0,14	0,41	0,18
P6						-2,40	-0,50	0,17	0,41
P7							-0,31	0,13	0,56
P8								2,07	0,77
P9									0,28

* Модель с коррекцией ошибок.

Таким образом, оценки регрессионных уравнений, связывающих первые разности рядов доходности ГКО и первые разности рядов инфляции (с учетом коинтеграционных соотношений в соответствующих случаях), показывают, что гипотеза Фишера выполняется только на

¹⁰ В работе Е. Пальцевой (Пальцева, 1998) была установлена коинтеграция между одномесячной ставкой ГКО и инфляцией будущего месяца, тогда как для рядов трех- и шестимесячной доходности и одномесячной инфляции гипотеза о коинтеграции была отвергнута (на более коротком периоде наблюдений, с января 1995 до сентября 1997 г.).

коротком конце. Кроме того, выявлено значимое влияние текущей инфляции на уровень доходности ГКО любой срочности¹¹.

Оценки инфляционных ожиданий с помощью спреда и угла наклона кривой доходности. Полученные результаты свидетельствуют о существовании зависимости между уровнем доходности ГКО различной срочности и фактическими будущими темпами роста цен на протяжении до трех месяцев. Для анализа взаимосвязи между соотношением доходностей облигаций с разными сроками до погашения и изменением инфляции за период между моментами погашения облигаций мы оценили регрессионные уравнения вида:

$$\begin{aligned} i_t^N - i_t^M &= a + b(\pi_t^n - \pi_t^m) + \gamma\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ i_t^N / i_t^M &= a + b(\pi_t^n - \pi_t^m) + \gamma\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

где π_t^n, π_t^m – средние темпы фактической инфляции за n и m месяцев вперед, причем $n > m$ и $n \leq 3$; i_t – спот-ставка (доходность к погашению недельной ГКО). $i_t^N - i_t^M$ отражает процентный спред, а i_t^N / i_t^M – угол наклона кривой доходности ГКО, где $N > M$ и $N \leq 6$. Скользящее среднее первого порядка включено в уравнение для устранения автокорреляции в остатках. Оценки уравнений приведены в *табл. 12*.

Как видно из таблицы, результаты оценок отрицают гипотезу Фишера применительно к временной структуре доходности ГКО. Оценки коэффициента b в уравнениях для процентного спреда статистически незначимо отличаются от нуля (за исключением одного случая), тогда как согласно гипотезе $H_0 : b = 1$. В уравнениях с углом наклона коэффициент имеет отрицательное значение, во многих случаях статистически значимое, т.е. увеличение угла наклона соответствовало периодам снижения инфляции, что также противоречит первоначальной гипотезе¹².

¹¹ Данная закономерность выполняется для серий со сроком до погашения равным шести месяцам. Исключение составляет доходность четырехмесячных ГКО, влияние на которую отрицается для любых горизонтов инфляции. Причина такого результата до конца не ясна.

¹² Виплош, Кирсанова, Граф и Туллио, Иванова (*Wyplosz, Kirsanova, Grafe, 1996; Туллио, Иванова*) получили обратные результаты для 1995 – первой половины 1996 г., используя наклон кривой доходности как индикатор инфляционных ожиданий в уравнении для моделирования уровня доходности ГКО. Однако их результаты явля-

Таблица 12*

	$\pi_t^3 - \pi_t^1$	$\pi_t^3 - \pi_t$	$\pi_t^2 - \pi_t^1$	$\pi_t^2 - \pi_t$	$\pi_t^1 - \pi_t$
Y6M- Y1M	-0,186 (-1,48)	0,062 (1,61)	-0,176 (-1,60)	0,068 (0,85)	0,045 (0,88)
Y5M- Y1M	-0,130 (-0,91)	-0,081 (-0,95)	-0,063 (-0,32)	-0,046 (-0,53)	-0,031 (-0,37)
Y4M- Y1M	0,137 (0,83)	-0,096 (-0,97)	0,410 (1,59)	-0,108 (-1,01)	-0,198 (-1,73)
Y3M- Y2M	-0,005 (-0,10)	0,022 (0,66)	-0,001 (-0,01)	0,026 (0,74)	0,023 (0,70)
Y3M- Y1M	-0,098 (-1,02)	-0,106 (-1,78)	-0,008 (-0,071)	-0,074 (-1,19)	-0,050 (-0,96)
Y2M- Y1M	–	–	-0,106 (-1,00)	-0,124 (-2,50)	-0,086 (-1,74)
Y6M/ Y1W	-8,18 (-0,87)	-7,70 (-1,36)	-9,15 (-0,67)	-6,55 (-1,12)	-4,88 (-0,82)
Y5M/ Y1W	-7,33 (-0,86)	-8,63 (-1,71)	-7,64 (-0,61)	-7,64 (-1,45)	-6,42 (-1,18)
Y4M/ Y1W	-1,19 (-0,14)	-8,36 (-1,65)	4,76 (0,37)	-7,91 (-1,49)	-9,28 (-1,69)
Y3M/ Y1W	3,08 (0,34)	-14,82 (-2,76)	12,67 (1,16)	-14,15 (-2,50)	-15,47 (-3,05)
Y2M/ Y1W	–	–	12,76 (1,30)	-14,49 (-2,81)	-15,27 (-3,42)
Y1M/ Y1W	–	–	–	–	-9,95 (-3,41)

* В таблице приведены оценки и *t*-статистики (в скобках) для коэффициента *b*.

Таким образом, колебания уровня доходности ГКО различной срочности отражают скорее всего изменения будущей, а не текущей инфляции на период до трех месяцев. В то же время изменения угла наклона временной структуры и процентных спредов доходности практически не содержат информацию о соотношении темпов роста цен за различные будущие периоды¹³. На наш взгляд, это может иметь следующие причины.

Во-первых, на протяжении периода наблюдений кривая доходности ГКО имела преимущественно положительный наклон, колебания среднего уровня доходности приводили к параллельным сдвигам кри-

ются спорными из-за малого числа наблюдений, на которых производилась оценка уравнений.

¹³ Аналогичные результаты были получены Берком (*Berk, 1998*) для временной структуры процентных ставок в Нидерландах: уровень доходности несет в себе информацию о будущей инфляции, однако, эмпирически выделить ее влияние на параметры кривой доходности затруднительно.

вой, не меняя ее наклона, тогда как инфляция устойчиво снижалась. Кроме того, возможна гипотеза о систематической переоценке будущей инфляции из-за непредвиденного роста спроса на деньги в 1996–1997 гг. Это объясняет отрицательный знак оценки коэффициента в уравнениях с углом наклона.

Во-вторых, несмотря на то, что ГКО со сроком погашения от трех до шести месяцев отнесены нами к среднесрочным ценным бумагам, они являются сверхкраткосрочными и краткосрочными облигациями. Согласно результатам исследований на развитых финансовых рынках (*Mishkin, 1993; Engsted, 1995; Lee, Clark, Ahn, 1998*), колебания доходности таких инструментов обычно не связаны с изменением инфляции. Мишкин и Эстрелла (*Mishkin, 1990, 1993; Estrella, Mishkin, 1995, 1997*) на примере США и ряда стран Европы показали, что короткий конец временной структуры процентных ставок часто не содержит информацию о будущей инфляции, тогда как средний участок и длинный конец временной структуры обладают хорошей предсказательной способностью. Полученные нами результаты соответствуют свойствам короткого конца временной структуры (несмотря на то, что с точки зрения рискованности вложений рассматриваемые бумаги могут быть отнесены к среднесрочным), тогда как более длинные бумаги отсутствовали на рынке (либо имеется не достаточное для оценок число наблюдений).

Ожидания изменения обменного курса рубля по отношению к доллару США могут влиять на уровень номинальной доходности российских облигаций даже в большей степени, чем инфляционные ожидания. Результаты корреляционного анализа между доходностью ГКО с разными сроками до погашения и ожидаемыми темпами обесценения курса рубля (по валютным фьючерсам) показывает, что наиболее высокий уровень корреляции для ставок по ГКО со срочностью три и более месяцев наблюдается с трехмесячными валютными фьючерсами (см. *табл. 13*). Одно-, двух- и трехмесячные ГКО коррелируют сильнее всего с фьючерсами соответствующей срочности.

Тесты на коинтеграцию (результаты тестов не приводятся) между рядами доходности ГКО и ожидаемых темпов обесценения рубля за разные сроки, также как и для среднего уровня доходности, отрицают гипотезу о существовании коинтеграционного соотношения, связывающего рассматриваемые переменные. Таким образом, долгосрочное

сближение ожидаемых темпов роста курса рубля и доходности ГКО соответствующей срочности не наблюдается.

Таблица 13

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9
Y1M	0,867								
Y2M	0,721	0,758							
Y3M	0,767	0,800	0,846						
Y4M	0,793	0,819	0,869	0,860					
Y5M	0,749	0,745	0,830	0,818	0,753				
Y6M	0,824	0,849	0,895	0,887	0,777	0,844			
Y7M	0,776	0,782	0,846	0,836	0,735	0,785	0,701		
Y8M	0,812	0,846	0,886	0,877	0,776	0,834	0,731	0,921	
Y9M	0,843	0,889	0,916	0,908	0,817	0,886	0,788	0,905	0,900

В то же время мы получили подтверждение гипотезы о том, что изменения уровня доходности ГКО с определенным сроком до погашения соответствуют ожиданиям изменения курса рубля за соответствующий период. Для проверки данной гипотезы мы оценили регрессионные уравнения следующего вида:

$$\Delta i_t^N = c + a\Delta f_t^n + \varepsilon_t,$$

где Δi_t^N – первые разности доходности ГКО со сроком N месяцев до погашения, Δf_t^n – первые разности ряда средних ожидаемых темпов обесценения рубля по отношению к доллару США на протяжении $n \leq N$ месяцев вперед.

Как видно из полученных результатов (см. табл. 14), для всех серий ГКО наблюдается тенденция к росту статистической значимости оценки коэффициента a и доли объясненной дисперсии колебаний Δi_t^N при изменении n от одного до трех (четырёх) месяцев. Для больших n данная зависимость нарушается из-за широкого диапазона колебаний доходности ГКО со сроком до погашения от шести месяцев и котировок валютных фьючерсов с датой исполнения более чем через четыре месяца, а также малого числа наблюдений. Относительно низкая доля объясненной дисперсии первых разностей рядов доходности коротких ГКО (10–30%) может быть вызвана игнорированием других значимых факторов, помимо первых разностей ожидаемых темпов изменения ожидаемого курса рубля.

Таблица 14*

	Y1M	Y2M	Y3M	Y4M	Y5M	Y6M	Y7M	Y8M	Y9M
F1	0.084 (1.89) [0.041]	0.088 (2.09) [0.053]	0.082 (3.35) [0.137]	0.204 (1.72) [0.167]	0.125 (2.20) [0.126]	0.051 (1.19) [0.121]	0.229 (5.11) [0.550]	-0.360 (-3.66) [0.173]	0.095 (1.91) [0.475]
F2		0.218 (3.13) [0.128]	0.171 (3.38) [0.161]	0.462 (3.32) [0.269]	0.245 (2.54) [0.149]	0.119 (1.69) [0.142]	-0.004 (-0.02) [0.186]	0.687 (3.85) [0.376]	0.631 (4.02) [0.648]
F3			0.235 (3.28) [0.171]	0.562 (3.86) [0.308]	0.404 (3.54) [0.173]	0.170 (1.90) [0.149]	-0.095 (-0.67) [0.204]	0.827 (4.85) [0.495]	0.897 (4.20) [0.682]
F4				0.581 (3.89) [0.310]	0.377 (3.10) [0.190]	0.211 (2.26) [0.173]	0.212 (2.34) [0.360]	-0.227 (-1.45) [0.073]	0.729 (4.54) [0.685]
F5					0.329 (2.88) [0.117]	0.071 (0.81) [0.106]	-0.103 (-2.28) [0.343]	0.128 (1.42) [0.042]	0.053 (0.33) [0.133]
F6						0.228 (2.60) [0.192]	0.185 (2.69) [0.370]	0.447 (4.35) [0.437]	0.925 (3.81) [0.662]
F7							0.012 (0.18) [0.187]	0.119 (0.91) [0.036]	-0.105 (-1.16) [0.414]
F8								0.648 (2.77) [0.225]	0.343 (1.99) [0.485]
F9									0.110 (0.72) [0.391]

* В таблице приведены значения для оценок коэффициента a и t -статистика (в круглых скобках), в квадратных скобках – значения нормированного R^2 . Серийная автокорреляция в остатках уравнений устранена методом Прайса–Уинстона. Тест множителей Лагранжа на условную гетероскедастичность отрицает нулевую гипотезу об однородности дисперсии остатков на 95%-ном уровне значимости для всех случаев.

Гипотеза $H_0 : a = 1$ отвергается на 95%-ном уровне значимости, хотя оценки данного коэффициента имеют положительный знак практически для всех статистически значимых случаев¹⁴. Значения коэффициента a в пределах от нуля до единицы могут интерпретироваться так: изменение доходности ГКО к погашению вызывается изменением ожиданий девальвации рубля. Однако дисперсия и диапазон колебаний ожидаемых темпов изменения курса рубля значительно шире (в том

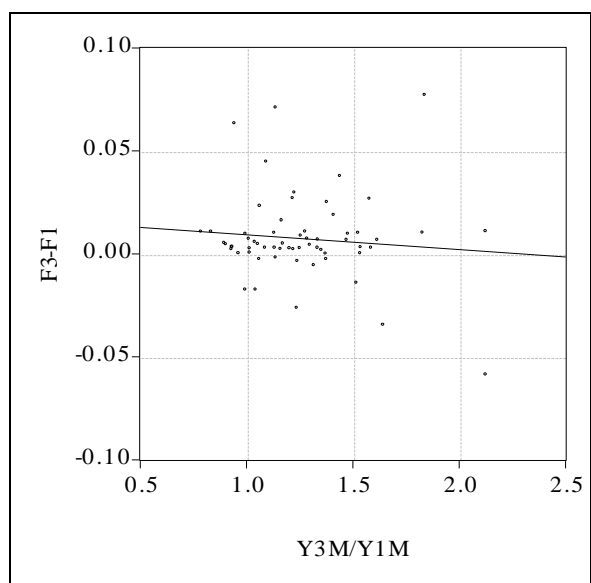
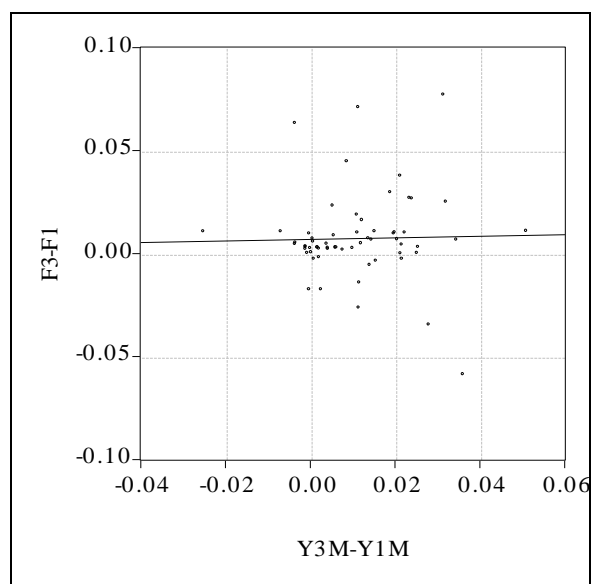
¹⁴ Два случая отрицательных оценок коэффициента относятся к длинным (семи- и восьмимесячным) сериям ГКО и, по нашему мнению, не являются представительными.

числе допускаются отрицательные значения) из-за незначительной глубины рынка валютных фьючерсов и более сильно выраженной спекулятивной направленности действий его участников. Таким образом, в изменениях доходности государственных облигаций только частично учитывались изменения котировок валютных фьючерсов.

Анализ изменений временной структуры доходности ГКО, также как и для случая инфляционных ожиданий, показывает отрицательную связь (либо ее отсутствие) между процентными спредами (наклоном кривой доходности) и соотношением ожиданий изменения курса рубля за различные периоды. Это наглядно демонстрируют диаграммы рассеивания для соответствующих переменных. На *рис. 4* представлены диаграммы рассеивания для пар переменных «разность ожидаемых темпов изменения курса рубля за один-три месяца – процентный спред между доходностью трех- и одномесячной ГКО» и «разность ожидаемых темпов изменения курса рубля за один-три месяца – наклон кривой доходности, рассчитанный на основе трехмесячной и недельной ставок по ГКО», а также графики линейных регрессий. Аналогичные картины наблюдаются и для других вариантов пар процентного спреда (наклона кривой доходности) и разностей ожидаемых темпов изменения курса рубля за разные сроки.

Таким образом, как и в случае с инфляцией, ожидания изменения курса рубля оказывают некоторое влияние на формирование номинальной доходности к погашению ГКО соответствующей срочности (см. *табл. 12* и *14*). Временной горизонт данной связи не превышает трех месяцев; для шести- и семимесячных ГКО он может быть увеличен до шести месяцев. В то же время изменения вида временной структуры доходности ГКО не содержат информацию об изменении курсовых ожиданий (см. *табл. 12* и *рис. 4*).

Рисунок 4



Влияние шоков денежно-кредитной политики на временную структуру доходности ГКО

При анализе влияния денежно-кредитной политики на временную структуру доходности государственных облигаций принято разделять два направления, связанных с различными принципами проведения такой политики. Во-первых, это изучение соотношения таргетируемых процентных ставок (например, федеральных резервных ставок по коротким инструментам денежного рынка в США), устанавливаемых денежными властями, и доходности облигаций с различными сроками до погашения. Такой подход получил широкое развитие с переходом в ряде стран к мониторингу процентных ставок как ориентиров денежно-кредитной политики.

Второе направление исследований связано с изучением непосредственного влияния шоков денежного предложения на временную структуру процентных ставок. Теоретические основы такого анализа включают не только стандартные макроэкономические модели, но и специальные макроэкономические подходы к исследованию временной структуры (см. Дробышевский, 1999). Поскольку целевым ориентиром при проведении денежно-кредитной политики для Центрального банка РФ являлась динамика различных денежных агрегатов, второй подход представляется более уместным при исследовании российского рынка государственных ценных бумаг.

При анализе влияния денежной политики на доходности государственных облигаций различной срочности важное значение имеет выбор денежного агрегата. Чари, Кристиано и Эйхенбаум (*Chari, Christiano, Eichenbaum, 1995*) обратили внимание на отличие в знаках коэффициентов корреляции между рядами краткосрочных процентных ставок и разных денежных агрегатов: номинальные краткосрочные ставки положительно коррелируют с денежной базой и с денежными агрегатами M_0 и M_1 , в то же время наблюдается отрицательная корреляция с объемом собственных резервов коммерческих банков. Положительная зависимость объяснялась эндогенностью изменения обоих показателей: при высоких процентных ставках Федеральная Резервная система США активнее осуществляет операции на открытом рынке, увеличивая более узкие денежные агрегаты. Вместе с тем рост собственных резервов связан с инерционностью принятия решений по

расширению активных операций коммерческими банками после положительных шоков денежного предложения, приведших к снижению процентных ставок.

Таким образом, влияние шоков денежно-кредитной политики может рассматриваться, во-первых, с точки зрения учета возникающих инфляционных ожиданий, а во-вторых, изменения уровня ликвидности на рынке. В свою очередь последствия от изменения в денежно-кредитной политике могут быть разделены по типу финансового инструмента (срока до погашения ГКО в нашем случае) и в зависимости от рассматриваемого денежного агрегата.

Для анализа взаимосвязи между динамикой денежных агрегатов и процентными ставками разной срочности на российском финансовом рынке мы выбрали доходности ГКО со сроками до погашения равными одной неделе, одному, трем, шести и девяти месяцам. Недельные ГКО отнесены к сверхкоротким ценным бумагам, месячные – к коротким, трех- и шестимесячные – к среднесрочным и девятимесячные – к длинным. При этом рассматриваются четыре денежных агрегата:

- денежная база в узком определении (наличные деньги плюс фонд обязательного резервирования, МВ);
- денежная масса M_0 (наличные деньги вне банковской системы, M_0);
- денежная масса M_2 (наличные деньги вне банковской системы плюс остатки средств резидентов РФ на расчетных, текущих, депозитных и прочих счетах, открытых в кредитных организациях в российских рублях, M_2);
- широкие деньги (M_2 плюс все депозиты в иностранной валюте, ВМ).

В табл. 15 показаны значения коэффициентов корреляции между изменениями доходности ГКО к погашению и темпами изменения денежных агрегатов.

Таблица 15

	МВ	М0	М2	ВМ
D(Y1W)	0,128	0,045	-0,017	-0,012
D(Y1M)	0,051	0,011	-0,027	0,067
D(Y3M)	-0,098	-0,085	-0,300	-0,042
D(Y6M)	-0,184	-0,140	-0,432	-0,182
D(Y9M)	-0,201	-0,111	-0,479	-0,201

Полученные результаты соответствуют описанным выше особенностям корреляции процентных ставок различной срочности и динамики денежных агрегатов. Российский денежный рынок продемонстрировал в данном случае поведение аналогичное развитому рынку США. Изменения доходности сверхкоротких и коротких ГКО положительно коррелируют с темпами прироста денежной базы и наличных денег M_0 и отрицательно – с более широкими денежными агрегатами, M_2 и широкими деньгами (исключением является случай одномесячной ГКО и широких денег). Изменения доходности более длинных серий ГКО (от трех месяцев) имеют отрицательный коэффициент корреляции с приростами всех денежных агрегатов. Самые высокие абсолютные значения коэффициентов корреляции для средних и длинных ставок наблюдаются с рядом приростов M_2 , для сверхкоротких и коротких – с приростом денежной базы¹⁵.

На наш взгляд, интерпретация таких результатов может быть аналогична предположениям Чари, Кристиано и Эйхенбаума¹⁶. Значительные повышения (снижения) наиболее коротких ставок отражали преимущественно уровень ликвидности внутри банковской системы перед первичными аукционами по ГКО. При снижении объема ликвидных средств многие банки начинали продажу серий ГКО с кратчайшими сроками до погашения. Поскольку на протяжении значительной части рассматриваемого периода ЦБ РФ принимал на себя обязательства по поддержанию ликвидности на рынке ГКО–ОФЗ, осуществляя операции на открытом рынке и предоставляя кредиты дилерам на условиях РЕПО, в моменты снижения ликвидности происходило увеличение денежной базы. Вероятно, что часть полученных коммерческими банками за счет увеличения денежной базы средств после аукциона переводилась в наличную форму, что приводило к росту объема наличных денег в обращении. С учетом выбранного нами периода частотности (месяц) такие колебания денежной базы и M_0 совпадают с моментом соответствующего изменения доходности.

¹⁵ Аналогичные результаты, хотя и без качественной интерпретации, были получены Мишкиным для США (см. *Mishkin, 1993*).

¹⁶ Теоретическое обоснование данных выводов на основе модели влияния денежного предложения на процентные ставки с эндогенными сегментированными рынками представлено в *Alvarez, Atkeson, Kehoe (1999)*.

Знаки коэффициентов корреляции между средними и длинными ставками и всеми денежными агрегатами, а также между короткими ставками и широкими денежными агрегатами отражают эффекты увеличения ликвидности, т.е. снижения процентных ставок при денежной экспансии. Кроме того, как было показано в первом разделе, вместе со снижением общего уровня доходности при расширении объемов сделок на рынке (и, соответственно, ускорении темпов прироста широких денежных агрегатов) во второй половине 1996–1998 гг. волатильность доходности ГКО упала. Таким образом, в целом за весь период наблюдений на оценках коэффициентов корреляции сказывалась общая тенденция к снижению величины колебаний доходности всех серий ГКО при росте темпов денежных агрегатов, в первую очередь – широких.

Для оценки динамических последствий шоков денежной политики мы использовали векторные авторегрессионные модели для темпов прироста четырех денежных агрегатов и первых разностей номинальной доходности ГКО с выбранными нами сроками до погашения. Такого рода подходы широко распространены для анализа воздействия денежно-кредитной политики на динамику временной структуры процентных ставок (см., например, *Sims, 1986; McCallum, 1994; Roubini, Grilli, 1995*, и др.)

В частности, наш подход наиболее близок к методам исследования, представленным в работе Эванса и Маршалла (*Evans, Marshall, 1998*). В качестве эндогенной переменной в векторных авторегрессионных моделях включены темпы прироста ИПЦ. При этом, учитывая коинтеграционные соотношения между темпами инфляции и уровнем номинальной доходности ГКО, мы рассматриваем векторные модели с коррекцией ошибок (*vector error correction, VEC*), что позволяет оценить реакцию процентных ставок на увеличение денежного предложения с учетом одновременного изменения инфляции. Формально векторная модель с коррекцией ошибок может быть представлена следующим образом:

$$\begin{pmatrix} \Delta i_t^n \\ \Delta \pi_t \\ \dot{M}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_p(\Delta i_{t-p}^n) & \Phi_p(\Delta \pi_{t-p}) & \Phi_p(\dot{M}_{t-p}) \\ \Phi_p(\Delta i_{t-p}^n) & \Phi_p(\Delta \pi_{t-p}) & \Phi_p(\dot{M}_{t-p}) \\ \Phi_p(\Delta i_{t-p}^n) & \Phi_p(\Delta \pi_{t-p}) & \Phi_p(\dot{M}_{t-p}) \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \mathbf{a}_i & \mathbf{b}_i & \mathbf{d}_i \\ \mathbf{a}_\pi & \mathbf{b}_\pi & \mathbf{d}_\pi \\ \mathbf{a}_M & \mathbf{b}_M & \mathbf{d}_M \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_1 \cdot CE(\pi) \\ \gamma_2 \cdot CE(i^n) \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \\ \delta_t \end{pmatrix},$$

где Δi_t^n – первая разность номинальной доходности ГКО со сроком до погашения n ; $\Delta \pi_t$ – первая разность темпов прироста ИПЦ; \dot{M}_t – темп прироста денежного агрегата; $\Phi_p(\bullet)$ – линейная функция от значений переменных с лагом от $t-1$ до $t-p$; \mathbf{a} , \mathbf{b} и \mathbf{d} – вектора оцениваемых коэффициентов при лаговых значениях соответствующих переменных для каждого уравнения; $CE(\bullet)$ – коинтеграционные соотношения для уравнений доходности и инфляции¹⁷; γ_1, γ_2 – коэффициенты при коинтеграционных соотношениях; $\varepsilon_t, \eta_t, \delta_t$ – случайные ошибки для каждого из уравнений.

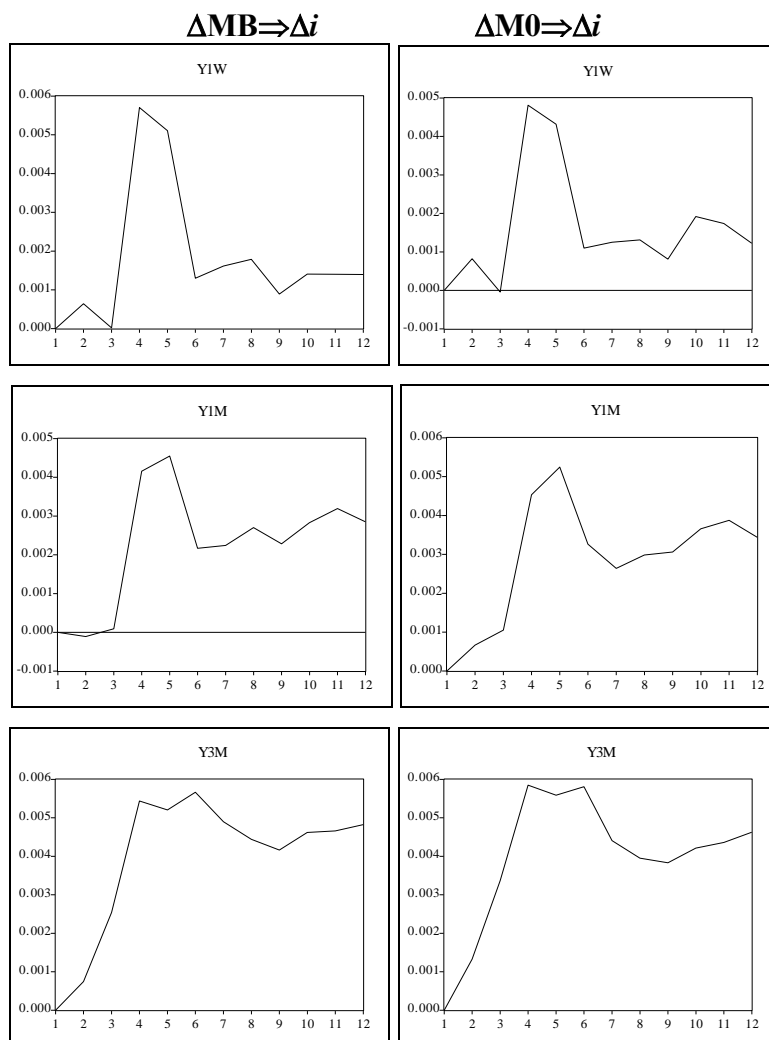
На *рис. 5* представлены графики функций отклика первых разностей номинальных доходностей ГКО с разными сроками до погашения при положительном шоке денежной политики, т.е. при увеличении темпов прироста соответствующего денежного агрегата δ равном одному стандартному отклонению.

Как видно из представленных графиков, реакции ставок на шоки имеют определенные различия при рассмотрении разных денежных агрегатов. Увеличение денежной эмиссии (ускорение темпов роста денежной базы и M_0) вызывает рост доходности всех серий ГКО (кроме наиболее длинных, девятимесячных) с запаздыванием равным примерно четырем-пяти месяцам. Это связано с формированием инфляционных ожиданий, усиливающихся при ослаблении денежно-кредитной политики в течение нескольких месяцев подряд. В последствие на протяжении до года ставки по одно-, трех- и шестимесячным ГКО сохраняются на высоком уровне, и данный эффект отражает рост номинальной доходности ГКО при ускорении инфляции. Примечательно, что реакция сверхкоротких ставок прекращается (статистически неотличима от нуля) после шести месяцев, так как они в наименьшей степени учитывают инфляцию за пределами текущего момента времени и стабилизируются на новом, более высоком уровне¹⁸.

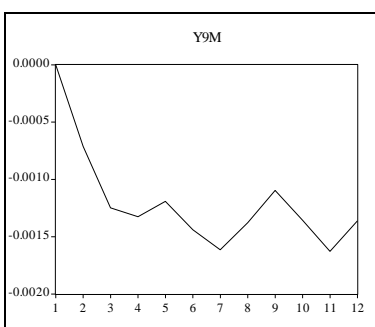
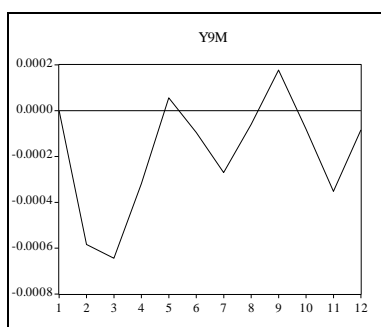
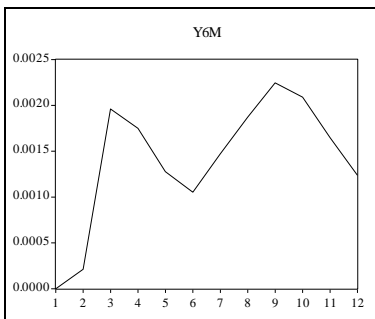
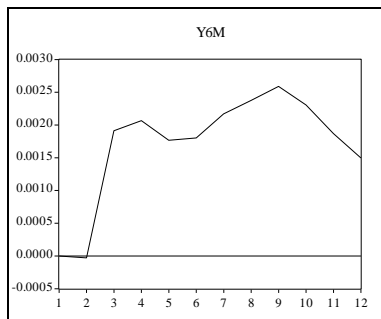
¹⁷ Так как ряды денежных агрегатов стационарны в уровнях, они включены в модель в уровнях и не входят в коинтеграционные соотношения.

¹⁸ Вместе с тем продолжительность влияния шоков и запаздывание реакции ставок могут быть связаны с колебаниями общего уровня инфляции и средних темпов прироста денежных агрегатов. Ким, Лимпайом и Гудфренд (*Kim, Limpayom, 1997; Goodfriend, 1998*) показали, что колебания временной структуры процентных ставок

Рисунок 5

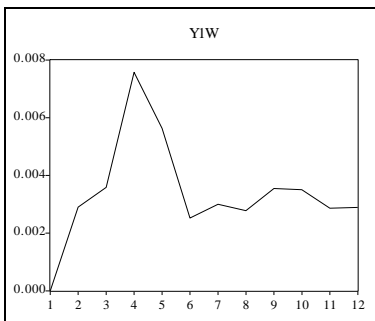
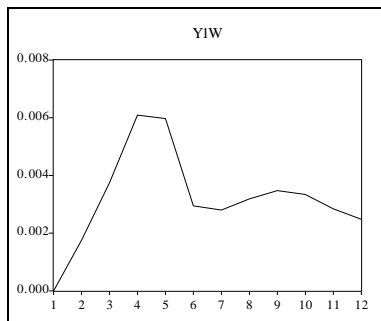


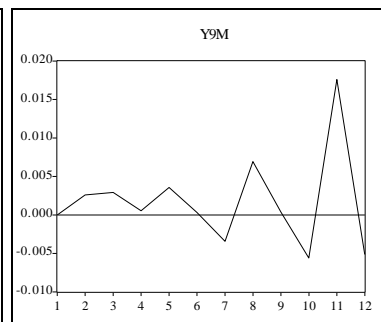
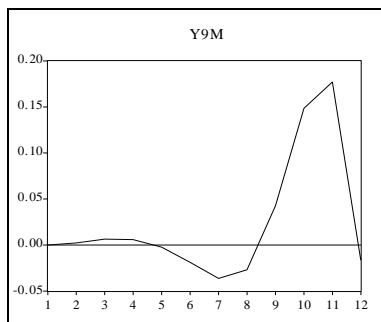
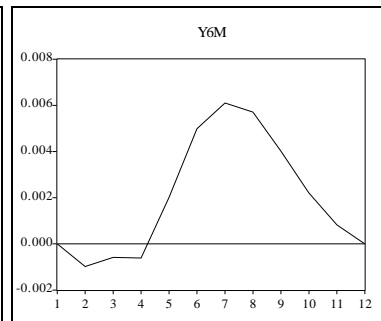
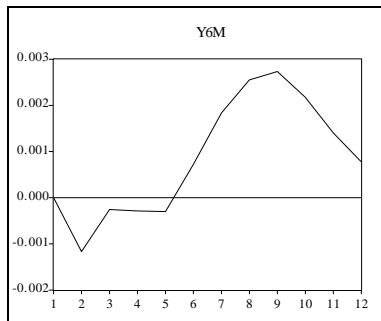
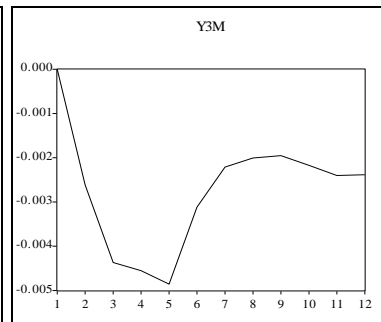
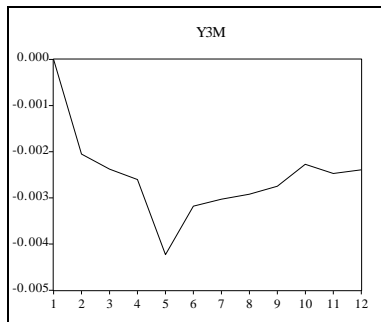
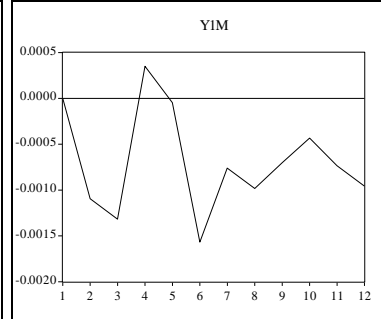
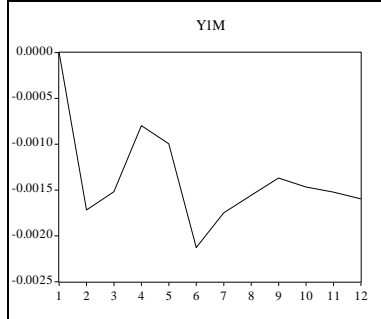
крайне чувствительны к изменению инфляционного режима и режима денежно-кредитной политики. В частности, при переходе от высокой к низкой инфляции реакция процентных ставок различной срочности на ужесточение денежно-кредитной политики становится менее различимой с помощью регрессионных методов. К сожалению, малое количество наблюдений не позволяет нам провести анализ функции отклика на каждом из подпериодов с разными инфляционными режимами.



$\Delta M2 \Rightarrow \Delta i$

$\Delta BM \Rightarrow \Delta I$





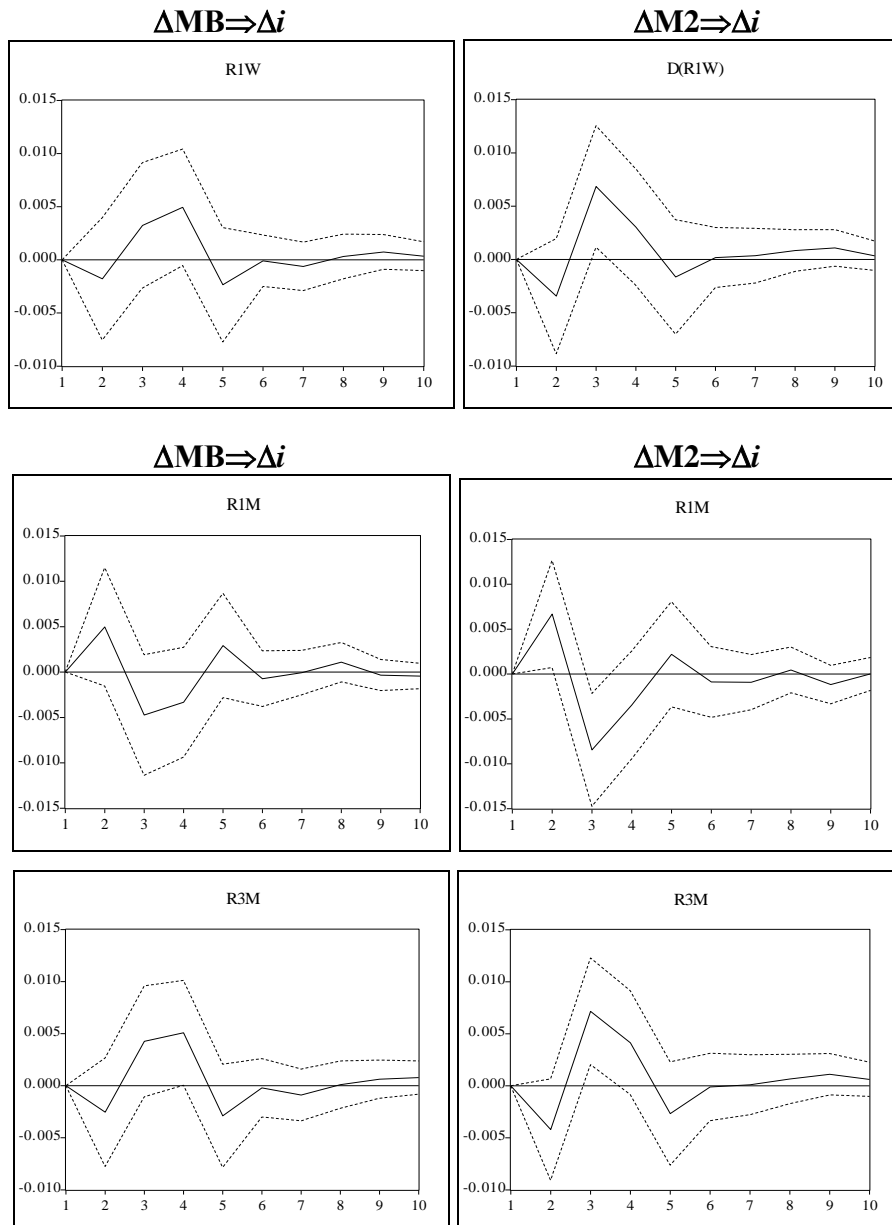
Аналогичная реакция сверхкоротких (недельных) ставок на ускорение темпов роста широких денежных агрегатов отражает, скорее всего, отсутствие непосредственного влияния последних и может объясняться совпадением во времени процессов роста процента и денежной экспансии в экономике, вызванных динамикой узких денежных агрегатов.

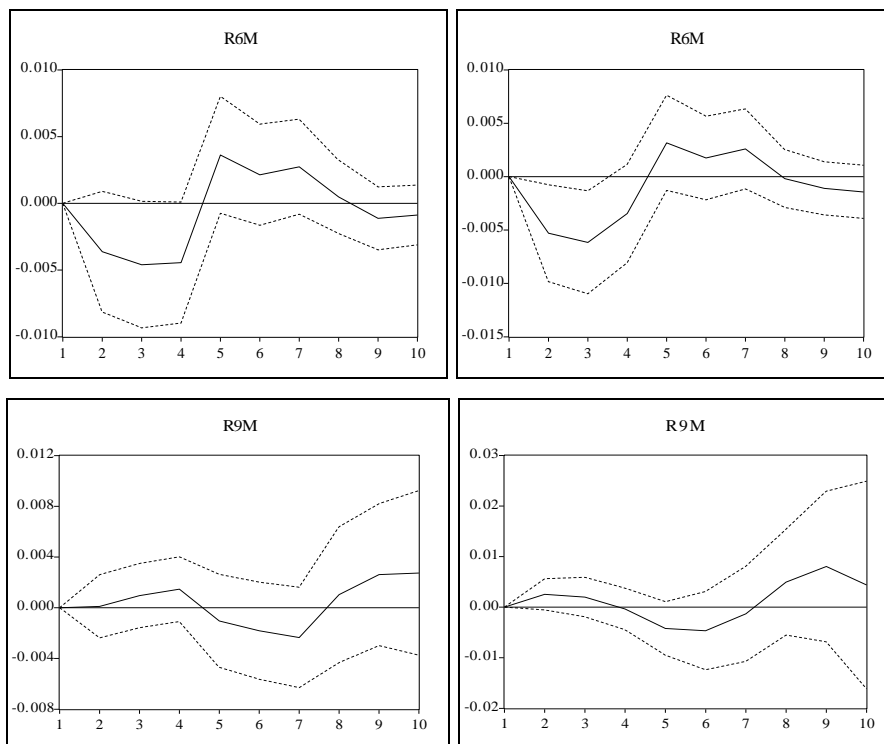
Ускорение темпов прироста M_2 и широких денег, означающее увеличение объема денег в экономике и ликвидных средств на рынке, приводит к снижению уровня доходности коротких и средних серий ГКО. В то же время доходности более длинных облигаций (шести- и девятимесячных) практически не реагируют на изменения широких денежных агрегатов (а девятимесячные облигации – и на денежную базу). Переход на новый уровень доходности происходит с запаздыванием равным шести–десяти месяцам, что совпадает с лагом между началом денежной эмиссии и ускорением роста цен. Такой вывод соответствует предположению о меньшей волатильности длинных ставок.

Поскольку реальные процентные ставки в большей степени, чем номинальные, отражают эффект ликвидности, для разделения влияния инфляционных ожиданий и эффекта ликвидности мы рассмотрели простые векторные авторегрессионные модели, включающие темпы прироста денежных агрегатов и реальные (по текущей инфляции) ставки по ГКО разной срочности. Так как внутри пар узких и широких денежных агрегатов влияние аналогично, мы оставили только модели, включающие темпы прироста денежной базы и M_2 . Графики функций отклика для данных моделей показаны на *рис. 6*.

Динамика реальных ставок при шоках денежной политики не так очевидна, как при рассмотрении номинальной доходности ГКО. Наиболее объяснимым представляется поведение реальных ставок по длинным ГКО: реальная доходность девятимесячных ГКО практически не реагирует на колебания темпов прироста денежных агрегатов, а реальные ставки по шестимесячным ГКО снижаются на протяжении первых четырех месяцев и начинают несколько повышаться только после того, как проявляется реакция соответствующих номинальных ставок (см. *рис. 5*).

Рисунок 6





Реакция более коротких реальных ставок противоречива. Тем не менее функция отклика реальной доходности трехмесячных ГКО тяготеет к графику, характерному для других среднесрочных облигаций (шестимесячных), однако первоначальное снижение и последующий рост приращений доходности не так статистически значимы, в первую очередь из-за более сжатых во времени колебаний (их период ограничен сроком обращения ценных бумаг). Для сверхкоротких и коротких реальных ставок следует скорее говорить об отсутствии реакции.

Полученные здесь результаты позволяют по-новому взглянуть на функции отклика средневзвешенного уровня доходности ГКО, представленные в первом разделе. Анализ реакции отдельных серий ГКО на шоки денежной политики позволяет объяснить, почему нам не удалось выявить статистически значимое влияние темпов прироста денежной массы на изменения средней номинальной доходности ГКО и подтвердить выполнение стандартных гипотез для рынка ГКО. Колебания доходности облигаций с разными сроками до погашения на денежные шоки сильно отличаются друг от друга, и анализ изменений

доходности «средней» ГКО может привести к неверным выводам, так как в разные периоды времени на рынке преобладали ценные бумаги различной срочности.

Для исследования изменений временной структуры доходности номинальной ГКО к погашению мы рассмотрели взаимосвязь между динамикой денежных агрегатов (денежной базы и M_2) и рядов характеристик временной структуры на основе функций отклика векторных авторегрессионных моделей. Для описания движения временной структуры мы использовали квадратичную аппроксимацию кривых доходности для каждого месяца на основе трехфакторных моделей временной структуры Даи, Синглтона и Блисса (*Dai, Singleton, 1997; Bliss, 1997*)¹⁹. Для этого мы оценили регрессионные уравнения вида:

$$i_m(t) = C(t) + A(t)m + B(t)m^2 + \varepsilon_t,$$

где i_m – доходность ГКО со сроком до погашения m в момент t .

Так как для каждого момента наблюдений рассматривается своя кривая доходности, коэффициенты регрессии являются функциями от времени.

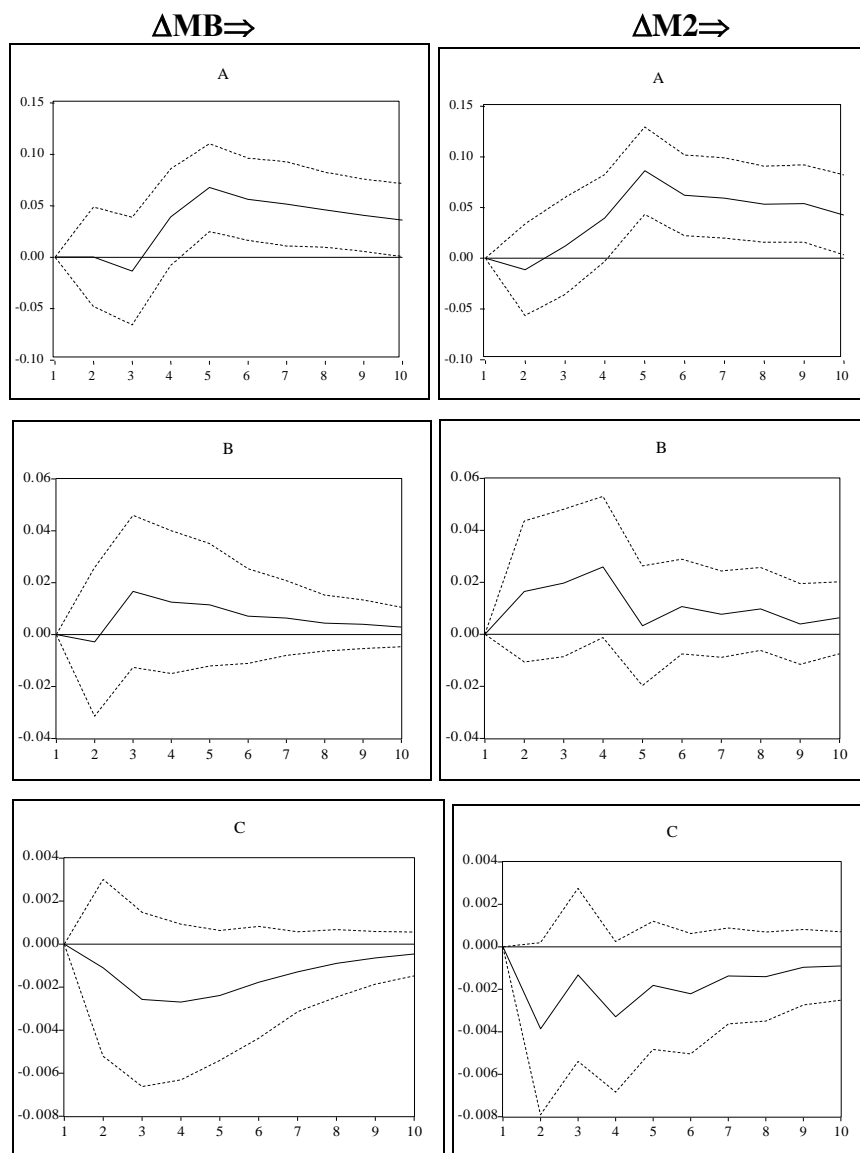
Коэффициенты квадратичной аппроксимации $A(t)$, $B(t)$ и $C(t)$ – три параметра, описывающие кривую доходности в каждый момент, – называются, соответственно, уровень (*intercept*), наклон (*slope*) и кривизна (*curvature*). Для анализа влияния денежных шоков мы оценили векторные регрессионные модели, включающие темпы прироста денежных показателей и ряды данных трех показателей²⁰. Функции отклика показаны на *рис. 7*²¹.

¹⁹ Кроме того, квадратичная форма кривой доходности выводится в ряде теоретических моделей временной структуры (например, *Vasicek, 1977*).

²⁰ Тест Дикки–Фуллера отрицает гипотезу о наличии единичного корня для всех трех рядов на 95%-ном уровне значимости.

²¹ Аналогичный характер функций отклика получен и для процентных спредов между трех-, шестимесячными и недельными сериями ГКО.

Рисунок 7



Как видно из приведенных графиков, денежный шок поднимает уровень, повышает наклон и увеличивает кривизну кривой доходности, так как отрицательный отклик кривизны означает увеличение кривизны (средняя за период кривая доходности вогнутая, т. е. имеет от-

рицательное значение кривизны)²². Положительный отклик пересечения аналогичен отклику коротких ставок по ГКО (см. *рис. 5*). Как и для номинальных доходностей реакция параметров кривой доходности на шоки денежно-кредитной политики наблюдается с запаздыванием, равным четырем-пяти месяцам, что отражает превалирующее влияние инфляционного эффекта по сравнению с эффектом ликвидности. При этом отклики уровня, наклона и кривизны демонстрируют тенденцию к затуханию, начиная с шести-семи месяцев. Это особенно заметно для случая шоков денежной массы M_2 .

Полученные нами результаты согласуются с моделями временной структуры на основе макроэкономических подходов, развитых в работах Бланшара, Маккафферти и Турновски (*Blanchard, 1981; McCafferty, 1986; Turnovsky, 1989*). Функции откликов номинальной и реальной доходности ГКО с различными сроками до погашения соответствуют теоретическим изменениям процентных ставок (номинальных и реальных) для случая ожидаемого расширения денежного предложения.

Проверка гипотез временной структуры для рынка ГКО

С точки зрения реализации денежно-кредитной политики наибольший интерес представляет проверка выполнения гипотезы ожиданий. Она предполагает (в формулировке рациональных ожиданий), что временная структура доходности облигаций содержит информацию о будущих процентных ставках при использовании участниками рынка всей доступной информации (в том числе о предпринимаемых мерах денежно-кредитной политики). Возможность выполнения других гипотез временной структуры (предпочтения ликвидности, об изменяющейся премии за срок, сегментации рынков, «предпочитаемой среды») рассматривается в качестве объяснения отрицательных

²² Эванс и Маршалл (*Evans, Marshall, 1998*) получили аналогичные результаты на месячных данных для рынка казначейских обязательств США. Единственное отличие заключается в периоде запаздывания на один-два месяца реакции временной структуры на денежные шоки. Последнее, на наш взгляд, отражает различия в степени развитости рынков и возможностей контролировать ситуацию со стороны государства. Линч и Юинг (*Lynch, Ewing, 1998*) на примере Японии отмечали также, что увеличение дисперсии темпов роста денежной массы, являющееся результатом шоков денежной политики, приводит к увеличению наклона кривой доходности.

результатов проверки гипотезы ожиданий, либо дополнительного аспекта, влияющего на динамику кривых доходности облигаций.

Исследование реакции процентных ставок на шоки денежно-кредитной политики показало, что формирование доходности ГКО различной срочности соответствует наличию рациональных ожиданий у участников рынка. Таким образом, мы *a priori* предполагаем, что ожидания участников рынка ГКО рациональны, и подтверждение или опровержение гипотезы ожиданий не может рассматриваться как оценка рациональности их поведения.

Гипотеза ожиданий

К настоящему времени разработаны различные методы тестирования гипотезы ожиданий, дающие зачастую противоположные результаты для одного и того же рынка. В нашей работе рассматриваются три основных метода проверки гипотезы ожиданий:

1. Коинтеграционный анализ временных рядов временной структуры доходности облигаций;
2. Оценка векторных авторегрессий;
3. Оценка регрессионных уравнений в спецификации гипотезы ожиданий.

Коинтеграционный анализ. Если динамика процентных ставок различной срочности отвечает гипотезе ожиданий, то временная структура должна иметь один общий стохастический (для случая нестационарности отдельных временных рядов) либо детерминистский тренд (*Hall, Anderson, Granger, 1992; Johnson, 1994*). Таким образом, существование одного коинтеграционного соотношения, определяющего наличие долгосрочной тенденции к сближению ставок различной срочности, может интерпретироваться как подтверждение гипотезы ожиданий.

Для оценки числа коинтеграционных соотношений для временной структуры доходности ГКО мы рассмотрели систему из шести временных рядов доходности к погашению ГКО со сроками до погашения от одного до шести месяцев. Доходности более длинных серий не включены в систему, так как число имеющихся наблюдений по ним значительно (в 2–3 раза) меньше числа наблюдений по более коротким сериям. Кроме того, как было показано ранее, реакция длинных ставок на изменения ожиданий участников рынка и на шоки экономической по-

литики не однозначна. Данные обстоятельства затрудняют интерпретацию результатов их оценок. Результаты теста Йохансена на коинтеграцию приведены в *табл. 16*. Число включенных наблюдений – 130, число лагов – 6.

Таблица 16

Собственные значения	Likelihood Ratio	Критическое значение (5%)	Критическое значение (1%)	Предположительное число КС
0,405358	175,5429	94,15	103,18	0*
0,308326	107,9694	68,52	76,07	≤ 1*
0,245381	60,04607	47,21	54,46	≤ 2*
0,091644	23,44565	29,68	35,65	≤ 3
0,079716	10,95014	15,41	20,04	≤ 4
0,001158	0,150589	3,76	6,65	≤ 5
LR тест показывает 3 коинтеграционных соотношения на 5%-ном уровне значимости				
* обозначает отрицание гипотезы на 5%-ном уровне значимости				

Согласно полученным результатам, временная структура доходности ГКО имеет три общих стохастических тренда. Аналогичный результат был получен Жангом (*Zhang, 1993*) для рынка казначейских обязательств США, а три коинтеграционных соотношения интерпретировались как уровень, наклон и кривизна временной структуры. Однако Джонсон (*Johnson, 1994*) показал, что выводы Жанга стали следствием оценки смешанной системы, включающей как дисконтные, так и купонные облигации. В нашем случае рассматриваются облигаций только одного вида (дисконтные). Таким образом, наличие трех коинтеграционных соотношений не позволяет отвергнуть гипотезу о наличии долгосрочной тенденции к сближению между доходностью ГКО различной срочности, в то же время выполнение гипотезы ожиданий ставится под сомнение.

Оценка векторных авторегрессий. Альтернативным (по отношению к коинтеграционному анализу) тестом гипотезы ожиданий является оценка векторных авторегрессионных моделей, включающих первые разности временных рядов процентных ставок и соответствующих процентных спредов. В рамках данного подхода рассматривается, во-первых, статистическая значимость оценок коэффициентов при значениях спреда с лагом²³ и, во-вторых, реакция приращений процентных ставок на изменения спреда.

²³ Варне (*Warne, 1997*) показал, что ограничения на численные значения коэффициентов в моделях векторной авторегрессии для случая временной структуры процентных

Мы рассмотрели три векторные авторегрессионные модели, включающие следующие вектора переменных:

1. $D(Y1), S21, S32, S43, S54, S65$
2. $D(Y2), S31, S42, S53, S64$
3. $D(Y3), S41, S52, S63,$

где $D(\bullet)$ обозначает первую разность, Y_n – месячная доходность ГКО со сроком n месяцев до погашения, а $S_{nm} = Y_n - Y_m$.

Оценки векторных авторегрессионных моделей отвергают гипотезу ожиданий для российского рынка государственных ценных бумаг. Как видно из приведенных графиков (см. *рис. 8*), значения функций отклика приращений ставок на изменения процентного спреда колеблются вокруг нуля. Отличные от нуля значения функций отклика не совпадают по времени с ожидаемыми моментами реакции ставок на соответствующие изменения процентных спредов. Оценки коэффициентов при лаговых значениях спредов статистически не значимо отличаются от нуля, либо имеют отрицательный знак, что противоречит гипотезе ожиданий (статистики моделей не приводятся).

Оценка линейных регрессионных уравнений. Наиболее распространенным (и исторически первым) методом проверки гипотезы ожиданий является оценка линейных регрессионных уравнений, специфицированных в соответствии с гипотезой рациональных ожиданий для временной структуры процентных ставок.

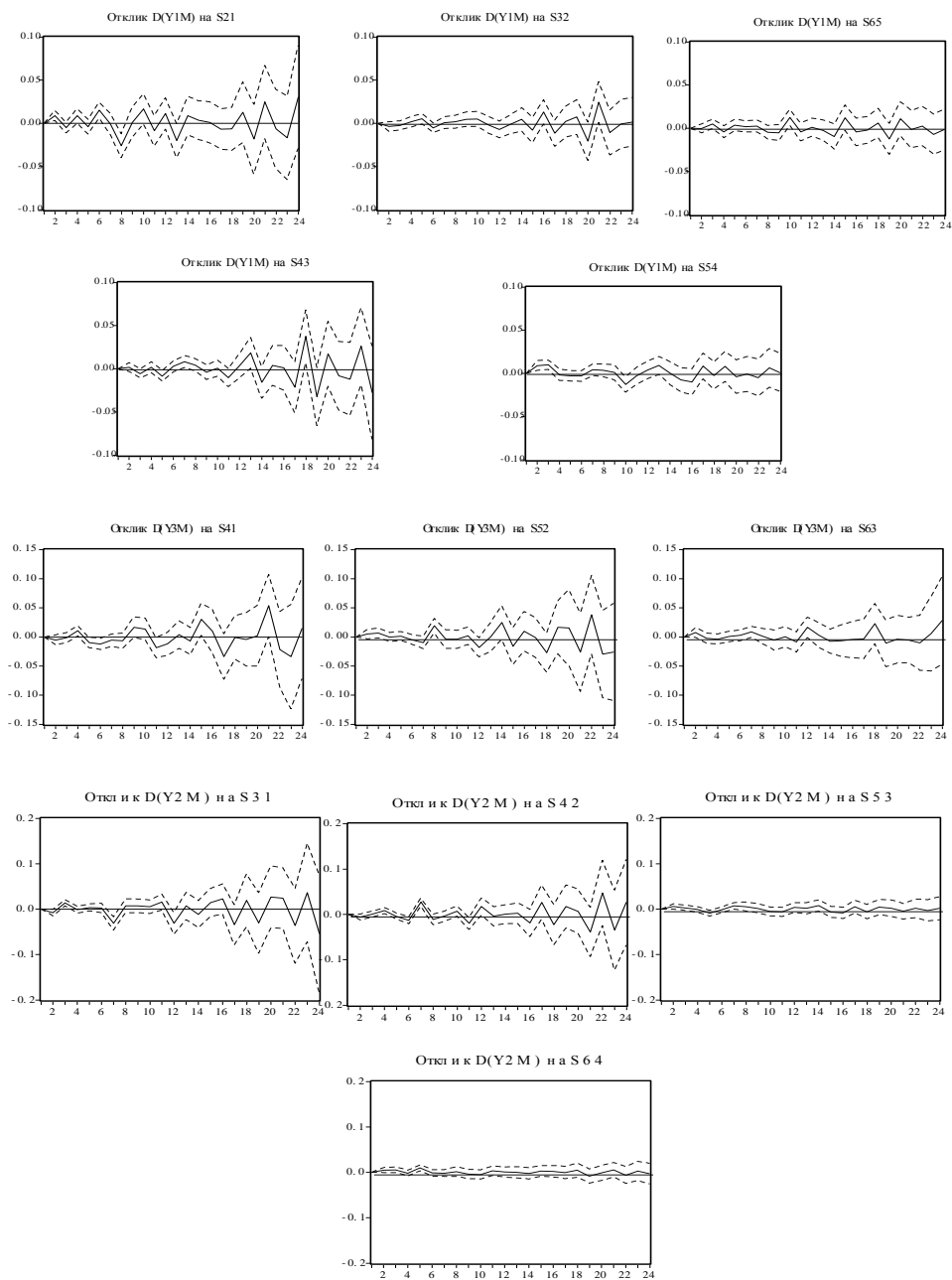
В данном исследовании мы выбрали следующую спецификацию регрессионных уравнений:

$$i_{t+\tau}(m) - i_t(m) = \alpha + \beta[f_t(t+n, m) - i_t(m)] + \gamma\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

где $i_t(m)$ – текущая месячная ставка по ГКО со сроком до погашения m , $i_{t+\tau}(m)$ – месячная ставка по ГКО со сроком до погашения m , наблюдаемая через τ недель, $f_t(t+n, m)$ – текущая форвардная ставка по ГКО на период $[t+n, m], n < m$. В случае выполнения гипотезы рациональных ожиданий $\alpha = 0, \beta = 1, E(\varepsilon_t) = 0$. Выбор спецификации уравнений основан на следующих предпосылках.

ставок не могут быть выполнены, если рассматриваемая система имеет общий единичный корень, как предполагает гипотеза рациональных ожиданий. Его выводы объясняют отрицательный результат, полученный Кэмпбеллом и Шиллером (*Campbell, Shiller, 1991*).

Рисунок 8



Во-первых, использование форвардных ставок в качестве объясняющих переменных предпочтительнее по сравнению с процентными спредами при анализе для целей денежно-кредитной политики. Форвардные ставки выражают будущие процентные ставки *ex ante*, предполагаемые наблюдаемой кривой доходности. Уравнения с процентным спредом в правой части служат для проверки гипотезы ожиданий *ex post*.

Во-вторых, форвардные ставки могут интерпретироваться как ожидания будущих процентных ставок. Данная формулировка позволяет использовать выбранную спецификацию для проверки гипотезы ожиданий с учетом рациональных ожиданий, а не только чистой гипотезы ожиданий²⁴.

В-третьих, дополнительный член в уравнении (скользящее среднее остатков первого порядка) включен для устранения автокорреляции в остатках, возникающей как следствие линейной аппроксимации модели рациональных ожиданий и ошибок измерения ожиданий на основе форвардных ставок²⁵.

Число уравнений каждой спецификации для $m = 1 \dots 6$ месяцев равно 15. Для обеспечения большего числа наблюдений мы рассматривали временные ряды с недельной частотностью, поэтому для обеспечения сопоставимости с периодизацией сроков до погашения ($n = 1 \dots 5$) значения $\tau = 4, 9, 13, 18, 22$ неделям.

Расчет форвардных ставок основан на сравнении доходности ГКО с разными сроками до погашения, и одна и та же облигация переходит по мере приближения даты погашения из одной категории ценных бумаг в другую. В таком случае остатки регрессионных уравнений будут коррелированы между собой, и полученные с помощью метода наименьших квадратов оценки неэффективны. Для обеспечения эффективности оценок мы оценили регрессионные уравнения как системы одновременных внешне несвязанных уравнений (*seemingly unrelated equations, SUR*)²⁶. Оценки систем внешне несвязанных урав-

²⁴ См. *Shiller, 1981*.

²⁵ См. *Anderson, Breedon, Deacon, Derry, Murphy, 1996; Mankiw, 1986; McCallum, 1998*.

²⁶ Наличие скользящего среднего первого порядка остается достаточным условием для устранения автокорреляции в остатках отдельных уравнений (*Zellner, Palm, 1974*;

нений приведены в *табл. 17*. Период наблюдений – с 26.7.1993 по 13.7.1998.

Полученные результаты, в целом, противоречат гипотезе ожиданий. За исключением двух случаев (для доходности к погашению трех- и пятимесячных облигаций и форвардных ставок от одного до, соответственно, четырех и шести месяцев) нулевая гипотеза, соответствующая гипотезе ожиданий, отрицается с очень низкой вероятностью ошибки.

В то же время свободный член практически во всех уравнениях статистически незначимо отличается от нуля, что соответствует нулевой премии за срок. Оценки коэффициента β , хотя и отличаются от единицы (на 95%-ном уровне значимости), имеют ожидаемый знак (больше нуля). Большинство уравнений обеспечивают высокий процент объясненной дисперсии изменений доходности ГКО ($R^2 > 0,5$)²⁷.

Таким образом, несмотря на отмеченные противоречия гипотезе ожиданий, полученные оценки позволяют говорить о том, что форвардные ставки несут в себе информацию о будущих спот-ставках. Однако точность таких прогнозов низка, и форвардные ставки являются хотя и не смещенными ($\alpha \approx 0$), но неэффективными оценками будущих спот-ставок²⁸ (дисперсия форвардных ставок выше, чем дисперсия спот-ставок, см. *табл. 4 и 5*).

Tiao, Box, 1981). Альтернативным методом оценки системы такого вида является использование регрессионных моделей со сходимостью параметров (*convergent-parameter regression, Rosenfeld, 1973*).

²⁷ Высокие значения коэффициента множественной детерминации объясняются также учетом сильной серийной автокорреляции в остатках и корреляции между остатками разных уравнений.

²⁸Сходные результаты проверки гипотезы ожиданий (на основе аналогичной спецификации уравнений) на рынке ГКО были представлены в работе ИЭППП (*Энтов, Радыгин, Синельников и др., 1998*). Однако в том исследовании оценивались отдельные уравнения (а не система одновременных уравнений) на более коротком периоде наблюдений (январь 1994 – январь 1998 гг.). Полученные авторами оценки соответствующих коэффициентов находятся в пределах наших оценок, нулевая гипотеза ожиданий отрицается на 95%-ном уровне значимости.

Таблица 17*

Зависимая переменная	Объясняющая переменная	α	β	$H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$	R^2
$i_{t+4}(1) - i_t(1)$	$f_t(1,2) - i_t(1)$	-0,076 (-2,63)	0,470 (8,78)	132,15**	0,335
$i_{t+9}(1) - i_{t+4}(1)$	$f_t(2,3) - i_{t+4}(1)$	-0,068 (-1,64)	0,398 (11,37)	312,28**	0,458
$i_{t+13}(1) - i_{t+9}(1)$	$f_t(3,4) - i_{t+9}(1)$	-0,076 (-2,09)	0,230 (5,71)	408,43**	0,235
$i_{t+18}(1) - i_{t+13}(1)$	$f_t(4,5) - i_{t+13}(1)$	-0,048 (-1,42)	0,275 (6,57)	320,91**	0,345
$i_{t+22}(1) - i_{t+18}(1)$	$f_t(5,6) - i_{t+18}(1)$	-0,029 (-0,97)	0,081 (2,88)	1107,89**	0,220
$i_{t+9}(2) - i_t(2)$	$f_t(1,3) - i_t(2)$	-0,038 (-0,86)	0,764 (9,45)	9,74**	0,659
$i_{t+13}(2) - i_{t+4}(2)$	$f_t(2,4) - i_{t+4}(2)$	-0,090 (-1,86)	0,664 (18,34)	92,04**	0,676
$i_{t+18}(2) - i_{t+9}(2)$	$f_t(3,5) - i_{t+9}(2)$	-0,061 (-1,40)	0,472 (12,21)	193,13**	0,650
$i_{t+22}(2) - i_{t+13}(2)$	$f_t(4,6) - i_{t+13}(2)$	-0,016 (-0,21)	0,294 (7,11)	292,15**	0,698
$i_{t+13}(3) - i_t(3)$	$f_t(1,4) - i_t(3)$	-0,048 (-0,90)	0,910 (11,55)	2,21	0,766
$i_{t+18}(3) - i_{t+4}(3)$	$f_t(2,5) - i_{t+4}(3)$	-0,024 (-0,42)	0,734 (16,35)	35,89**	0,774
$i_{t+22}(3) - i_{t+9}(3)$	$f_t(3,6) - i_{t+9}(3)$	0,014 (0,14)	0,613 (11,29)	50,79**	0,804
$i_{t+18}(4) - i_t(4)$	$f_t(1,5) - i_t(4)$	-0,044 (-0,70)	0,458 (2,76)	11,43**	0,856
$i_{t+22}(4) - i_{t+4}(4)$	$f_t(2,6) - i_{t+4}(4)$	-0,020 (-0,22)	0,813 (15,14)	12,12**	0,887
$i_{t+22}(5) - i_t(5)$	$f_t(1,6) - i_t(5)$	0,181 (1,24)	0,809 (7,61)	4,96	0,897

* В скобках – t -статистика.

** Гипотеза не отвергается на 5%-ном уровне значимости.

Гипотезы предпочтения ликвидности и об изменяющейся во времени премии за срок

Одним из возможных объяснений отрицания гипотезы ожиданий для рынка ГКО является наличие колебаний премии за срок (за ликвидность). Как было показано Кэмпбеллом и Лонгстаффом (*Campbell, 1986; Longstaff, 1990*), изменяющаяся во времени премия за срок является наиболее частой причиной отрицания гипотезы ожиданий в эмпирических исследованиях. Энгстед (*Engsted, 1993*) рассматривал случай отрицания гипотезы ожиданий в пользу гипотезы предпочтения ликвидности, то есть премии за срок, зависящей от срока до погашения облигаций.

Для проверки гипотез предпочтения ликвидности и изменяющейся во времени премии за срок мы проанализировали динамику временных рядов различных премий (при условии несмещенных рациональных ожиданий участников рынка):

1. премии за ликвидность (процентный спрэд):
2. $s_t(n, m) = i_t(m) - i_t(n)$
3. премии за срок:
4. $\Phi_t(n, m) = f_t(t + n, m) - i_{t+n}(m)$
5. премии за период владения облигацией:
6. $H_t(n, m) = h_t(t - n, m) - i_{t-n}(n)$,

где $i_t(m)$ – текущая доходность ГКО к погашению со сроком до погашения m , $f_t(t + n, m)$ – форвардная ставка по ГКО на период от n до m месяцев в будущем, $h_t(t - n, m)$ – ставка за владение на протяжении n месяцев ГКО со сроком до погашения m месяцев.

Гипотеза предпочтения ликвидности. Согласно гипотезе предпочтения ликвидности, доходность ценных бумаг зависит только от срока до погашения. С ростом срока до погашения доходность облигаций повышается. Таким образом, процентные спрэды и премии за срок (период владения) по облигациям постоянны для каждой пары сроков до погашения и имеют строго положительные значения.

В *табл. 18* приведены статистические характеристики временных рядов отдельных, наиболее показательных, по нашему мнению, премий по ГКО. Как видно из данной таблицы, временные ряды всех премий стационарны (кроме премии за срок на период от трех до шести месяцев), имеют положительное среднее значение и высокую серийную корреляцию (значения коэффициентов автокорреляции первого порядка находятся в диапазоне от 0,5 до 0,9).

Тем не менее данные результаты не дают возможность утверждать, что предпочтения ликвидности участников рынка объясняют отрицание гипотезы ожиданий для временной структуры ГКО. **Во-первых**, значения премий имеют значительный разброс (стандартное отклонение значительно превышает по абсолютной величине среднее значение для всех рядов). **Во-вторых**, величина премий не всегда увеличивается с удлинением срока обращения облигаций. Данное свойство хорошо заметно при сравнении премий за срок владения облигаций. В то же

время сопоставление процентных спредов и премий за срок дает менее очевидные результаты. *В-третьих*, низкие значения коэффициентов автокорреляции более высоких порядков (выше первого) во многих случаях имеют противоположные знаки, что свидетельствует о сильных колебаниях премий.

Таблица 18*

	Среднее значение	Стандартное отклонение	ADF	PP	ρ_1	ρ_2	ρ_3	Q(16)
$s(1,2)$	0,112	0,150	-6,23	-10,04	0,580	0,111	0,202	379,73
$s(1,3)$	0,149	0,195	-4,35	-8,62	0,616	0,063	0,171	351,44
$s(2,4)$	0,046	0,102	-3,30	-4,49	0,799	0,171	-0,137	464,14
$s(3,6)$	0,020	0,105	-4,28	-7,51	0,520	-0,162	0,031	68,15
$s(1,6)$	0,147	0,188	-2,57**	-4,76	0,695	0,173	0,103	459,84
$\Phi(1,2)$	0,170	0,276	-4,93	-8,23	0,621	0,107	0,114	277,77
$\Phi(1,3)$	0,077	0,245	-4,71	-6,99	0,643	-0,078	-0,021	165,63
$\Phi(2,3)$	0,207	0,402	-3,28	-5,74	0,731	-0,010	0,123	377,67
$\Phi(3,4)$	0,182	0,446	-3,38	-3,88	0,710	0,120	0,151	351,65
$\Phi(3,6)$	0,062	0,345	-1,86**	-2,69**	0,813	-0,053	0,136	475,86
$H(1,1)$	0,722	0,813	-4,11	-5,30	0,858	0,143	-0,040	937,00
$H(1,3)$	1,403	3,641	-3,43	-3,87	0,819	-0,241	-0,142	233,58
$H(2,1)$	0,631	0,756	-3,80	-4,12	0,888	0,177	0,137	1042,30
$H(3,1)$	0,538	0,802	-3,36	-3,61	0,859	0,030	-0,049	556,63
$H(3,3)$	0,782	1,420	-2,25**	-3,43	0,793	0,142	-0,028	399,41

* ADF – статистика расширенного теста Дикки–Фуллера, PP – статистика теста Филлипса–Перрона, ρ_1, ρ_2, ρ_3 – первые три коэффициента серийной корреляции, Q(16) – статистика теста Бокса–Льюнга (число лагов – 16).

** Гипотеза о наличии единичного корня не отрицается на 5%-ном уровне значимости.

Гипотеза об изменяющейся во времени премии за срок. Альтернативной по отношению к гипотезе предпочтения ликвидности является гипотеза об изменяющейся во времени премии за срок. Согласно последней, знак и величина премии могут изменяться в зависимости от различных изменений наблюдаемых, либо скрытых (не измеряемых количественно) факторов. Влияние скрытых факторов часто стано-

виться основной причиной отрицания гипотезы ожиданий, поскольку наблюдаемые факторы (например, макроэкономические переменные) могут быть непосредственно учтены в спецификации регрессионного уравнения для проверки гипотезы ожиданий (*Cuthbertson, 1996*).

Поскольку *a priori* характер динамики премий неизвестен, мы рассмотрели две функциональные зависимости, предполагающие различные характеристики данного процесса.

1. Временной ряд премий представлен в виде авторегрессионного процесса со скользящим средним и условной авторегрессионной гетероскедастичностью остатков (аналогично *Engle, Ng, 1993*):

$$\begin{aligned} \phi_t(n, m) &= \text{ARMA}(p, q) + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= x\text{GARCH}(1,1) \end{aligned} \quad (1)$$

где $\phi_t(n, m)$ – любая из премий (за ликвидность, за срок, за период владения), p и q определяются на основе анализа автокорреляционной и частной автокорреляционной функций временных рядов, $x\text{GARCH}(1,1)$ – различные спецификации условной авторегрессионной дисперсии остатков.

2. Предполагается, что скорость возвращения временного ряда к среднему значению (коэффициент при авторегрессионном члене первого порядка в модели $\text{AR}(1)$) следует стохастическому процессу, являющемуся «случайным блужданием» (аналогично *Bhar, 1996*), т.е.

$$\begin{aligned} \phi_t(n, m) &= c + a_t \phi_{t-1}(n, m) + \varepsilon_t \\ a_t &= a_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \quad (2)$$

Такая спецификация премии за риск накладывает меньше ограничений на характер стохастического процесса, чем ARMA-GARCH модель.

Для проверки высказанных гипотез относительно вида функциональной зависимости, описывающей динамику стохастических процессов премий, мы оценили параметры уравнений (1) и (2) для трех временных рядов – процентного спреда $s(1,2)$, премии за срок $\Phi(2,3)$ и премии за период владения облигацией $H(1,1)$. В *табл. 19* приведены результаты оценок наилучших (на основе информационных критериев) спецификаций моделей (1) для каждого из выбранных временных рядов. Оценки моделей (2), полученные с помощью фильтра Калмана (*Kalman filter*), показаны в *табл. 20*.

Таблица 19*

	$s(1,2)$	$\Phi(2,3)$	$H(1,1)$
Вид условной дисперсии	GARCH-M(1,1) $s_t(1,2) = c + as_{t-1}(1,2) + \lambda \sigma(\varepsilon)_t^2$ $\sigma(\varepsilon)_t^2 = \delta + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \eta_t$	TARCH-M(1,1) $\Phi_t(2,3) = c + a\Phi_{t-1}(2,3) + \lambda\sigma_t + \varepsilon_t$ $\sigma(\varepsilon)_t^2 = \delta + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \gamma\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$ $d_t = \begin{cases} 1, \varepsilon_t < 0 \\ 0, \varepsilon_t \geq 0 \end{cases}$	GARCH(1,1) $H_t(1,1) = c + aH_{t-1}(1,1) + bH_{t-2}(1,1) + \varepsilon_t$ $\sigma(\varepsilon)_t^2 = \delta + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \eta_t$
λ	0,657 (6,05)	0,281 (2,71)	–
δ	$2,64 \cdot 10^{-5}$ (0,78)	0,000 (1,83)	0,000 (0,59)
α	0,356 (7,04)	0,192 (2,37)	0,789 (6,25)
β	0,736 (28,86)	0,716 (22,99)	0,533 (10,37)
γ	–	0,368 (2,38)	–
R^2	0,441	0,564	0,742

* В скобках – t -статистика.

Таблица 20*

	$s(1,2)$	$\Phi(2,3)$	$H(1,1)$
c	0,423 (0,15)	0,352 (0,00)	0,131 (5,62)
a_t	-0,312 (-34,22)	-0,597 (-2,14)	0,061 (0,114)
$\sigma^2(\varepsilon)$	0,022 (5,06)	$1,60 \cdot 10^{-27}$ ($9,58 \cdot 10^{-50}$)	0,034 (5,09)
$\sigma^2(\eta)$	$3,13 \cdot 10^{-20}$ ($3,57 \cdot 10^{-35}$)	0,078 (36,26)	0,281 (9,37)

* В скобках – t -статистика. Для коэффициента a_t приведены статистики его среднего значения.

Полученные результаты подтверждают высказанную гипотезу о сильных колебаниях премий и отражают характерные отличия в динамике каждого из видов премий. Как видно из табл. 19 и 20, процентный спрэд и премия за срок имеют среднее значение близкое к нулю, при этом отклонения от среднего значения пропорциональны условной дисперсии (оба ряда лучше всего описываются уравнениями типа ARCH-M). Дисперсии данных рядов стационарны (сумма коэффициентов в уравнении условной дисперсии близка к единице). Асимметрич-

ная реакция премии за срок (спецификация условной дисперсии в виде TARCH) на отрицательные и положительные остатки может быть вызвана наличием неодинаковых изменений в ожиданиях участников рынка относительно будущих ставок в случаях притока «хороших» и «плохих» новостей. Оценки случайных коэффициентов при авторегрессионном члене, полученные с помощью фильтра Калмана, меньше нуля. Таким образом, оба ряда обладают свойством возвращения к среднему. Однако стохастический характер премий вызван различными причинами: если у премии за срок он определяется случайными колебаниями коэффициента при авторегрессионном члене, то у процентного спрэда соответствующий коэффициент стабилен, и колебания вызваны случайными аддитивными ошибками (согласно значимости дисперсий основного уравнения и уравнения состояний)²⁹.

Характеристики динамики премии за период владения облигацией значительно отличаются от рассмотренных выше особенностей процентного спрэда и премии за срок. Во-первых, премия за срок имеет устойчивое положительное значение (среднее значение выше нуля и статистически значимо). Во-вторых, среднее значение данной премии относительно постоянно (оценка коэффициентов при авторегрессионном члене в модели (2) или при условной дисперсии в основном уравнении статистически не значимо отличается от нуля). В-третьих, дисперсия ряда $H11$ не стационарна (сумма коэффициентов в уравнении условной дисперсии больше единицы). Кроме того, дисперсия данного ряда формируется как сумма дисперсий случайных отклонений премии и колебаний коэффициента a_t .

Данные отличия могут быть объяснены с точки зрения формирования рассмотренных премий. Процентный спред отражает текущие оценки риска облигаций в зависимости от срока до погашения и уровень ликвидности рынка, а премия за срок является выражением условных ожиданий будущих ставок. Таким образом, динамика про-

²⁹ Аналогичный результат для рядов процентных спрэдов между одно-, трех- и шестимесячными ГКО на более коротком периоде наблюдений был получен в работе (Пальцева, 1998) при оценке с помощью фильтра Кальмана несколько отличной спецификации основного уравнения и уравнения состояний: основное уравнение предполагало не авторегрессионный процесс, а постоянную величину со случайными ошибками.

центного спреда отражает колебания соотношения рискованности облигаций с разными сроками до погашения и изменение уровня ликвидности на рынке (через краткосрочные ставки). В то же время премия за срок может учитывать наличие систематических ошибок прогноза участников рынка, величина которой меняется в зависимости от среднего уровня доходности, изменения внешних условий и т. д. Премия за срок владения облигацией выражает реально полученный дополнительный доход в момент реализации облигации по сравнению с преобладавшей на рынке в момент осуществления инвестиций краткосрочной ставкой.

Таким образом, поскольку характер динамики сильно отличается для разных премий, выбор конкретной гипотезы, объясняющей их поведение, затруднителен и чувствителен к рассматриваемому виду премии. Обе гипотезы (предпочтения ликвидности и изменяющейся во времени премии за срок) могут объяснять отрицательные результаты, полученные при проверке гипотезы ожиданий для рынка ГКО. Так, в случае анализа динамики премии за период владения облигацией предпочтение может быть отдано гипотезе предпочтения ликвидности. Характер стохастического процесса премии за срок в большей степени отвечает условиям гипотезы об изменяющейся премии за срок, а изучение процентных спредов не дало однозначных результатов.

Основные выводы и результаты

В работе мы рассмотрели динамику временной структуры доходности ГКО к погашению, форвардных ставок по ГКО, ставок за период владения облигациями и процесса спот-ставки по ГКО. Полученные результаты позволяют сделать следующие выводы относительно закономерностей развития рынка ГКО на основе изучения временной структуры доходности облигаций:

- Анализ статистических характеристик ставок по ГКО на различных периодах показывает, что характер кривой доходности ГКО на протяжении всего рассматриваемого периода значительно менялся в зависимости от степени институционального развития рынка ГКО–ОФЗ. На протяжении первого подпериода (1993–1996 гг.) форма кривой доходности была неустойчива. Соотношение между доходностями

коротких, средних и длинных облигаций определялись колебаниями объемов облигаций различной срочности, появлением новых видов ГКО, политическими рисками. Второй подпериод характеризуется преимущественно плавными кривыми доходности с положительным наклоном. На протяжении третьего периода (1998 г.), совпадающего с развитием финансового кризиса в России, усредненная кривая доходности имеет высокие короткие и длинные концы при горизонтальном среднем участке. Временной структуре доходности ГКО к погашению свойственна более высокая волатильность ставок по коротким облигациям, чем по длинным. Тесты на единичные корни показывают наличие разного порядка интегрированности (нулевого или первого) у временных рядов процентных ставок различной срочности.

- Ожидания участников рынка неустойчивы на всем рассматриваемом периоде, возможности арбитража между ГКО с различными сроками до погашения использовались слабо. Этот вывод подтверждается тем, что временные структуры форвардных ставок по ГКО и ставок за период владения ГКО имеют статистические характеристики, отличные от временной структуры доходности ГКО к погашению. В частности, на 95%-ном уровне значимости отрицается гипотеза о равенстве распределений спот-ставок и форвардных ставок по ГКО. Форвардные ставки и ставки за период владения имеют значительную более высокую дисперсию значений, чем доходность ГКО к погашению.
- Доходности ГКО со сроком погашения до трех (четырёх) месяцев хорошо коррелируют с будущими темпами инфляции (ожидаемыми (по котировкам фьючерсов) темпами обесценения рубля) за соответствующий срок. Доходности более длинных облигаций практически не коррелируют с будущими темпами роста цен (ожидаемыми темпами роста курса доллара). В то же время характеристики кривых доходности ГКО (процентные спреды, наклон) не содержат информацию об изменениях инфляции и ожидаемой доходности ГКО в долларовом выражении. Данный факт в значительной степени объясняется устойчивой тенденцией к сни-

жению инфляции на протяжении всего рассматриваемого периода, тогда как премия за риск на длинном конце кривой доходности, по крайней мере, не снижалась.

- Функции отклика на шоки денежно-кредитной политики показывают, что реакция доходности ГКО зависит как от срочности облигаций, так и от вида денежного агрегата. Полученные оценки для временной структуры доходности на рынке ГКО не противоречат результатам эмпирических исследований на развитых финансовых рынках, а также выводам из теоретических макроэкономических подходов к анализу временной структуры процентных ставок. Реакция как доходности коротких и длинных облигаций, так и параметров кривой доходности ГКО (уровень, наклон, кривизна) на шоки предложения узких и широких денежных агрегатов соответствует теоретическим выводам и свидетельствует о рациональности ожиданий у участников рынка. Качественный анализ оценок эффектов денежно-кредитной политики дает возможность сделать вывод о влиянии различных инструментов экономической политики на финансовый рынок в переходной экономике. В частности, влияние денежно-кредитной политики аналогично развитым.
- Исследование временной структуры ставок по ГКО показало, что текущие форвардные ставки по ГКО содержат информацию о будущих спот-ставках, хотя в целом гипотеза ожиданий (в форме рациональных ожиданий) для рынка российских государственных дисконтных облигаций отрицается. Для объяснения данного результата были рассмотрены гипотезы предпочтения ликвидности и изменяющейся во времени премии за срок. Оценки уравнений динамики различных премий (за ликвидность, за срок, за период владения облигацией) не позволяют отвергнуть ни одну из данных гипотез. Факторами, определявшими характер динамики премий, по нашему мнению, могут быть неполное использование участниками рынка возможностей арбитража между

облигациями различной срочности³⁰, наличие систематических ошибок прогноза будущих ставок в условиях тенденции к снижению уровня доходности ГКО и колебания премии за риск дефолта по ГКО с разными сроками до погашения³¹.

Литература

Баринов В., Первозванский А., Первозванская Т. (1999). Политика размещения государственного долга и поведение рынка государственных облигаций. Научный доклад РПЭИ, №99/05. РПЭИ.

Дробышевский С. (1999). Обзор современной теории временной структуры процентных ставок. Основные гипотезы и модели. Научные труды ИЭПП. М. №14Р.

Пальцева Е. (1998). Моделирование инфляционных ожиданий на примере России. М.: РЭШ.

Туллио Дж., Иванова Н. (1997). Почему реальные процентные ставки, действующие в России, остаются столь высокими? М.: РЕЦЭП.

Энтов Р., Радыгин А., Мау В., Синельников С., Трофимов Г., Анисимова Л., Архипов С., Дробышевский С., Золотарева А., Луговой О., Шадрин А., Шкробела Е. (1998). Развитие российского финансового рынка и новые инструменты привлечения инвестиций. М.: ИЭППП.

Alvarez, F., A. Atkeson, P. Kehoe (1999). Money and interest rates with endogeneously segmented markets. NBER Working Paper, № 7060.

Anderson, N., F. Breedon, M. Deacon, A. Derry, G. Murphy (1996). Estimating and Interpreting the Yield Curve. John Wiley & Sons Ltd.

Berk, J. (1998). The information content of the yield curve for monetary policy: A survey. *Economist-Leiden*, 146. 1998. P. 303–320.

Bhar, R. (1996). Modelling Australian bank bill rates: A Kalman filter approach. *Accounting and Finance*, 36. P. 1–14.

Blanchard, O. (1981). Output, the stock market, and interest rates. *American Economic Review*, 71. P. 132–43.

³⁰ Такой вывод может свидетельствовать о сегментации рынка, либо о справедливости гипотезы «предпочитаемой среды».

³¹ О влиянии премии за риск дефолта по облигациям на оценки премии на срок см. *Clinebell, Kahl, Stevens, 1996.*

Bliss, R. (1997). Movements in the term structure of interest rates. *Economic Review* (Federal Reserve Bank of Atlanta), 82. P. 16–33.

Bradley, M., S. Lumpkin (1992). The treasury yield curve as a cointegrated system. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27. P. 449–463.

Campbell, J. (1986). A defense of traditional hypothesis about the term structure of interest rates. *Journal of Finance*, 41. P. 183–193.

Campbell, J., R. Shiller (1991). Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view. *Review of Economic Studies*, 58. P. 495–514.

Chan, K., G. A. Karolyi, F. Longstaff, A. Sanders (1992). An empirical comparison of alternative models of the short-term interest rate. *Journal of Finance*, 47. P. 1209–1227.

Chari, V., L. Christiano, M. Eichenbaum (1995). Inside money, outside money and short term interest rates. NBER Working Paper, № 5269.

Cuthbertson, K. (1996). *Quantitative Financial Economics*. John Wiley & Sons Ltd.

Cuthbertson, K., S. Hayes, D. Nitzsche (1998). Interest rates in Germany and the UK: Cointegration and error correction models. *Manchester School of Economic and Social Studies*, 66. P. 27–43.

Dai, Q., K. Singleton (1997). Specification analysis of affine term structure models. NBER Working Paper, № 6128.

Enders, W., C. Granger (1998). Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business and Economic Statistics*, 16. P. 304–311.

Engle, R., V. Ng. (1993). Time-varying volatility and the dynamic behavior of the term structure. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25. P. 336–49.

Engsted, T. (1993). The term structure of interest rates in Denmark 1982–1989: Testing the rational expectations / constant liquidity premium theory. *Bulletin of Economic Research*, 45. P. 19–37.

Engsted, T. (1995). Does the long-term interest rate predict future inflation? A multi-country analysis. *Review of Economics and Statistics*, 77. P. 42–54.

Engsted, T., C. Tanggaard (1994a). Cointegration and the US term structure. *Journal of Banking and Finance*, 18. P. 167–181.

Engsted, T., C. Tanggaard (1994b). A cointegration analysis of Danish zero-coupon bond yields. *Applied Financial Economics*, 4. P. 265–278.

Estrella, A., F. Mishkin (1995). The term structure of interest rates and its role in monetary policy for the European central bank. NBER Working Paper, № 5279.

Estrella, A., F. Mishkin (1997). The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European central bank. *European Economic Review*, 41. P. 1375–1401.

Evans, C., D. Marshall (1998). Monetary policy and the term structure of nominal interest rates: Evidence and theory. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 49. P. 53–111.

Fama, E. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25. P. 383–417.

Goodfriend, M. (1998). Using the term structure of interest rates for monetary policy. *Economic Quarterly (Federal Reserve Bank of Richmond)*, 84. P. 13–30.

Hall, A., H. Anderson, C. Granger (1992). A cointegration analysis of Treasury bill yields. *Review of Economics and Statistics*, 74. P. 117–126.

Johnson, P. (1994). On the number of common unit roots in the term structure of interest rates. *Applied Economics*, 26. P. 815–820.

Johnston, J., J. DiNardo (1997). *Econometric Methods*. McGraw-Hill, Inc.

Judge, G., W. Griffiths, R. C. Hill, H. Luetkepohl, T.-C. Lee (1985). *The Theory and Practice of Econometrics*. 2nd ed. Wiley & Sons, Inc.

Kim, K., P. Limpaphayom (1997). The effect of economic regimes on the relation between term structure and real activity in Japan. *Journal of Economics and Business*, 49. P. 379–392.

Lee, Jeung-Lak, C. Clark, S. Ahn (1998). Long- and short-run Fisher effects: New tests and new results. *Applied Economics*, 30. P. 113–124.

Longstaff, F. (1990). Time-varying term premia and traditional hypothesis about the term structure. *Journal of Finance*, 45. P. 1307–1314.

Lynch, G., B. Ewing (1998). Money growth variability and the yield spread in Japan. *American Business Review*, 16. P. 61–67.

Mankiw, N. G. (1986). The term structure of interest rates revisited. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1. P. 223–242.

McCafferty, S. (1986). Aggregate demand and interest rates: a macroeconomic approach to the term structure. *Economic Inquiry*, 24. P. 521–533.

McCallum, B. (1994). Monetary policy and the term structure of interest rates. NBER Working Paper, № 4938.

McCallum, B. (1998). Solutions to linear rational expectations models: A Compact exposition (U.M.).

Mishkin, F. (1990). What does the term structure tell us about future inflation? *Journal of Monetary Economics*, 25. P. 77–95.

Mishkin, F. Money, Interest Rates and Inflation (1993). Edward Elgar.

Newey, W., K. West (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55. P. 703–708.

Rosenfeld, B. (1973). Random coefficients models. The analysis of a cross section of time series by stochastically convergent parameter regression. *Annals of Economic and Social Measurement*, 2. P. 399–428.

Roubini, N., V. Grilli (1995). Liquidity models in open economies: Theory and empirical evidence. NBER Working Paper, № 5513.

Salyer, K. (1990). The term structure and time series properties of nominal interest rates: Implications from theory. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 22. P. 478–490.

Shiller, R. (1981). Alternative tests of rational expectations models: The case of the term structure. *Journal of Econometrics*, 16. P. 71–87.

Sims, C. (1986). Are forecasting models usable for policy analysis? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10. P. 2–16.

Svensson, L. (1994). Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992–1994. IIES Seminar Paper, 579.

Tiao, G., G. Box (1981). Modeling multiple time series with applications. *Journal of the American Statistical Association*, 76. P. 802–816.

Turnovsky, S. (1989). The term structure of interest rates and the effects of macroeconomic policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21. P. 321–347.

Vasicek, O. (1977). An equilibrium characterization of the term structure. *Journal of Financial Economics*, 5. P. 177–188.

Warne, A. (1997). Inference in cointegrated VAR systems. *Review of Economics and Statistics*, 79. P. 508–511.

Wyplocz, C., T. Kirsanova, C. Grefe (1996). Pocket Model of the Russian Macroeconomy. 2nd version. Moscow: RECEP.

Zellner, A., F. Palm (1974). Time series analysis and simultaneous equation econometric models. *Journal of Econometrics*, 2. P. 17–54.

Zhang, H. (1993). Treasury yield curves and cointegration. *Applied Economics*, 25. P. 361–367.

Дробышевский С. М., Козловская А. М.

Анализ инфляционных процессов в российской экономике¹

В работах ИЭПП² традиционно большое внимание уделяется изучению спроса на деньги в российской экономике, в частности моделированию динамики индекса потребительских цен. Анализ факторов, определяющих изменения темпов инфляции, проведенный на докризисном (до августа 1998 г.) периоде, показал, что инфляционные процессы в российской экономике имели очевидный монетарный характер. Динамика индекса потребительских цен хорошо описывалась авторегрессионной моделью с учетом темпов роста цен и денежной массы за ряд предыдущих месяцев. Анализ на подпериодах (до и после момента начала программы финансовой стабилизации весной 1995 г.) позволил выявить влияние реального выпуска (индекса интенсивности промышленного производства) на изменения спроса на деньги, однако, ввиду малого количества наблюдений более детальный анализ взаимодействия денежной политики и реального сектора экономики не проводился.

Помимо расширения периода наблюдений (в частности, включение данных за три года после кризиса 1998 г.), основное отличие настоящего исследования от предыдущих работ заключается в отходе от структурного моделирования уравнения динамики индекса потребительских цен. Использование коинтеграционного анализа и векторных авторегрессионных моделей с коррекцией ошибок позволило перейти к рассмотрению динамических изменений спроса на деньги при денежных и реальных шоках с учетом краткосрочных и долгосрочных эффектов. Анализ проводился как на всем периоде наблюдений (1992–2001 гг.), так и на трех подпериодах, выбранных с учетом качествен-

¹ Главы из книги: С. Дробышевский, А. Козловская. Внутренние аспекты денежно-кредитной политики России. Научные труды ИЭПП. М., 2002. № 45Р.

² Например: ИЭППП (1998); ИЭПП (1999).

ных изменений в характере спроса на деньги (1992–1995, 1995–1998 и 1998–2001 гг.).

Значительная часть исследования посвящена проверке гипотез, касающихся стабильности спроса на деньги на протяжении 10 рассматриваемых лет. В частности, рассматривались гипотезы о связи между темпами роста цен и денежного предложения, а также возможности существования двух режимов спроса на деньги – при высоких и низких темпах инфляции. Нами была предпринята попытка построения системы уравнений, описывающих процесс установления равновесия на денежном рынке между предложением денег и спросом на кассовые остатки.

Моделирование динамики инфляции в 1992–2001 гг.

В данном исследовании мы будем действовать преимущественно в рамках монетарного подхода. Положения двух других наиболее известных подходов (на основе кривой Филлипса и фискальной теории цен) будут использоваться нами для объяснения отклонений наших результатов от тех, которые следуют из выводов монетарного подхода. Основной причиной выбора данного подхода к анализу инфляции в экономике России является высокий средний уровень темпов роста цен за рассматриваемый период (7,3% в месяц, т.е. около 133% в год). При таких средних темпах инфляции на достаточно коротком периоде времени (менее 10 лет) влияние предложения денег на рост цен, по нашему мнению, значительно превышает влияние других факторов.

Таким образом, мы будем моделировать динамику цен исходя из денежной теории ценообразования, т.е. из предположения равновесия спроса и предложения на рынке денег. Базовое уравнение спроса на деньги, используемое нами для оценки эконометрической модели, имеет вид:

$$\frac{M^D}{P} = f(Y, \dot{e}),$$

где M^D обозначает объем денег в экономике (денежный агрегат), P – уровень цен, Y – валовой внутренний продукт (показатель уровня экономической активности), \dot{e} – темп изменения номинального обменного курса национальной валюты.

Последний показатель выступает в качестве заменителя переменной процентной ставки в традиционной формулировке функции спроса на деньги. По нашему мнению, в условиях долларизированной экономики с высокой инфляцией и слабо развитыми финансовыми рынками и институтами темп изменения обменного курса национальной валюты является предпочтительным показателем альтернативной стоимости хранения денег по сравнению с какой-либо внутренней процентной ставкой. Для большинства развивающихся стран можно предположить, что относительное замещение происходит между иностранной валютой и товарами, а не между товарами и финансовыми активами. Таким образом, альтернативная стоимость хранения денег должна определяться величиной курса доллара, а не нормой доходности по финансовым активам.

Исходя из уравнения спроса на реальные кассовые остатки, номинальный спрос на деньги можно представить в логарифмическом виде следующим образом:

$$\ln M_t^d - \ln P_t = b_1 + b_2 \Delta e_t^f + b_3 \ln Y_t + \varepsilon_t,$$

где Δe_t^f – ожидаемое изменение валютного курса, ε_t – остатки модели.

Мы будем использовать предположение, что инфляционные ожидания основываются на ожиданиях изменения валютного курса $\pi_t^e \sim \Delta e_t^f$ и определяются как выпуклая линейная комбинация инфляции предыдущего периода и фактического изменения курса рубля к доллару:

$$\pi_t^e = \alpha \pi_{t-1} + (1 - \alpha) \Delta e_t.$$

В случае равновесия на рынке денег спрос на деньги равен предложению. Таким образом, с учетом адаптивного характера ожиданий экономических агентов уровень цен может быть определен следующим образом:

$$\ln P_t = a_1 + a_2 \ln M_t + a_3 \ln Y_t + a_4 \ln P_{t-1} + a_5 \Delta e_t + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma^2).$$

Итак, уровень цен в экономике, наряду с авторегрессионной составляющей, должен определяться предложением денег, уровнем выпуска и курсом доллара к национальной валюте (выраженным в единицах национальной валюты за единицу иностранной валюты).

Спецификация данного линейного уравнения предполагает, что номинальное денежное предложение задается экзогенно. В случае, ес-

ли предложение денег предполагается эндогенной величиной, необходимо оценить систему одновременных уравнений, описывающую как спрос на деньги, так и функцию предложения денег. При этом мы допускаем, что формирующим денежное предложение фактором является дефицит государственного бюджета (через увеличение объема государственного долга в обращении). Номинальный курс доллара также может объяснять динамику номинального денежного предложения, поскольку в условиях открытой экономики движения номинального курса также могут свидетельствовать о ситуации с платежным балансом (балансом притока и оттока валюты в страну), и в условиях ограниченных возможностей денежных властей по стерилизации притока валюты в страну связан с темпами роста предложения денег. Третьей важной величиной, определяющей предложение денег, является денежный мультипликатор, поскольку спрос в экономике предъявляется на более широкие агрегаты денег, чем те, которые находятся под непосредственным контролем денежных властей.

Таким образом, в основной части нашего исследования мы будем рассматривать взаимосвязи между четырьмя переменными:

1. Уровень цен в экономике;
2. Объем денежной массы;
3. Темп изменения обменного курса рубля к доллару США;
4. Показатель уровня экономической активности.

В качестве показателя уровня цен мы использовали значения базового индекса, рассчитанного путем перемножения цепных индексов цен (индексов потребительских цен) при условии, что уровень цен на конец января 1992 г. принят равным единице. Мы предполагаем, что динамика уровня экономической активности может быть адекватно аппроксимирована индексом промышленного производства (с учетом очистки от сезонных и календарных эффектов). Данные о денежных агрегатах и номинальном курсе рубля взяты из материалов Банка России, индексе потребительских цен – Госкомстата РФ, индексе промышленного производства – ЦЭК при Правительстве РФ и ГУ–ВШЭ.

Основное отличие данного исследования от наших предыдущих работ по анализу инфляционных процессов в российской экономике³

³ Например, *ИЭПП (1999)*.

заключается, во-первых, в расширении периода наблюдений. В частности, к настоящему времени мы располагаем достаточным количеством наблюдений после августовского кризиса 1998 г. (около 3 лет, т.е. 36 месяцев), что позволяет изучить различия в природе инфляции до и после кризиса. Во-вторых, мы допускаем более общую спецификацию уравнения спроса на деньги, включающую более одного лагового значения рассматриваемых переменных⁴, а также возможность неоднозначной зависимости между объясняющими и объясняемой переменными (стохастические коэффициенты в регрессии, переключение режима). В-третьих, здесь мы рассматриваем не только модель спроса на деньги, состоящую из одного регрессионного уравнения, но и систему одновременных уравнений, что позволяет определить темпы роста цен в рамках установления равновесия на денежном рынке с учетом как спроса на деньги, так и денежного предложения.

Структура нашего исследования выглядит следующим образом. Сначала проанализированы статистические свойства рассматриваемых временных рядов (логарифмов цен, денежных агрегатов, темпов прироста номинального обменного курса рубля к доллару США и индекса интенсивности промышленного производства), т.е. анализ стационарности рядов, внутренней автокорреляции и коинтеграции между рядами. Далее на основе векторных авторегрессий определяется максимальная глубина влияния (число лагов) объясняющих переменных. Конечная спецификация уравнения спроса на деньги (для темпов прироста ИПЦ) определяется с учетом статистической значимости лаговых значений объясняющих переменных и требований к статистическим свойствам остатков регрессии. После оценки уравнения на всем рассматриваемом периоде мы провели аналогичный анализ для трех выделенных нами подпериодов и сопоставили полученные оценки как между собой, так и с результатами для всего рассматриваемого периода. Далее мы проверили гипотезы о стохастическом характере зависимости между темпами роста потребительских цен и факторами спроса на деньги. Нами были оценены два класса моделей: моделей с переме-

⁴ В соответствии с так называемым подходом Лондонской школы экономики к эконометрическому моделированию реальных экономических процессов.

ной состояния (*state space models*, на основе фильтра Калмана) и модели с переключением режимов (*regime switching models*).

Анализ стационарности временных рядов

Прежде чем перейти к оцениванию, необходимо проверить, является ли уравнение спроса на деньги сбалансированным с точки зрения свойств временных рядов, т.е. необходимо определить, совпадают ли порядки интегрированности исследуемого индекса и совокупности объясняющих переменных, а также проверить существование долгосрочного соотношения между показателями с одинаковым ненулевым порядком интеграции.

Тестирование *ряда логарифмов цен* на протяжении исследуемого интервала времени позволяет утверждать, что индекс цен с низкой вероятностью ошибки (менее 5%) имеет единичный корень, но стационарен в разностях. По нашему мнению, для проверки стационарности данного ряда тест Филлипса–Перрона является более подходящим ввиду большой вероятности существования нескольких участков с различными стохастическими трендами (см. *рис. 1*). Тест Филлипса–Перрона (как и расширенный тест Дикки–Фуллера) свидетельствует в пользу стационарности в разностях относительно тренда и константы на рассматриваемом промежутке с 02:1992 по 08:2001 г. (см. *табл. 1*).

Таблица 1

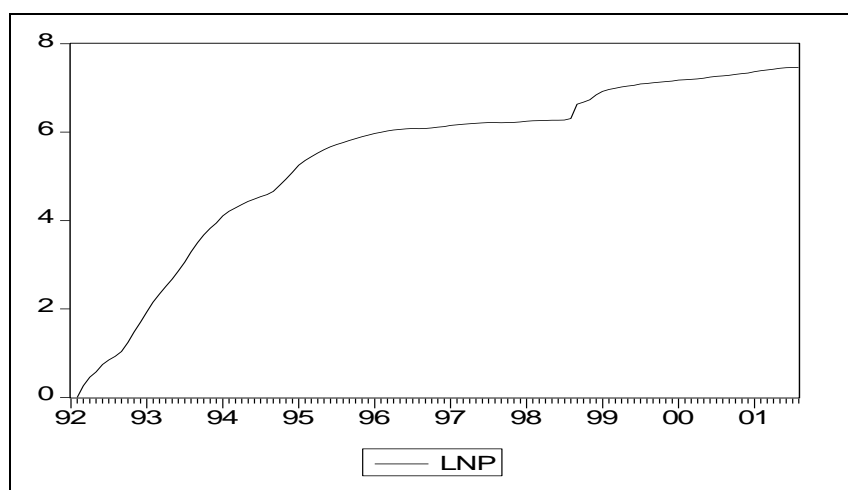
Стационарность в разностях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости для коэффициента при тренде
Тест Дикки–Фуллера	-3.8779	-3.4501	0.0136
Тест Филлипса–Перрона	-5.2965	-3.4497	0.0016

Наши результаты несколько отличаются от прежних выводов⁵. В частности, там рассматривался ряд темпов прироста индекса потребительских цен и был сделан вывод о первом порядке интегрированности ряда (что аналогично второму порядку интегрированности для ряда цен) с учетом линейного тренда. В нашем случае подтверждается наличие линейного тренда, однако, ряд логарифмов цен является $I(1)$. Очевидно, что различие в результатах вызвано как отличием рассмат-

⁵ См. Дробышевский, Носко, Энтов, Юдин (2001).

риваемых рядов (ряд логарифмов цен и их разностей является более гладким по сравнению с исходным рядом темпов прироста ИПЦ), так и разными периодами, на которых проводились оценки. Первое исследование охватывало период с декабря 1990 г. по январь 1992 г., когда наблюдались широкие колебания темпов инфляции, но заканчивается июнем 2000 г., т.е. не охватывает период постепенного снижения темпов роста цен в 2000–2001 гг. Иными словами, на рассматриваемом нами здесь временном интервале в динамике цен сильнее сказывался тренд к снижению уровня инфляции.

Рисунок 1

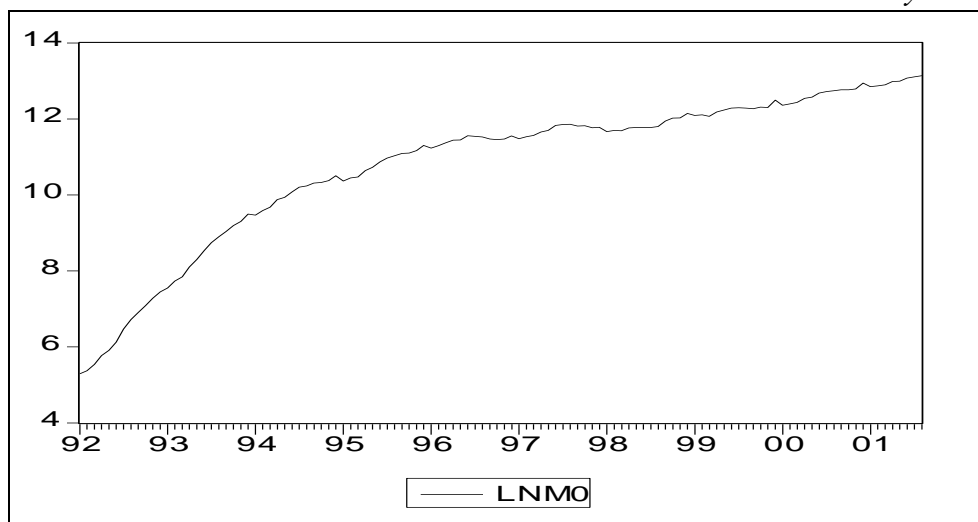


Согласно обоим тестам на единичный корень *ряд логарифмов денежной массы M_0* может считаться стационарным (с учетом линейного тренда, см. *табл. 2*), хотя визуально ряд напоминает стационарный в разностях или относительно квадратичного тренда (см. *рис. 2*).

Таблица 2

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости для коэффициента при тренде
Тест Дикки–Фуллера	-4.956	-3.4497	0.0213
Тест Филлипса–Перрона	-8.9111	-2.8865	0.0000

Рисунок 2



Ряд логарифмов денежной массы M_2 стационарен в разностях относительно тренда с уровнем значимости 0.05 (см. табл. 3). Наличие явного излома в тренде для номинальных значений показателя позволяет с большей достоверностью полагаться на тест Филлипса–Перрона (см. рис. 3).

Напомним, что в предыдущих исследованиях ИЭПП⁶ временные ряды всех денежных агрегатов определялись как DS-стационарные, т.е. имеющие единичный корень. На наш взгляд, различия в выводах относительно характера ряда денежного агрегата M_0 вызваны, преимущественно, сглаживанием динамики при переходе от уровней к логарифмам уровней значений ряда.

Согласно обоим тестам на единичный корень ряд *темпов прироста обменного курса рубля к доллару США* стационарен относительно тренда (см. табл. 4, рис. 4). Данный вывод согласуется с полученными ранее результатами о наличии единичного корня в ряде уровней номинального обменного курса рубля к доллару. Ряд темпов приростов курса по своим свойствам близок к ряду первых разностей курса.

⁶ См. Дробышевский, Носко, Энтов, Юдин (2001).

Таблица 3

Стационарность в разностях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости для коэффициента при тренде
Тест Дикки-Фуллера	-3.208009	-3.4508	0.0058
Тест Филлипса-Перрона	-11.72576	-3.4494	0.0000

Рисунок 3

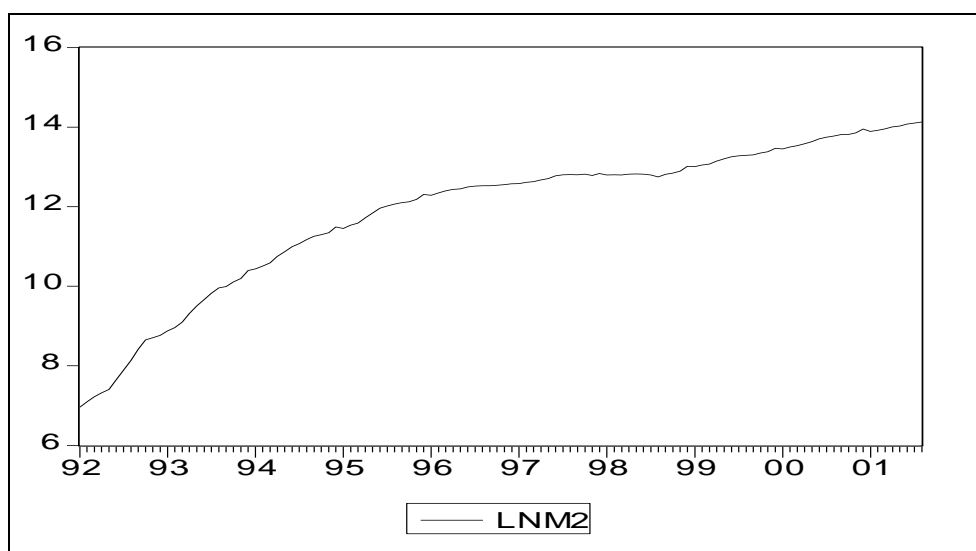
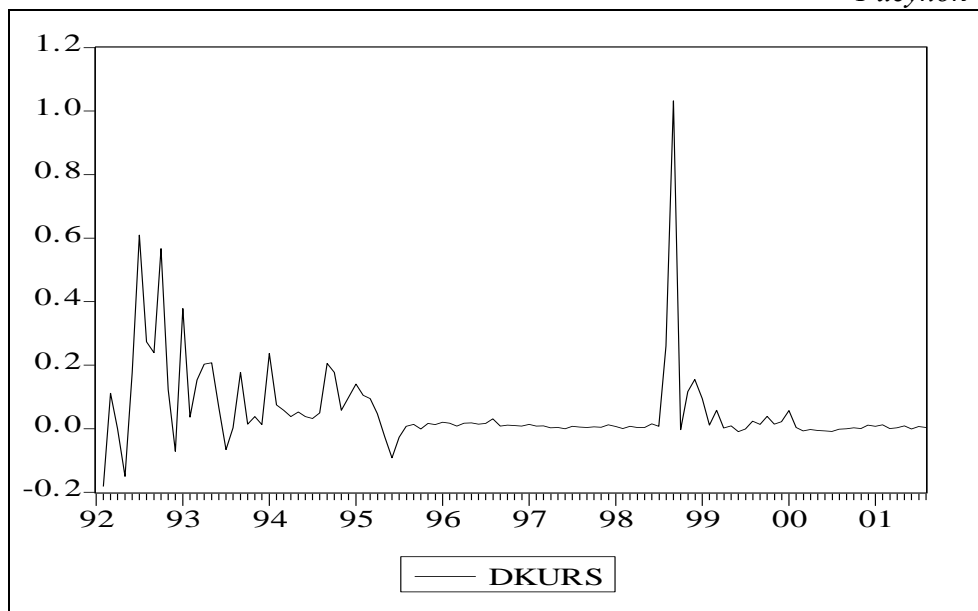


Таблица 4

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости для коэффициента при тренде
Тест Дикки-Фуллера	-4.668595	-3.4508	0.0280
Тест Филлипса-Перрона	-8.641234	-3.4494	0.0193

Рисунок 4



В качестве индикатора уровня экономической активности при оценке модели мы будем использовать *ряд интенсивности промышленного производства*, имеющего наибольшее число точек наблюдений с требуемой (месячной) частотностью. Ряд является стационарным в уровнях согласно тесту Филлипса–Перрона, но стационарным в разностях согласно тесту Дикки–Фуллера, при этом значимой оказалась трендовая составляющая ряда (см. табл. 5).

Таблица 5

Стационарность	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости для коэффициента при константе	Уровень значимости для коэффициента при тренде
Тест Дикки–Фуллера *	-3.8488	-3.4508	0.0204	0.0223
Тест Филлипса–Перрона **	-3.1699	-2.8865	0.000	–

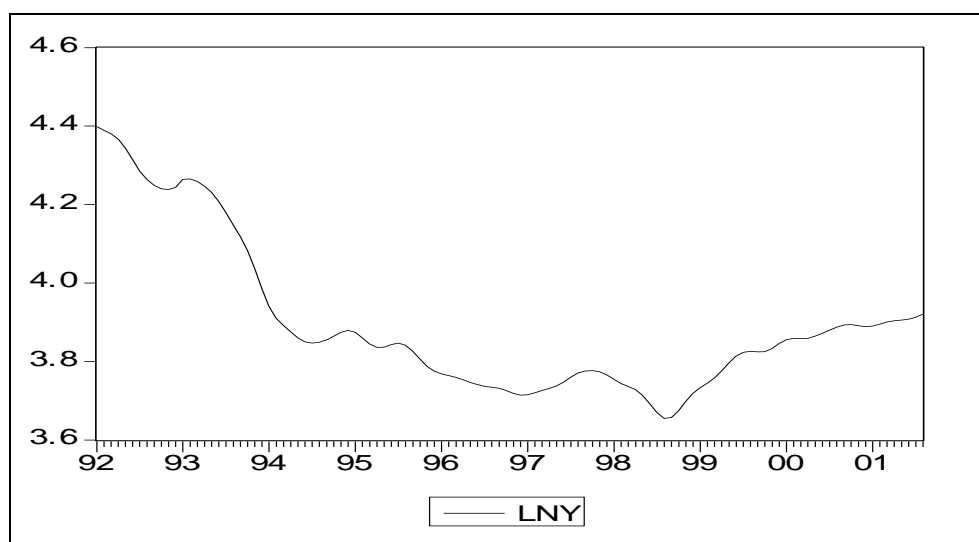
* Стационарность в разностях.

** Стационарность в уровнях.

Принимая во внимание динамику индекса (см. рис. 5), а также выводы, полученные в наших предыдущих исследованиях, далее мы бу-

дем придерживаться результатов теста Дикки–Фуллера и считать ряд стационарным в первых разностях.

Рисунок 5



Анализ автокорреляционной и частной автокорреляционной функций ряда первых разностей логарифма цен (рис. 6 и 7) показывает, что значения автокорреляционной функции постепенно убывают, начиная со второго коэффициента. Статистически значимо отличаются от нуля три первых коэффициента частной автокорреляционной функции, однако, абсолютные значения коэффициентов второго и третьего порядка примерно в четыре раза меньше значения коэффициента первого порядка. Таким образом, делаем вывод, что ряд первых разностей логарифма цен представляет собой автокорреляционный процесс 1-го порядка, или AR(1).

Рисунок 6

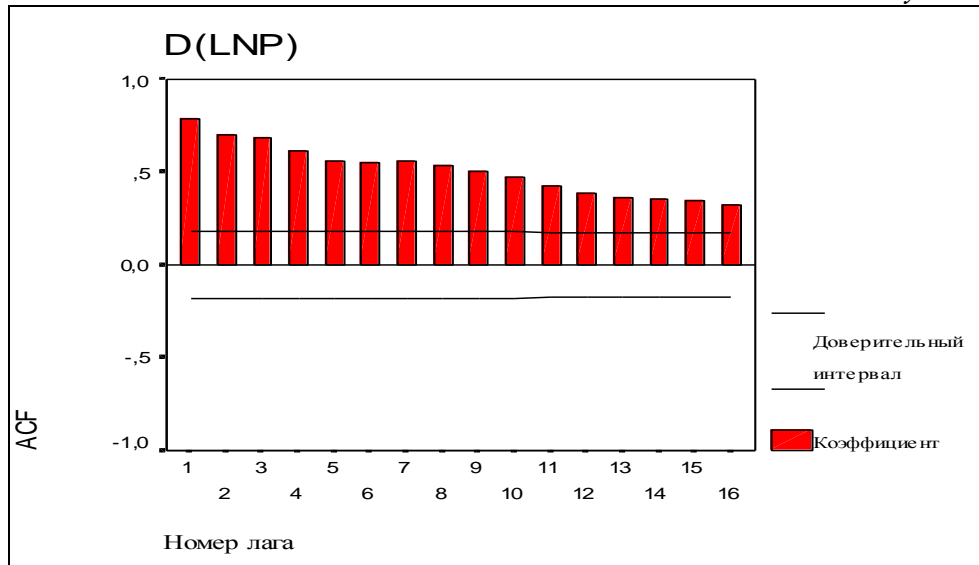
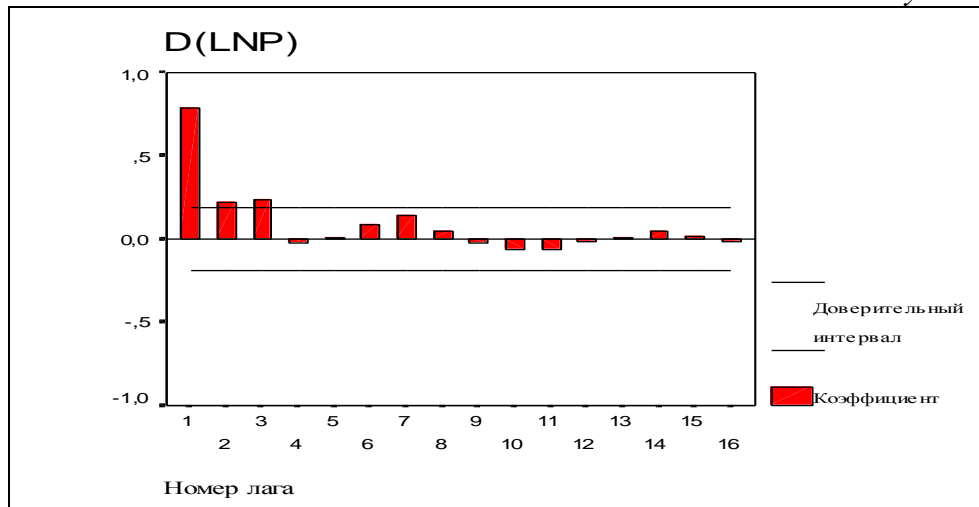


Рисунок 7



Определение глубины воздействия объясняющих переменных (денежных агрегатов, курса и инфляционной инерции), выбор денежного агрегата

Глубина влияния каждой из объясняющих переменных на изменение цен определялась с помощью модели парной векторной авторегрессии между первыми разностями логарифма цен и выбранными объясняющими переменными (с учетом долгосрочных взаимозависимостей в случае коинтеграции). При этом критериями для выбора лага были информационные критерии Шварца и Акаике, а также значения функции максимального правдоподобия.

Тестирование моделей векторной авторегрессии для логарифмов цен и денежного агрегата M_0 и M_1 с различным числом лагов не выявляет наличия коинтеграции, кроме того статистики качества модели (коэффициент максимального правдоподобия, R^2) для моделей с более узкими денежными агрегатами ухудшаются. Поэтому при оценивании модели динамики цен в последующем мы будем использовать только переменную M_2 в качестве показателя денежной массы.

Наилучшие значения критериев достигаются при включении 11 лагов запаздывания в модели парной VAR между логарифмом цен и индексом интенсивности промышленного производства (с учетом коинтеграционного соотношения).

Таким образом, согласно результатам проведенного анализа графиков импульсных функций откликов цен на шоки объясняющих переменных глубина влияния на изменения цен со стороны денежной массы составляет до 9 месяцев, темпов роста курса доллара – до 8 месяцев и индекса интенсивности промышленного производства – до 11 месяцев. Графики импульсных функций отклика показаны на *рис. 8–10*.

Рисунок 8

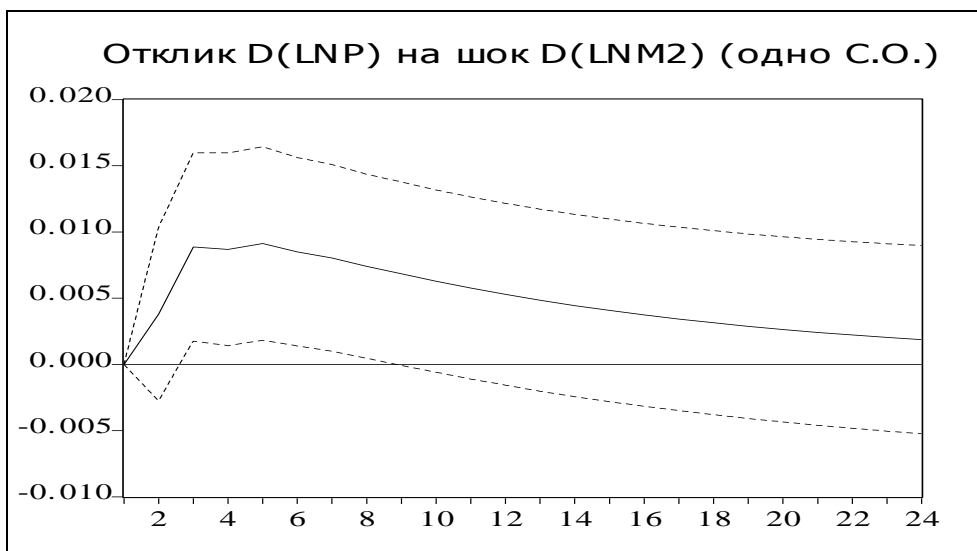


Рисунок 9

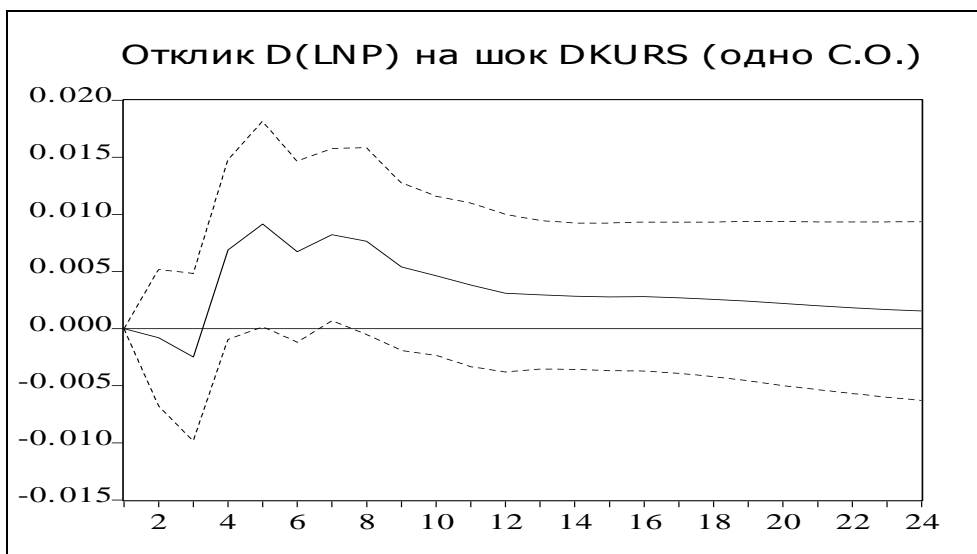
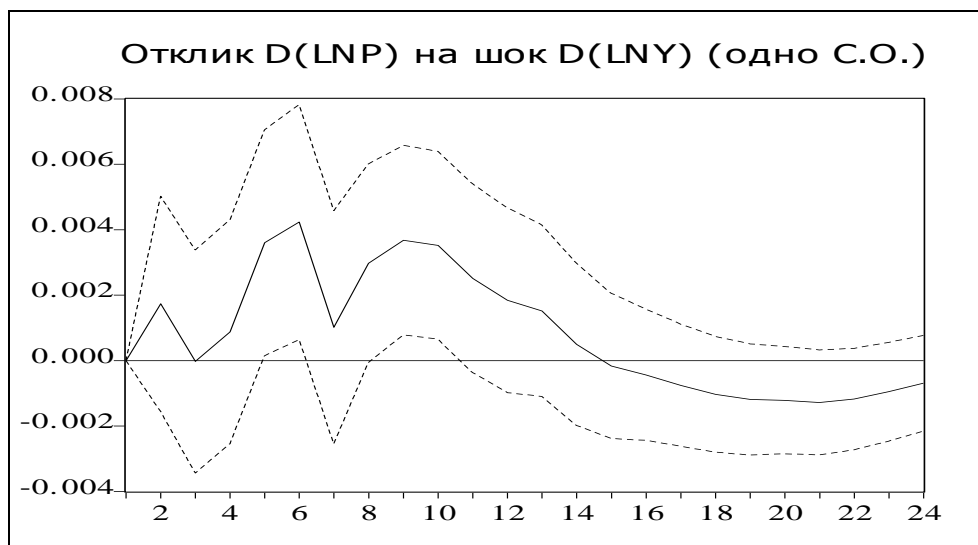


Рисунок 10



Методы оценки модели

Анализ стационарности переменных выявил наличие нескольких переменных с отличным от нуля порядком интегрированности – это логарифмы цен (p), денежной массы M_2 (m_2), а также индекс интенсивности промышленного производства (y). Поскольку в уравнение модели входит также переменная 0-го порядка интегрированности (темп роста курса доллара, $dkurs$), оценивание уравнения можно проводить двумя способами. Первый способ состоит в приведении всех переменных к одному порядку интегрированности (нестационарные переменные следует оценивать в разностях) и оценке линейного уравнения методом МНК с учетом долгосрочного соотношения между нестационарными переменными (в нашем случае мы будем рассматривать долгосрочное соотношение только между ценами и денежной массой, поскольку существование долгосрочного соотношения между уровнем цен и объемом выпуска не имеет строгого теоретического обоснования). Второй способ оценивания модели заключается в построении модели векторной авторегрессии (VAR) с учетом долгосрочных взаимозависимостей (коинтеграционных отношений, EC) между нестационарными составляющими, т.е. построении VEC-модели – модели векторной авторегрессии с коррекцией ошибок.

В рамках первого подхода уравнение регрессии будет выглядеть следующим образом:

$$\begin{aligned} \Delta p_t &= \alpha_1 + \alpha_2 \Delta p_{t-1} + \sum_{i=1}^9 \alpha_3 \Delta m_{t-i} + \sum_{i=1}^8 \alpha_4 dkurs_{t-i} + \sum_{i=1}^{11} \alpha_5 \Delta y_{t-i} + \\ &+ \sum_{i=1}^2 \alpha_6 D_i + \alpha_7 \eta_t + \varepsilon_t \quad (1) \\ \eta_t &= p_{t-1} + a_1 m_{t-1} + a_2 \\ \varepsilon_t &\sim N(0, \sigma^2). \end{aligned}$$

В том случае, если остатки модели гетероскедастичны, оценивание проводится методом ARCH(GARCH), учитывающим наличие условной гетероскедастичности в остатках. Оценивание методом GARCH(k,p) предполагает оценивание уравнения вида (1) в предположении, что дисперсия остатков σ^2 имеет вид:

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^k \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \psi_{t-i}^2, \quad (2)$$

где ψ_{t-i} – условная дисперсия, представляющая собой ожидаемое значение дисперсии, основанное на имеющейся информации в период времени $t-i-1$.

В соответствии с теоретическими предпосылками монетарного подхода к изучению спроса на деньги следует ожидать отрицательный коэффициент при переменной объема выпуска (дохода) и положительный коэффициент – при переменной, отражающей альтернативную стоимость хранения денег (*dkurs*). В первом случае увеличение дохода в экономике должно приводить к увеличению спроса на реальные денежные остатки, или при неизменной номинальной массе денег – к снижению уровня цен. В то же время увеличение доходности активов, альтернативных хранению денег (в нашем случае – увеличение темпов роста курса доллара), уменьшает величину желаемых реальных денежных остатков у экономических агентов. Объем денежной массы и авторегрессионная составляющая должны оказывать положительное влияние на темп роста цен. Логические переменные, отвечающие за август и сентябрь 1998 г. (период финансового кризиса), включены в модель для устранения влияния всплесков инфляции в тот период, связанных с внешними по отношению к монетарной модели шоками (с формальной точки зрения такие шоки являются инновационными выбросами и их влияние может быть устранено одномоментными логическими переменными).

Второй подход предполагает наличие коинтеграции между показателями цен, денежной массы и выпуска (в данном случае, поскольку система состоит из трех одновременных уравнений, для обеспечения хороших статистических свойств остатков и оценок коэффициентов коинтеграционное соотношение⁷ должно включать все три эндогенные, нестационарные, переменные). В этом случае модель векторной авторегрессии, помимо коинтеграционного отношения, будет содержать в качестве экзогенной переменной темп роста курса доллара:

$$\eta_t = \ln P_t + a_1 \ln M_t + a_2 \ln Y_t + a_3$$

$$\Delta(\ln P_t) = b_1 \eta_{t-1} + b_2 \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta(\ln P_{t-i}) + \sum_{i=1}^k \mu_i \Delta(\ln M_{t-i}) + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta(\ln Y_{t-i}) + \varepsilon_t$$

$$\Delta(\ln M_t) = c_1 \eta_{t-1} + c_2 \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta(\ln P_{t-i}) + \sum_{i=1}^k \rho_i \Delta(\ln M_{t-i}) + \sum_{i=1}^k \vartheta_i \Delta(\ln Y_{t-i}) + v_t$$

$$\Delta(\ln Y_t) = d_1 \eta_{t-1} + d_2 \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta(\ln P_{t-i}) + \sum_{i=1}^k \pi_i \Delta(\ln M_{t-i}) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta(\ln Y_{t-i}) + \xi_t$$

где ε_t , v_t , ξ_t – случайные остатки в модели, η_t – коинтеграционное соотношение.

В случае существования стационарной линейной комбинации η , ожидается отрицательный знак у коэффициента a_1 в коинтеграционном отношении, поскольку увеличение денежной массы приводит к ускорению инфляции. Коэффициент a_2 также ожидается положительным, так как в долгосрочном периоде рост выпуска и экономической активности создает предпосылки для повышения равновесного уровня инфляции (согласно кривой Филлипса–Фелпса).

Оценка структурной модели с коррекцией ошибок

Для оценивания модели с помощью МНК все исследуемые переменные были приведены к нулевому порядку интегрированности. Поскольку ряд инфляции в первом приближении совпадает с разностями логарифмов цен, изменение разностей цен теперь может интерпретироваться как изменение инфляции, а влияние на инфляцию независи-

⁷ Тест Йохансена не отрицает гипотезу о существовании единственного коинтеграционного соотношения для вектора трех рассматриваемых переменных.

мых переменных денежной массы и индекса промышленного производства происходит за счет изменения темпов роста показателей.

Отметим, что логарифмы отношения цен, взятые в качестве зависимой переменной, дают лучшие регрессионные статистики по сравнению с темпами прироста ИПЦ в качестве зависимой переменной (лучшие значения критериев Шварца и Акаике, больший R^2 и большее значение логарифма максимального правдоподобия). Такой результат свидетельствует о недопустимости использования в модели темпов прироста ИПЦ в качестве индикатора изменения логарифма цен, что объясняется высокими средними темпами инфляции в России в рассматриваемый период времени.

Ввиду того, что остатки линейной модели регрессии гетероскедастичны (ARCH LM тест отвергает нулевую гипотезу об отсутствии гетероскедастичности на уровне 5%), оценивание модели проводилось с помощью нелинейного оценивания методом GARCH(k,p) с учетом условной гетероскедастичности в остатках. Незначимость коэффициентов при лаговом значении условной дисперсии ψ при моделировании динамики дисперсии ошибок позволила произвести оценку более простым методом ARCH(1)⁸. Оценки коэффициентов при объясняющих переменных в уравнении регрессии (1) с учетом уравнения дисперсии остатков (2) представлены в *табл. 6*. $R^2 = 0.795$, нормированный $R^2 = 0.770$.

Таблица 6

	Коэффициент при переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Значимость коэффициента
C	-0.002789	0.000531	0.0000
$\Delta(\ln P_{t-1})$	0.823087	0.012644	0.0000
$\Delta(\ln M2_{t-1})$	0.099259	0.009098	0.0000
$\Delta(\ln M2_{t-6})$	0.034947	0.011032	0.0015
$(E_{t-1} - E_{t-2})/E_{t-2}$	0.023130	0.010261	0.0242
$\Delta(\ln Y_{t-6})$	0.122421	0.040088	0.0023
$\Delta(\ln Y_{t-12})$	-0.149437	0.051027	0.0034
D ₈₉₈	0.061015	0.020072	0.0024

⁸ Коэффициенты при ARCH- и GARCH-переменных высшего порядка в уравнении для дисперсии статистически не значимы.

Таблица 6 продолжение

	Коэффициент при переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Значимость коэффициента
D ₉₉₈	0.227790	0.067499	0.0007
η_t	-0.013236	0.001944	0.0000
Коинтеграционное соотношение			
lnP _{t-1}	1.000000		
LnM2 _{t-1}	-1.095226	0.024116	0.0000
C	7.626849	0.293449	0.0000
Уравнение дисперсии ARCH(1)			
C	1.20E-05	4.15E-06	0.0038
ARCH(1)	2.196867	0.477855	0.0000

Примечание: сходимость достигнута после 29 итерации.

Как видно из табл. 6, оценки коэффициентов при денежной массе значимы на 5%-ном уровне и имеют положительный знак, что не противоречит предположению о положительном влиянии расширения денежной массы на рост цен в краткосрочном периоде. Статистически значимые коэффициенты получены при переменных индикатора роста денежной массы с лагом в один и шесть месяцев.

Коэффициент при авторегрессионной составляющей значим на уровне 5% и положителен, что говорит в пользу предположения о том, что ускорение темпов роста цен в текущем периоде вызывает их более быстрый рост и в будущем. Таким образом, инфляционный процесс в российской экономике обладает высокой степенью инерционности, ценовые ожидания экономических агентов в значительной степени адаптивны.

Как и ожидалось, коэффициент при темпах роста курса доллара имеет положительный знак, т.е. ускорение темпов девальвации рубля повышает альтернативную стоимость хранения денег (в рублевой форме), и спрос на деньги снижается. Оценка выявила также статистическую значимость переменных, отражающих движение валютного курса и момент финансового кризиса в августе–сентябре 1998 г.

Неоднозначные результаты получены для переменных, отражающих первые разности объема выпуска (индекса интенсивности промышленного производства). С одной стороны, знак при индикаторе выпуска с лагом 6 месяцев оказался значим на 5%-ном уровне, но име-

ет положительный знак, что противоречит начальным предположениям. С другой стороны, нами получена статистически значимая оценка отрицательного коэффициента при первых разностях объема выпуска с лагом 12 месяцев. На наш взгляд, такие результаты могут быть следствием, во-первых, сезонных колебаний в темпах инфляции, имеющих примерно полугодовой цикл. Во-вторых, отрицательный коэффициент при выпуске с годичным лагом, возможно, свидетельствует о долгосрочной отрицательной зависимости цен от выпуска, в то время как отклонения выпуска от долгосрочного тренда в более краткосрочном периоде (до шести месяцев) носят шоковый характер и оказывают положительное влияние на рост цен, что согласуется с кривой Филлипса, объясняющей динамику цен в краткосрочном периоде.

Оценка коэффициента при коинтеграционном соотношении имеет отрицательный знак, что отражает, во-первых, наличие тенденции «возвращения к среднему» в темпах роста логарифма цен или стационарности данного во времени. Во-вторых, отклонения от долгосрочного соотношения между ценами и денежной массой, т.е. отклонения цен или денежной массы от общего стохастического тренда, приводили к противоположным по направлению изменениям темпов роста цен, сближавшим траектории движения переменных. Иными словами, всплески инфляции по независимым от монетарных факторов причинам могли иметь лишь непродолжительный характер, резкое ускорение темпов роста денежного предложения по сравнению с текущими темпами инфляции способствовало ускорению темпов роста цен.

Оценивание модели векторной авторегрессии

В модель векторной авторегрессии были включены логарифмы денежной массы M_2 , цен и индекс интенсивности промышленного производства в качестве эндогенных переменных. Темп роста курса доллара рассматривался в модели в качестве экзогенной переменной. Модель векторной авторегрессии оценивалась с лагами влияния до 11 месяцев. Выбор наибольшего порядка лага определялся максимальной глубиной влияния объясняющих переменных на изменение логарифмов цен и обеспечением необходимого числа степеней свободы. Тест Йохансена позволяет не отвергнуть нулевую гипотезу о наличии коинтеграции и обнаруживает одно коинтеграционное отношение.

Наилучшие результаты оценивания модели получены для шести лаговых значений эндогенных переменных в векторной авторегрессии:

$$\eta = \ln P - 1.26 * \ln M2 + 2.97 * \ln Y - 1.827,$$

$$t\text{-стат} (-28.96) \quad (-7.806)$$

$$\Delta \ln P_t = -0.032 - 0.0291 * \eta_{t-1} + 0.247 * \Delta E_t / E_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta p_{t-i} + \sum \mu_i \Delta m_{t-i} + \sum \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$t\text{-стат} (-2.342) \quad (-1.686) \quad (-13.088)$$

$$\Delta \ln M_t = 0.1067 + 0.1329 * \eta_{t-1} + 0.0513 * \Delta E_t / E_{t-1} + \sum \lambda_i \Delta p_{t-i} + \sum \rho_i \Delta m_{t-i} + \sum \nu_i \Delta y_{t-i} + v_t$$

$$t\text{-стат} (-5.092) \quad (-4.9788) \quad (-1.7575)$$

$$\Delta \ln Y_t = -0.0035 - 0.0052 * \eta_{t-1} + 0.0105 * \Delta E_t / E_{t-1} + \sum \beta_i \Delta m_{t-i} + \sum \pi_i \Delta y_{t-i} + \sum \delta_i \Delta y_{t-i} + \xi_t$$

$$t\text{-стат} (-1.565) \quad (-1.8438) \quad (-3.3916)$$

$$R^2 = 0.902, \text{ нормированный } R^2 = 0.883.$$

Коэффициенты при лаговых переменных:

	Δp_{-1}	Δp_{-2}	Δp_{-3}	Δp_{-4}	Δp_{-5}	Δp_{-6}	Δm_{-1}	Δm_{-2}	Δm_{-3}
Δp	0.403	0.143	0.173	0.035	0.002	-0.057	0.053	0.148	0.091
$t\text{-ст}$	-6.400	-2.048	-2.411	-0.495	-0.023	-0.832	-0.874	-2.564	-1.563
Δm	-0.226	-0.220	0.100	-0.118	0.114	0.040	-0.069	0.034	-0.138
$t\text{-ст}$	-2.323	-2.047	-0.896	-1.077	-1.041	-0.381	-0.742	-0.386	-1.540
Δy	0.014	-0.001	-0.013	-0.008	0.014	0.007	0.001	0.011	0.013
$t\text{-ст}$	-1.328	-0.053	-1.113	-0.700	-1.197	-0.655	-0.140	-1.178	-1.368

	Δm_{-4}	Δm_{-5}	Δm_{-6}	Δy_{-1}	Δy_{-2}	Δy_{-3}	Δy_{-4}	Δy_{-5}	Δy_{-6}
Δp	0.118	0.146	0.073	-0.027	-0.758	1.257	-0.567	-0.584	1.136
$t\text{-ст}$	-2.185	-2.643	-1.274	-0.044	-0.660	-1.036	-0.471	-0.527	-1.951
Δm	-0.109	-0.286	-0.014	1.728	-1.006	0.037	-1.101	0.907	-0.452
$t\text{-ст}$	-1.302	-3.359	-0.153	-1.815	-0.567	-0.020	-0.592	-0.530	-0.502
Δy	-0.012	-0.002	0.017	1.554	-0.743	-0.166	0.344	-0.040	-0.064
$t\text{-ст}$	-1.304	-0.174	-1.793	-15.306	-3.929	-0.832	-1.734	-0.218	-0.663

Матрица корреляций остатков (инноваций) VEC-модели:

	LOG(P)	LNМ2	LNУ
LOG(P)	1.000000	-0.077823	-0.231734
LNМ2	-0.077823	1.000000	0.200124
LNУ	-0.231734	0.200124	1.000000

Поскольку инновации модели практически некоррелированы, мы имеем право непосредственно интерпретировать функции импульсного отклика для построенной модели. Графики функции импульсного отклика для первых разностей цен на шоковые отклонения других эндогенных переменных величиной в одно стандартное отклонение приведены на *рис. 11–13*.

Рисунок 11

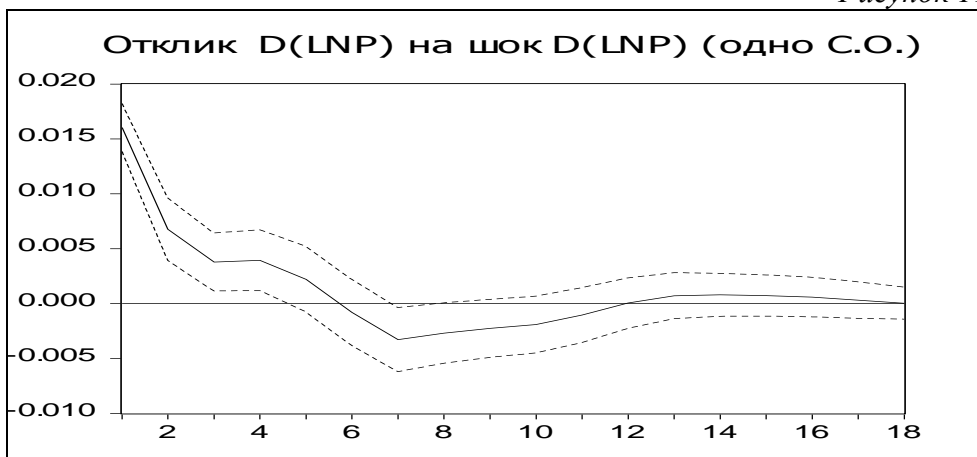


Рисунок 12

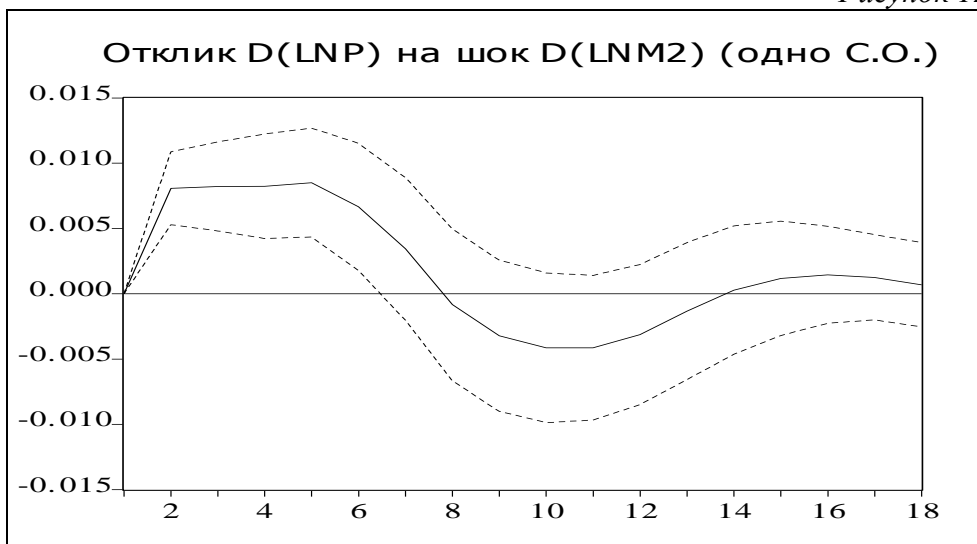
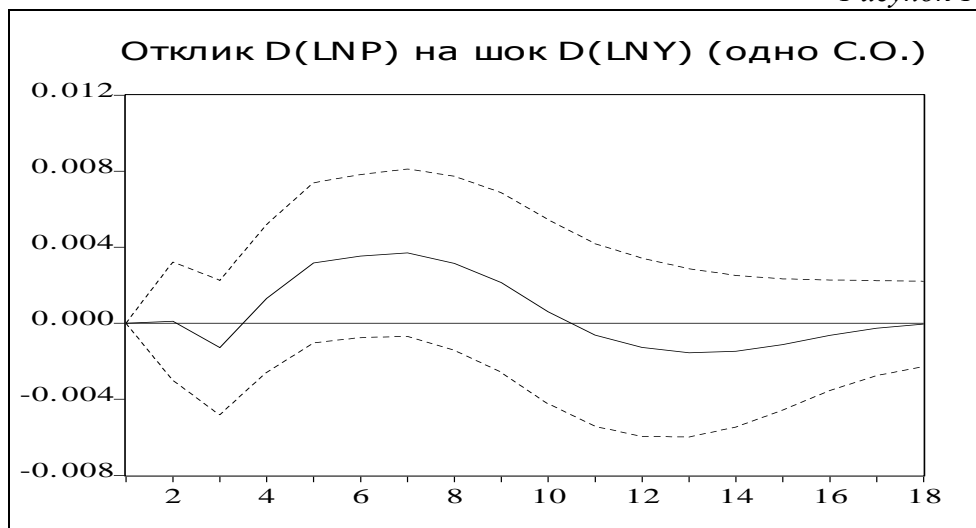


Рисунок 13



Из рис. 11 видно, что неожиданный скачок индекса цен приведет к росту цен на протяжении около четырех месяцев с последующим установлением их в долгосрочной перспективе на новом стационарном уровне.

В случае положительного шока на денежном рынке (рис. 12) цены растут в течение примерно 6 месяцев. В то же время через 9–11 месяцев после шока денежного предложения наблюдается некоторое снижение цен, вызванное, вероятно, принятием ЦБ РФ и Правительством РФ мер по сдерживанию очевидного роста цен. Другими словами, мы интерпретируем период в 9–11 месяцев после денежного шока как время реакции экономических властей на ослабление денежной политики в прошлом.

Увеличение уровня выпуска приводит к росту цен через 5–7 месяцев (рис. 13). По нашему мнению, такой результат может быть вызван как сезонными колебаниями темпов инфляции⁹, так и краткосрочными циклами в реальном секторе экономики. Увеличение объема производства в краткосрочном периоде приводило к росту спроса на рынке производственных ресурсов, и примерно через шесть месяцев накопленный рост цен производителей проявлялся в ускорении темпов роста

⁹ Индекс интенсивности промышленного производства является сезонно сглаженным.

потребительских цен. Кроме того, по мере расширения производства происходил рост доходов населения, и с лагом около шести месяцев увеличение спроса на потребительском рынке достигало масштабов, способных вызвать ускорение инфляции. Необходимо также отметить, что в 1993–1994 гг. расширение производства осуществлялось преимущественно при ослаблении бюджетных ограничений и экспансивной политики Банка России. Таким образом, лаг отражает, в том числе, влияние денежной политики.

Анализ стабильности коэффициентов

Тестирование линейной модели на стабильность коэффициентов с помощью теста рекурсивных коэффициентов по МНК позволяет проследить динамику коэффициентов при объясняющих переменных с 02.1992 по 08.2001. В данном разделе мы оценивали следующую спецификацию регрессионного уравнения:

$$\Delta p_t = C(1) + C(2)*\Delta p_{t-1} + C(3)*\Delta m_{t-1} + C(4)*dkurs_{t-1} + C(5)*\Delta y_{t-6} + C(6)*\eta_t + \varepsilon_t.$$

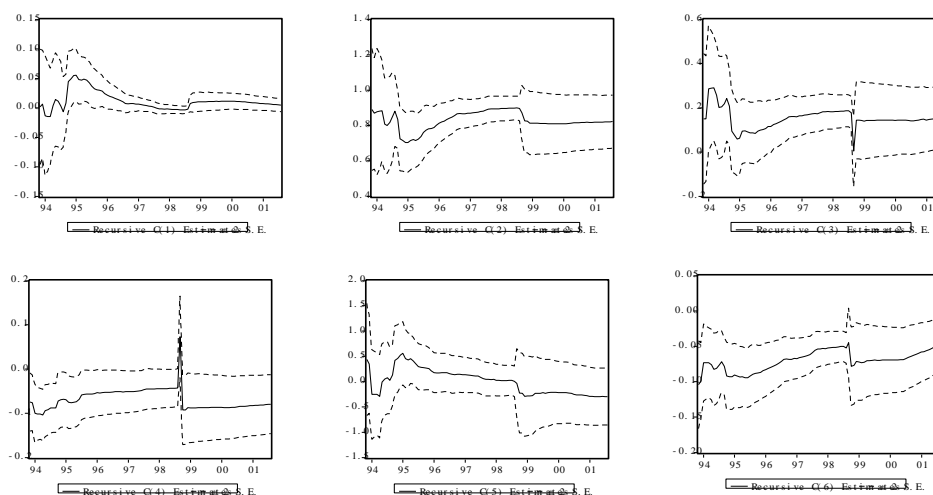
Такая спецификация, хотя и является достаточно упрощенной по сравнению с наилучшей структурной моделью (в том числе по количеству лагов объясняющих переменных), позволяет проследить изменения коэффициентов при объясняющих переменных, независимо от численных значений коэффициентов в обеих моделях. Логические переменные, отвечающие за период августовского кризиса 1998 г., исключены из спецификации для оценки влияния кризиса на характер зависимости между инфляционными процессами и их причинами. Отметим, однако, что знаки и абсолютные значения соответствующих коэффициентов в наилучшей нелинейной модели и упрощенной линейной модели достаточно близки.

Графики рекурсивных коэффициентов для объясняющих переменных (цены, денежная масса, обменный курс, выпуск, коинтеграционное соотношение) показаны на *рис. 14*.

Общим для всех коэффициентов является их высокая неустойчивость на начальном периоде наблюдений. Иными словами, примерно до середины 1995 г. наблюдаются сильные колебания математического ожидания коэффициентов при всех объясняющих переменных при широких доверительных интервалах. Данный результат может объяс-

няться как формальными техническими, так и качественными причинами. С одной стороны, неустойчивость оценок может быть вызвана особенностями вычисления рекурсивных оценок по МНК: на начальном отрезке временного ряда оценивание идет на малом числе наблюдений и статистическая значимость оценок крайне низка, велико влияние каждой новой точки. С другой стороны, на данном периоде (1993–1995 гг.) наблюдались преимущественно очень высокие темпы инфляции (более 10% в месяц), с широкой амплитудой колебаний темпов роста цен. Соответственно, взаимосвязи между переменными были неустойчивыми, характер процессов часто менялся.

Рисунок 14



Августовский кризис 1998 г., отразившийся в резком скачке темпов роста цен и повлекший серьезные изменения в экономических процессах в России, тем не менее, фактически не оказал влияние на взаимосвязи между темпами роста цен и объясняющими переменными. В частности, тест Чоу на критические точки не отрицает гипотезу о равенстве объясненных долей дисперсии зависимой переменной при разделении выборки в августе или сентябре 1999 г. на 1%-ном уровне значимости. До и после августа 1998 г. практически не изменились значения коэффициентов при свободном члене, авторегрессионной переменной и денежной массе. Такой результат свидетельствует, во-первых, о том, что сохранился единый тренд к снижению средних тем-

пов инфляции. Во-вторых, не изменилось соотношение между краткосрочными монетарными шоками и реакцией цен. В то же время статистическая значимость всех коэффициентов после кризиса снизилась, что объясняется включением в число наблюдений, на которых проводилась оценка, момента кризиса, не объясняемого экзогенными переменными.

В то же время коэффициенты при темпах роста курса доллара, индексе промышленного производства и коинтеграционном соотношении резко изменились в августе–сентябре 1998 г. Численные значения оценок коэффициентов при всех трех переменных понизились.

Полученные результаты могут быть проинтерпретированы, в первую очередь, на основе ожиданий экономических агентов. До кризиса, на протяжении длительного временного периода (с середины 1995 г. по август 1998 г.) курс доллара двигался в коридоре, и изменения курса определяли ожидания темпов роста цен. После кризиса, с переходом к режиму плавающего обменного курса рубля его динамика стала более волатильной, и движения курса стали играть меньшую роль при формировании ценовых ожиданий.

Снижение значимости объема выпуска (индекса промышленного производства) может объясняться изменением фундаментальных факторов роста реального сектора экономики России. Если до кризиса периоды расширения/сокращения производства в значительной степени объяснялись колебаниями денежного предложения и инфляционным налогом на производителей, то после кризиса причины роста находились преимущественно в области внешнеэкономической конъюнктуры и импортозамещения. В этих условиях непосредственное влияние объема выпуска на внутренние цены ослабло.

Оценка коэффициента при коинтеграционном соотношении между ценами и денежной массой резко снизилась после кризиса, но по мере удаления от него наблюдалась тенденция к возвращению на прежний уровень. Данный результат объясняется шоковым изменением цен в период кризиса и первые месяцы после него, вызванные немонетарными факторами. Однако со стабилизацией ситуации в денежной сфере и снижением инфляционных ожиданий экономических агентов долгосрочное соотношение между ценами и денежной массой снова стало играть важную роль в динамике инфляционных процессов.

Моделирование динамики инфляции на отдельных промежутках времени

Согласно проведенному выше анализу стабильности коэффициентов, оценки линейной модели нестабильны на интервале с 1992:02 по 2001:08. Для более полного изучения взаимосвязей между темпами роста цен и объясняющими переменными в рамках нелинейных зависимостей исследование на стабильность коэффициентов может быть проведено непосредственным оцениванием модели на отдельных подпериодах, на протяжении которых цены наиболее вероятно формировались по одному закону. Для выделения таких подпериодов необходимо определить моменты структурных сдвигов в экономике, обуславливающих изменение характера формирования цен в экономике.

Оценивание модели на трех выделенных подпериодах (02.1992–02.1995, 03.1995–09.1998, 10.1998–08.2001) требует пересмотра стохастических свойств исследуемых рядов, поскольку стационарная в долгосрочном периоде переменная может оказаться нестационарной для краткосрочного периода.

Результаты исследования стационарности показателей на отдельных подпериодах обобщены в *табл. 7*.

Таблица 7

Рассматриваемый период	Логарифм индекса цен	$\ln(M_2)$	Темпы прироста курса доллара	$\ln(y)$
	p	M_2	$dkurs$	y
1992:02–2001:08	стационарность в разностях относительно тренда	в разностях относительно тренда	в уровнях относительно тренда	стационарен в разностях относительно тренда
1992:02–1995:02	стационарность во вторых разностях	в разностях относительно тренда	стационарность относительно константы	стационарен относительно тренда
1995:03–1998:09	стационарность в уровнях относительно тренда	в разностях относительно тренда (либо в уровнях относительно константы)	стационарность в уровнях	в разностях
1998:10–2001:08	стационарность в уровнях относительно тренда	стационарность в разностях	стационарен в уровнях	стационарность в уровнях (либо в разностях) относительно тренда

Итак, можно заметить, что все ряды, за исключением M_2 , на коротких временных интервалах имеют тенденцию к стационарности, в некоторых случаях – относительно трендовой составляющей.

Оценку модели на различных подпериодах будем проводить по такой же схеме, как и при оценивании на всем периоде с 02.1992 по 08.2001.

1) Оценивание модели на подпериоде с 02.1992 по 02.1995.

Построение парных моделей VAR (VEC) для логарифма цен и каждой из объясняющих переменных позволило сделать следующие выводы. Глубина влияния денежной массы, так же как и переменной выпуска, составляет 4 месяца. Показатель курса доллара оказывает влияние на индекс цен с запаздыванием до 3 месяцев. В то же время наилучшие значения информационных критериев и функции максимального правдоподобия дает модель VAR, построенная для двух лагов. Необходимо учитывать, что низкие порядки лагов в моделях на отдельных подпериодах (по сравнению с результатами, полученными на всем периоде) могут также быть следствием малого числа наблюдений на каждом из подпериодов (30–35 точек), что фактически не позволяет статистически значимо оценить глубину влияния переменных более 2–3 месяцев.

Оценка линейной модели с поправкой на гетероскедастичность остатков. Для первого интервала (1992:02 по 1995:02) при моделировании вторых разностей цен доля объясненной дисперсии остается крайне низкой, нормированный R^2 не превышает 0.20 (см. табл. 8, в спецификации уравнения оставлены только переменные со статистически значимыми оценками коэффициентов).

Таблица 8

	Коэффициент при объясняющей переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Уровень значимости коэффициента
C	-0.031948	0.006333	0.0000
$\Delta^2(\ln P_{t-1})$	-0.283504	0.136857	0.0383
$\Delta(\ln M2_{t-1})$	0.231711	0.053372	0.0000
η_t	-0.082002	0.023944	0.0006
Кointеграционное соотношение			
$\ln P_{t-1}$	1.000000		
$\ln M2_{t-1}$	-1.186995	0.024997	0.0000
C	8.509431	0.242818	0.0000
Уравнения дисперсии ARCH(1)			
C	0.000271	6.87E-05	0.0001
ARCH(1)	0.745723	0.313051	0.0172

$R^2 = 0.267$, нормированный $R^2 = 0.131$.

Необходимо отметить, что на данном временном интервале, в отличие от всего периода наблюдений, статистически значимыми являются только монетарные переменные – первая разность логарифма денежной массы, отражающая краткосрочные шоки денежного предложения, и коинтеграционное соотношение, выражающее долгосрочное соотношение между ценами и денежной массой. Такой результат полностью совпадает с общими представлениями о механизме инфляционных процессов в условиях высокой инфляции. Роль немонетарных факторов становится крайне незначительной, тогда как цены моментально реагируют на изменения в денежном предложении.

Важным результатом является отрицательный знак у коэффициента при авторегрессионной переменной, что свидетельствует о слабой инерционности темпов роста цен. Очевидно, что в условиях высоких средних темпов инфляции месячные колебания темпов роста цен также были большими, и абсолютные значения инфляции резко менялись от месяца к месяцу. В этих условиях роль ожиданий экономических агентов в формировании текущих темпов инфляции была крайне мала (обычно в условиях высокой инфляции ценовые ожидания устойчиво отстают от фактических значений), движение цен определялось исключительно денежными шоками.

Оценка модели коррекции ошибок (VEC). Поскольку по результатам оценки структурной модели лишь две переменные – логарифмы цен и денежной массы – оказались взаимосвязанными на данном временном интервале, мы будем рассматривать модель векторной авторегрессии с коррекцией ошибок, включающую только две эндогенные переменные, цены и денежную массу. Тестирование гипотезы Йохансена позволяет отвергнуть нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции и не отвергнуть гипотезу о константе в коинтеграционном отношении. Оценка модели VEC приводит к следующим результатам:

$$\eta = \Delta \ln P - 0.05 * \ln M2 + 0.343$$

t-стат (-3.95)

$$\Delta^2 \ln P_t = -1.469 - 0.692 * \eta_{t-1} + 0.361 * \ln Y_t + 0.302 \Delta^2 p_{t-1} - 0.032 \Delta m_{t-1} + \varepsilon_t$$

t-стат (-3.117) (-3.575) (-3.064) (-1.865) (-0.293)

$$\Delta \ln M_t = -2.54 - 0.889 * \eta_{t-1} + 0.651 * \ln Y_t - 0.34 \Delta^2 p_{t-1} + 0.082 \Delta m_{t-1} + v_t$$

t-стат (-3.053) (-2.602) (-3.127) (-1.189) (-0.428)

Функции импульсного отклика показателя инфляции на шоки в инновациях первых разностей логарифмов цен и денежной массы M_2 показаны на *рис. 15 и 16*. Коэффициент корреляции инноваций относительно мал (-0.305).

Рисунок 15

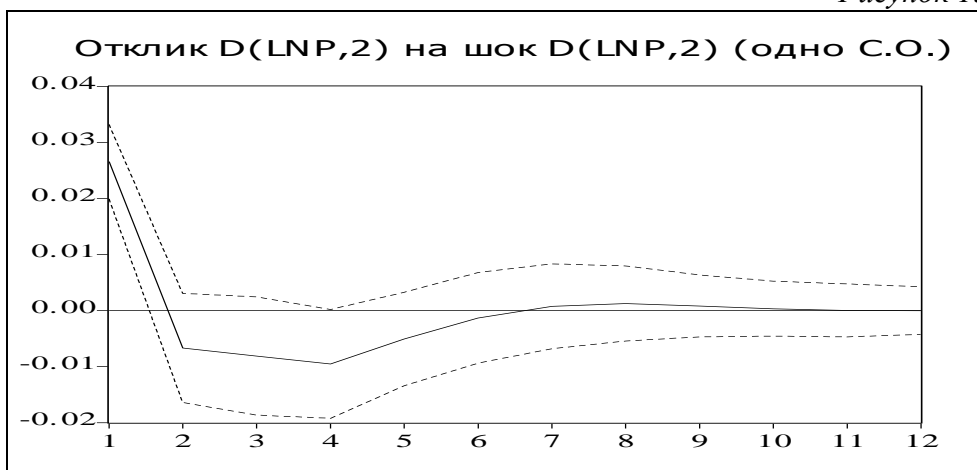
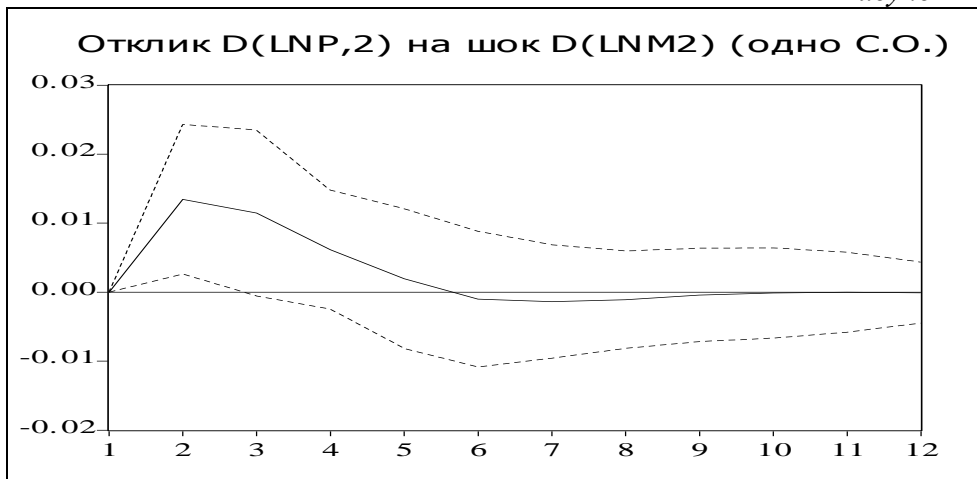


Рисунок 16



Как видно из представленных графиков, отклик темпов роста цен на ценовой шок заканчивался практически в первом периоде, уходя в отрицательную область (от 2 до 4 месяцев), что согласуется с нашим

выводом о высокой волатильности цен на данном подпериоде. Отклик цен на шок денежного предложения начинался с лагом 2 месяца и сохранялся статистически значимым на протяжении последующих одного-двух месяцев.

2) Оценивание модели на подпериоде с 03.1995 по 07.1998.

Число лагов влияния переменных денежной массы, темпов роста курса доллара и выпуска было выбрано равным одному, поскольку увеличение числа лагов в моделях парной регрессии между логарифмом цен и объясняющими переменными приводило к ухудшению критерия Шварца и уменьшению значения функции максимального правдоподобия (в том числе из-за сокращения числа степеней свободы). Наблюдения за август и сентябрь 1998 г. (финансовый кризис) были исключены из рассмотрения, так как представляют собой очевидные «выбросы».

Оценивание линейной модели. После приведения переменных, входящих в модель, к стационарному виду оценка модели дает следующие результаты (см. табл. 9). Тесты на автокорреляцию и гетероскедастичность в остатках отвергают соответствующие гипотезы на 5%-ном уровне значимости.

Таблица 9

	Коэффициент при объясняющей переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Уровень значимости коэффициента
C	-0.005254	0.001120	0.0000
$(E_{t-1} - E_{t-2})/E_{t-2}$	0.129142	0.056936	0.0294
η_t	-1.109503	0.079882	0.0000
Кointеграционное соотношение			
$\ln P_{t-1}$	1.000000		
$\ln M2_{t-1}$	0.004562	0.00375	
C	-0.059192	0.04792	

$R^2 = 0.854$, нормированный $R^2 = 0.846$.

Основным результатом оценивания модели спроса на деньги на данном периоде является наличие ограниченного числа значимых переменных, а также хорошие статистические качества остатков.

Фактически на данном периоде динамика цен определялась лишь двумя переменными – движением курса рубля к доллару США и отклонениями от долгосрочного соотношения между ценами и денежной массой. Напомним, что на протяжении практически всего периода Банк России осуществлял политику «валютного коридора», контроли-

руля динамику номинального курса рубля. Обменный курс рубля играл роль «номинального якоря», определяя инфляционные ожидания экономических агентов. Таким образом, изменения цен соответствовали изменениям курса. Примечательно, что на данном временном интервале отрицается гипотеза об инерционности цен (оценки коэффициента при авторегрессионном члене статистически незначимы). Иными словами, ценовые ожидания хотя и являлись скорее адаптивными, но определялись не предыдущей историей темпов роста цен, а темпами изменения курса рубля к доллару США, контролируемые Центральным банком РФ.

Роль монетарных факторов в этот период была ограничена. В частности, в долгосрочном соотношении оценки коэффициентов при переменных цен и денежной массы имеют разные знаки, что отражает процесс роста реальной денежной массы в тот период. Монетарная составляющая в росте цен была статистически значимой только при достаточно больших диспропорциях между предложением денег и ценами относительно долгосрочного соотношения.

Оценка модели коррекции ошибок (VEC). Построение модели векторной авторегрессии проводилось при одном лаге влияния. Для второго интервала тест Йохансена на наличие коинтеграции между инфляцией и денежной массой отвергает предположение об отсутствии коинтеграции, причем коинтеграционное отношение включает в себя трендовую составляющую. Оценки модели VEC следующие:

$$\eta_t = \Delta \ln P_t + 0.091 * \ln M_{t-1} - 0.001582 * t - 1.129$$

t-стат (-4.94) (-3.318)

$$\Delta^2 \ln P_t = 0.000284 - 0.486 * \eta_{t-1} + 0.094 \Delta \ln P_{t-1} - 0.026 \Delta \ln M_{t-1} + \varepsilon_t$$

t-стат (-0.178) (-2.872) (-0.487) (-0.707)

$$\Delta \ln M_t = 0.021 + 1.799 * \eta_{t-1} - 3.229 \Delta^2 \ln P_{t-1} - 0.076 \Delta \ln M_{t-1} + v_t$$

t-стат (-3.355) (-2.695) (-4.25) (-0.464)

Необходимо заметить, что темп роста курса доллара и индекс интенсивности промышленного производства не оказывают существенного влияния на динамику цен во втором подпериоде, их удаление из модели повышает статистические качества модели. Согласно виду функции импульсного отклика (рис. 17 и 18, корреляция между инновациями эндогенно заданных переменных -0.584) ценовой шок убы-

ваит медленнее, чем это наблюдалось на первом подпериоде (до 3 месяцев).

Рисунок 17

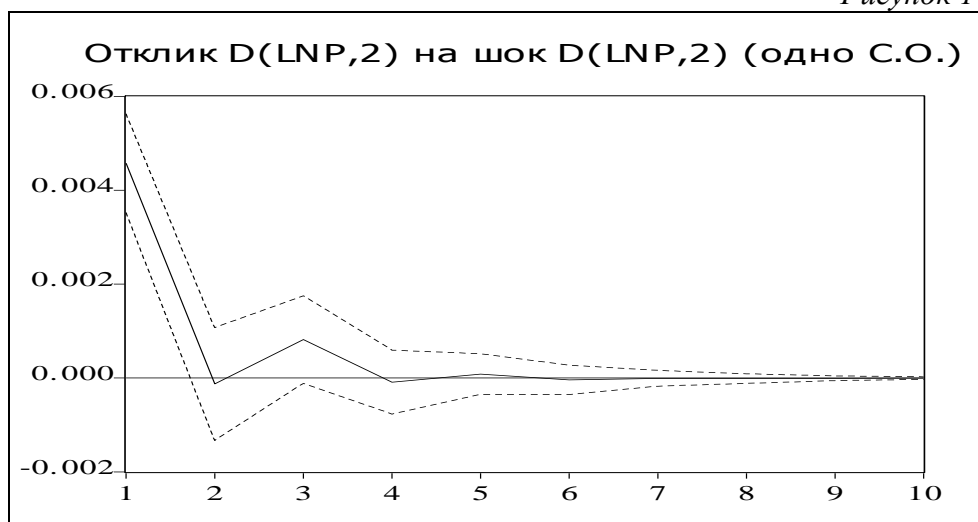
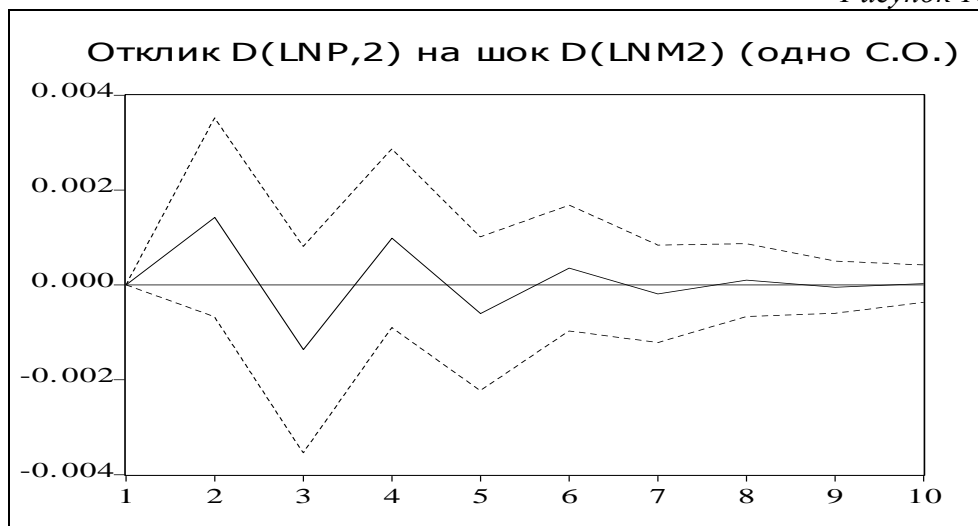


Рисунок 18



Модель VEC указывает на отрицательную взаимосвязь между расширением денежной массы и темпами изменения цен в рассматриваемом периоде. Реакция цен на шок денежного предложения остается стати-

стически незначимой на протяжении всего периода отклика. Мы объясняем данный результат процессами роста спроса на деньги и повышения монетизации экономики во второй половине 1996–1997 гг., когда снижение темпов инфляции происходило на фоне относительно быстрых темпов роста денежных агрегатов. Разделение в модели векторной авторегрессии с коррекцией ошибок краткосрочных и долгосрочных взаимодействий между темпами роста цен и денежного предложения, в отличие от нелинейной структурной модели, позволило выявить данную тенденцию.

3) Оценка модели на подпериоде с 10.1998 по 08.2001.

В результате построения парных VAR было выявлено одномесячное влияние переменных m_2 и y . Переменная курса доллара влияет на цены с запаздыванием до двух месяцев.

Оценивание линейной модели. Поскольку гипотеза о стационарности ряда логарифмов цен не отвергается на уровне значимости 0,05, ряд будем считать стационарным относительно тренда (TS). Таким образом, оценка модели проводится на детрендрованном ряде логарифма цен (с включением авторегрессионной составляющей). На уровне значимости 0,05 модель обладает некоррелированными и гомоскедастичными остатками, результаты оценивания такой модели приведены в табл. 10.

Таблица 10

	Коэффициент при объясняющей переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Уровень значимости коэффициента
C	0.972626	0.088240	0.0000
$(\ln P_{t-1})^{detr}$	0.672659	0.040726	0.0000
$(E_{t-3}-E_{t-4})/E_{t-4}$	-0.102412	0.033944	0.0054
$\ln Y_{t-2}$	-0.251618	0.022835	0.0000

$R^2 = 0.959$, нормированный $R^2 = 0.955$.

$(\ln P_t)^{detr} = \ln P_t - (6.858102 + 0.019111t)$.

t -ст 411.644 22.682.

Оценки модели показывают, что на третьем подпериоде в динамике цен преобладала инерционность, т.е. ожидания экономических агентов были скорее адаптивными. Примечательно, что и на данном временном интервале лучшая спецификация уравнения не включает пере-

менную денежной массы. Однако, на наш взгляд, влияние предложения денег в 1999–2001 гг. реализуется через переменную изменения обменного курса рубля. Поскольку основным инструментом денежно-кредитной политики Банка России в этот период являлись операции на валютном рынке, изменение курса рубля отражает в значительной степени эмиссионную активность ЦБ РФ. Отрицательный знак оценки коэффициента при переменной темпов изменения курса рубля показывает, что при активных рублевых интервенциях, осуществлявшихся преимущественно в ситуации превышении предложения валюты на рынке над спросом, когда курс рубля испытывал номинальное удорожание, с лагом около трех месяцев отклонения цен от тренда приобретали положительные значения, т.е. происходило ускорение инфляции. Иными словами, лаг между денежными шоками и ускорением темпов роста цен в 1999–2001 гг. составлял около 3 месяцев.

Отрицательный знак при переменной объема выпуска с лагом 2 месяца отражает снижение темпов роста цен при росте спроса на реальные кассовые остатки по мере расширения объема выпуска в экономике. Лаг в 2 месяца равен времени, за которое рост спроса на деньги распространялся в экономике и начинал оказывать влияние на уровень цен.

Оценка модели векторной авторегрессии (VAR). Модель векторной авторегрессии была оценена на 2 лагах. Остатки модели некоррелированы (коэффициент корреляции 0.075).

$$\ln P_t = 0.350 + 1.203p_{t-1} - 0.342p_{t-2} + 0.0788\Delta m_{t-1} + 0.0146\Delta m_{t-2} - 0.106y_{t-1} + 0.0144y_{t-2} + \varepsilon_t$$

t-стат (1.688) (5.635) (-2.469) (1.876) (0.367) (-0.375)
(0.053)

$$\Delta \ln M_t = 1.294 - 1.357p_{t-1} - 0.966p_{t-2} - 0.447\Delta m_{t-1} - 0.1026\Delta m_{t-2} + 0.705y_{t-1} - 1.02666y_{t-2} + v_t$$

t-стат (1.314) (-1.339) (1.469) (-2.242) (-0.542) (0.525)
(-0.789)

$$\ln P_t = 0.349 - 0.305p_{t-1} + 0.203p_{t-2} + 0.0016\Delta m_{t-1} + 0.007\Delta m_{t-2} + 1.602 y_{t-1} - 0.692y_{t-2} + \varepsilon_t$$

t-стат (3.067) (-2.612) (2.676) (0.069) (0.321) (10.342)
(-4.605)

Функции импульсного отклика, графики которых приведены на *рис. 19–21*, преимущественно подтверждают результаты, полученные при оценке линейного уравнения. Так, отклик цен (отклонения цен от линейного тренда) на первоначальный шок в ценах остается положительным на всем периоде, т.е. подтверждается вывод о высокой инерционности темпов роста цен в рассматриваемый период.

Импульсный отклик на шок в денежной массе M_2 остается положительным на протяжении первых 3–4 месяцев, после чего стремится к нулю, что подтверждает вывод о существовании короткого (около 3 месяцев) лага между шоками денежного предложения и реакцией цен в 1999–2001 гг.

Отклик цен на положительный шок в объеме выпуска остается отрицательным на всем периоде. Иными словами, в 1999–2001 гг. во взаимосвязи между объемом выпуска и ценами практически отсутствует компонента, описываемая кривой Филлипса в краткосрочном периоде. Данный результат отражает рост транзакционного мотива спроса на деньги и уровня монетизации экономики по мере роста реального объема выпуска на протяжении всего подпериода.

В целом необходимо отметить, что на рассматриваемом интервале времени переход от линейного уравнения спроса на деньги к системе одновременных уравнений не позволяет получить дополнительную информацию о зависимостях между переменными.

Рисунок 19

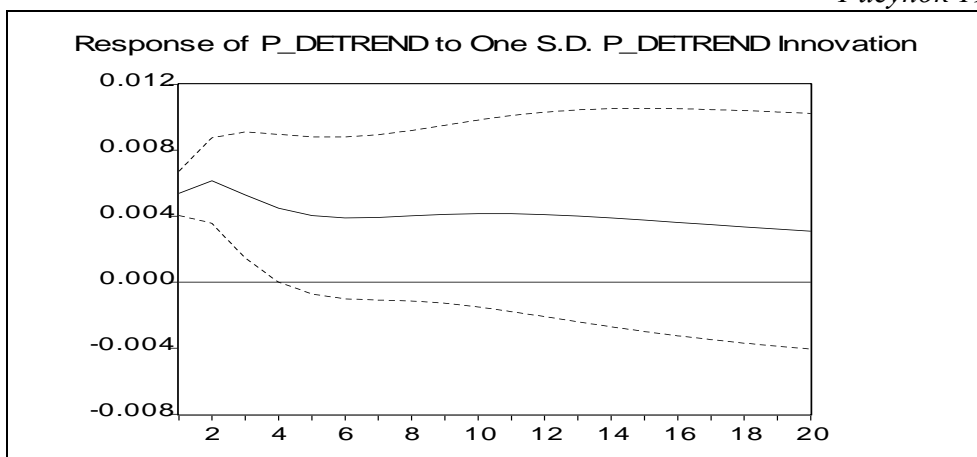


Рисунок 20

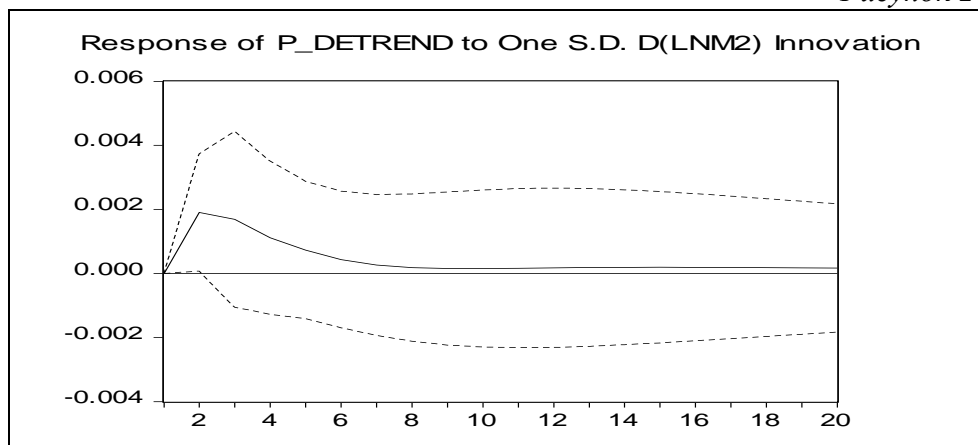
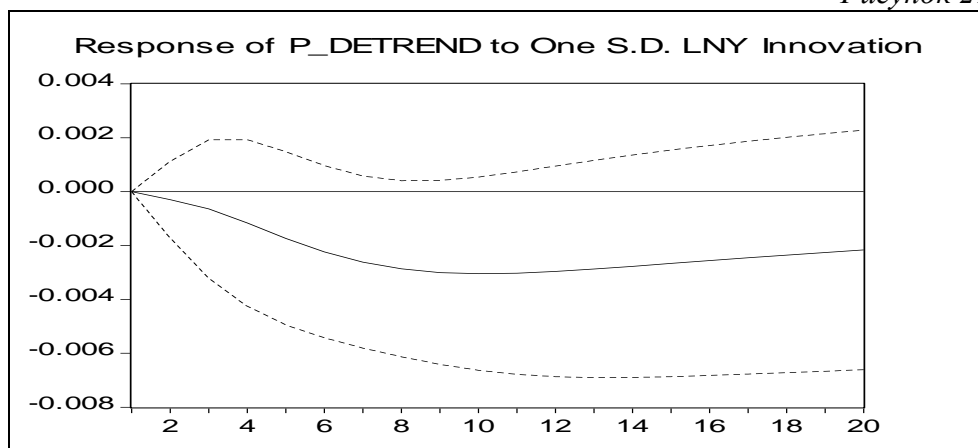


Рисунок 21



Исследование нелинейности в поведении спроса на деньги

Проверка гипотезы о стохастическом характере зависимости между ценами и денежной массой

В общем виде динамические системы могут быть представлены в пространстве состояний, известном как state space form (SS-модели). Представление модели в таком виде позволяет, во-первых, оценивать ненаблюдаемые переменные в модели наряду с наблюдаемыми. Во-

вторых, SS-модели могут оцениваться с помощью более мощного рекурсивного алгоритма, фильтра Калмана. Фильтр Калмана используется как для оценивания функции правдоподобия, так и для прогнозирования и сглаживания ненаблюдаемых переменных состояния (фазовых переменных).

Представление динамики временного ряда в форме SS-модели в общем виде записывается как:

$$y_t = A'x_t + H(z_t)' \xi_t + w_t, \\ \xi_{t+1} = F\xi_t + v_{t+1},$$

где A' , H' и F – матрицы размерности $n \times k$, $n \times r$ и $r \times r$ соответственно, x – это столбец $k \times 1$ известных (экзогенных) переменных, а ξ – вектор ненаблюдаемых переменных состояния (фазовых переменных). Первое уравнение известно как уравнение наблюдения, второе носит название уравнения состояния, или уравнение перехода. Предполагается также, что векторы возмущений w_t и v_t представляют собой независимые белые шумы со следующими параметрами:

$$\text{var}(w_t) = R, \quad \text{var}(v_t) = Q, \quad E(w_s, v_t) = 0 \text{ для всех } s \text{ и } t.$$

Для применения рекурсивной процедуры оценивания неизвестных параметров A , H , F , R и Q необходимо задаться начальными значениями, которые будут корректироваться и пересчитываться на каждом шаге с помощью процедуры фильтра Калмана, заключающейся в последовательном пересчете для $t = 1, \dots, n$ прогнозов вектора состояний с помощью линейного метода наименьших квадратов для имеющегося на момент t вектора состояний.

Для проверки гипотезы о стохастическом характере взаимосвязи между монетарными факторами и темпами роста логарифма цен мы оценили с помощью фильтра Калмана модель, имеющую следующую спецификацию:

$$\Delta p_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta p_{t-1} + \alpha_3 \Delta m_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \alpha_4 D_i + \alpha_5 \eta_t + \varepsilon_t \\ \eta_t = p_{t-1} + a_1 m_{t-1} + a_2.$$

В случае стохастического характера зависимости между переменными цен и денежной массы коэффициенты a_3 и a_5 могут быть выражены в виде некоторого случайного процесса. Мы рассмотрели две возможные спецификации функции коэффициентов:

$$a_t^i = a_{t-1}^i + v_t \tag{3}$$

$$a_t^i = \rho + \kappa_i a_{t-1}^i + v_t. \tag{4}$$

Первая спецификация предполагает, что коэффициент следует процессу случайного блуждания. Во втором случае случайный процесс, описывающий поведение коэффициента, имеет постоянную составляющую и авторегрессионный член первого порядка. Оценки статистической значимости (t -статистика) дисперсий коэффициентов a_3 и a_5 приведены в *табл. 11*.

Таблица 11

a_3	a_5				Не стохастический
	Функция (28)		Функция (29)		
Функция (28)	0.951	2.65E-18	5.70E-11	2.30E-05	1.823
Функция (29)	0.000	4.64E-06	4.36E-46	2.59E-05	2.17E-18
Не стохастический	2.33E-05		0.000		–

Результаты оценок SS-моделей во всех случаях отвергают гипотезу о стохастическом характере коэффициентов при переменных, отвечающих за влияние монетарных факторов на темпы роста цен. Это свидетельствует, во-первых, о стабильности взаимосвязи между деньгами и ценами в экономике России на протяжении всего периода с 1992 по 2001 гг. как при краткосрочных шоках, так и в долгосрочном соотношении. Во-вторых, не объясненная приростами логарифма денежной массы M_2 и отклонениями текущих цен от долгосрочного соотношения между ценами и денежной массой доля приростов логарифма цен полностью приходится на немонетарные факторы. В-третьих, точечные оценки коэффициентов при монетарных переменных могут быть интерпретированы как надежные показатели эластичности изменения цен по денежной массе в краткосрочном и долгосрочном периоде.

Проверка гипотезы о различной реакции (переключении режимов) спроса на деньги на рост и снижение инфляции

Моделирование спроса на деньги в предположении существования переключения динамики спроса между режимами, как правило, проводится в рамках пороговой авторегрессионной (TAR) модели, предложенной и доработанной *Tong (1978, 1990)* и *Tong u Lim (1980)*. Данный тип моделей предполагает, что существует наблюдаемая переменная q_t , значение которой по отношению к пороговой величине c определяет действие одного из режимов в данный момент времени. Для случая, когда пороговой переменной является лаговое значение исследуемого

временного ряда, модель носит название самовозбуждаемой пороговой (SETAR) модели. Формально модель SETAR для авторегрессии первого порядка выглядит следующим образом:

$$y_t = \begin{cases} \varphi_{0.1} + \varphi_{0.2}y_{t-1} + \varepsilon_{0t}, & y_{t-1} \leq c, \\ \varphi_{1.1} + \varphi_{1.2}y_{t-1} + \varepsilon_{1t}, & y_{t-1} > c. \end{cases} \quad (5)$$

В более сжатом виде модель можно переписать как:

$$y_{t-1} = (\varphi_{0.1} + \varphi_{0.2}y_{t-1} + \varepsilon_{0t})I(y_{t-1} \leq c) + (\varphi_{1.1} + \varphi_{1.2}y_{t-1} + \varepsilon_{1t})I(y_{t-1} > c),$$

где $I(A) = 1$, если событие A имеет место и $I(A) = 0$ в другом случае.

В случае, если в динамике спроса на деньги действительно имеет место переключение с одного режима на другой, то с учетом несложных преобразований уравнение модели (1) можно будет записать в следующем виде:

$$d(\text{Ln}P_t) = c_0 + c_1 d(\text{Ln}P_{t-1}) + c_2(d(\text{Ln}M_{2t})) + c_3(d(\text{Ln}M_{2t-1})) + c_4(d(\text{Ln}P_{t-1}))I_t + c_5(d(\text{Ln}M_{2t}))I_t + c_6(d(\text{Ln}M_{2t-1}))I_t + c_7\eta_{t-1} + c_8d_{898} + c_9d_{998}.$$

где I_t – условная переменная, определяемая следующим образом:

$$I_t = 1, \text{ если } d(\text{Ln}P_{t-1}) > c \text{ и } I_t = 0, \text{ если } d(\text{Ln}P_{t-1}) \leq c.$$

В качестве не подверженной влиянию режимов переменной взято коинтеграционное отношение η_{t-1} , полученное при моделировании векторной авторегрессии, а значит, динамика режимов будет интерпретироваться как переключение параметров системы относительно стационарного положения. В модель также добавлены логические переменные, отвечающие за кризис в августе 1998 г. – d_{898} и d_{998} .

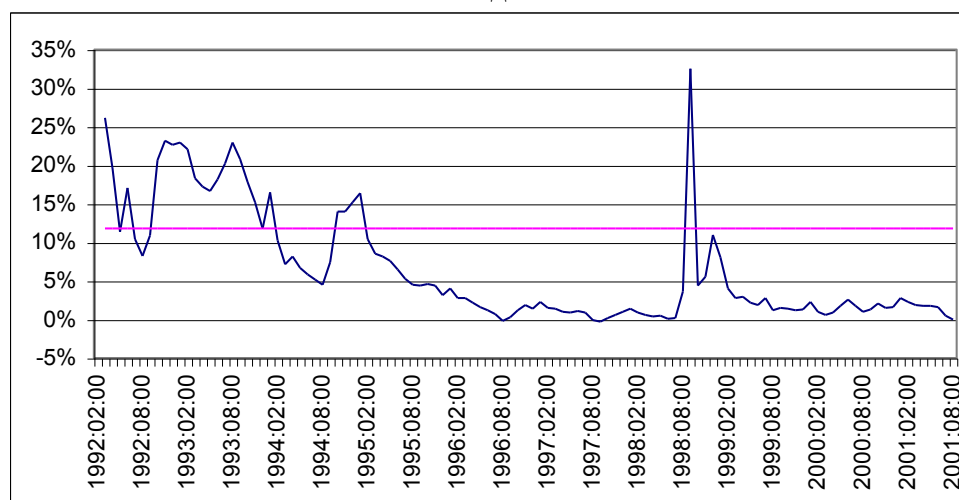
Оценка SETAR-модели. Оценивание модели SETAR для определения порогового значения может быть получено с помощью метода наименьших квадратов. Для нахождения оценки порогового значения c необходимо определить модель с минимальной дисперсией остатков $s^2(c)$. Данный метод может быть осуществлен с помощью прямого перебора значений c . Необходимо заметить, что множество C пороговых значений, из которых определяется оптимальное значение c , состоит из конечного числа порядковых статистик $y_{(i)}$, поскольку модель, а значит, и величина оцененной дисперсии не будет меняться для различных пороговых значений, лежащих между порядковыми статистиками. При этом пороговое значение принято выбирать таким, чтобы доля наблюдений для каждого режима не была меньше некоторого заданно-

го значения, в качестве которого, как правило, выбирается значение 0,15.

В ходе исследования значение пороговой переменной, минимизирующее выборочную дисперсию, было выбрано равным 0,118, причем значение стандартной ошибки при данном пороговом значении равно 0,0227. Таким образом, все значения первых разностей ряда цен, которые превышают пороговую величину, относятся к состоянию низкого спроса на деньги (высокому росту цен), а остальные значения характеризуют высокий спрос на деньги (низкий темп роста цен).

Рисунок 22

Динамика индекса потребительских цен и пороговые значения модели SETAR



Оценивание модели SETAR при пороговом значении 0,118 с поправкой на условную гетероскедастичность остатков дает следующие результаты (см. табл. 12, нормированный $R^2 = 0.901$).

Таблица 12

	Коэффициент при объясняющей переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Уровень значимости коэффициента
C	9.26E-05	0.001140	0.9353
$\Delta(\ln P_{t-1})$	0.556356	0.024716	0.0000
$\Delta(\ln P_{t-1})I_t$	0.092197	0.023603	0.0001
$\Delta(\ln M2_{t-1})$	0.097629	0.019197	0.0000
$\Delta(\ln M2_{t-1})I_t$	0.241168	0.030267	0.0000

d ₈₉₈	0.015506	0.004707	0.0010
d ₉₉₈	0.356748	0.007780	0.0000
η _t	-0.004325	0.000673	0.0000

Таблица 12 продолжение

	Коэффициент при объясняющей переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Уровень значимости коэффициента
Коинтеграционное соотношение			
lnP _{t-1}	1.000000		
lnM2 _{t-1}	0.076285	0.028751	
C	-8.772493	0.379885	
Уравнения дисперсии ARCH(1)			
C	1.99E-05	1.30E-05	0.1261
ARCH(1)	1.630118	0.363297	0.0000

Тестирование на линейность против нелинейности в виде SETAR-модели. Тестирование на линейность модели против гипотезы о том, что динамика определяется одним из режимов, т.е. модель специфицируется в виде SETAR с зафиксированным значением пороговой переменной c , проводится с помощью статистики $F(\hat{c})$, распределенной асимптотически как χ^2 :

$$F(\hat{c}) = n \left(\frac{\tilde{\sigma}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{\sigma}^2} \right).$$

где $\tilde{\sigma}^2$ – оценка линейной модели, $\hat{\sigma}^2$ – оценка модели SETAR.

В нашем случае: $\tilde{\sigma}^2 = 0,000357$, $\hat{\sigma}^2 = 0,000516$, число наблюдений – 113, $F(\hat{c}) = -34,7465$, $\chi^2_{0,05}(\hat{c}) = 15,50731$ (при числе степеней свободы 8).

Поскольку критическое значение для уровня значимости 0.05 меньше по абсолютному значению, чем рассчитанная статистика, гипотеза о линейности отвергается, а значит, есть основания утверждать, что динамика спроса на деньги зависит от того, в каком из двух состояний находится система.

Оценка STAR-модели. Моделирование динамики временного ряда с помощью модели SETAR предполагает, что переключение между режимами дискретно. Однако можно расширить модель, предположив, что переключение между режимами происходит не мгновенно. Для этого применяют авторегрессионную модель со сглаженным переходом (Smooth Transition AR, или STAR model), в которой в качестве функции переключения $I(\cdot)$ используют непрерывную функцию G:

$$G_t = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma(p_{t-1} - c)]}$$

Динамика исследуемого временного ряда y_t записывается аналогично виду уравнения (5) для модели SETAR:

$$y_t = (\varphi_{0.1} + \varphi_{0.1}y_{t-1})(1 - G(y_{t-1}, \gamma, c)) + (\varphi_{0.1} + \varphi_{0.1}y_{t-1})G(y_{t-1}, \gamma, c) + \varepsilon_t$$

Критические значения для переменных, определяющих переход между двумя состояниями, выбираются по критерию наименьшей выборочной дисперсии. В применении к моделированию динамики цен модель со сглаженным переходом будем рассматривать модель авторегрессии первого порядка, в которой пороговой переменной является лаг изменения логарифма цен в следующей спецификации:

$$d(\ln P_t) = a_0 + a_1 d(\ln p_{t-1})G(d(\ln P_{t-1}), \gamma, c) + a_2 d(\ln M2_t)G(d(p_{t-1}), \gamma, c) + a_3 d(\ln M2_{t-1})G(d(p_{t-1}), \gamma, c) + b_1 d(\ln P_{t-1})(1 - G(d(p_{t-1}), \gamma, c)) + b_2 d(\ln M2_t)(1 - G(d(p_{t-1}), \gamma, c)) + b_3 d(\ln M2_{t-1})(1 - G(d(p_{t-1}), \gamma, c)) + a_4 p_{t-1} + a_5 d_{898} + a_6 d_{998}$$

Тестирование на линейность против нелинейности в виде STAR-модели. Как было показано *Luukkonen, Saikkonen u Terasvirta (1998)*, тестирование на линейность при альтернативе модели в виде STAR эквивалентно проведению теста на незначимость коэффициентов в модели:

$$y_t = \beta'_{0x_t} + \beta'_{1x_t}q_t + \zeta_t \tag{6}$$

Тестирование на линейность спроса на деньги при альтернативе нелинейности в виде STAR будем проводить для следующей спецификации уравнения (6):

$$d(\ln P_t) = a_0 + a_1 d(\ln P_{t-1}) + a_2 d(\ln M2_t) + a_3 d(\ln M2_{t-1}) + b_1 d(\ln P_{t-1}) \cdot d(\ln P_{t-1}) + b_2 d(\ln M2_t) \cdot d(\ln P_{t-1}) + b_3 d(\ln M2_{t-1}) \cdot d(\ln P_{t-1})$$

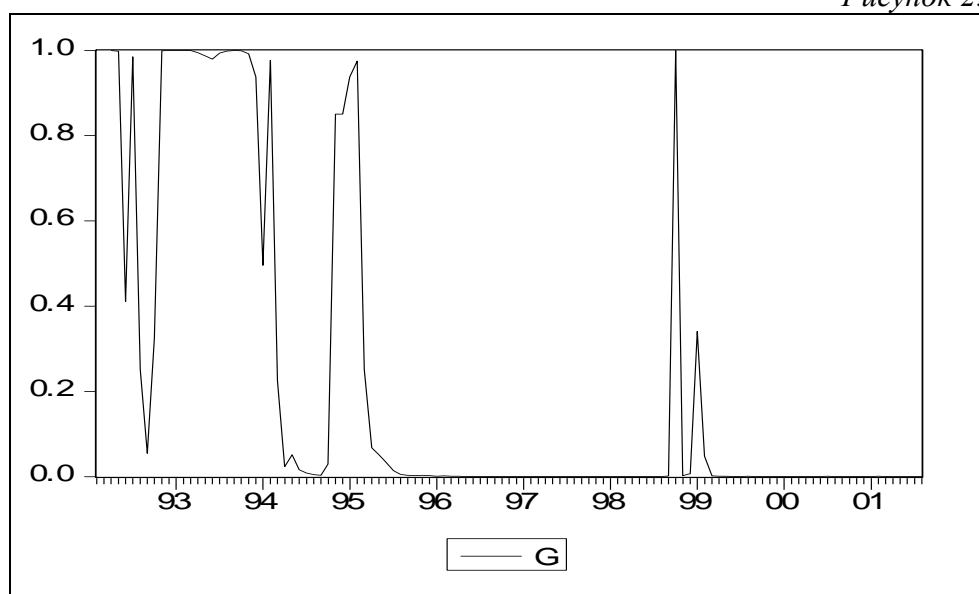
Проверка тестом Вальда гипотезы о равенстве нулю коэффициентов в уравнении с поправкой на условную гетероскедастичность дала следующие результаты:

Wald Test:			
Нулевая гипотеза:	B ₁ =0, B ₂ =0, B ₃ =0		
F-statistic	142.3571	Probability	0.000000
Chi-square	427.0714	Probability	0.000000

Таким образом, мы не можем отвергнуть гипотезу об адекватности STAR = модели для временного ряда изменения логарифма цен в РФ. При пороговом значении $c=0,118$, определенном для модели SETAR,

наилучшее значение параметра $\gamma = 80$. Функция перехода между режимами $G(d(\ln P_{t-1}), 80, 0,118)$ имеет следующий график (рис. 23).

Рисунок 23



Функция перехода принимает значения между 0 и 1, где нулевые значения соответствуют периоду высокого спроса на деньги (низкого темпа роста цен), а значения, равные единице – периоду низкого спроса, или высокого темпа роста цен. Таким образом, периоды с апреля 1995 г. по август 1998 г., а также период с февраля 1999 г. по настоящее время характеризуются стабильно высоким спросом на деньги. С начала 1992 г. по март 1995 г. динамика спроса на деньги была нестабильна, причем по большей части экономика характеризовалась низким спросом на деньги, и лишь в период с апреля по октябрь 1994 г. спрос на деньги был достаточно высок. Оценки STAR-модели приведены в табл. 13 (нормированный $R^2 = 0.821$).

Таблица 13

	Коэффициент при объясняющей переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Уровень значимости коэффициента
C	-0.002056	0.000994	0.0386
$\Delta(\ln P_{t-1})G_t$	0.642483	0.038746	0.0000
$\Delta(\ln P_{t-1})(1-G_t)$	0.463921	0.060265	0.0000
$\Delta(\ln M2_{t-1})G_t$	0.086996	0.043747	0.0467

$\Delta(\ln M2_{t-1})(1-G_t)$	0.069653	0.022277	0.0018
$\Delta(\ln M2_{t-1})G_t$	0.227622	0.024834	0.0000
$\Delta(\ln M2_{t-1})(1-G_t)$	0.134135	0.020649	0.0000

Таблица 13 продолжение

	Коэффициент при объясняющей переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Уровень значимости коэффициента
d_{898}	0.025039	0.003908	0.0000
d_{998}	0.350930	0.006988	0.0000
η_t	-0.004666	0.000731	0.0000
Коинтеграционное соотношение			
$\ln P_{t-1}$	1.000000		
$\ln M2_{t-1}$	0.076285	0.028751	
C	-8.772493	0.379885	
Уравнения дисперсии ARCH(1)			
C	1.99E-05	9.39E-06	0.0337
ARCH(1)	1.952792	0.365231	0.0000

Оценка равновесия спроса и предложения на денежном рынке

Как известно, равновесие на любом рынке устанавливается в точке пересечения кривых спроса и предложения. Поэтому естественно предположить, что цены должны определяться не только факторами, определяющими спрос, но и кривой денежного предложения. С учетом данного положения оценка системы уравнений, включающей отдельные уравнения для динамики предложения денег и спроса на деньги, является предпочтительнее, так как оценивание функции спроса на деньги без моделирования предложения денег приводит к смещенным оценкам коэффициентов регрессионного уравнения. Однако необходимо помнить, что оценивание системы уравнений при наличии ошибочной спецификации одного из уравнений может привести к плохим (смещенным и неэффективным) оценкам всех коэффициентов в системе. Таким образом, оценивание системы уравнений хотя и обладает существенными преимуществами перед оцениванием одного уравнения, но может привести к худшим результатам в случае неправильной спецификации модели.

Для того чтобы учесть влияние динамики денег, уравнение спроса на деньги необходимо дополнить уравнением для предложения денег в экономике и условием равновесия:

$$M^s = M^d(X)$$

$$M^s = M^d$$

Здесь X – набор факторов, определяющих динамику предложения денег в экономике. К ним относятся показатели, формирующие денежную базу и денежный мультипликатор. Если в качестве показателя денежного предложения фигурирует один из широких денежных агрегатов, динамика предложения может быть представлена как результат динамического взаимодействия двух экономических переменных – мультипликатора и денежной базы, h . В таком случае модель равновесия будет состоять из трех уравнений, определяющих динамику эндогенных переменных, и двух тождеств, одно из которых является условием равновесия, другое представляет взаимосвязь между эндогенными переменными. Записанная в логарифмах, линейная модель будет иметь следующий вид (x_1, x_2, x_3 – вектора объясняющих переменных, соответственно, для каждого из трех структурных уравнений):

$$m^d - p = f(x_1) \quad (\text{спрос на рынке денег});$$

$$\mu = f(x_2) \quad (\text{динамика мультипликатора});$$

$$h = f(x_3) \quad (\text{динамика денежной базы});$$

$m^s = \mu + h$ (взаимосвязь между базой, мультипликатором и предложением денег);

$$m^s = m^d \quad (\text{условие равновесия на рынке денег}).$$

Мы предполагаем, что поведение денежного мультипликатора определяется следующим набором факторов:

$m0/m2$ – отношение наличных денег (M_0) к денежной массе M_2 ;

deposit, cred, cred-deposit – средние процентные ставки по депозитам физических лиц и кредитам юридическим лицам, соответственно, а также спред между данными ставками;

dkurs – темп изменения номинального курса рубля к доллару США;

mbk – процентная ставка по рублевым межбанковским кредитам;

y – индекс интенсивности промышленного производства (показатель объема выпуска или экономической активности).

Денежная база (резервные деньги) как инструмент денежной политики определяется следующими макроэкономическими параметрами:

p – индекс потребительских цен;

def – первичный дефицит федерального бюджета (в номинальном или реальном выражении);

ex, im, ex-im – экспорт, импорт, сальдо торгового баланса;

zolres – золотовалютные резервы (млрд долларов США).

Согласно теоретическим предположениям, денежный мультипликатор, определяемый как отношение широкого денежного агрегата (в нашем случае – M_2) к денежной базе, вероятно, должен зависеть от процентных ставок на финансовом рынке, ожиданий экономических агентов, степени развития банковской системы и объема выпуска в экономике. В частности, высокие процентные ставки по кредитам снижают спрос на банковский кредит, что замедляет мультипликацию денег в экономике. Аналогичное предположение действует и в отношении спреда между ставками по кредитам и депозитам: с ростом данного показателя спрос на кредиты и, соответственно, мультипликатор снижаются. Вместе с тем высокие процентные ставки по депозитам увеличивают альтернативную стоимость хранения наличных денег, растет объем депозитов в банках. Кроме того, с увеличением ресурсной базы банки получают возможность расширять кредитование. Процентная ставка по МБК также отражает уровень ликвидности внутри банковской системы, т.е. рост стоимости межбанковских кредитов происходит при сокращении объема свободных средств у банков, т.е. ограниченности ресурсов для выдачи новых кредитов.

Мы предполагаем положительную зависимость между денежным мультипликатором и объемом выпуска, так как, во-первых, по мере расширения выпуска увеличивается потребность предприятий в новых кредитах. Во-вторых, рост выпуска обычно сопровождается увеличением денежных потоков и объема прибыли в экономике, что, соответственно, приводит к росту остатков на депозитах в банковской системе.

Две другие объясняющие переменные (отношение наличных денег к денежной массе и темп изменения номинального курса рубля) добавлены в уравнение для учета особых факторов, присущих переходным (развивающимся) экономикам. Так, отношение M_0 к M_2 может служить показателем доли теневого сектора в экономике (через дополнительный спрос на наличные деньги для совершения нерегистрируемых или нелегальных трансакций), а также характеризовать степень доверия населения к банковской системе (т.е. из-за недоверия к банкам население предпочитает наличные деньги банковским депозитам). Таким образом, мы предполагаем отрицательный знак коэффициента при данной переменной.

Темп изменения номинального курса национальной валюты в условиях долларизированной экономики, какой является экономика России, оказывает существенное влияние на ожидания экономических агентов и, соответственно, на валютную структуру портфеля их активов. Поскольку денежный мультипликатор отражает предложение только рублевой составляющей денег в экономике, его снижение при ускорении девальвации национальной валюты происходит вследствие реструктуризации портфелей в сторону валютной составляющей.

Денежная база, как один из инструментов государственной экономической политики, непосредственно контролируемая денежными властями, должна определяться на основании наблюдаемых переменных, обуславливающих или отражающих политику Центрального банка РФ. Мы предполагаем, что в их число входят такие переменные, как уровень (темп роста) цен, темп изменения курса рубля к доллару, величина дефицита федерального бюджета (как величина, являющаяся первопричиной сеньоража), а также показатели платежного баланса – как переменные, определяющие политику относительно валютного курса.

Зависимость между резервными деньгами и уровнем цен отражает, на наш взгляд, в первую очередь изменение необходимого номинального объема денег в экономике при изменении масштаба цен, т.е. знак соответствующего коэффициента должен быть положительным. Показатели торгового баланса (экспорт, импорт, сальдо торгового баланса) и изменение золотовалютных резервов отражают изменение денежной базы за счет операций Банка России на валютном рынке. Рост притока валюты в страну (положительное сальдо торгового баланса или увеличение золотовалютных резервов) означает увеличение рублевых интервенций на рынке для выкупа избыточного предложения валюты и, соответственно, рост денежной базы. При этом мы предполагаем, что показатели торгового баланса отражают приток валюты по счету текущих операций, а изменение золотовалютных резервов – по счету движения капитала (например, через конвертацию капитальных потоков в национальную валюту в ЦБ РФ или продажу валюты из резервов для осуществления выплат по внешнему долгу).

Как мы уже обозначили, дефицит федерального бюджета является первопричиной сеньоража, т.е. приводит к эмиссии денег для его финансирования. При этом данная закономерность может выполняться даже в условиях запрета на прямое кредитование правительства де-

нежными властями (существующий в России с I квартала 1995 г.). Несмотря на то что Банку России запрещено покупать государственные ценные бумаги при размещении их на первичном рынке, операции на вторичном рынке ГКО–ОФЗ (покупка бумаг) приводят к увеличению денежной базы. Предельный объем такой эмиссии соответствует объему долга в обращении, т.е. величине дефицита федерального бюджета.

В случае динамической модели одновременных уравнений, когда переменные, входящие в модель, нестационарны, наилучшие статистические свойства оценок могут быть получены с помощью двухшагового метода оценивания. Как указывается в работе *Hsiao (1997)*, «...нет необходимости переходить к разностям для получения стационарных переменных». *Hsiao* показал, что при наличии коинтеграционных отношений между эндогенными и объясняющими переменными оценивания параметров с использованием двухшаговой процедуры остаются «хорошими», поскольку распределение параметров является асимптотически нормальным. Как было показано выше, гипотеза о наличии коинтегрированности индекса цен, денежной массы M_2 и выпуска не отвергается. Также есть все основания полагать, что существует долгосрочная взаимосвязь между показателем резервных денег и цен через тесную взаимосвязь денежной базы и широких денежных агрегатов.

Дискуссионным вопросом тогда остается процесс отбора инструментов. С практической точки зрения процедура выявления инструментов определена неоднозначно, однако для получения состоятельных оценок необходимо, чтобы переменные были некоррелированы с ошибками и достаточно коррелировали с регрессорами, причем число инструментальных переменных должно быть как минимум равным числу регрессоров. Для выбора инструментальных переменных будем использовать лагированные значения ценового индекса, денежной массы и базы. Подход, основанный на использовании лаговых значений в качестве инструментов, достаточно распространен, поскольку лаговые значения предопределены в момент времени t , а значит, некоррелированы с ошибками в момент времени t и при этом хорошо коррелированы с объясняющими переменными. Очевидно, что для предотвращения проблемы мультиколлинеарности переменные, вошедшие в число инструментов, необходимо исключить из числа регрессоров.

Результаты оценивания коэффициентов системы с помощью взвешенного (для устранения возможной гетероскедастичности остатков) двухшагового метода наименьших квадратов получены следующие:

$$\begin{aligned} \ln P_t &= 1.921 + 1.074 \ln M_{2t} - 2.459 \ln Y_{t-6} + \varepsilon_{1t} & \text{Adj. } R^2 &= 0.918 \\ t\text{-st } & (1.31) \quad (24.41) \quad (-5.12) & & \\ \mu_t &= 4.781 - 0.851 \text{cred}_t + 1.439 \text{deposit}_t - 0.879 \ln Y_t - 2.225 M0/M2 + \varepsilon_{2t} \\ & \text{Adj. } R^2 = 0.796 \\ t\text{-st } & (4.90) \quad (2.42) \quad (2.09) \quad (-3.87) \quad (-2.70) \\ \ln \text{Reserv}_t &= 5.828 + 0.946 \ln P_t + 0.023 \text{zolres}_t + \varepsilon_{3t} & \text{Adj. } R^2 &= 0.982 \\ t\text{-st } & (47.65) \quad (46.73) \quad (13.96) & & \end{aligned}$$

Полученные оценки показывают, что коэффициенты в уравнении для денежного спроса имеют согласующиеся с теорией знаки и статистически значимы. Аналогично результатам, полученным при оценке структурного уравнения спроса на деньги, уровень цен положительно зависит от денежного предложения (M_2) и отрицательно – от индекса промышленного производства (показателя уровня экономической активности с лагом шесть месяцев). Иными словами, расширение экономической активности приводит к росту спроса на деньги, и при постоянном предложении денег цены снижаются.

Денежное предложение, согласно уравнению, моделирующему поведение мультипликатора, как и ожидалось, отрицательно зависит от уровня процентной ставки по кредитам юридическим лицам, что означает сокращение объема выданных кредитов при росте соответствующей процентной ставки. В то же время мультипликатор положительно зависит от процентной ставки по рублевым депозитам¹⁰, т.е. с ростом процентной ставки увеличивается привлекательность депозитов, деньги не выводятся из банковской системы, и мультипликационная цепочка удлиняется.

Отрицательная зависимость денежного мультипликатора от индекса промышленного производства может объясняться двумя, в какой-то степени противоречивыми, причинами. Во-первых, мультипликация денежного предложения в России не была преимущественно связана с

¹⁰ Процентная ставка по депозитам юридических лиц примерно соответствует ставке по депозитам физических лиц.

кредитованием именно реального сектора. В 1996–1997 гг. рост мультипликатора объяснялся увеличением объема трансакций на финансовых рынках, на фоне спада (или стабилизации) в реальном секторе. В то же время после кризиса 1998 г., когда темпы роста промышленного производства были максимальными, мультипликатор снижался вследствие недоверия к банковской системе и рационарованию кредита банками, несмотря на формирование «избыточной ликвидности». Во-вторых, можно предположить, что даже на тех временных интервалах, когда наблюдался рост производственной и инвестиционной активности, финансирование текущей деятельности предприятий происходило преимущественно за счет собственных, а не заемных средств, что уменьшало суммарный средний остаток средств на депозитах в банковской системе.

Логичным представляется также отрицательный знак коэффициента при отношении M_0 к M_2 , интерпретируемый нами как показатель, характеризующий степень доверия населения к банковским депозитам, а также отражающий, в определенной степени, размеры теневого сектора (через долю расчетов между хозяйствующими субъектами в наличной форме, помимо банковских счетов).

Оценки уравнения для резервных денег показывают, что динамика денежного предложения, контролируемого ЦБ РФ, определяется двумя показателями – общим уровнем цен, а также изменениями золотовалютных резервов РФ. При этом последний показатель объясняет около 41% вариации ряда логарифмов денежной базы. Очевидно, что после кризиса 1998 г. покупка валюты (экспортной выручки) Центральным банком РФ на рынке являются основным каналом денежной эмиссии. Аналогичные операции до августа 1998 г., хотя и по покупке или продаже валюты, поступающей преимущественно по счету движения капитала (портфельные инвестиции на фондовый рынок и рынок ГКО–ОФЗ), также не были в полной мере компенсированы обратными операциями Банка России на открытом рынке с государственными ценными бумагами. Положительная зависимость между резервными деньгами и уровнем цен отражает, на наш взгляд, в первую очередь изменение необходимого номинального объема денег в экономике при изменении масштаба цен.

Основные выводы и результаты

Полученные результаты анализа спроса на деньги в экономике России в 1992–2001 гг. позволяют сделать следующие основные выводы:

1) Монетарный подход является достаточным и адекватным для изучения спроса на деньги и моделирования инфляционных процессов в российской экономике. Предпосылки альтернативных подходов к анализу спроса на деньги и, в первую очередь, подхода на основе кривой Филлипса не находят однозначного подтверждения на российских данных.

2) Таким образом, на протяжении всего периода основной причиной инфляции в России являлся рост денежного предложения в экономике, немонетарные факторы имели второстепенное значение и влияли на краткосрочные отклонения темпов роста цен от темпов роста денежной массы. Однако по мере снижения среднего уровня инфляции роль немонетарных факторов возрастает (хотя и остается пока низкой по сравнению с денежным предложением). Следует ожидать, что при сохранении существующих тенденций и дальнейшем снижении темпов роста цен в течение двух-трех последующих лет доля прироста цен, приходящаяся на немонетарные (в первую очередь структурные) факторы, может, по крайней мере, сравняться с долей монетарной составляющей, и денежно-кредитная политика, сама по себе, будет недостаточна для контроля над инфляционными процессами. В этой связи возрастает актуальность координации политики Банка России с политикой Правительства РФ в области регулирования цен и тарифов на услуги естественных монополий (электроэнергетика, МПС, газ), реформирования системы субсидирования цен на социальные услуги (ЖКХ, общественный транспорт, образование, медицинское обслуживание), налоговой политики (в первую очередь в части изменения и индексации косвенных налогов, например акцизов), таможенной политики в отношении импорта (импортные пошлины) и сельскохозяйственной политики.

3) Кризис 1998 г. не оказал значимого влияния на природу и характер зависимостей между ценами и переменными, определяющими спрос на деньги в экономике. Несмотря на то, что численные оценки ряда коэффициентов и статистическая значимость изменились после

августа–сентября 1998 г., их знаки и соотношение остаются постоянными.

4) Зависимость между ценами и денежным предложением носит нестохастический, а детерминированный характер. Введение в модели наряду с текущими темпами роста денежной массы коинтеграционного соотношения между ценами и денежной массой позволило разделить краткосрочные и долгосрочные эффекты денежно-кредитной политики, в частности, выявить тенденцию к возвращению к устойчивому долгосрочному соотношению при краткосрочных отклонениях цен или денежного предложения.

5) Анализ изменения спроса на деньги на трех выделенных подпериодах (1992–1995, 1995–1998 и 1998–2001 гг.) показал принципиальные различия в роли отдельных факторов для определения темпов роста цен при сохранении общего вида функции спроса на деньги. В частности, на первом подпериоде при высоких средних темпах роста цен динамика цен практически полностью определялась денежным предложением, наблюдалась сильная волатильность темпов инфляции. На втором временном интервале изменения номинального обменного курса рубля играли ключевую роль в формировании инфляционных ожиданий, тогда как при снижении средних темпов инфляции и росте монетизации экономики шоки денежного предложения в краткосрочном периоде не имели значения. На третьем подпериоде, после кризиса, динамика номинального обменного курса рубля вновь играла важную роль, однако, на данном временном интервале курс рубля выступал в качестве инструментальной переменной для денежного предложения ввиду эндогенности денежно-кредитной политики по отношению к ситуации на валютном рынке.

6) Анализ функций отклика векторных авторегрессионных моделей цен на шоки переменных, определяющих спрос на деньги, показал, что максимальная глубина влияния денежных шоков не превышала 8–9 месяцев в период до августа 1998 г., тогда как в настоящее время она не превышает 3 месяцев. Шоки в реальном секторе оказывают влияние на динамику цен на периоде до одного года, при этом получены противоречивые результаты относительно направления влияния. Оценки на всем периоде показывают, что повышение темпов роста цен наблюдается на протяжении первых 6–8 месяцев, тогда как оценки для последнего периода отражают снижение темпов инфляции на аналогичном

временном интервале. Мы предполагаем, что в данном случае противоречивость результатов вызвана смещением эффектов от реальных шоков: доступный период наблюдений (менее 10 лет), очевидно, слишком короток для анализа процессов, связанных с реальным сектором, тогда как эффекты денежных и курсовых факторов выделяются достаточно хорошо.

7) Лаги между реакцией цен на шоки денежного предложения в настоящее время сократились, в первую очередь, вследствие ослабления и «сжатия» финансовых рынков. Очевидно, что будущее удлинение временного интервала между моментами расширения (сжатия) денежного предложения и ускорения (замедления) темпов роста цен будет связано, в первую очередь, с развитием финансового рынка в России и повышением монетизации экономики. Таким образом, развитие финансовых рынков является необходимым не только с точки зрения выполнения ими роли посредника для трансформации сбережений в инвестиции и перераспределения капитала в экономике, но и как фактор достижения стабильности всей денежно-финансовой системы. Наличие хорошо развитых финансовых рынков позволяет снизить скорость обращения денег, обеспечить повышение монетизации экономики и способствует снижению темпов роста цен.

8) Оценки моделей с переключением режима показывают, что пороговое значение инфляции, разделяющее высокий и низкий спрос на деньги в экономике России, находится на уровне около 12,5% в месяц (300% в годовом исчислении). Таким образом, периоды с апреля 1995 г. по август 1998 г., а также с февраля 1999 г. до настоящего времени характеризуются стабильно высоким спросом на деньги. С начала 1992 г. по март 1995 г. динамика спроса на деньги была нестабильна, причем по большей части экономика характеризовалась низким спросом на деньги, и лишь в период с апреля по октябрь 1994 г. спрос на деньги был достаточно высок. С сентября 1998 г. по январь 1999 г. также наблюдались колебания спроса на деньги между двумя крайними режимами. Тем не менее необходимо учитывать, что оценка порогового уровня инфляции основывается на наблюдениях, значительная часть которых (до 40% выборки) приходится на период экстремально высоких значений инфляции после либерализации цен и непоследовательной денежно-кредитной политики до реализации программы финансовой стабилизации. По мере удаления от того периода и увеличения

числа наблюдений с низкими значениями темпов роста цен оценка порогового значения инфляции будет, по нашему мнению, приближаться к наиболее часто встречающимся в литературе величинам (30–40% годовых). Иными словами, переключение между режимами низкого и высокого роста цен будет происходить при более низких, чем в прошлом, значениях, и ослабление денежно-кредитной политики, ведущее к ускорению роста цен, становится более опасным с точки зрения формирования инфляционных ожиданий и доверия населения к национальной валюте.

9) Оценка системы одновременных уравнений, характеризующих динамику спроса и предложения на денежном рынке, подтвердила выдвинутые гипотезы относительно факторов, определяющих спрос на реальные кассовые остатки. Согласно полученным оценкам, предложение денег определялось преимущественно операциями ЦБ РФ на валютном рынке по накоплению золотовалютных резервов, а также соотношением процентных ставок по депозитам и кредитам и доверием экономических агентов к банковской системе.

Литература

Favero, C. (1997). Applied Macroeconometrics. Oxford: Oxford University Press.

Hsiao, A. (1997). Statistical Properties of the Two-Stage Least Squares Estimator Under Cointegration. *The Review of Economic Studies*, 64. P. 385–398.

Luukkonen, R., P. Saikkonen, T. Terasvirta (1998). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, 74. P. 491–499.

Tong, H. (1978). On a threshold model. In: Chen, C. H. (ed.) *Pattern Recognition and Signal Processing*. Amsterdam: Sijthoff and Noordhoff.

Tong, H., K. Lim (1980). Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society*, 42. P. 245–292.

Tong, H. (1990). Non-linear Time Series: A Dynamical Systems Approach. Oxford Statistical Science Series. Vol. VI. Oxford University Press.

Walsh, C. (1998). Monetary Theory and Policy. Cambridge: MIT Press.

Дробышевский С., Носко В., Энтов Р., Юдин А. (2001). Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей. Научные труды ИЭПП. М. №34Р; см. также www.iet.ru. Проблемы моделирования финансовых показателей: цены, обменный курс, процентные ставки, фондовый индекс в российской экономике. М.: ИЭПП, 1999. Доступно на <http://www.iet.ru/archiv/zip/8.zip>.

Экономика переходного периода. Очерки экономической политики посткоммунистической России 1991–1997. М.: ИЭПП, 1998.

Носко В.П., Дробышевский С.М.

Эконометрический анализ и прогнозирование динамических рядов основных макроэкономических показателей¹

Постановка проблемы и инструментарий исследования

Период перехода России к рыночной экономике наряду с ростом понимания экономических последствий принятия тех или иных политических решений сопровождался и накоплением статистических данных о динамике различных макроэкономических показателей. По мере накопления таких данных появляется возможность выявления и изучения долговременных связей между различными макроэкономическими показателями внутри российской экономики, возможность проведения сравнительного анализа динамики аналогичных макроэкономических переменных в Российской Федерации и других развитых и развивающихся странах, возможность выявления долговременных связей между такими переменными и построения эконометрических моделей таких связей.

Однако при построении эконометрических моделей связей в долгосрочной перспективе необходимо учитывать факт наличия или отсутствия у анализируемых макроэкономических рядов стохастического (недетерминированного) тренда. Иначе говоря, приходится решать вопрос об отнесении каждого из рассматриваемых рядов к классу рядов, стационарных относительно детерминированного тренда (или просто стационарных) – TS (trend stationary) ряды, или к классу рядов, имеющих стохастический тренд (возможно, наряду с детерминированным

¹ Работа подготовлена по материалам исследования: С. Дробышевский, В. Носко, Р. Энгов, А. Юдин. Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей. Научные труды ИЭПП. М., 2001. № 34Р.

трендом) и приводящихся к стационарному (или стационарному относительно детерминированного тренда) ряду только путем однократного или k -кратного² дифференцирования ряда – DS (difference stationary) ряды.

Принципиальное различие между этими двумя классами рядов выражается в том, что в случае TS-ряда вычитание из ряда соответствующего детерминированного тренда приводит к стационарному ряду, тогда как в случае DS-ряда вычитание детерминированной составляющей ряда оставляет ряд нестационарным из-за наличия у него стохастического тренда.

Определение принадлежности рядов классам TS или DS весьма важно для правильного построения долгосрочных регрессионных моделей, в которых объясняемыми и объясняющими переменными являются макроэкономические временные ряды (модели коинтеграции, модели коррекции ошибок, векторные авторегрессии). Хорошо известно, что построение регрессии DS-ряда на TS-ряд (с детерминированным трендом) приводит к фиктивным результатам – паразитной (spurious) линейной связи. Паразитная линейная связь возникает и при построении регрессионных моделей между двумя статистически независимыми стохастическими трендами. В то же время, если выявляется группа макроэкономических рядов, принадлежащих классу DS-рядов, то между этими рядами возможна так называемая коинтеграционная связь, при наличии которой имеется возможность построения комбинации краткосрочной и долгосрочной динамических регрессионных моделей в форме так называемой модели коррекции ошибок и построения на основании подобранной модели как краткосрочных, так и долгосрочных прогнозов.

Проблема отнесения макроэкономических рядов динамики, имеющих выраженный тренд, к одному из двух указанных классов активно обсуждалась в последние два десятилетия в мировой эконометрической и экономической литературе. Дело в том, что траектории TS- и DS-рядов отличаются друг от друга кардинальным образом.

TS-ряды имеют линию тренда в качестве некоторой «центральной линии», которой следует траектория ряда, находясь то выше, то ниже этой линии, с достаточно частой сменой положений выше–ниже. DS-

² Мы не затрагиваем здесь вопрос о возможной дробной интегрированности рядов.

ряды помимо детерминированного тренда (если таковой имеется) имеют еще и стохастический тренд, из-за присутствия которого траектория DS-ряда весьма долго пребывает по одну сторону от линии детерминированного тренда (выше или ниже соответствующей прямой), удаляясь от нее на значительные расстояния, так что в этом случае линия детерминированного тренда перестает играть роль «центральной» линии, вокруг которой колеблется траектория процесса.

В TS-рядах влияние предыдущих шоковых воздействий затухает с течением времени, а в DS-рядах такое затухание отсутствует, и каждый отдельный шок влияет с одинаковой силой на все последующие значения ряда. Поэтому наличие стохастического тренда требует проведения определенной экономической политики для возвращения макроэкономической переменной к ее долговременной преспективе, тогда как при отсутствии стохастического тренда серьезных усилий для достижения такой цели не требуется – в этом случае макроэкономическая переменная «скользит» вдоль линии тренда как направляющей, пересекая ее достаточно часто и не уклоняясь от этой линии сколь-нибудь далеко.

В течение довольно долгого времени было принято при анализе рядов с выраженным трендом производить оценивание и выделение детерминированного тренда, после чего производить подбор динамической модели (например, ARMA) к ряду, «очищенному от тренда», т.е. к ряду остатков от соответствующей оцененной регрессионной модели. После введения в обиход моделей ARIMA стало модным остационирование рядов с выраженным трендом и медленным убыванием (оцененной) автокорреляционной функции путем перехода к рядам первых или вторых разностей. Однако, как показали дальнейшие исследования, произвольный выбор одного из этих двух способов остационирования ряда вовсе не так безобиден, как это казалось поначалу.

Остационирование DS-рядов путем перехода к очищенному ряду (детрендрование) изменяет спектр ряда, приводя к появлению ложной периодичности (ложные длиннопериодные циклы), которая может быть ошибочно истолкована как проявление некоторого экономического цикла. С другой стороны, дифференцирование TS-ряда приводит к «передифференцированному ряду», который хотя и является стационарным, но обладает некоторыми нежелательными свойствами, связанными с необратимостью его MA-составляющей; при этом возникает

паразитная автокоррелированность соседних значений продифференцированного ряда (в спектре доминируют короткие циклы). Более того, в случае необратимости МА-составляющей продифференцированного ряда становится невозможным использование обычных алгоритмов оценивания параметров и прогнозирования ряда.

Итак, построение адекватной модели макроэкономического ряда, которую можно использовать для описания динамики ряда и прогнозирования его будущих значений, и адекватных моделей связей этого ряда с другими макроэкономическими рядами невозможно без выяснения природы этого ряда и природы рядов, с ним связываемых, т.е. без выяснения принадлежности ряда к одному из двух указанных классов (TS или DS).

Как показывает огромное количество работ, проблема отнесения ряда к одному из указанных двух классов на основании наблюдения реализации ряда на некотором интервале времени оказалась весьма сложной. Было предложено множество процедур такой классификации, но и по настоящее время предлагаются все новые и новые процедуры, которые либо несколько превосходят старые в статистической эффективности (по крайней мере, теоретически) либо могут составить конкуренцию старым процедурам и служить дополнительным средством подтверждения классификации, произведенной произведенной другими методами. Описание многих таких процедур и ссылки на статьи с подробным описанием и теоретическим обоснованием этих процедур можно найти, например, в книгах *Maddala*, *Kim*³, *Enders*⁴, *Hamilton*⁵, *Hatanaka*⁶.

Краткое описание процедур классификации, использованных в настоящей работе, дано в Приложении III к работе⁷. Здесь мы только перечислим эти процедуры:

- Критерий Дикки–Фуллера (DF) и его обобщение (ADF);

³ *Maddala G.S. In-Moo Kim. Unit Roots, Cointegration, and Structural Change. Cambridge. Cambridge University Press, 1988.*

⁴ *Enders W. Applied Econometric Time Series. Wiley, New York, 1995.*

⁵ *Hamilton, James D. Time Series Analysis. Princeton. Princeton University Press, 1994.*

⁶ *Hatanaka M. Time Series-Based Econometrics: Unit Roots and Cointegration. Oxford University Press, 1996.*

⁷ Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей. Научные труды ИЭПП. М., 2001. № 34Р.

- Критерий Филлипса–Перрона (PP);
- Критерий Лейбурна;
- Критерий Шмидта–Филлипса;
- Критерий DF–GLS;
- Критерий Квятковского–Филлипса–Шмидта–Шина (KPSS);
- Критерий Перрона и его обобщение (экзогенный и эндогенный выбор точки излома; аддитивный и инновационный выбросы);
- Процедура Кохрейна (отношение дисперсий).

В большинстве критериев, предложенных для различения DS- и TS-гипотез, в качестве нулевой (исходной) берется гипотеза DS, а TS-гипотеза является альтернативной. При этом нулевая DS-гипотеза формулируется как «гипотеза единичного корня» (unit root, UR-гипотеза), т.е. как гипотеза о наличии корня $z = 1$ («единичного корня») у уравнения $a(z) = 0$, где $a(L)$ – многочлен от оператора обратного сдвига L в авторегрессионном представлении $a(L)x_t = \varepsilon_t$ ряда x_t . К этому типу относятся критерии 1 – 5 и 7. При этом критерии 7 допускают еще и возможность структурного изменения модели, внезапного («аддитивный выброс») или постепенного («инновационный выброс»).

Критерии, в которых за исходную (нулевую) гипотезу берется гипотеза TS, служат скорее для подтверждения результатов проверки DS-гипотезы. В этом случае вместо проверки гипотезы единичного корня для самого ряда x_t проверяется гипотеза о наличии единичного корня $z = 1$ у уравнения $b(z) = 0$, где $b(L)$ – многочлен от оператора обратного сдвига L в представлении в виде процесса скользящего среднего $\Delta x_t = b(z)\varepsilon_t$ ряда разностей $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ исходного процесса x_t . К этому типу относится критерий 6.

Наконец, процедура Кохрейна позволяет судить о характере ряда по поведению графика соответствующей переменной («отношения дисперсий»).

Важно отметить, что использование различных процедур может приводить к противоположным выводам о принадлежности наблюдаемого ряда классу TS-рядов или классу DS-рядов. В связи с этим при анализе конкретных макроэкономических рядов обычно применяют несколько разных статистических процедур, что позволяет укрепить выводы, сделанные в пользу одной из двух (TS или DS) конкурирую-

щих гипотез. В проводимом ниже анализе российских макроэкономических рядов мы поступаем именно таким образом.

Приведем интерпретацию результатов в зависимости от выводов, получаемых различными критериями.

Для простоты предположим, что при анализе ряда мы используем критерий ADF для проверки DS-гипотезы в качестве нулевой и критерий KPSS для проверки TS-гипотезы в качестве нулевой. Тогда возможны четыре различных исхода статистического анализа:

	KPSS TS не отвергается	KPSS TS отвергается
ADF – DS не отвергается	Исход 1	Исход 2
ADF – DS отвергается	Исход 3	Исход 4

Если наблюдается исход 2, то это говорит в пользу DS-гипотезы.

Если наблюдается исход 3, то это говорит в пользу TS-гипотезы.

Если наблюдается исход 1, то это можно объяснить низкой мощностью обоих критериев.

Если наблюдается исход 4, то это может говорить о том, что процесс порождения данных (DGP) не описывается DS- или TS-моделями, а может быть, например, дробно-интегрированным процессом или процессом с нелинейным трендом.

DS- и TS-модели одних и тех же временных рядов могут приводить к совершенно различным прогнозам. Поэтому решение о том, какую из этих моделей использовать, чрезвычайно важно для прикладных прогнозистов. Вместо того, чтобы употреблять одну из этих моделей по умолчанию, можно использовать критерий единичного корня как диагностический инструмент для выбора решения. Фактически, одной из ранних мотиваций построения критериев единичного корня было именно оказание помощи в определении того, использовать ли прогностические модели в разностях или в уровнях в конкретных приложениях.

Значительная часть публикаций, касающихся проблемы единичного корня, была сфокусирована на неспособности критериев единичного корня отличать при конечных выборках нулевую гипотезу о наличии единичного корня от близких стационарных альтернатив. Однако низкая мощность против близких альтернатив, которые обычны в эконометрике, не обязательно является проблемой для прогнозирования. В конечном счете, интерес для прогнозирования представляет скорее не

вопрос о том, выбирают ли критерии единичного корня «истинную» модель, а вопрос о том, выбирают ли эти критерии модели, которые дают более качественные прогнозы. Одной из основных целей работы является исследование того, до какой степени выбор TS- или DS-модели влияет на качество прогноза некоторых российских макроэкономических рядов.

Ошибки прогнозов возникают вследствие целого ряда факторов. Как показывают исследования, приведенные в работах *Clements, Hendry (1998)*⁸ и *Clements, Hendry (2000)*⁹, наиболее драматическое ухудшение качества прогнозов наблюдается при изменении параметров процесса порождения данных, особенно при изменении детерминированных составляющих этого процесса. В связи с этим еще одной целью работы является исследование возможностей некоторых методов коррекции прогнозов, направленных на улучшение качества прогнозов в условиях нестабильности процесса порождения данных.

Эконометрический анализ макроэкономических динамических рядов

Статистическая база исследования

На данном этапе исследования основным критерием отбора временных рядов для эконометрического анализа являлась их доступность и наличие достаточного числа наблюдений, позволяющего использовать предложенную методологию анализа. Для анализа были использованы данные о следующих макроэкономических показателях (в круглых скобках указаны рабочие названия соответствующих рядов):

Темпы прироста индекса потребительских цен (Inflation), % – месячные данные с 1991:01 по 2000:08;

Денежный агрегат M0 (M0), млрд руб. (с 1998 г. млн руб.) – месячные данные с 1990:12 по 2000:07;

⁸ *Clements Michael P., D.F.Hendry.* Forecasting Economic Processes. International Journal of Forecasting. 1998. 14. № 1. P. 111–131.

⁹ *Clements Michael P., D.F.Hendry.* Forecasting with difference-stationary and trend-stationary models. Discussion Paper Series, Number 5. Department of Economics, University of Oxford, 2000.

Узкая денежная база (Denbaza), млрд руб. (с 1998 г. млн руб.) – месячные данные с 1992:05 по 2000:08;

Резервные деньги (Shirdenmas), млрд руб. (с 1998 г. млн руб.) – месячные данные с 1995:06 по 2000:07;

Денежный агрегат M1 (M1), млрд руб. (с 1998 г. млн руб.) – месячные данные с 1995:06 по 2000:07;

Денежный агрегат M2 (M2), млрд руб. (с 1998 г. млн руб.) – месячные данные с 1990:12 по 2000:07;

Широкие деньги (Shirdengi), млрд руб. (с 1998 г. млн руб.) – месячные данные с 1992:01 по 2000:07;

Объем экспорта (Export), млрд долл. – месячные данные с 1994:01 по 2000:04;

Объем импорта (Import), млрд долл. – месячные данные с 1994:01 по 2000:04;

Объем валового внутреннего продукта (GDP), млрд руб. (с 1998 г. млн руб.) – квартальные данные с 1994:1 по 2000:2;

Доходы федерального бюджета (Dokhfedbud), млрд руб. (с 1998 г. млн руб.) – месячные данные с 1992:01 по 2000:05;

Налоговые доходы федерального бюджета (Dokhnalog), млрд руб. (с 1998 г. млн руб.) – месячные данные с 1992:01 по 2000:05;

Индекс интенсивности промышленного производства (Intprom) – сезонно скорректированные месячные данные с 1990:12 по 2000:07;

Фондовый индекс РТС-1 (RTS1) – дневные данные (значение закрытия) с 01/09/95 по 31/10/00;

Номинальный обменный курс руб./доллар (Rubkurs) – дневные данные с 01/07/92 по 01/11/00.

Уровень безработицы – Общая численность безработных (на конец года), в % к экономически активному населению (UNJOB) – месячные данные с 01/1994 по 08/2000.

Все исходные данные для эконометрического анализа приведены в приложениях ПЗ.2–ПЗ.9 к работе (см. сноску 7).

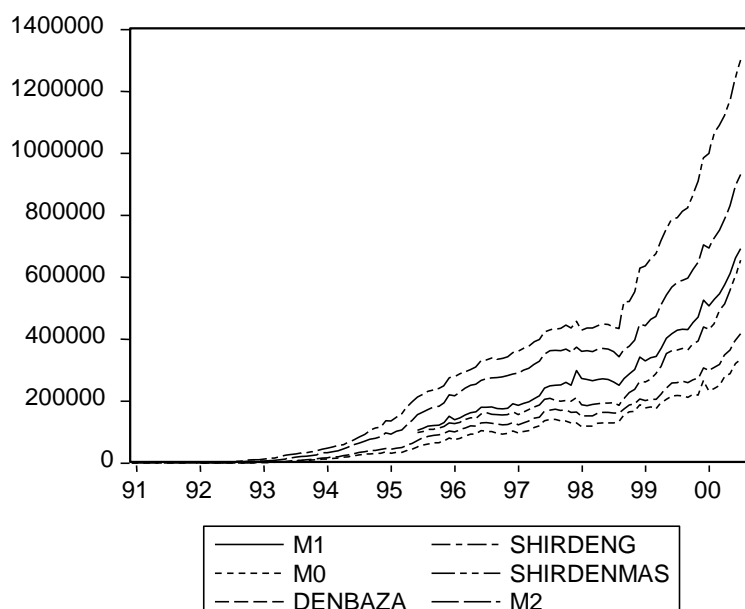
Там же было отмечено, что большинство рядов развивается во времени неоднородным образом с выраженными сменами режимов. Вместе с тем обнаруживается некоторая схожесть поведения денежных рядов, а также схожесть поведения налоговых рядов.

Наличие у рядов выраженных трендов требует решения вопроса о том, являются ли эти тренды детерминированными или стохастиче-

скими. Разумеется, было бы желательным построение модели, описывающей поведение ряда на всем периоде его наблюдения. Однако наличие смен режима эволюции рядов затрудняет построение такой единой модели, вследствие чего для некоторых рядов приходится строить различные модели эволюции ряда на различных интервалах (например, до и после августовского кризиса 1998 г.).

Анализ временных рядов для денежных агрегатов

Мы уже упомянули о схожести в общих чертах эволюции различных номинальных денежных агрегатов, порожденной инфляционным эффектом масштаба цен. Это видно из следующего графика:



Сходное поведение имеют следующие ряды:

Наличные деньги (M0) и узкая денежная база (Denbaza);

M2 и резервные деньги (Shirdengi);

M1 и широкие деньги (Shirdenmas).

Ниже мы будем анализировать результаты только для одного из представителей каждой пары, а именно, для рядов M0, M1 и M2.

Анализ начнем с денежного агрегата M1, поведение которого позволяет произвести анализ ряда на всем периоде его наблюдения, в от-

личие от денежных агрегатов M0 и M2. Мы рассматриваем ряд номинальных значений этого и других денежных рядов, имея в виду возможность использования именно номинальных денежных агрегатов для оценки уравнения спроса на деньги и моделирования инфляционных процессов.

Денежный агрегат M1

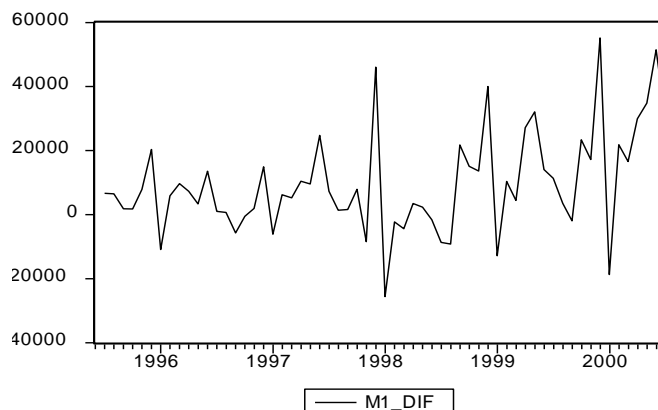
График показывает выраженный излом тренда ряда в конце 1998 – начале 1999 г., связанный с финансово-экономическим кризисом 1998 г., и сезонный характер изменений темпов увеличения денежного предложения, резкое увеличение денежной массы M1 в декабре, сменяющееся затем значительным изъятием денег из экономики в январе. Следовательно, возможно описание ряда двухфазной моделью с переключением в точке, соответствующей августу 1998 г. Момент переключения для данного ряда можно считать экзогенным, так как он непосредственно связан с девальвацией рубля и внешним по отношению к динамике денежных агрегатов инфляционным шоком¹⁰, и график ряда всего лишь отражает последствия данных событий.

Тем не менее, для полноты исследования мы проводим при анализе этого и некоторых других рядов также рассмотрение ситуации с эндогенным выбором даты излома тренда. Кроме того, мы допускаем возможность структурного изменения как в виде аддитивного, так и в виде инновационного выброса (подробности см. в работе, указанной в сноске 7).

Статистические выводы, получаемые при применении перечисленных ранее процедур 1–8, согласуются между собой: нулевая DS-гипотеза не отвергается, тогда как нулевая TS-гипотеза отвергается; поведение отношений дисперсий Кохрейна также говорит в пользу DS-гипотезы.

Таким образом, ряд M1 классифицируется (в рамках рассмотренных процедур) как DS-ряд. Рассмотрим график ряда разностей.

¹⁰ Под влиянием оттока капитала из страны денежно-кредитной политики в первой половине 1998 г. характеризовалась, скорее, избыточной жесткостью.



На этом графике отчетливо выражен сезонный характер изменений темпов увеличения денежного предложения, резкое увеличение денежной массы М1 в декабре, сменяющееся затем значительным изъятием денег из экономики в январе. Кроме того, можно наблюдать смену режима ряда, поведение которого явно различается на периоде до 1997:08 и на периоде с 1998:09.

Последнее наблюдение совместно с выводом о стационарности ряда относительно стохастического тренда представляется особенно важным для экономической интерпретации полученных результатов. Во-первых, стационарность приростов денежного предложения свидетельствует о невозможности использования их Центральным банком РФ в качестве одной из промежуточных (но не обязательно заявленных) целей денежно-кредитной политики, т.е. осуществлять таргетирование денежного предложения. В нашем случае отклонения от тренда, вызванные реальными и курсовыми шоками, являются перманентными и их влияние на темпы роста денежной массы сохраняются в долгосрочном периоде (если такой термин применим для анализе временного интервала протяженностью около 5 лет).

Во-вторых, время смены трендов (зима 1997/1998 гг.) отражает момент относительной потери Банком России независимости в денежно-кредитной политике. В частности, период с начала 1995 г. до осени 1997 г., когда впервые мировой финансовый кризис затронул Россию, Центральный банк в значительной степени контролировал ситуацию в денежной сфере: курс рубля находился вдали от краев валютного ко-

ридера, приток капитала в виде портфельных инвестиций стерилизовался операциями на высоколиквидном и относительно (по отношению к объему денежной массы) большом рынке внутреннего долга.

Однако с началом кризисных явлений на российском фондовом рынке (конец осени 1997 г.) денежно-кредитная политика ЦБ РФ стала менее независимой от внешних факторов. Так, снижение ликвидности и глубины рынка ГКО–ОФЗ в первой половине 1998 г. ограничило возможности стерилизации снижения денежного предложения из-за оттока капитала, и денежно-кредитная политика стала чрезмерно жесткой. После кризиса августа 1998 г. в условиях фактического отсутствия финансовых рынков возможности стерилизации и управления денежным предложением за исключением операций на валютном рынке денежно-кредитная политика стала, фактически, эндогенной по отношению к динамике платежного баланса, определяемого, в свою очередь, стохастическим процессом движения цен на нефть на мировых рынках.

Денежный агрегат М0

Представленные выше для ряда М1 рассуждения относительно экономической интерпретации полученных результатов в основе своей едины для всех денежных агрегатов. Для возможности сравнения результатов, получаемых для различных денежных рядов, ограничиваем период рассмотрения данного ряда периодом с 1995:06 по 2000:07.

Выраженность возможного излома тренда у ряда М0 не столь велика, как у ряда М1. На наш взгляд это объясняется различием в скорости реструктуризации портфелей населения и предприятий. Динамика агрегата М1, включающего средства на расчетных счетах юридических лиц, быстрее отреагировала на изменение масштаба цен после августа 1998 г., в том числе, за из-за увеличения объема прибыли и уровня денежных расчетов в реальном секторе экономики.

Перестройка портфелей активов населения происходила медленнее, и траектория роста агрегата наличных денег (М0) более плавная. Основными причинами негибкости портфелей населения, по нашему мнению, являлись падение реальных доходов населения (т.е. более медленный по отношению к темпам роста цен темп роста располагаемого дохода) и кризис банковской системы, приведший к «замораживанию» значительной части вкладов населения, что препятствовало превращению их в наличную форму.

Статистические выводы, полученные при применении перечисленных ранее процедур, согласуются между собой: нулевая DS-гипотеза не отвергается, тогда как нулевая TS-гипотеза отвергается; поведение отношений дисперсий Кохрейна также говорит в пользу DS-гипотезы.

Как и ряд M1, ряд M0 классифицируется как интегрированный ряд первого порядка. При этом на периоде до 1997:07 проявляется сезонная компонента, а на периоде после августовского кризиса 1998 г. и излома тренда сезонность не проявляется, но возникает необходимость компенсации пика, приходящегося на декабрь 1999 г.

Денежный агрегат M2

Ограничимся опять рассмотрением общего для всех денежных показателей периода с 1995:06 по 2000:07.

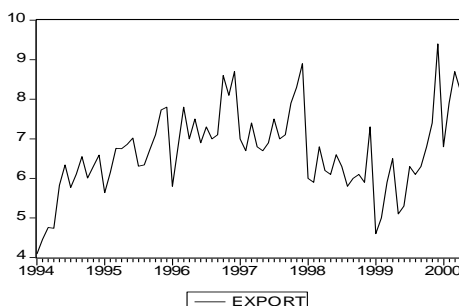
Статистические выводы, полученные при применении всех перечисленных в таблице процедур, согласуются между собой: нулевая DS-гипотеза не отвергается, тогда как нулевая TS-гипотеза отвергается; поведение отношений дисперсий Кохрейна также говорит в пользу DS-гипотезы.

Как и в случае ряда M0, на периоде до 1997:07 проявляется сезонная компонента, но здесь сезонность проявляется и на периоде после августовского кризиса 1998 г. и излома тренда.

Анализ временных рядов для экспорта и импорта

Экспорт

График ряда имеет следующий вид:



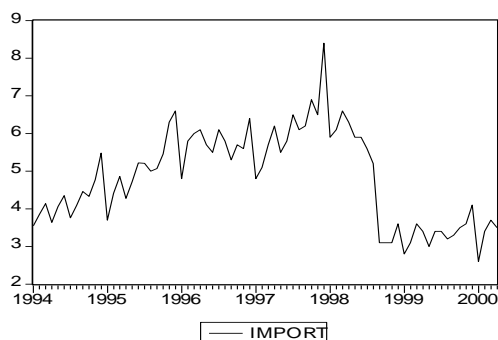
Форма этого графика коренным образом отличается от графиков денежных рядов, более напоминая график стационарного ряда. Сезонный характер графика предполагает проверку наличия единичного корня у ряда, очищенного от детерминированной сезонности.

Результаты применения различных статистических процедур согласуются друг с другом: гипотеза DS в качестве нулевой гипотезы отвергается, тогда как гипотеза TS в качестве нулевой не отвергается; поведение отношения дисперсий Кохрейна говорит в пользу TS-гипотезы.

Вместе с тем необходимо отметить, что динамика объемов экспорта из России в значительной степени определяется движением цен на сырье на мировых рынках, поведение которых, скорее, может рассматриваться как нестационарный случайный процесс. Стационарность ряда экспорта, на наш взгляд, является результатом статистического сглаживания фактических колебаний экспортных доходов. Такое сглаживание возникает в связи с наличием различных по продолжительности для разных товарных групп и разных экспортеров временных лагов между, во-первых, моментом заключения контракта и достижения договоренности о цене и времени поставки товара, а во-вторых, – между моментом поставки товара и временем возвращения экспортной выручки в страну. Статистический же учет экспорта производится по последнему моменту.

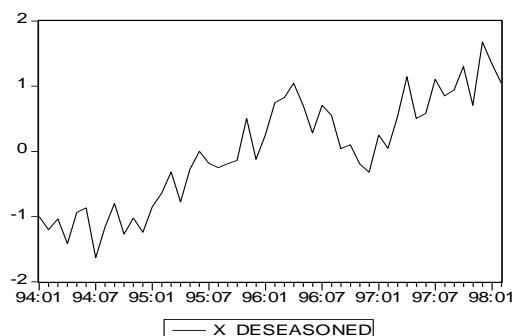
Импорт

График ряда имеет вид:



и указывает на значительное падение объемов импорта в период после 1998:09, которое никак не согласуется с поведением ряда вне этого периода и объясняется внешним по отношению к динамике импорта шоком (девальвацией рубля). Поэтому необходимо проводить отдельный анализ ряда $X_t = Import$ для периода 1994:01–1998:01 ($n=49$) и для периода 1998:10–2000:04 ($n=19$). Ряд в целом имеет выраженный излом со сдвигом уровня и одновременным изменением наклона тренда.

Возьмем для исследования период 1994:01–1998:01. Обращаясь к графику ряда на рассматриваемом интервале, можно заметить весьма выраженный сезонный характер этого ряда с пиками в декабрях и провалами в январях. График «очищенного» ряда имеет вид:



Здесь можно выделить три участка с линейным трендом значений ряда: линейное возрастание в течение 1995 г., линейное убывание в течение 1996 г. и линейное возрастание в течение 1997 г. Кроме того, значимыми являются сезонные компоненты, относящиеся к январю и декабрю. Таким образом, за исключением короткого периода в 1996 г. (возможно, связанного с ростом политической нестабильности в стране), в целом наблюдается тренд с положительным наклоном, угол которого увеличивался от периода к периоду. Такое поведение ряда соответствует характерной траектории ускоряющегося роста импорта в условиях растущего реального курса национальной валюты в период, предшествующий валютному кризису первого поколения (кризис платежного баланса).

Итоги анализа ряда IMPORT на интервале 1994:0–1998:01

Здесь согласия между выводами, полученными при применении различных статистических процедур, нет: две из четырех процедур склоняются к гипотезе TS, а две другие – к гипотезе DS. Как уже отмечалось, такое положение может объясняться недостаточной мощностью использованных критериев, связанной с малым количеством наблюдений на исследованном периоде.

*Анализ ряда доходов федерального бюджета
и ряда налоговых доходов федерального бюджета*

Доходы федерального бюджета

График ряда доходов федерального бюджета $X_t = Dokhfedbud$ имеет вид:

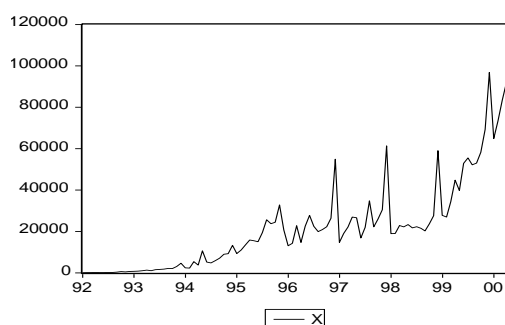


График указывает на наличие детерминированных сезонных составляющих, амплитуда которых резко возрастает с конца 1995 г., когда влияние инфляционного эффекта масштаба цен стало доминирующим по отношению к предшествующей динамике ряда. В связи с этим мы выделим для анализа период 1996:01–2000:05 и рассмотрим на этом интервале ряд, очищенный от детерминированных сезонных составляющих.

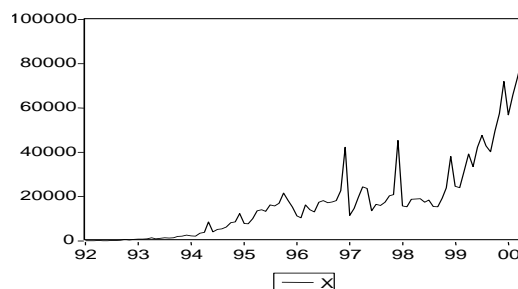
Статистические выводы, полученные при применении перечисленных ранее процедур, согласуются между собой: нулевая DS-гипотеза не отвергается, тогда как нулевая TS-гипотеза отвергается; поведение отношений дисперсий Кохрейна также говорит в пользу DS-гипотезы.

Ряд классифицируется как интегрированный первого порядка. Наличие стохастического тренда отражает наличие перманентного влияния на уровень доходов бюджета со стороны экзогенных реальных и институциональных шоков, связанных как с изменением макроэкономических условий, так и налогового законодательства. В этих условиях эффекты от принимаемых мер экономической политики (как фискальной, так и денежно-кредитной) практически неразличимы в краткосрочной перспективе, поскольку накладываются на эффекты от предыдущих шоков. Более того, в краткосрочном периоде результирующий эффект может иметь противоположный по отношению к целям

принятых мер знак, если влияние от предыдущих негативных шоков накладывается друг на друга.

Налоговые доходы федерального бюджета

График ряда налоговых доходов федерального бюджета $X_t = \text{Nalogdokh}$



весьма похож на график ряда Dokhfedbud (являющегося суммой ряда налоговых и ряда неналоговых доходов). Для анализа опять выделим интервал 1996:01–2000:05 и рассмотрим ряд, очищенный от детерминированных сезонных составляющих.

Статистические выводы, полученные при применении перечисленных ранее процедур, согласуются между собой: нулевая DS -гипотеза не отвергается, тогда как нулевая TS -гипотеза отвергается; поведение отношений дисперсий Кохрейна также говорит в пользу DS -гипотезы.

Ряд классифицируется как интегрированный ряд первого порядка. Интерпретация результатов для ряда налоговых доходов полностью аналогична нашим выводам при анализе ряда полных доходов федерального бюджета. Единственной отличительной чертой в данном случае является более выраженный перелом в случайном тренде в период после августа 1998 г. Данный факт может быть объяснен тем, что в 1996 – первой половине 1998 г. доля неналоговых доходов (в первую очередь, доходов от приватизации) была значительно выше, чем в послекризисный период. Таким образом, снижение неналоговой доли доходов частично компенсировало бурный рост налоговых доходов после августа 1998 г., и динамика совокупных доходов федерального бюджета более плавная.

Анализ временного ряда для данных о темпах инфляции

График ряда имеет следующий вид:

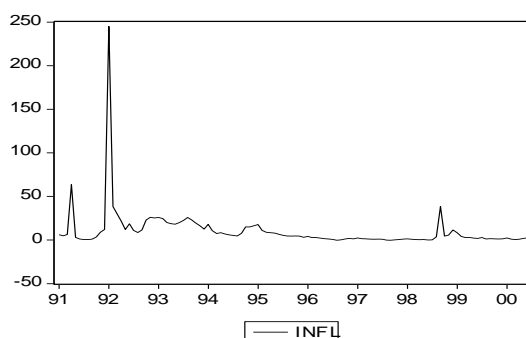


График показывает резкие всплески ряда в апреле 1991 г., в январе-феврале 1992 г. и в сентябре 1998 г., связанные, соответственно, с моментами повышения цен правительством В. Павлова, либерализации цен и инфляционного всплеска после августовского кризиса.

Выделим для исследования промежуток времени между двумя последними всплесками, точнее, период 1992:05–1998:07.

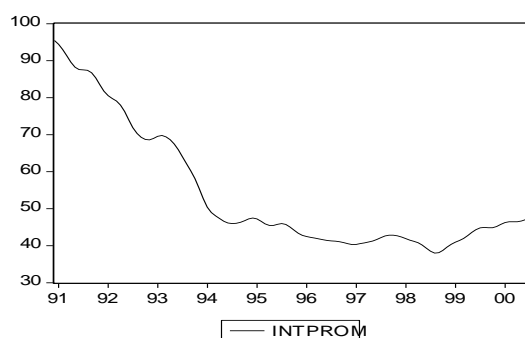
Полученные результаты говорят о том, что на указанном интервале ряд INFL может рассматриваться как интегрированный первого порядка, что находится в согласии с основными представлениями о характере инфляционных процессов. Динамические ряды инфляции в разных странах мира, преимущественно, представляют собой «случайное блуждание». Высокая инерционность темпов роста цен, основанная инерционности ценовых ожиданий экономических агентов, делает влияние шоков перманентным, сохраняющимся на протяжении продолжительного периода. В то же время это затрудняет проведение успешной антиинфляционной политики без наличия высокой степени доверия к намерениям денежных властей.

Для переходных и развивающихся экономик, переживающих частые всплески инфляции и периоды стабилизационной политики, на «случайное блуждание» накладывается понижающий линейный или нелинейный тренд, что затрудняет идентификацию порядка интегрированности ряда. Фактически ряд представляет собой нестационарный стохастический процесс с понижающим дрейфом.

Анализ временного ряда для индекса интенсивности промышленного производства

В качестве исходной информации используются сезонно скорректированные месячные данные, рассчитанные ЦЭК при Правительстве РФ и ИИР Государственного университета – Высшей школы экономики.

График ряда (с учетом сезонной коррекции) выглядит следующим образом:



Если попытаться решить вопрос об использовании для описания ряда модели интегрированного процесса или модели стационарного относительно тренда процесса, то здесь не вполне ясной представляется подходящая модель тренда. С одной стороны, в целом кажется подходящей модель квадратичного тренда. С другой стороны, выделяются более короткие периоды, на которых более предпочтительным представляется линейный тренд. Один из таких периодов – это интервал 1994:01–1998:08. На этом интервале гипотеза единичного корня не отвергается. Однако на более широком интервале 1990:12–1998:08 гипотеза единичного корня отвергается.

На наш взгляд, различие в характере процесса на подпериодах объясняется, в первую очередь, относительно коротким периодом наблюдений (10 лет), тогда как эффекты от изменения фундаментальных факторов, влияющих на динамику промышленного производства, отражаются показателями с низкой частотностью (квартальные или годовые данные) и на сравнимых с длиной ряда периодах. Использование месячных наблюдений в данном случае, хотя формально увеличивает число степеней свободы, не меняет длину ряда с экономической точки зрения.

Как известно из экономической теории, колебания промышленного производства (а также реального ВВП) в долгосрочном периоде определяются действием накладывающихся деловых циклов различной продолжительности, а также сильными реальными макроэкономическими шоками (например, Великая депрессия в США). Краткосрочные отклонения объема выпуска от тренда вызываются шоками экономической политики (денежно-кредитная или курсовая политика, увеличение государственных расходов и т.д.). Основная дискуссия в литературе разворачивается вокруг вопроса о том, является ли тренд стохастическим или детерминированным. Или, другими словами, имеют последствия экономической политики временные или перманентные эффекты.

Очевидно, что имеющийся в нашем распоряжении десятилетний период наблюдений слишком мал для подобных заключений. В то же время попытаемся наметить некоторые гипотезы, вытекающие из полученных результатов, но аккуратное тестирование которых еще предстоит.

Во-первых, ключевым фактором, определяющим динамику промышленного производства в России в 1990–2000 гг., является так называемый трансформационный спад, связанный с переходом от административно-командной к рыночной экономике. Существование такого спада отмечено во всех переходных экономиках и порождает U-образную траекторию движения промышленного производства (и реального ВВП). С математической точки зрения такая траектория может быть описана квадратичным трендом, что и было показано на имеющихся данных.

Во-вторых, история развития экономики России на нисходящем участке траектории соответствует, скорее, случаю детерминированного тренда. Отклонения от отрицательного тренда, например, вследствие попыток «поддержать» производство с помощью денежной эмиссии, имели краткосрочный характер, после чего падение продолжалось. В рамках интерпретации шоков это соответствует случаю транзитивности, и ряд имеет детерминированный тренд. Именно такой результат получен нами при оценке всего периода с конца 1990 по август 1998 г.

В-третьих, с середины 1994 г. можно говорить о замедлении темпов трансформационного спада, когда рыночные механизмы уже стали оказывать влияние на состояние экономики. Однако в отличие от дру-

гих стран Восточной Европы стабилизация на «нижней точке» в России была отложена из-за сохраняющихся высоких темпов инфляции и отсутствия структурных реформ, более масштабного по сравнению с другими странами распространения неплатежей, высокой политической неопределенности и т.д. Таким образом, отрицательный тренд в динамике производства сохранился, но характер процесса поменялся. Колебания траектории усилились.

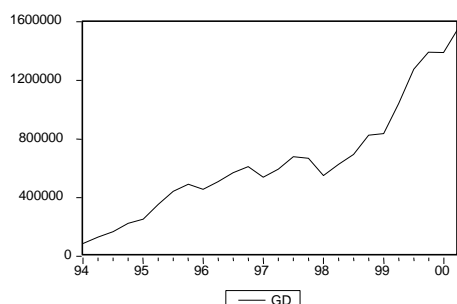
В-четвертых, фактически точка минимума трансформационного спада была пройдена в 1996 г., и рост производства начался уже в 1997 г. Однако из-за резкого ухудшения внешнеэкономической конъюнктуры и мирового финансового кризиса во второй половине 1997 – первой половине 1998 г. на восходящий тренд наложился сильный отрицательный конъюнктурный шок, и темпы прироста промышленного производства стали вновь отрицательными.

Таким образом, динамика промышленного производства с 1994–1995 гг. до августа 1998 г. является результатом одновременного действия нескольких разнонаправленных процессов, результатом действия которых стала нестационарность ряда на данном участке.

В-пятых, в период после кризиса траектория промышленного производства также является результатом наложения трех различных по своей природе реальных шоков: фундаментальный рост экономики после трансформационного спада на основе развития нового рыночного сектора, последевальвационный импортозамещающий рост и крайне благоприятная конъюнктура мировых рынков. К настоящему моменту количество даже месячных наблюдений еще недостаточно для проведения тестов на стационарность ряда, и вопрос о транзитивности или перманентности как названных, так и прочих (со стороны экономической политики) шоков остается открытым.

Анализ временного ряда для валового внутреннего продукта

График этого ряда похож по характеру поведения на графики денежных рядов:



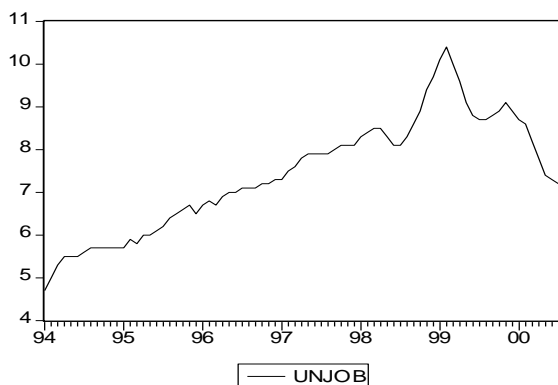
Можно было бы опять рассмотреть в качестве модели порождения ряда модель сегментированного тренда и проверить DS-гипотезу. Однако данных для такого анализа слишком мало (26 наблюдений), и поэтому анализ проводился в рамках более простой модели линейного тренда.

Итоги анализа ряда GDP:

Используемая процедура (критерий)	Исходная (нулевая) гипотеза	
	DS	TS
Критерий Дикки–Фуллера (расширенный)	Неприменим	
Критерий Филлипса–Перрона	Не отвергается	
Критерий DF-GLS	Неприменим	
Критерий KPSS		Результат не ясен

Получение сколь-нибудь надежных статистических выводов оказывается невозможным ввиду слишком малого количества наблюдений.

К данному ряду в равной степени относятся все идеи, высказанные нами при интерпретации результатов анализа ряда динамики промышленного производства.

Анализ временного ряда для уровней безработицы

Для анализа выбираем период 1994:01–1998:04, на котором ряд ведет себя более или менее однородным образом.

Статистические выводы, полученные при применении перечисленных в таблице процедур, согласуются между собой: нулевая DS-гипотеза отвергается, тогда как нулевая TS-гипотеза не отвергается; поведение отношений дисперсий Кохрейна также говорит в пользу TS-гипотезы.

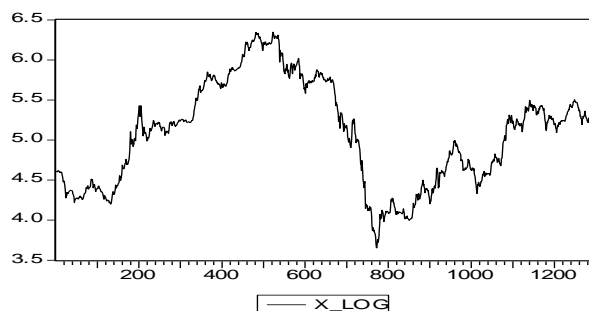
Экономическая интерпретация полученных результатов очевидна. В условиях трансформационного спада динамика безработицы в целом повторяет динамику спада производства, так как на участке спада высвобождение рабочих на закрывающихся предприятиях идет быстрее, чем рост занятости на новых производствах. Однако в России значительное влияние на данные о количестве безработных оказали скрытая безработица (когда неработающие предприятия формально не увольняли рабочих), а также низкое качество статистики безработицы. Таким образом, ряд безработицы получается более гладким, чем ряды промышленного производства или ВВП, и его стационарность относительно линейного тренда не отвергается.

Анализ временного ряда для индекса РТС-1

В отличие от всех ранее рассмотренных рядов здесь мы имеем дело с рядом дневных значений $X_t = RTS1$.

Имея в виду обычную практику построения моделей рядов высокочастотных финансовых показателей, а именно, построение моделей

для ряда $Z_t = \ln X_t - \ln X_{t-1}$, мы рассмотрим вопрос о принадлежности классу DS- или TS-ряда $Y_t = \ln X_t$, график которого имеет вид:



(на горизонтальной оси указаны номера последовательных наблюдений – всего 1294 наблюдения).

Отвергнуть DS-гипотезу для ряда Y_t , рассматриваемого на всем периоде наблюдений, конечно, сложно, если в качестве альтернативы рассматривать стационарный или стационарный относительно линейного тренда ряд, тем более, что в уравнение, оцениваемое при применении расширенного критерия Дикки–Фуллера, здесь приходится включать большое количество запаздывающих разностей: даже при включении 36 запаздывающих разностей последние две разности остаются статистически значимыми.

Статистические выводы, полученные при применении подходящих процедур, согласуются между собой: нулевая DS-гипотеза не отвергается, тогда как нулевая TS-гипотеза отвергается; поведение отношений дисперсий Кохрейна также говорит в пользу DS-гипотезы.

Возможно, однако, что гипотезу DS для ряда Y_t можно отвергнуть на более коротких промежутках времени, естественно выделяющихся при взгляде на график ряда на всем интервале наблюдений. Такой анализ проводился на интервалах с 1 по 500 наблюдение, с 545 по 649 наблюдение, с 650 по 776 наблюдение и с 777 по 1294 наблюдение.

Период с 1 по 500 наблюдение (с 01/09/95 по 03/09/97) соответствует общей тенденции возрастания индекса РТС-1.

Статистические выводы, полученные при применении перечисленных ранее процедур, согласуются между собой: нулевая DS-гипотеза не отвергается, тогда как нулевая TS-гипотеза отвергается; поведение отношений дисперсий Кохрейна также говорит в пользу DS-гипотезы.

Период с **545 по 649** наблюдение (с **05/11/97 по 08/04/98**) соответствует общему снижению индекса РТС-1.

Статистические выводы, полученные при применении перечисленных ранее процедур, говорят скорее в пользу TS-гипотезы: хотя интерпретация результатов применений критерия KPSS затруднительна, остальные процедуры склоняются в пользу TS-гипотезы.

Следующий рассматриваемый интервал – период с **650 по 776** наблюдение (**09/04/98-08/10/98**) – последний этап общего снижения индекса РТС-1 перед началом периода его возрастания.

Статистические выводы, полученные при применении перечисленных ранее процедур, говорят скорее в пользу DS-гипотезы.

Рассмотрим, наконец, отрезок наблюдений с **777 по 1294** наблюдение (**09/10/98-31/10/00**) – период общего возрастания индекса РТС-1:

Статистические выводы согласуются между собой: нулевая DS-гипотеза не отвергается, тогда как нулевая TS-гипотеза отвергается; поведение отношений дисперсий Кохрейна также говорит в пользу DS-гипотезы.

Общие итоги:

Интервал наблюдений	Предпочтительная модель (DS или TS)
01/09/95-31/10/00 (полный)	DS
01/09/95-03/09/97	DS
05/11/97-08/04/98	TS
09/04/98-08/10/98	DS
09/10/98-31/10/00	DS

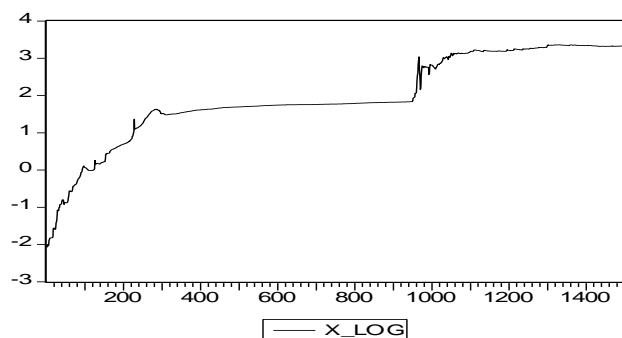
Результаты для ряда российского фондового индекса соответствуют общим экономическим представлениям о характере поведения подобных финансовых рядов. Нестационарность фондовых индексов и курсов отдельных акций является достаточно общим свойством как развитых, так и для развивающихся рынков. Наши результаты свидетельствуют, что как на всем периоде, так и практически на всех подпериодах ряд фондового индекса РТС соответствовал процессу «случайного» блуждания. Единственный участок, на котором гипотеза о стационарности ряда не может быть отвергнута, относится к крайне непродолжительному периоду начального этапа финансового кризиса в России 1998 г., и правомочность выделения его в самостоятельный подпериод может быть поставлена под сомнение.

Следование процессу «случайного блуждания» обычно интерпретируется в теории финансов и финансовых рынков как свидетельство в пользу гипотезы эффективных рынков (в слабой форме). На наш взгляд, такой результат был бы крайне важен для анализа российских финансовых рынков. Однако знание характеристик рынка (капитализация компаний, стратегия основных участников, количество торгуемых акций, ликвидность и т.д.) не позволяет нам утверждать, что на основании полученных результатов гипотеза об эффективности рынка не отвергается.

Анализ временного ряда «обменный курс рубля»

Как отмечается, например, в работе¹¹, в настоящее время среди экономистов имеется определенное согласие в том, что в эпоху после Бреттон-Вудса ряды номинальных значений обменных курсов могут иметь единичные корни, т.е. относиться к классу DS -рядов. В этой же работе на основании анализа месячных данных за период с января 1980 г. по июль 1997 г. к этому классу были отнесены ряды логарифмов номинальных значений обменных курсов DM -USD, GBP -USD, YEN -USD и CAD -USD. Такая классификация дала возможность проведения дальнейшего анализа связей между этими обменными курсами с целью проверки выполнения теории паритета покупательной способности для различных пар стран.

Мы также будем проводить анализ ряда логарифмов $Y_t = \ln X_t$, ($X_t = Rubkurs$), график которого имеет вид:



¹¹ *Nadal-De Simone F., W.A. Razzak. Nominal Exchange Rates and Nominal Interest Rate Differentials. IMF Working Paper, 1999. WP/99/141.*

В данном исследовании мы рассмотрели динамику ряда только за пределами валютного коридора, существовавшего с июня 1995 г. по август 1998 г., т.е. на интервалах, где режим валютного курса был плавающим.

Суммируем полученные результаты.

Интервал наблюдений	Предпочтительная модель (DS или TS)
01/07/92-26/08/94	DS
11/01/99-01/11/00	TS
11/01/99-22/12/99	Ясности нет
25/01/00-28/07/00	DS

Таким образом, полученные результаты лишь отчасти подтверждают мнение о том, что ряды номинальных значений обменных курсов валют имеют единичный корень (т.е. относятся к классу DS-рядов). Это ограничивает возможность проведения проверки выполнимости закона паритета покупательной способности в парах, включающих российский рубль и основные иностранные валюты.

Заметим в заключение, что мы не рассматривали здесь эффекты дней недели и банковских каникул. В этом отношении можно сослаться на работу *Copeland*¹², который, проведя соответствующее исследование, не обнаружил заметного влияния на критерии единичного корня введения дополнительных объясняющих переменных, принимающих во внимание возможное проявление таких эффектов.

Полученные результаты, так же как и для большинства других рассматриваемых рядов, согласуются с общими представлениями о поведении макроэкономических и финансовых переменных в заданных условиях. Так, практически на всем рассматриваемом участке, за исключением 1999 г. – о чем будет сказано особо, – динамика курса рубля к доллару соответствовала нестационарному процессу, имеющему единичный корень. Курс рубля находился в свободном плавании, и в целом на периоде Центральный банк РФ мало влиял на темпы его изменения.

На периоде 1999 г. курс рубля является стационарным относительно линейного тренда. В частности, это связано с тем, что на данном временном интервале, несмотря на формальное действие режима пла-

¹² *Copeland L.S.* Cointegration Tests with Daily Exchange Rate Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1991. 53. P. 185–198.

вающего обменного курса, существовали сильные ограничения на операции на валютном рынке. В частности, официальный курс российской валюты устанавливался на основе результатов торгов на утренней сессии, доступ к которой имели только участники внешнеторговых операций, и ситуация на которой полностью контролировалась Банком России. Как было показано в рамках проекта ИЭПП «Анализ макроэкономических и институциональных проблем финансового кризиса в России, разработка программы преодоления его последствий и достижение финансовой стабилизации. Взаимодействие между финансовыми индикаторами и характеристиками реального сектора», динамика курса на утренней сессии была стационарной относительно детерминированного линейного тренда, тогда как движение курса на дневной сессии соответствовало процессу «случайного блуждания».

Заключение

Основной результат, полученный в проведенном исследовании, суммирован в следующей таблице:

Ряд	Частота наблюдений	Интервал наблюдений	Анализируемый интервал	DS или TS
M1	месяц	1995:06 – 2000:07	1995:06 – 2000:07	DS
M0	месяц	1990:12 – 2000:07	1995:06 – 2000:07	DS
M2	месяц	1990:12 – 2000:07	1995:06 – 2000:07	DS
EXPORT	месяц	1994:01 – 2000:04	1994:01 – 2000:04	TS
IMPORT	месяц	1994:01 – 2000:04	1994:01 – 1998:01	?
IMPORT	месяц	1994:01 – 2000:04	1998:10 – 2000:04	?
DOKHFEDBUD	месяц	1992:01 – 2000:05	1992:01 – 1993:09	?
DOKHFEDBUD	месяц	1992:01 – 2000:05	1993:10 – 1995:05	?
DOKHFEDBUD	месяц	1992:01 – 2000:05	1996:01 – 2000:05	DS
NALOGDOKH	месяц	1992:01 – 2000:05	1996:01 – 2000:05	DS
INFL	месяц	1991:01 – 2000:08	1992:05 – 1998:07	DS
INTPROM	месяц	1990:12 – 2000:07	1990:12 – 1998:08	TS
INTPROM	месяц	1990:12 – 2000:07	1994:01 – 1998:08	DS
UNJOB	месяц	1994:01 – 2000:08	1994:01 – 1998:04	TS
GDP	квартал	1994:2 – 2000:2	1994:2 – 2000:2	?
RTS1	день	01/09/95 – 31/10/00	01/09/95 – 03/09/97	DS
RTS1	день	01/09/95 – 31/10/00	05/11/97 – 08/04/98	TS
RTS1	день	01/09/95 – 31/10/00	09/04/98 – 08/10/98	DS
RTS1	день	01/09/95 – 31/10/00	09/10/98 – 31/10/00	DS
RTS1	день	01/09/95 – 31/10/00	01/09/95 – 31/10/00	DS
RUBKURS	день	01/07/92 – 01/11/00	01/07/92 – 26/08/94	DS
RUBKURS	день	01/07/92 – 01/11/00	11/01/99 – 22/12/99	?
RUBKURS	день	01/07/92 – 01/11/00	11/01/99 – 01/11/00	TS
RUBKURS	день	01/07/92 – 01/11/00	25/01/00 – 28/07/00	DS

Как видно из приведенной таблицы, большинство исследованных рядов имеет тип DS, т.е. эти ряды являются нестационарными в уровнях и стационарными в разностях и не относятся к классу рядов, стационарных относительно детерминированного тренда. Только лишь ряды, характеризующие экспорт и безработицу, могут рассматриваться на исследованных периодах времени как стационарные относительно детерминированного тренда. Ряд РТС-1 можно рассматривать как стационарный (относительно тренда) в предкризисный период (05/11/97–08/04/98), но уже в кризисный период (09/04/98–08/10/98) он переходит в класс DS-рядов.

Практически все ряды имеют излом тренда, приходящийся на вторую половину 1998 г., что, по-видимому, связано с изменением условий экономического развития после августовского кризиса 1998 г.

Исследование сравнительного качества прогнозов некоторых макроэкономических рядов РФ, получаемых по фиксированным и рекурсивным TS- и DS-моделям

Для исследования использовались ежемесячные данные Госкомстата РФ, Центрального банка РФ, Министерства финансов РФ и Центра экономической конъюнктуры по макроэкономическим показателям Российской Федерации (денежные агрегаты M0, M1, M2, экспорт, налоговые доходы федерального бюджета РФ, уровень безработицы, индексы промышленного производства) за период 1994–2001 гг. При этом моделирование осуществлялось на более коротком интервале, чтобы иметь возможность анализировать ошибки прогнозирования вперед на различные периоды. В качестве показателей качества прогнозов берутся:

RMSE = среднеквадратическая ошибка;

MAE = средняя абсолютная ошибка;

MAPE = средняя абсолютная процентная ошибка.

Таблицы исходных данных и полные результаты исследования приведены в работе (см. сноску 1).

*Денежные ряды***М0**

При исследовании этого ряда, а также рядов М1 и М2 мы рассматриваем месячные данные за период с 1995:06 по 2001:02, используя результаты, полученные в отношении этих трех рядов на периоде с 1995:06 по 2000:07 в работе (см. сноску 1). Для всех трех рядов базовая модель оценивается на периоде до 2000:07. Последовательные одношаговые прогнозы строятся сначала для периода с 2000:08 до 2001:02.

Имея в виду задачу сравнения прогнозов, получаемых по моделям TS- и DS-рядов, мы строим по периоду 1995:06–2000:07 подходящие авторегрессионные модели обоих типов – DS и TS. Среди альтернативных вариантов модели одного типа (TS или DS) отбираем модель авторегрессии, порядок которой определяется по наименьшему значению SIC информационного критерия Шварца (байесовского информационного критерия), проходящую стандартные диагностические тесты.

Сначала строим DS-модели с инновационным выбросом (IO) и аддитивным выбросом (AO) (дата излома 1999:01). В обеих моделях порядок авторегрессионной составляющей равен 13.

Затем строим TS-модели. TS-модель, допускающая сдвиг траектории и изменение наклона тренда в форме инновационного выброса с датой излома 1999:01 – авторегрессия порядка 14. TS-модель, допускающая изменение наклона тренда в форме аддитивного выброса с датой излома 1999:01 – авторегрессия порядка 13.

После этого производится имитация построения в реальном времени последовательности прогнозов на один шаг вперед на периоде 2000:08–2001:02 в двух вариантах:

по фиксированной модели, оцененной на базовом периоде;

по рекурсивной модели, имеющей ту же структуру, что и модель, оцененная на базовом периоде, но коэффициенты которой переоцениваются «по мере поступления новых данных».

Итоги исследования прогнозов на один шаг вперед для ряда М0. Среди фиксированных моделей в зависимости от типа выброса (инновационный – IO или аддитивный – AO) лучшей оказывается либо TS-, либо DS-модель. В целом рекурсивные модели дают лучшие прогнозы по сравнению с фиксированными моделями. При этом сре-

ди рекурсивных моделей ни одна из двух (TS или DS) не является предпочтительной.

М1

И среди фиксированных, и среди рекурсивных моделей для каждого из двух типов выбросов (инновационный или аддитивный) лучшими по всем трем характеристикам точности прогнозов оказываются DS-модели. При этом рекурсивные модели не обязательно дают лучшие прогнозы по сравнению с фиксированными моделями. Для обоих типов выбросов наилучшей оказалась фиксированная DS-модель.

Приведем результаты комбинированных прогнозов, получаемых следующими способами:

(а) на каждом шаге построения рекурсивных прогнозов в качестве прогнозного берется среднее арифметическое всех четырех рассмотренных выше рекурсивных прогнозов;

(б) на каждом шаге построения рекурсивных прогнозов в качестве прогнозного берется прогноз по модели, давшей наилучший прогноз значения ряда на предыдущем шаге.

Модели, давшие наилучшие прогнозы на 1, 2, ..., 7 шагах, соответственно:

DS_IO, DS_IO, TS_AO, DS_IO, DS_IO, TS_IO, TS_IO.

Хотя модель DS_AO ни на одном из 7 шагов не дала наилучшего прогноза, она, тем не менее, оказалась лучшей среди рассмотренных рекурсивных моделей по совокупности прогнозов.

Выбор модели, которая была наилучшей на предыдущем шаге, приводит к несколько худшим значениям трех характеристик полученной последовательности прогнозов по сравнению с простым усреднением альтернативных вариантов прогнозов. В то же время простое усреднение прогнозов служит лишь защитой от следования только одной модели, которая может в результате дать наихудшую последовательность прогнозов.

М2

В целом рекурсивные модели дают худшие прогнозы по сравнению с фиксированными моделями. Лучшей и в классе моделей с аддитивным выбросом, и в классе моделей с инновационным выбросом оказалась фиксированная DS-модель.

Проведенное эконометрическое моделирование и оценка различных методов прогнозирования денежных агрегатов M0, M1 и M2 пока-

зали, что для M1 и M2 наилучшей является фиксированная DS-модель, так что прогнозирование наиболее точно осуществляется для приростов денежных агрегатов без переоценки моделей. Содержательно это означает, что в то время как данные указывают на наличие стохастического тренда в динамике денежных агрегатов, приросты агрегатов вполне прогнозируемы. Это соответствует тому, что в относительно стабильных условиях Центральный банк придерживается стабильных ориентиров в проведении денежно-кредитной политики (как в отношении денежной базы, так и в отношении мультипликатора).

Полученный результат о том, что для прогнозирования временного ряда M0 предпочтительнее использовать рекурсивные модели, указывает на то, что этот ряд подвержен более динамичным изменениям. Одно из объяснений этого может заключаться в том, что предложение наличных денег в отсутствие эффективных инструментов для стерилизации может зависеть от предложения валюты на валютном рынке, а значит, Центральный банк не может жестко контролировать M0.

Экспорт

По результатам анализа данных за период с 1994:01 по 2000:04 этот ряд был отнесен к классу TS-рядов и квалифицирован как стационарный ряд с ненулевым средним. Мы рассмотрим поведение прогнозов для этого ряда на интервале 2000:05–2000:12. Авторегрессионные модели поведения этого ряда оценивались на базовом периоде 1994:01–2000:4.

И среди фиксированных, и среди рекурсивных моделей лучшими оказываются DS-модели. И среди DS-моделей и среди TS-моделей лучшими оказываются рекурсивные модели. Наилучшей является рекурсивная DS-модель.

Экспорт Российской Федерации более чем наполовину состоит из экспорта минерального сырья, черных и цветных металлов, цены на которые в значительной степени волатильны и определяются на мировых рынках ресурсов. Эти цены, в частности цены на нефть, являются нестационарными, что в значительной степени определяет наличие стохастического тренда во временном ряде экспорта. Дополнительной особенностью является то, что прогнозирование экспорта в приростах на рассматриваемом временном интервале лучше осуществляется на основе рекурсивных моделей. Это обстоятельство может быть частич-

но объяснено изменением структуры экспорта, что привносит дополнительные инновации в рассматриваемый временной ряд.

Налоговые доходы федерального бюджета

На периоде с 1996:01 по 2000:05 ряд был классифицирован как DS-ряд.

И среди фиксированных, и среди рекурсивных моделей для каждого из двух типов выбросов (инновационный или аддитивный) лучшими по указанным характеристикам точности прогнозов оказываются DS-модели. При этом рекурсивные модели не обязательно дают лучшие прогнозы по сравнению с фиксированными моделями. Наилучшей для инновационного выброса оказалась фиксированная DS-модель, а наилучшей для аддитивного выброса оказалась рекурсивная DS-модель.

При прогнозировании налоговых доходов федерального бюджета также оказалось, что данный временной ряд лучше прогнозировать в приростах. Как видно из динамики, ряд имеет значительную сезонную составляющую со значительными отклонениями в отдельные годы. Возможно, поэтому рекурсивные модели не всегда лучше фиксированных, даже несмотря на налоговую реформу, проводимую в последние годы, которая не могла не сказаться на величине и динамике налоговых поступлений в федеральный бюджет РФ. Более подробно исследование качества прогнозирования налоговых доходов и поступлений отдельных налогов приведено в главе 5 работы¹³.

Безработица

Для анализа временного ряда безработицы используем период с 1994:01 по 1998:04, на котором этот ряд был определен как стационарный относительно линейного тренда. В качестве базового берем период с 1994:01 по 1997:09. Прогнозы будем производить, как и для предыдущих рядов, на последующие 7 месяцев.

И среди фиксированных, и среди рекурсивных моделей несколько лучшими оказываются TS-модели. В целом все 4 модели имеют очень близкие показатели качества прогнозов. Как видно из графика динамики безработицы, этот показатель имеет достаточно стабильную динамику без резких колебаний с выраженным повышающимся трендом.

¹³ Проблемы прогнозирования некоторых макроэкономических показателей. Научные труды ИЭПП. М., 2002. № 46Р.

Статистика по безработице в Российской Федерации очень слабо отражает занятость трудовых ресурсов, и это объясняется тем, что довольно большое количество работников формально числятся на предприятиях, работая неполную неделю или неполный рабочий день (некоторые предприятия формально функционируют, не работая на практике и т.п.). В целом официальная статистика по безработице является достаточно инертным, нетрудно прогнозируемым показателем, что и объясняет полученные при анализе результаты.

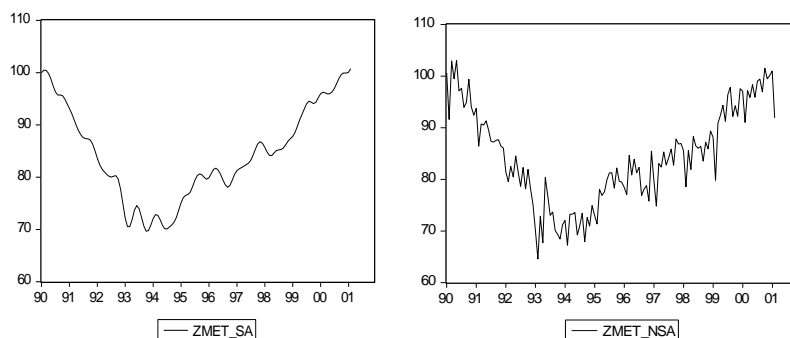
Индекс интенсивности промышленного производства

Возьмем для рассмотрения докризисный период с 1994:01 по 1998:08, на котором ряд индекса интенсивности промышленного производства (сезонно сглаженный) был классифицирован как DS.

Ни одна из моделей не имеет определенного преимущества перед другими. Это согласуется с тем, что в краткосрочной перспективе (сглаженный) индекс промышленного производства имеет достаточно предсказуемую динамику и не содержит сезонных колебаний, которые можно было бы легко учитывать в эконометрических моделях временных рядов.

Индекс интенсивности производства цветных металлов

Индекс интенсивности производства цветных металлов был выбран в качестве примера для анализа индекса отраслевого промышленного производства. На всем периоде регистрации этого индекса графики поведения самого индекса и его сезонно скорректированного варианта имеют следующий вид:



Здесь мы выделим для рассмотрения период с 1994:01 до 2001:02. При этом мы избегаем проблем с идентификацией момента излома ряда и вместо этого проанализируем как сам ряд, так и его сезонно скор-

ректированный вариант. Как и при исследовании предыдущих рядов, будем получать одношаговые прогнозы на один шаг вперед для 7 будущих моментов времени. Поэтому первоначально построим авторегрессионные модели на периоде с 1994:01 до 2000:07.

Нескорректированный ряд.

И среди TS-, и среди DS-моделей лучшие характеристики имеют прогнозы по фиксированным моделям. Прогноз по фиксированной TS-модели несколько лучше прогноза по фиксированной DS-модели с точки зрения RMSE, но несколько хуже последнего с точки зрения двух других характеристик. В целом все четыре прогноза имеют весьма близкие характеристики.

Сезонно-скорректированный ряд.

И среди фиксированных, и среди рекурсивных моделей лучшими являются DS-модели. Среди этих двух DS-моделей несколько лучшей оказалась фиксированная модель, хотя различие между характеристиками прогнозов очень мало.

Сравнение прогнозов, полученных по выбранным моделям, с «наивными» прогнозами

Выше мы провели сравнение прогнозов для нескольких временных рядов по фиксированным и рекурсивным моделям в уровнях и в разностях.

При этом для наилучших среди рассмотренных по каждому ряду альтернативных вариантов были получены следующие средние процентные ошибки (MAPE):

Ряд	MAPE
M1	3.119
M0	3.748
M2	2.814
Экспорт	7.363
Безработица	0.724
Индекс интенсивности промышленного производства	0.098
Индекс интенсивности производства цветных металлов (NSA)	2.171
Индекс интенсивности производства цветных металлов (SA)	0.063

Если формально упорядочить список этих рядов по величине MAPE, то наихудший прогноз получен для ряда «Экспорт», а наилучший – для ряда «Индекс интенсивности производства цветных металлов (SA)». Последнее, конечно, объясняется гладкостью траекторий сезонно скорректированного ряда и самой методикой построения сезонно скорректированного ряда, принимающей во внимание будущие значения «сырого» ряда.

Вспомним, однако, общий характер поведения данных рядов на рассмотренных периодах времени.

Все эти ряды, за исключением ряда «Экспорт», имеют на рассмотренных периодах выраженный линейный тренд. Поэтому представляется естественным сравнить результаты прогнозирования по выбранным выше моделям, для которых приведены соответствующие значения MAPE, с результатами «наивных» прогнозов, строящихся по линейному тренду, выделенному из данных на периоде оценивания или на части этого периода (если на всем периоде оценивания происходит заметное изменение наклона тренда – см. денежные ряды).

Для рядов с изломом детерминированного тренда используем для выделения линейного тренда интервалы времени, следующие за моментом излома, указанным процедурой Перрона в модели с аддитивным выбросом.

Для удобства значения MAPE для каждого ряда, полученные по модели линейного тренда и по ранее подобранной модели, сведем в одну таблицу.

Ряд	MAPE Подобранная модель	MAPE Модель линейного тренда
M1	3.119	7.770
M0	3.748	8.550
M2	2.814	5.912
Экспорт	7.363	20.166
Безработица	0.724	0.704
Индекс интенсивности промышленного производ- ства	0.098	2.471
Индекс интенс. пр-ва цвет- ных металлов (NSA)	2.171	3.364
Индекс интенс. пр-ва цвет- ных Металлов (SA)	0.063	2.694

Из этой таблицы видно, что для денежных рядов средняя процентная ошибка прогноза по ранее подобранной модели в два с лишним

раза меньше ошибки прогноза по оцененному линейному тренду. Для экспорта первая ошибка меньше в 2,7 раза, а по индексу производства цветных металлов (NSA) – примерно в 1,5 раза.

Для сезонно скорректированных рядов – индекса интенсивности промышленного производства и индекса интенсивности производства цветных металлов наблюдается наиболее существенное снижение ошибки прогнозов по сравнению с прогнозом по линейному тренду: в 25,2 и 42,8 раза соответственно.

Наконец, для ряда, описывающего динамику безработицы, прогноз по оцененному линейному тренду оказался даже лучше, чем по подобранной ранее TS-модели. И это несмотря на то, что на периоде оценивания для последней модели

$$R^2_{adj} = 0.989, AIC = -1.96, SIC = -1.84,$$

тогда как для оцененной модели линейного тренда

$$R^2_{adj} = 0.981, AIC = -1.31, SIC = -1.23,$$

т.е. на периоде оценивания модель линейного тренда хуже по всем трем показателям.

Влияние на сравнительное качество последовательностей прогнозов длины интервала, на котором это сравнение производится

Те же самые методы, которые были использованы для прогнозирования выше, применялись для проверки качества прогнозирования на более длительном интервале. Это необходимо для того, чтобы понять, сохраняются ли отмеченные выше тенденции (в отношении сравнительного качества прогнозов по альтернативным моделям) при расширении интервала, для которого строится последовательность одношаговых прогнозов.

В качестве расширенных интервалов были взяты:

- для денежных рядов – интервал 2000:08–2001:11;
- для экспорта – интервал 2000:05–2001:08;
- для налоговых доходов – интервал 2000:06–2001:09.

При расчете характеристик качества прогнозов по 7 (или 8 для временного ряда экспорта) последовательным прогнозам рекурсивные модели оказались лучшими только в 41,7% случаев, а при расчете характеристик качества прогнозов по 16 последовательным прогнозам

рекурсивные модели оказались лучшими в 90,9% случаев. Лучшее качество прогнозирования рекурсивных моделей на более длительный период можно объяснить тем, что они дополнительно учитывают инновации и возможные изменения в структуре временного ряда и используют эту информацию для прогнозирования. Наличие такого рода изменений и структурных сдвигов может быть обусловлено многими причинами, главными среди которых являются трансформационные сдвиги в переходной экономике РФ, научно-технический и технологический прогресс, экзогенное влияние внешнеэкономических факторов и различных шоков и др.

Источники ошибок прогнозов и некоторые методы их коррекции

Экономические прогнозы, получаемые стандартными эконометрическими методами, часто оказываются довольно неточными, и это достаточно хорошо иллюстрируется результатами анализа нескольких российских макроэкономических рядов, приведенными выше.

Детальному рассмотрению причин ошибок прогнозирования экономических временных рядов и теоретическому обоснованию некоторых эмпирических процедур, часто приводящих на практике к улучшению прогнозов, посвящены две недавно изданные книги *Clements M.P., D.F. Hendry (1998)*¹⁴ и *Clements M.P., D.F. Hendry (2001)*¹⁵.

Заметим, что, используя для прогнозирования стохастические модели, мы просто по этой причине практически никогда не можем абсолютно точно предсказать будущие значения ряда, даже если нам известна истинная модель порождения данных (процесс порождения данных, *data generating process – DGP*), так что ошибка предсказания в таких моделях существует всегда, и эти ошибки накапливаются в процессе динамического прогнозирования на несколько периодов времени вперед. К этим ошибкам, проистекающим из самой природы процесса порождения данных, добавляются также ошибки, связанные с незна-

¹⁴ *Clements Michael P., D.F.Hendry. Forecasting Economic Time Series. Cambridge: Cambridge University Press. The Marshall Lectures on Economic Forecasting, 1998b.*

¹⁵ *Clements Michael P., D.F.Hendry. Forecasting Non-stationary Economic Time Series. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2001.*

нием процесса порождения данных и, как следствие, вынужденным использованием для целей прогнозирования статистической модели (*statistical model – SM*), которая строится на основании той или иной экономической теории, более ранних аналогичных исследований и характера имеющихся в распоряжении статистических данных и, как правило, не совпадает с (истинным) процессом порождения данных.

Clements и *Hendry* анализируют относительное влияние на качество прогнозов каждого из перечисленных возможных источников ошибок прогнозов и приходят к выводу о том, что наиболее драматическое ухудшение качества прогнозов связано со скачкообразным изменением параметров DGP при переходе от периода, на котором модель подбирается и оценивается, к периоду, для которого прогноз собственно и составляется. Разумеется, при этом имеется в виду, что построенная статистическая модель не учитывает (не предполагает) такого изменения DGP.

Календарный эффект

Для переменных интервального типа некоторую роль в возникновении ошибок прогноза может играть неучет календарного фактора. Рассмотрим в этой связи влияние календарного фактора, учитывающего количество дней в месяце, на характеристики прогнозов денежных рядов.

Для учета календарного фактора дополним правые части использованных ранее фиксированных моделей с аддитивным выбросом переменной, значения которой равны количеству дней в месяце (31, 30, 28 или 29).

Для ряда M0:

	2000:08–2001:02		2000:08–2001:11	
	Без учета	С учетом	Без учета	С учетом
RMSE	20762.60	19773.54	24404.03	23987.22
MAE	19084.87	17246.75	21787.85	21443.12
MAPE	5.247909	4.757094	5.128878	5.00533

Переменная, отражающая календарный эффект, имеет статистически незначимый коэффициент (Р-значение=0.2248). Ее учет привел к некоторому, но не очень существенному улучшению характеристик прогнозов, вычисляемых и для короткого, и для расширенного интервала.

Для ряда M1:

	2000:08–2001:02		2000:08–2001:11	
	Без учета	С учетом	Без учета	С учетом
RMSE	30788.31	30803.10	35259.73	35139.85
MAE	25004.23	25015.30	30334.93	30190.61
MAPE	3.119278	3.119104	3.362247	3.347867

Здесь коэффициент при календарной переменной также статистически незначим, но с существенно большим Р-значением (0.8588). При учете этой переменной характеристики прогнозов практически не изменяются.

Для ряда M2:

	2000:08–2001:02		2000:08–2001:11	
	Без учета	С учетом	Без учета	С учетом
RMSE	41472.50	41062.65	37951.93	38869.82
MAE	30513.84	30165.17	31062.16	31184.74
MAPE	2.847573	2.806430	2.598554	2.619281

Коэффициент при календарной переменной статистически незначим с Р-значением 0.83788. При учете этой переменной характеристики прогнозов незначительно улучшаются на коротком периоде и незначительно ухудшаются на расширенном периоде.

Коррекция прогнозов методами «back-on-track» и «back-on-average»

Мы исследовали также возможность улучшения качества прогнозов путем коррекции получаемых на каждом шаге прогнозов с использованием метода «back-on-track» и его модификации – метода «back-on-average».

Методика «back-on-track» состоит в коррекции каждого очередного одношагового прогноза, построенного по фиксированной модели, прибавлением ему наблюдаемой ошибки предыдущего прогноза, построенного по той же модели.

Предложенная нами модификация метода «back-on-track» отличается от последнего тем, что к каждому очередному одношаговому прогнозу, построенному по фиксированной модели, прибавляется среднее арифметическое наблюдаемых ошибок предыдущих одношаговых прогнозов, построенных по той же модели. Мы называем эту модификацию методом «back-on-average» или, для краткости, «back-on-ave».

Некоторые выводы из полученных результатов

Для сравнения результатов прогнозирования суммируем полученные результаты. Приведенная ниже таблица показывает ранжирование различных моделей прогнозирования. В каждой строке ранг 1 соответствует модели с наименьшим значением MAPE (вычисленным, соответственно, по 7, 8 или 16 точкам), а ранг 8 – модели с наибольшим значением MAPE (MAPE – средняя абсолютная процентная ошибка последовательности одношаговых прогнозов). Таким образом, прогнозы по модели, имеющей ранг 1, наилучшие (с точки зрения MAPE), а прогнозы по модели, имеющей ранг 8, наихудшие в соответствующей строке.

Для краткости в таблице обозначено:

- Fix – прогнозирование по фиксированной модели;
- Rec – прогнозирование по рекурсивной модели;
- Track – коррекция прогнозов методом «back-on-track»;
- Ave – коррекция прогнозов методом «back-on-ave».

Ряд/Тип	Кол-во точек	DS-модели				TS-модели			
		Fix	Track	Ave	Rec	Fix	Track	Ave	Rec
M1/DS аддит	7	2	8	3	4	6	7	1	5
	16	2	4	1	3	8	5	7	6
M1/DS иннов	7	1			3	2			4
	16	1			2	4			3
M0/DS аддит	7	4			1	3			2
	16	5	6	4	1	8	3	7	2
M0/DS иннов	7	1-2			3	4			1-2
	16	3			1	4			2
M2/DS аддит	7	2			3	1			4
	16	2	8	6	1	4	7	5	3
M2/DS иннов	7	1			3	4			2
	16	2			1	3			4
Эксп/TS	8	2			1	4			3
	16	2	8	5	1	6	7	4	3
Налдох/DS аддит	7	3			1	4			2
	16	7	4	2	5	8	3	1	6
Налдох/DS иннов	7	1			2	4			3
	16	3			2	4			1
Безраб/TS	7	3	5-6	7-8	4	1	5-6	7-8	2
Пром/DS	7	5	8	6-7	3-4	2	6-7	1	3-4
Цвет/DS (SA)	7	2	1	4	6	7	3	5	8
Цвет/TS (NSA)	7	2	8	7	3	4	6	1	5

В следующей таблице указано поведение ошибок последовательных прогнозов по оцененным фиксированным моделям (наличие или отсутствие выраженного систематического смещения прогнозов):

Ряд/Тип	Кол-во Точек	Наличие смещения	
		DS-модели	TS-модели
M1/DS аддит	7	–	+
	16	–	+
M1/DS иннов	7	–	+
	16	–	+
M0/DS аддит	7	–	+
	16	+	+
M0/DS иннов	7	–	–
	16	+	+
M2/DS аддит	7	–	–
	16	–	–
M2/DS иннов	7	–	–
	16	–	–
Эксп/TS	8	–	+
	16	–	+
Налдох/DS аддит	7	+	+
	16	+	+
Налдох/DS иннов	7	–	+
	16	–	+
Безраб/TS	7	–	–
Пром/DS	7	–	+
Цвет/DS (ск)	7	–	+
Цвет/TS (н/с)	7	?	?

По данным двух последних таблиц можно составить таблицы предпочтений в парах использованных прогностических моделей при наличии и при отсутствии (выраженного) систематического смещения прогнозов (в обеих таблицах знаки вопроса (?) означают отсутствие более или менее определенных указаний на предпочтительность выбора одной из двух соответствующих моделей).

Если выраженное систематическое смещение прогнозов имеется, то имеем следующую картину предпочтений:

	Fix	Rec	Track	Ave
Fix		Rec	?	Ave
Rec	Rec		?	?
Track	?	?		?
Ave	Ave	?	?	

Если выраженного систематического смещения прогнозов нет, то картина предпочтений такова:

	Fix	Rec	Track	Ave
Fix		?	Fix	Fix
Rec	?		Rec	?
Track	Fix	Rec		?
Ave	Fix	?	?	

На основании первой из приведенных четырех таблиц можно также сделать заключение о том, что с точки зрения MAPE при выборе (для целей прогнозирования) между фиксированными TS- и DS-моделями последние (DS-модели) выглядят предпочтительнее как в тех случаях, когда прогнозируемый ряд классифицирован как DS-ряд (15 из 18 рассмотренных случаев), так и в тех случаях, когда прогнозируемый ряд классифицирован как TS-ряд (3 из 4 случаев). Это связано с тем, что DS-процесс способен быстрее адаптироваться к изменениям структурного параметра, по крайней мере на одношаговых прогнозах.

На основании проведенного анализа можно сделать следующие выводы.

1) Результаты прогнозирования с использованием одномерных эконометрических моделей временных рядов существенным образом зависят как от выбора модели, по которой производится прогнозирование (фиксированная или рекурсивная модель, модель в уровнях – TS-модель или модель в разностях – DS-модель), так и от поведения самого ряда за пределами интервала, на котором эта модель оценивалась. При этом качество прогнозов изменяется в весьма широких пределах.

Если точность последовательности одношаговых прогнозов определять величиной средней абсолютной процентной ошибки (MAPE), то по этой характеристике лучшие результаты достигаются при прогнозировании рядов, представляющих денежный агрегат M1 и нескорректированный на сезонность индекс интенсивности производства цветных металлов (MAPE порядка 2–3%), а также сезонно скорректированные ряды, представляющие индекс производства цветных металлов (MAPE порядка 0,06–0,1%) и индекс интенсивности промышленного производства в целом (MAPE порядка 0,1%). (Заметим, однако, что результаты, полученные для двух последних рядов, не являются удивительными: при построении сезонно скорректированного варианта ряда учитываются его действительные «будущие» значения, так что

имитация прогнозирования в текущем времени для таких реализаций не имеет особого смысла.) В то же время при построении 16 последовательных одношаговых прогнозов для ряда, представляющего объемы экспорта, даже в наилучшем варианте значение MAPE оказывается равным 7%. Более того, в последнем случае наилучшие результаты дает использование «наивных» прогнозов, соответствующих использованию модели простого случайного блуждания (без сноса), т.е. прогнозирующих последующее значение ряда как равное текущему значению ряда. При использовании таких прогнозов значение MAPE удается снизить до 5%. Впрочем, это единственный ряд, для которого подобные прогнозы оказались наилучшими. Вместе с тем использование другого типа «наивных» прогнозов, ориентирующихся на оцененный линейный тренд, дает несколько лучший результат (MAPE = 0,704%) по сравнению с наилучшим результатом (MAPE = 0,724%), полученным по эконометрическим моделям, для ряда, представляющего данные об общей численности безработных (и только для этого ряда).

2) Полная модель не обязательно дает лучшее качество одношаговых прогнозов при выходе за пределы интервала, на котором модель оценивалась, по сравнению с редуцированной моделью.

Так, при анализе одношаговых прогнозов для ряда значений денежного агрегата M1 по DS-модели с аддитивным выбросом, датированным 1999:02, мы получили для использованной там фиксированной DS-модели авторегрессии 12-го порядка следующие показатели качества одношаговых прогнозов, соответствующих периоду с 2000:08 по 2001:02: RMSE=30788.31, MAE=25004.23, MAPE=3.119278. В то же время, если исключить из этой модели составляющие AR (2), ..., AR (7), то показатели качества получаемой при этом редуцированной модели равны, соответственно, RMSE=30337.52, MAE=24768.65, MAPE=3.090592 и оказываются лучшими по сравнению с аналогичными показателями для полной модели.

3) Редуцированная модель, оказывающаяся предпочтительнее полной по критериям R^2_{adj} (скорректированный коэффициент детерминации), AIC (информационный критерий Акаике), SIC (информационный критерий Шварца), не обязательно дает лучшее качество одношаговых прогнозов при выходе за пределы интервала, на котором модель оценивалась, по сравнению с полной моделью.

Если из той же полной модели (что и в предыдущем пункте) исключить только составляющую AR (7), то получим следующие показа-

тели качества прогнозов на один шаг вперед по таким образом редуцированной модели: $RMSE=30897.48$, $MAE=25365.34$, $MAPE=3.168368$. Все три показателя у редуцированной модели хуже, чем у полной, хотя для редуцированной модели значение $SIC=22.277$ меньше, чем для полной модели (22.354).

4) Рекурсивная модель (коэффициенты которой переоцениваются при поступлении каждого нового наблюдения) не обязательно дает лучшее качество одношаговых прогнозов по сравнению с фиксированной моделью (коэффициенты которой, оцененные на базовом интервале, не переоцениваются при поступлении новых наблюдений). Однако при увеличении количества последовательных одношаговых прогнозов предпочтение смещается в сторону рекурсивной модели, на что указывают следующие результаты.

При расчете характеристик качества прогнозов по 7 (или 8) последовательным прогнозам рекурсивные модели оказались лучшими только в 41,7% случаев, а при расчете характеристик качества прогнозов по 16 последовательным прогнозам рекурсивные модели оказались лучшими в 90,9% случаев. Так, для ряда, представляющего значения денежного агрегата $M0$, значения средней абсолютной процентной ошибки ($MAPE$), вычисленной по 16 последовательным прогнозам (модель с аддитивным выбросом), равны 5,13% при использовании фиксированной DS -модели и 3,31% – при использовании рекурсивной DS -модели.

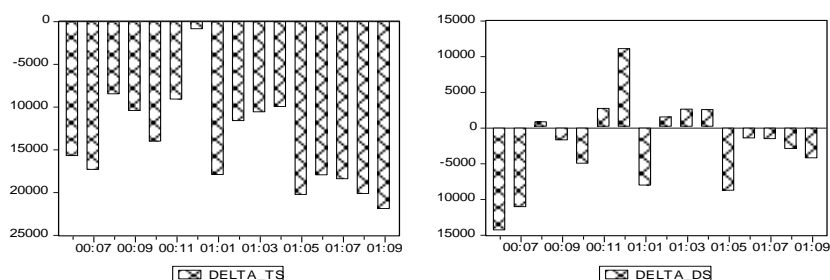
5) Для рядов, классифицированных при предварительном тестировании как DS -ряды, лучшее качество одношаговых прогнозов среди фиксированных моделей могут давать как модели в разностях (в 15 из 18 рассмотренных случаев), так и модели в уровнях (3 случая из 18). Однако при сравнении качества по 16 последовательным прогнозам для всех рассмотренных DS -рядов модели в разностях оказались предпочтительнее.

В качестве примера здесь можно привести ряд, представляющий значения денежного агрегата $M1$, классифицированный как DS -ряд. Значения средней абсолютной процентной ошибки ($MAPE$), вычисленной по 16 последовательным прогнозам (модель с инновационным выбросом), равны 9,02% при использовании модели в уровнях и 3,05% – при использовании модели в разностях.

6) Для рядов, классифицированных при предварительном тестировании как TS-ряды, лучшее качество одношаговых прогнозов среди фиксированных моделей могут давать модели в разностях («передифференцированные» ряды) – 3 случая из 4.

Примером здесь служит ряд, представляющий объемы экспорта и классифицированный как TS-ряд. Значения средней абсолютной процентной ошибки (MAPE), вычисленной по 16 последовательным прогнозам, равны 8,39% при использовании модели в уровнях и 6,99% – при использовании модели в разностях.

7) Наличие систематического смещения последовательных одношаговых прогнозов в основном связано со сдвигами детерминированных (нестохастических) составляющих ряда. При этом среди прогнозов по фиксированным моделям наибольшему смещению подвержены прогнозы по моделям в уровнях. Так, при прогнозировании ряда налоговых доходов федерального бюджета прогнозы по фиксированной модели в разностях (инновационный выброс) не обнаруживали систематического смещения, тогда как прогнозы по фиксированной модели в уровнях имели весьма сильное смещение:



(здесь DELTA_TS – ошибки прогнозов по модели в уровнях, DELTA_DS – ошибки прогнозов по модели в разностях).

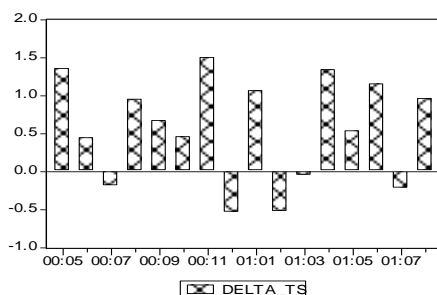
8) В ряде случаев улучшение одношаговых прогнозов по фиксированной модели может быть получено коррекцией систематического смещения методом «back-on-track», согласно которому очередной одношаговый прогноз, сделанный на основании оцененной модели, корректируется с учетом ошибки предыдущего одношагового прогноза.

Примерами могут служить последовательности 16 одношаговых прогнозов для рядов M1, M0 и ряда налоговых доходов федерального бюджета по моделям в уровнях с аддитивным выбросом. Так, для ряда

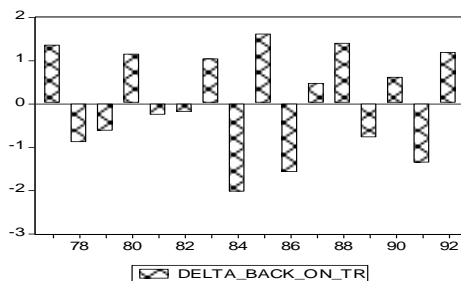
M1 значения средней абсолютной процентной ошибки (MAPE), вычисленной по 16 последовательным прогнозам, равны 9,37% при использовании фиксированной TS-модели и 3,63% – при использовании прогнозов, скорректированных методом «back-on-track».

9) При использовании метода «back-on-track» предотвращение систематического смещения прогнозов достигается за счет увеличения вариабельности прогнозов, что для некоторых рядов приводит к значительному возрастанию средней процентной ошибки прогноза.

Примером здесь служит ряд, представляющий объемы экспорта. Последовательность ошибок прогнозов по фиксированной TS-модели для этого ряда имеет некоторое смещение:



Коррекция прогнозов методом «back-on-track» устраняет это смещение:

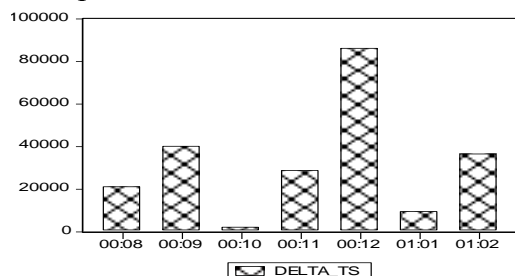


Однако значение средней абсолютной процентной ошибки (MAPE), вычисленной по 16 последовательным прогнозам, равное 6,99% при использовании фиксированной TS-модели, возрастает до 12,17% в результате коррекции прогнозов методом «back-on-track».

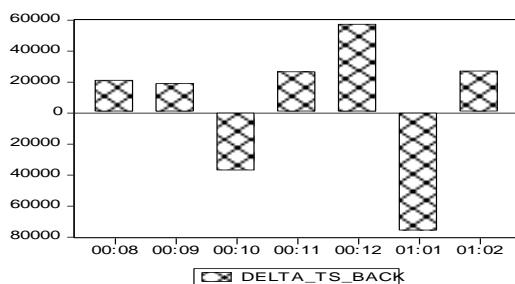
10) В реальных экономико-правовых условиях предстоящий сдвиг детерминированной составляющей ряда в некоторых случаях может быть предсказан заранее. Модификация модели, учитывающая наличие

такого сдвига, может приводить к значительному улучшению качества прогнозов – устранению систематического смещения прогнозов без существенного возрастания их вариабельности.

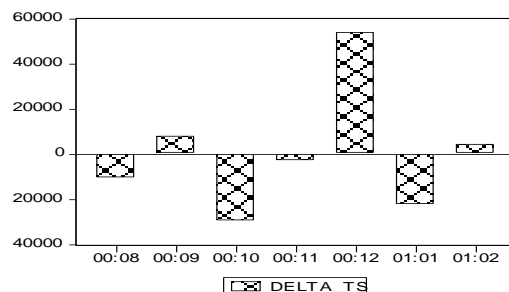
Пример, в котором подобная модификация оказывается успешной, в то время как процедура «back-on-track», устраняя систематическое смещение, приводит к ухудшению характеристик качества последовательности прогнозов, связан с прогнозированием ряда M1 по TS-модели с аддитивным выбросом. Прогнозы имеют систематическое смещение; ошибки прогнозов имеют вид:



Процедура «back-on-track» устраняет систематическое смещение: ошибки скорректированных прогнозов имеют вид:



Однако в результате коррекции значение MAPE возрастает с 3,96% до 4,75%. При прогнозе по модифицированной модели, учитывающей ожидаемый сдвиг уровня ряда M1, смещение прогнозов также устраняется. Ошибки прогнозов имеют вид:



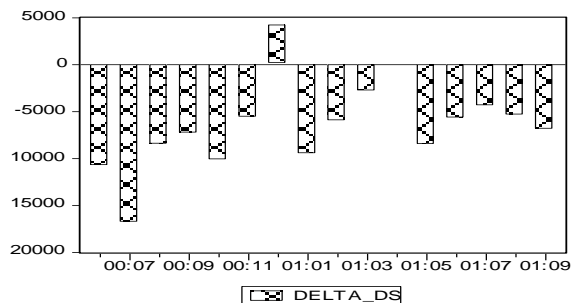
Однако при этом MAPE равна всего лишь 2,36%.

11) Модификация процедуры «back-on-track» («back-on-average»), при которой каждый очередной одношаговый прогноз, сделанный на основании оцененной фиксированной модели, корректируется с учетом ошибок предыдущих одношаговых прогнозов, также может приводить к значительному улучшению точностных характеристик прогнозов.

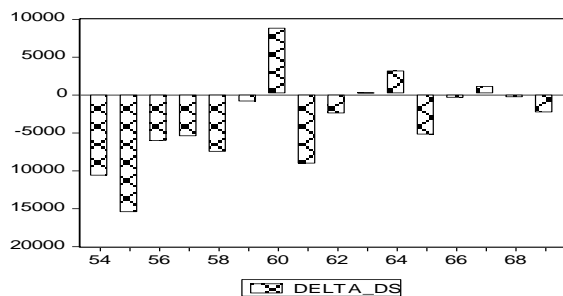
Например, для ряда налоговых доходов федерального бюджета значения средней абсолютной процентной ошибки (MAPE), вычисленной по 16 последовательным прогнозам, равны 7,76% при использовании фиксированной DS-модели (с аддитивным выбросом), 5,48% – при коррекции прогнозов методом «back-on-track» и 4,59% – при коррекции прогнозов методом «back-on-ave».

12) При наличии выраженного систематического смещения прогнозов по фиксированным моделям более приемлемыми являются прогнозы по рекурсивным моделям или прогнозы, скорректированные методом «back-on-ave».

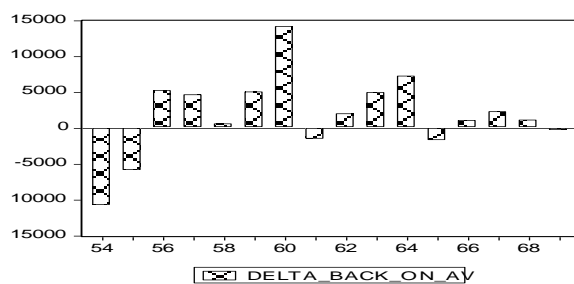
Например, для ряда налоговых доходов федерального бюджета прогнозы по фиксированной DS-модели с аддитивным выбросом имеют значительное смещение:



В то же время при прогнозировании по рекурсивной DS-модели систематическое смещение прогнозов в значительной мере устраняется:



Использование же коррекции прогнозов методом «back-on-ave» приводит к следующей последовательности ошибок прогнозов:

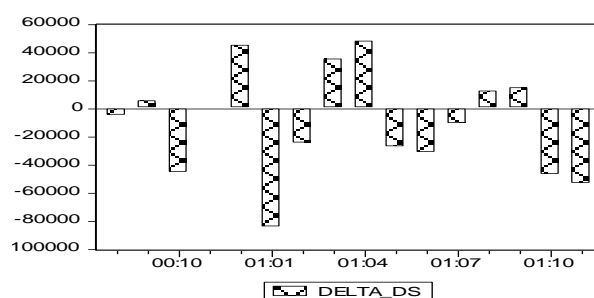


В итоге значение $MAPE = 7,76\%$ для фиксированной DS-модели уменьшается до значения $5,74\%$ при использовании рекурсивной модели и до значения $4,59$ – при использовании коррекции прогнозов методом «back-on-ave».

13) При отсутствии выраженного систематического смещения прогнозов по фиксированным моделям коррекция методами «back-on-

track» и «back-on-average» не приводит к улучшению прогнозов, а прогнозы по рекурсивным моделям предпочтительнее прогнозов, скорректированных по методу «back-on-track».

Например, для ряда М2 при прогнозировании по фиксированной DS-модели с аддитивным выбросом систематическое смещение прогнозов отсутствует. Ошибки прогнозов имеют вид:



При прогнозировании по DS-моделям с аддитивным выбросом значения средней абсолютной процентной ошибки (MAPE), вычисленной по 16 последовательным прогнозам, равны 2,60% при использовании фиксированной модели, 3,86% – при коррекции прогнозов методом «back-on-track», 3,26% – при коррекции прогнозов методом «back-on-ave» и 2,46% – при использовании рекурсивной модели.

Исследование показало, что для рассматриваемых макроэкономических показателей не удастся выработать единую универсальную методику прогнозирования. Исключение составляет только общая рекомендация, что выбор между DS- и TS-моделью, осуществляемый на основе теста на единичный корень, включает в себя лучшую или близкую к лучшей модель. Для улучшения оценок с использованием новых данных имеет смысл использовать рекурсивные модели, особенно, если имеют место структурные сдвиги в динамике показателей (или эти структурные сдвиги могут быть в некоторой степени предсказаны на основе содержательных соображений или дополнительной информации).

Приведенные выше результаты и соображения означают, по-видимому, что прогнозы следует делать на основе нескольких моделей с последующим анализом отклонений прогнозов от фактических значений с тем, чтобы в перспективе выбрать модель, которая в большинстве случаев дает удовлетворительный прогноз на несколько периодов

вперед. Для того чтобы это реализовать, необходимо на регулярной основе прогнозировать некоторый набор основных макроэкономических показателей (промышленное производство, инфляцию, денежные агрегаты, налоговые поступления и др.), публикуя и открывая для обсуждения получаемые результаты одновременно с анализом качества предыдущих прогнозов.

Внутренние факторы денежно-кредитной политики России¹

Изучение проблем в денежной сфере в посткризисный период показало, что характер многих процессов, определяющих равновесие на денежном рынке, взаимодействие реального и финансового секторов экономики и динамику цен, претерпел изменения в результате кризиса. Так, первоочередное значение приобрели проблемы «избыточной ликвидности», рационализации кредита и поведения мультипликатора, контроля над немонетарной составляющей инфляции. Другими словами, в настоящее время существует необходимость более глубокого изучения различных аспектов денежно-кредитной политики, проводимой ЦБ РФ. Возможность такого анализа определяется наличием длинного (более 100 наблюдений) ряда месячных значений показателей на всем периоде наблюдений с 1992 по 2001 гг., а также достаточного (относительно) числа наблюдений после кризиса августа 1998 г. (более 30). Полученные на данных выборках результаты являются достаточно надежными и могут быть использованы при формулировании целей и задач в данной области на современном этапе.

Целью настоящей работы являлись анализ характера и механизмов взаимодействия денег и реального выпуска и выявление неявных правил в денежно-кредитной политике Центрального банка России. Работа стала, по сути, первым исследованием такого рода в стране.

Вопрос о наличии и характере влияния денег и цен на реальный сектор экономики остается ключевым в дискуссии о роли ЦБ России и правительства РФ при проведении экономической политики, направленной на обеспечение реального роста экономики России. Поддержание выпуска в реальном секторе за счет увеличения предложения денег, равно как и стимулирование развития отдельных отраслей через повышение относительных цен (приводящее, в конечном итоге, и к общему росту уровня цен), часто представляются привлекательными

¹ Главы из книги: С. Дробышевский, А. Козловская. Внутренние аспекты денежно-кредитной политики России. Научные труды ИЭПП. М., 2002. № 45Р.

альтернативами, однако до настоящего времени характер их взаимодействия остается неизученным.

В исследовании основное внимание уделено анализу краткосрочного взаимодействия между деньгами, ценами и реальным выпуском, а также рассматривается возможность существования различных каналов трансмиссии денежно-кредитной политики на экономику. Последнее представляется особенно важным при выборе инструментов и механизмов стимулирования реального роста с помощью средств денежно-кредитной политики.

Анализ неявных целей Центрального банка РФ при проведении денежно-кредитной политики имел целью определить наиболее вероятные макроэкономические показатели, изменения которых являлись определяющими для ЦБ России при осуществлении операций на открытом рынке (рынок государственных ценных бумаг, валютный рынок или рынок межбанковских кредитов) с целью приведения к равенству фактических и целевых значений рассматриваемых показателей.

Анализ внутренних аспектов денежно-кредитной политики в России в 1992–2001 гг.

Цели и механизмы трансмиссии денежно-кредитной политики

Цели денежно-кредитной политики. Поскольку денежно-кредитная политика является одним из ключевых инструментов государства по регулированию экономики, конечные (стратегические) цели денежно-кредитной политики совпадают с общими целями государственной экономической политики (*macroeconomic goals*): обеспечение устойчивого экономического роста, высокой занятости, низких темпов инфляции и стабильности в финансовом секторе. Проблема денежных властей (Центрального банка), которые непосредственно осуществляют денежно-кредитную политику, заключается в том, что они не имеют возможности контролировать и управлять поведением целевых переменных. Для достижения конечных результатов денежные власти определяют набор промежуточных и оперативных целей (*intermediate and operating targets*), подконтрольных их действиям.

Выбор *промежуточных целей* денежно-кредитной политики, или режима денежно-кредитной политики, в наибольшей степени характе-

ризует предпочтения денежных властей, но, одновременно, зависит от текущих макроэкономических и институциональных условий и преобладающего канала денежной трансмиссии². В экономической литературе выделяют четыре основных типа режимов денежно-кредитной политики³:

1. Таргетирование обменного курса;
2. Таргетирование денежных агрегатов;
3. Таргетирование инфляции;
4. Денежно-кредитная политика без явного номинального якоря.

Каналы денежной трансмиссии в экономике. Непосредственными инструментами денежно-кредитной политики являются операции на открытом рынке, учетная политика и резервные требования. Основным инструментом Центрального банка являются его операции на открытом рынке, тогда как учетной политике и изменению резервных требований отводится вспомогательная роль. Проблема выбора инструмента возникает, поскольку у Центрального банка при осуществлении операций на открытом рынке возможен выбор между «ценой» и «количеством»: он может либо контролировать процентную ставку, по которой покупает или продает облигации, либо осуществлять покупку или продажу ценных бумаг на определенную сумму⁴. Другими словами, денежные власти выбирают между контролем за процентной ставкой (*interest rate targeting*) или за денежным предложением (*money targeting*).

Наиболее часто называются три механизма денежной трансмиссии:

1. Процентный канал;
2. Кредитный канал;
3. Канал цен активов.

Схема функционирования процентного канала денежной трансмиссии может быть представлена в следующем виде: денежная масса \uparrow \Rightarrow процентная ставка \downarrow \Rightarrow инвестиции \uparrow \Rightarrow выпуск \uparrow .

Механизм действия кредитного канала представляется более разнообразным. Схема функционирования канала банковского кредито-

² Подробнее см.: *McCallum (1999c)*.

³ См., например: *Mishkin (1999)*.

⁴ Подробнее см.: *Friedman (1990)*.

ния может быть представлена как: денежная масса \uparrow \Rightarrow депозиты \uparrow = кредиты \uparrow \Rightarrow инвестиции \uparrow \Rightarrow выпуск \uparrow . Канал баланса активов и пассивов выглядит следующим образом: денежная масса \uparrow \Rightarrow капитализация \uparrow \Rightarrow риск (асимметрия информации) \downarrow = кредиты \uparrow \Rightarrow инвестиции \uparrow \Rightarrow выпуск \uparrow . В случае канала денежных потоков: денежная масса \uparrow \Rightarrow денежные потоки \uparrow \Rightarrow риск (асимметрия информации) \downarrow = кредиты \uparrow \Rightarrow инвестиции \uparrow \Rightarrow выпуск \uparrow . Для канала непредвиденного роста уровня цен: денежная масса \uparrow \Rightarrow цены \uparrow (неожидаемый рост) \Rightarrow чистые активы \uparrow \Rightarrow риск (асимметрия информации) \downarrow = кредиты \uparrow \Rightarrow инвестиции \uparrow \Rightarrow выпуск \uparrow . Канал денежной трансмиссии, связанный с эффектом ликвидности домохозяйств, устроен как: денежная масса \uparrow \Rightarrow цены финансовых активов \uparrow \Rightarrow чистые активы домохозяйств \uparrow \Rightarrow вероятность финансовых затруднений \downarrow \Rightarrow потребление товаров длительного пользования и расходы на недвижимость \uparrow \Rightarrow выпуск \uparrow .

Третьим механизмом денежной трансмиссии в экономике называется канал цен активов. Исторически первым вариантом данного механизма трансмиссии является теория q–Тобина: денежная масса \uparrow \Rightarrow капитализация \uparrow \Rightarrow q–Тобина \uparrow \Rightarrow инвестиции \uparrow \Rightarrow выпуск \uparrow . Другой важной разновидностью механизма денежной трансмиссии на основе цен активов является курсовой канал: денежная масса \uparrow \Rightarrow внутренняя процентная ставка \downarrow \Rightarrow обменный курс национальной валюты \downarrow \Rightarrow чистый экспорт \uparrow \Rightarrow выпуск \uparrow . Последним вариантом механизма цен активов, близким, по сути, к эффекту ликвидности домохозяйств, является канал эффекта богатства: денежная масса \uparrow \Rightarrow цены финансовых активов \uparrow \Rightarrow богатство домохозяйств \uparrow \Rightarrow потребление \uparrow \Rightarrow выпуск \uparrow .

Таким образом, механизм денежной трансмиссии в общем виде может быть схематично представлен как:

- 1) изменение денежного предложения
 \Downarrow
- 2) влияние на финансовый сектор (процентные ставки, курс, цены финансовых активов, премия за риск)
 \Downarrow
- 3) влияние на реальный сектор (инвестиции, потребление, чистый экспорт)
 \Downarrow

4) изменение выпуска.

Различия между каналами денежной трансмиссии проводятся на основе предположений о характере взаимосвязей в экономике при переходе от первой ко второй и от второй к третьей ступеням.

Основные подходы к эмпирическому анализу механизма денежной трансмиссии и выявлению фактических целей денежно-кредитной политики. В настоящее время в экономической литературе господствует подход к анализу влияния шоков денежной политики на реальный сектор экономики и, соответственно, каналы денежной трансмиссии в краткосрочном периоде на основе так называемого «подхода векторных авторегрессий» (VAR approach), предложенного Симсом в 1970-х гг.⁵ Основное отличие данного подхода от традиционного эконометрического моделирования экономических процессов и так называемого подхода Лондонской школы экономики заключается в том, что он направлен не на получение выводов относительно оптимальной экономической политики, необходимой для достижения заявленных экономических целей, а на демонстрацию эмпирических свидетельств относительно реакции макроэкономических переменных на шоки экономической политики для выявления адекватной теоретической модели экономики⁶. Так же, как и в подходе Лондонской школы экономики, теоретические знания относительно природы экономических процессов определяют лишь набор переменных, включаемых в модель, тогда как конечная спецификация эконометрической модели (количество лагов переменных) определяется эмпирически.

В сокращенном виде модель векторной авторегрессии может быть записана как:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{A}(L^i)\mathbf{Y}_{t-i} + \mathbf{Z}_t + \mathbf{E}_t,$$

где \mathbf{Y} – вектор рассматриваемых переменных;

\mathbf{Z} – вектор экзогенных (внешних по отношению к вектору \mathbf{Y}) переменных;

\mathbf{E} – вектор случайных ошибок;

$\mathbf{A}(L^i)$ – матрица лаговых операторов.

⁵ См. Sims (1972); Sims (1980).

⁶ См. Favero (2001).

Таким образом, переменные в модели (за исключением строго экзогенных) являются эндогенными, а их лаговые значения – преддетерминированными.

В первых работах по анализу эффектов денежно-кредитной политики на основе подхода векторных авторегрессий (Симс, Айхенбаум⁷) рассматривались модели чистой векторной авторегрессии, т.е. отсутствовал вектор экзогенных переменных. Применение векторных авторегрессионных моделей с экзогенными переменными (*VARX model*) для анализа так называемых «закономерностей» («*stylized facts*») при денежных шоках связано с работами Кристиано, Айхенбаума, Эванса, Бернанки, Михова и Шиоджи⁸. Наиболее полный обзор основных результатов анализа краткосрочных эффектов денежно-кредитной политики и сравнение вариантов эконометрических спецификаций в рамках подхода векторных авторегрессий приведен в работе Липера, Симса и Жа (1996)⁹.

Подход векторных авторегрессий является также преобладающим при анализе механизма денежной трансмиссии, что отмечается в работе Б. Маккалума¹⁰. Отвечая на критику Рудебуша, он предлагает расширить «структурную» часть векторных авторегрессионных моделей, включив в вектор экзогенных переменных текущие и лаговые значения экзогенных переменных, логические переменные, отвечающие за смену режимов в экономической политике или отдельные шоки в экономике. Аналогичный подход предложен также в работе, посвященной анализу каналов денежной трансмиссии в Израиле¹¹. При анализе механизма денежной трансмиссии в число эндогенных переменных включается дополнительная переменная, ассоциируемая с определенным каналом денежной трансмиссии. Таким образом, вывод о преобладающем типе механизма делается на основе анализа импульсных функций отклика как «характерной» переменной на денежный шок, так и выпуска на изменения в денежной политике и динамике «характерной» переменной.

⁷ Sims (1992); Eichenbaum (1992).

⁸ Christiano, Eichenbaum, Evans (1996); Bernanke, Mihov (1998); Shioji (1997).

⁹ Leeper, Sims, Zha (1996).

¹⁰ McCallum (1999a).

¹¹ De Fiore (1998).

Правила денежно-кредитной политики. Эмпирическая проверка фактических правил (промежуточных целей) денежно-кредитной политики является относительно новой частью анализа денежно-кредитной политики. основополагающая работа по данному вопросу¹², предлагающая методологию анализа и представляющая результаты соответствующих оценок для США, ФРГ, Японии, Великобритании, Франции и Италии и подготовленная *Кларидой, Гали и Гертлером*, была опубликована только в 1997 г.¹³ Альтернативные подходы представляют собой, по сути, упрощенную версию метода *Клариды, Гали и Гертлера*¹⁴.

Эмпирическая модель Клариды, Гали и Гертлера предполагает, что основным инструментом политики, которым пользуются денежные власти для достижения своей цели, является базовая процентная ставка. Таким образом, целевое значение базовой процентной ставки (r^*) устанавливается исходя из ожидаемых в момент времени (t) отклонений значений основных макроэкономических величин, являющихся целями при реализации денежно-кредитной политики (выпуска, y , и инфляции, π), от целевых значений, т.е.:

$$r_t^* = \bar{r} + \beta E_t(\pi_{t+m} | \Omega_t - \pi^*) + \gamma E_t(y_t | \Omega_t - y^*),$$

где \bar{r} – долгосрочная равновесная номинальная процентная ставка.

Предположим, что фактическое значение базовой процентной ставки является линейной комбинацией целевого значения ставки и фактического значения ставки в предыдущий момент времени:

$$r_t = (1 - \rho)r_t^* + \rho r_{t-1} + v_t,$$

где ρ – коэффициент, отвечающий за степень сглаживания динамики процентной ставки.

Объединяя оба условия, а также заменяя ненаблюдаемые ожидаемые значения переменных их фактическими значениями, получаем

¹² Согласно *Taylor (1999)*.

¹³ *Clarida, Gali, Gertler (1997)*. В 1996 г. Клариды и Гертлер опубликовали работу по исследованию правил денежно-кредитной политики, проводимой Бундесбанком (ФРГ) на основе оценки модели структурной векторной авторегрессии, аналогично анализу краткосрочных реальных эффектов денежно-кредитной политики. См.: *Clarida, Gertler (1996)*.

¹⁴ Упрощение может касаться как спецификации уравнения, описывающего реакцию денежных властей на изменения целевых показателей, так и методов оценки. См.: *Taylor (1999)*.

следующую спецификацию уравнения для проверки правил денежно-кредитной политики:

$$r_t = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t+n} + (1 - \rho)\gamma y_t + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = -(1 - \rho)\{\beta(\pi_{t+n} - E_t\pi_{t+n}|\Omega_t) + \gamma(y_t - E_t y_t|\Omega_t)\} + v_t$$

Теперь предположим, что существует вектор \mathbf{U}_t , состоящий из переменных, входящих в информационное множество, доступное денежным властям при выборе значения базовой ставки, ортогональный к ε_t . Обычно элементы вектора \mathbf{U}_t включают в себя лаговые значения переменных, используемые для прогнозирования выпуска и инфляции, а также текущие значения переменных, не коррелированных с текущими шоками в процентной ставке r_t . Тогда, поскольку $E_t(\varepsilon_t|\mathbf{U}_t) = 0$, оценки параметров модели $(\alpha, \beta, \gamma, \rho)$ могут быть получены с помощью обобщенного метода моментов.

Поскольку в нашем случае размерность множества доступной денежным властям информации и, следовательно, число ортогональных условий превышает число параметров, модель является переопределенной, и мы имеем право проверить выполнение наложенных ограничений. Другими словами, нулевая гипотеза предполагает, что существуют такие значения параметров $(\alpha, \beta, \gamma, \rho)$, при которых выполняется условие ортогональности между остатками и информационным вектором.

Базовая спецификация модели *Клариды, Гали и Гертлера* предполагает проверку гипотезы относительно таргетирования инфляции денежными властями, при этом целевое значение инфляции может быть рассчитано на основе полученных оценок коэффициентов в модели как:

$$\pi^* = \frac{r\bar{r} - \alpha}{\beta - 1},$$

где $r\bar{r}$ – долгосрочное равновесное значение реальной процентной ставки, которая принимается равной средней реальной процентной ставки за период наблюдений.

Для проверки гипотезы относительно альтернативных неявных целей денежно-кредитной политики базовая модель может быть расширена в виде:

$$r_t = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t+n} + (1 - \rho)\gamma y_t + (1 - \rho)\phi z_t + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = -(1 - \rho)\{\beta(\pi_{t+n} - E_t\pi_{t+n}|\Omega_t) + \gamma(y_t - E_t y_t|\Omega_t) + \phi(z_t - E_t z_t|\Omega_t)\} + v_t,$$

где z_t – альтернативная целевая для денежных властей переменная (например, темп роста денежного агрегата, номинального или реального курса, текущее значение инфляции и т.д.) Соответственно, лаговые значения данной переменной должны быть добавлены в вектор инструментальных переменных.

Экономическая интерпретация оценок коэффициентов (β, γ, ϕ) предполагает, что коэффициенты имеют знак, соответствующий направлению изменения процентной ставки денежными властями для уменьшения разрыва между ожидаемым и целевым значением таргетируемого параметра (например, «плюс» – для коэффициентов при инфляции и выпуске). Статистическая значимость нескольких коэффициентов означает, что денежные власти стараются учитывать в своей политике сразу несколько целей, другими словами, в базовом случае таргетирование инфляции осуществляется с учетом ожидаемых изменений в выпуске. В зависимости от абсолютного значения коэффициента выделяют два режима политики денежных властей: 1) «адаптация» ($|\beta, \gamma, \phi| < 1$) – денежные власти реагируют изменением процентной ставки на отклонение таргетируемого показателя от целевого значения, но реакция недостаточна для достижения целевого значения; 2) «стабилизация» ($|\beta, \gamma, \phi| > 1$) – денежные власти изменяют процентную ставку при отклонении таргетируемого показателя от целевого значения на величину, достаточную для достижения целевого значения.

В числе основных работ, посвященных анализу неявных правил денежно-кредитной политики на основе подхода *Клариды, Гали и Гертлера*, следует назвать исследования *Бернанки, Гали, Гертлера, Дули, Клариды, Кларка, Лэктона, Роуза, Рудебуша и Чинна*¹⁵.

¹⁵ См. *Chinn, Dooley (1997); Bernanke, Gertler (2000); Clarida, Gali, Gertler (2001); Clark, Laxton, Rose (2001); Rudebush (2001)*.

Анализ механизмов трансмиссии денежно-кредитной политики в российской экономике

Прежде чем приступить к анализу механизмов денежной трансмиссии в экономике России, мы провели анализ влияния денежного предложения и цен на динамику реального выпуска на основе построения импульсных функций отклика векторной авторегрессионной модели:

$$\begin{aligned} Y_t &= A(L)Y_{t-1} + Z_t + E_t, \\ Y_t &= (\ln M \quad \ln Y \quad \ln P)^T, \\ Z_t &= (X_1 \dots X_n) \end{aligned}$$

где $\ln M$ – показатель денежного предложения; $\ln Y$ – реальный выпуск; $\ln P$ – уровень цен; $X_1 \dots X_n$ – экзогенные переменные.

В качестве показателя реального выпуска выбираем индекс промышленного производства (очищенный от сезонных и календарных эффектов). Будем рассматривать четыре показателя денежного предложения – наличные деньги M_0 ($M0$), денежную базу (резервные деньги, H), денежную массу M_1 ($M1$) и денежную массу M_2 ($M2$). Аналогично методике, использованной при исследовании спроса на деньги, уровень цен рассчитан путем построения базового индекса цен на основе данных об индексе потребительских цен (уровень цен на конец января 1992 г. принят равным единице). Вектор экзогенных переменных включает темпы прироста номинального курса рубля (DER) к доллару США, реальный эффективный обменный курс к доллару США ($REER$), и логические переменные, отвечающие за финансовый кризис в августе и сентябре 1998 г. (D_{898} , D_{998}). Данные о денежных агрегатах и номинальном курсе рубля взяты из материалов ЦБ России, индексе потребительских цен – Госкомстата РФ, реальном эффективном курсе рубля – МВФ (International Financial Statistics), индексе промышленного производства – ЦЭК при правительстве РФ и ГУ–ВШЭ.

Оценка модели проводится на четырех временных интервалах, месячные данные: с января 1992 г. по декабрь 2001 г. (120 наблюдений); с января 1992 г. по июль 1998 г. (79 наблюдений); с октября 1998 г. по декабрь 2001 г. (39 наблюдений) и с июня 1995 г. по декабрь 2001 г. (79 наблюдений). Последний временной интервал выбран для сопоставимости с периодом, на котором будет проведен анализ каналов денежной трансмиссии (определяется временным интервалом, для кото-

рого имеется ряд наблюдений резервных денег, которые будут использоваться в качестве показателя денежного предложения).

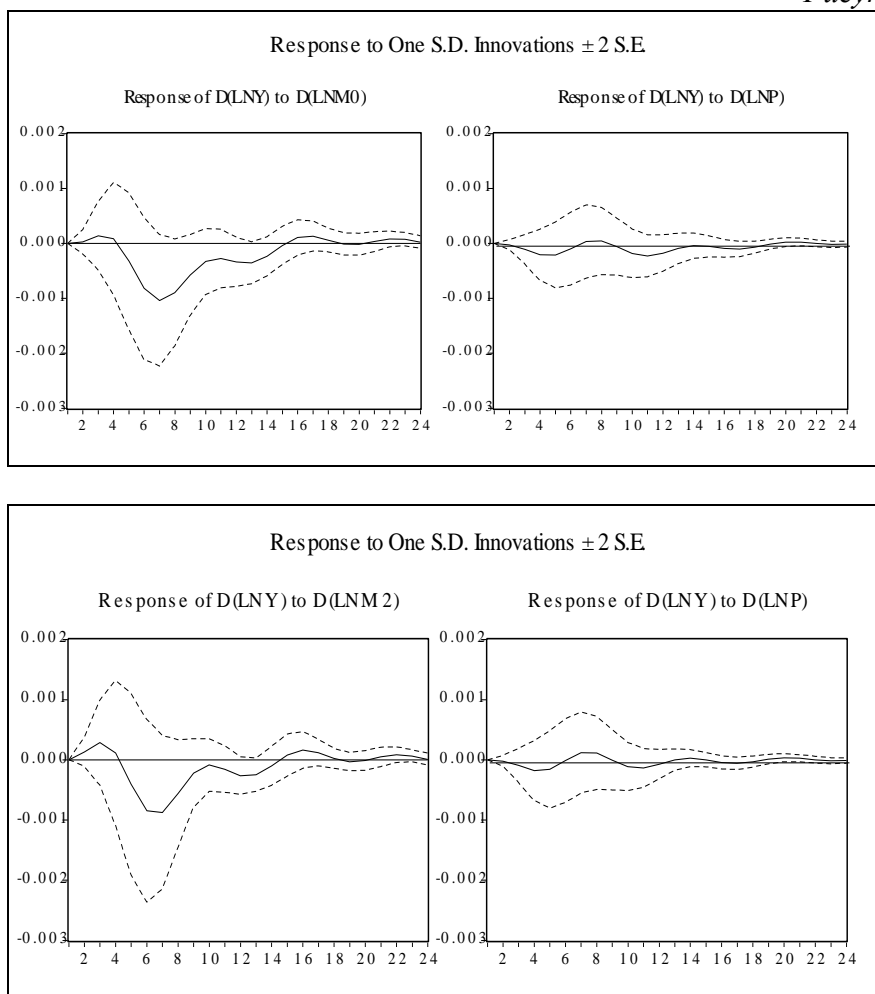
Результаты тестов на единичный корень для рассматриваемых временных рядов на выбранных временных интервалах (мы руководствовались статистиками теста Филлипса–Перрона для временных интервалов 01.1992–12.2001 и 06.1995–12.2001, поскольку эти периоды включают момент структурного сдвига в августе–сентябре 1998 г., наблюдавшегося во всех временных рядах, и статистиками расширенного теста Дикки–Фуллера на двух других временных интервалах) свидетельствуют, что большинство переменных на рассматриваемых временных интервалах являются интегрированными первого порядка. И в дальнейшем мы будем оценивать векторные авторегрессионные модели с учетом коинтеграционных соотношений между эндогенными переменными. Исключение составляют темп прироста номинального обменного курса рубля к доллару США (на всех периодах) и логарифм цен (на периоде с октября 1998 г. по декабрь 2001 г.). Поскольку последний временной ряд является стационарным относительно детерминированного линейного тренда, в модели векторной авторегрессии будет включен ряд отклонений от линейного тренда (остатков от регрессии логарифма цен на константу и линейный временной тренд).

Оценка на временном интервале 01.1992–12.2001. Результаты теста Йохансена свидетельствуют о существовании единственного коинтеграционного соотношения для трехмерного вектора рассматриваемых переменных как при использовании в качестве показателя денежного предложения денежной массы M_0 , так и денежной массы M_2 . Для выбора количества лагов в модели векторной авторегрессии с коррекцией ошибок мы оценили варианты модели с количеством лагов от 1 до 12. Согласно информационному критерию Шварца, для обеих показателей денежного предложения наилучшие статистические качества имеют модели с количеством лагов, равным четырем. Согласно двум другим статистическим критериям – Акаике и LogLikelihood Ratio – статистические качества моделей возрастают с увеличением количества лагов. Однако поскольку с увеличением числа лагов у нас сильно сокращается число степеней свободы, при выборе конечной спецификации в данном случае мы больше полагаемся на критерий Шварца.

Импульсные функции отклика изменения логарифма выпуска на шоки цен и денежного предложения (M_0 и M_2) для моделей векторной

авторегрессии с коррекцией ошибок с учетом четырех лагов приведены на *рис. 1*. Как видно из представленных графиков, значения функций откликов во всех случаях статистически незначимы, т.е. гипотеза о влиянии денег на объем выпуска на всем периоде отвергается на 95%-ном уровне значимости.

Рисунок 1



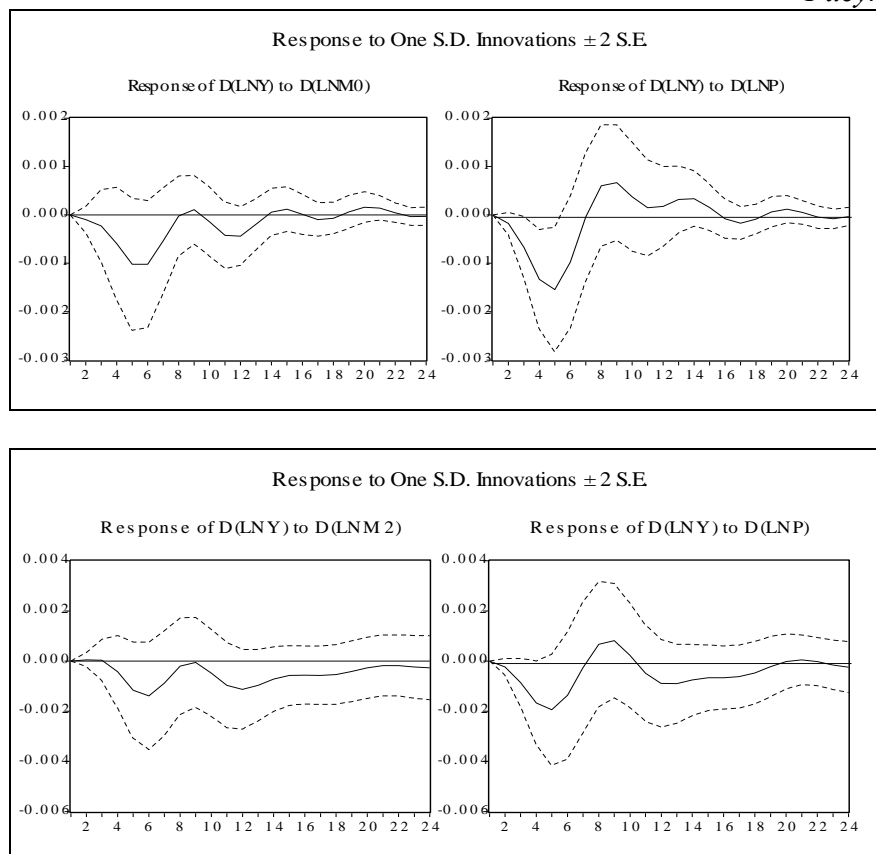
Оценка на временном интервале 01.1992–07.1998. Результаты теста Йохансена свидетельствуют о существовании двух коинтеграционных соотношений для трехмерных векторов рассматриваемых переменных

в случаях M_0 и M_2 и единственного коинтеграционного соотношения в случаях M_1 и резервных денег.

Выбор количества лагов в моделях векторной авторегрессии с коррекцией ошибок осуществлялся по алгоритму, аналогичному тому, который был применен на всем периоде наблюдений. Согласно информационному критерию Шварца, наилучшие статистические качества имеют модели с количеством лагов, равным четырем – для денежного агрегата M_0 , и шести – в случае M_2 . Для моделей, включающих денежные агрегаты M_1 и резервные деньги, оценки проводились до 7 лагов включительно, так как наблюдения данных показателей доступны на более коротком периоде (06.1995–07.1998, 38 наблюдений). Согласно всем статистическим критериям, статистические качества последних моделей возрастают с увеличением количества лагов. Однако, принимая во внимание малое число степеней свободы при большом количестве лагов, мы не можем рассматривать такие спецификации векторных авторегрессий как адекватные наблюдаемым данным и использовать оцененные импульсные функции отклика для анализа влияния денежных шоков на выпуск.

Таким образом, на данном подпериоде мы построили две импульсные функции отклика изменения логарифма выпуска на шоки цен и денежного предложения. В случае M_0 модель оценена с учетом четырех лагов, а в случае M_2 – шести лагов рассматриваемых переменных. Как видно из представленных графиков (*рис. 2*), значения функций откликов выпуска на денежные шоки, также как и на всем периоде, статистически незначимы. В то же время на протяжении первых 5–6 месяцев наблюдается отрицательный отклик выпуска на ценовой шок, т.е. резкое ускорение темпов инфляции в данный период вызывало сокращение объема выпуска на протяжении около полугода. Такая реакция выпуска на ценовой шок соответствует ситуации высокой инфляции, а также снижению инфляции при сохранении высоких инфляционных ожиданий экономических агентов (например, при низком доверии экономических агентов к проводимой политике финансовой стабилизации), что наблюдалось в России в рассматриваемый период времени.

Рисунок 2



Оценка на временном интервале 10.1998–12.2001. Так как на данном временном интервале ряд логарифмов цен является стационарным относительно линейного тренда, мы предполагаем возможность коинтеграции в системе только между двумя переменными – логарифмом выпуска и логарифмом денежного предложения. Результаты теста Йохансена свидетельствуют о существовании одного коинтеграционного соотношения во всех четырех случаях разных денежных агрегатов (M_0 , резервные деньги, M_1 , M_2).

Вследствие небольшого числа наблюдений, доступных к настоящему времени (39), для выбора числа лагов в векторных авторегрессионных моделях с коррекцией ошибок мы оценили варианты моделей лишь до 7 лагов включительно. Однако согласно всем статистическим критериям наилучшие статистические качества моделей достигаются

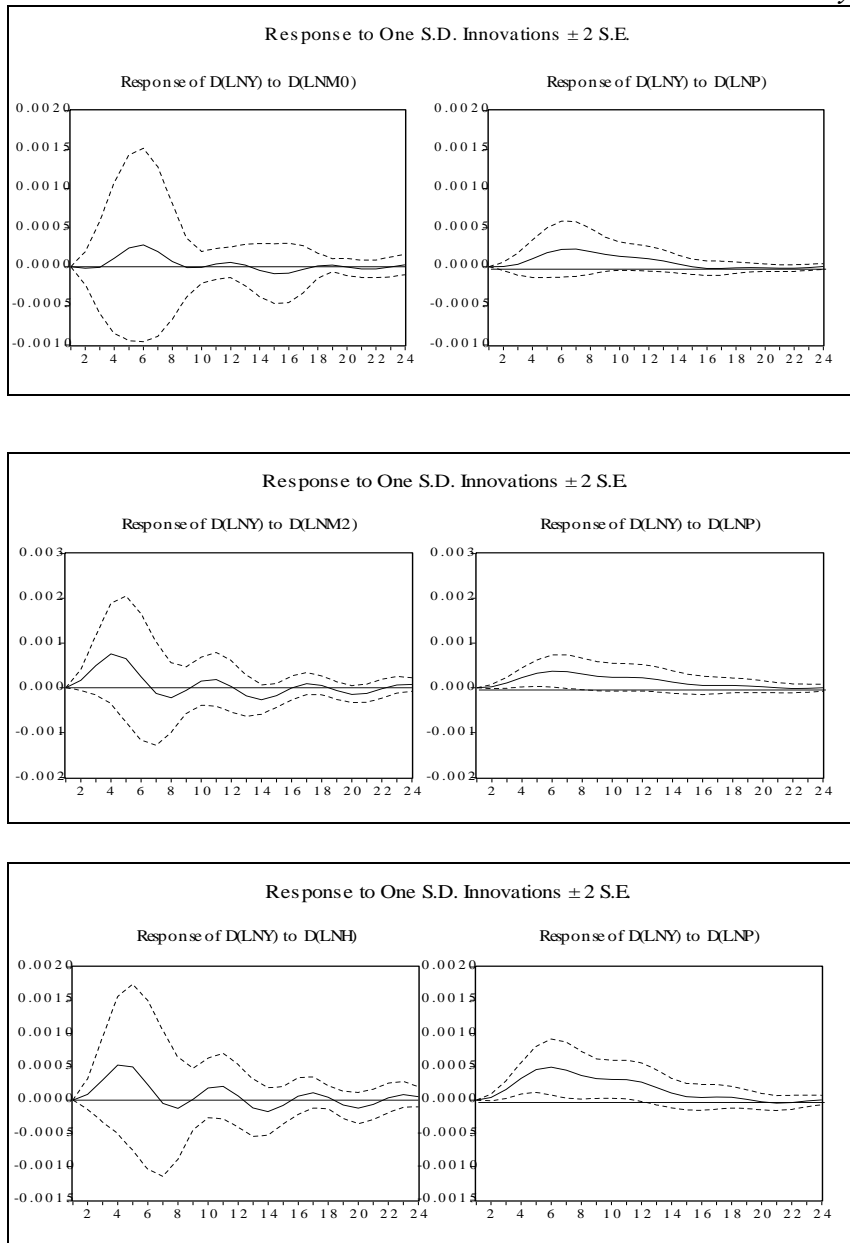
при максимально возможном при данном числе наблюдений количестве лагов. В таком случае мы не можем рассматривать такие спецификации векторных авторегрессий как адекватные наблюдаемым данным и использовать оцененные импульсные функции отклика для анализа влияния денежных шоков на выпуск.

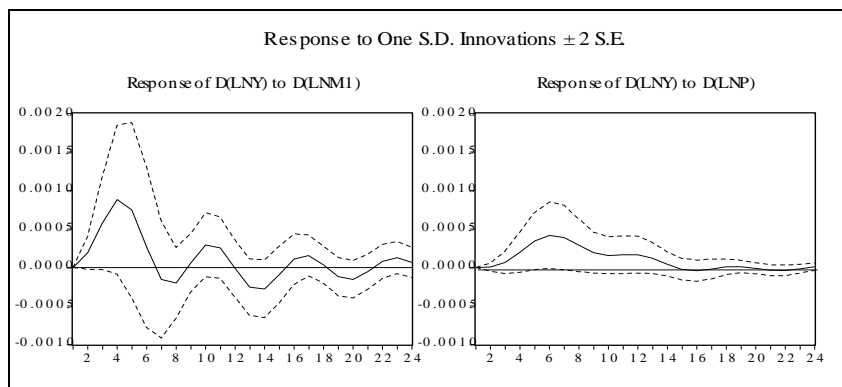
Оценка на временном интервале 06.1995–12.2001. Результаты теста Йохансена свидетельствуют о существовании единственного коинтеграционного соотношения для трехмерных векторов рассматриваемых переменных в случаях M_0 , M_1 и M_2 . В то же время отрицается гипотеза о коинтеграции между переменными в случае резервных денег.

Согласно информационному критерию Шварца, для всех денежных агрегатов наилучшие статистические качества имеют модели с количеством лагов, равным четырем. Так же, как и в других случаях, значения двух других статистических критериев (Акаике и LogLikelihood Ratio) говорят в пользу улучшения статистических качеств моделей при увеличении количества лагов и не могут служить руководством для выбора наилучшей спецификации.

Графики импульсных функций отклика выпуска на ценовые денежные и ценовые шоки показаны на *рис. 3*. Как видно из представленных графиков, отклики выпуска на денежные шоки являются статистически незначимыми на 95%-ном уровне значимости, т.е. мы не можем отвергнуть гипотезу об отсутствии влияния денег на выпуск в экономике России на рассматриваемом периоде. В то же время на периоде до 7–8 месяцев наблюдается отличный от нуля положительный отклик выпуска на положительный ценовой шок (наиболее значим в случаях резервных денег и M_2). Такая реакция выпуска соответствует случаю, описываемому кривой предложения Лукаса, когда экономические агенты увеличивают объем выпуска, рассматривая ценовые шоки как рост относительных цен, а не повышение общего уровня цен. По нашему мнению, подход Лукаса применим для интерпретации полученных результатов, поскольку на протяжении рассматриваемого периода времени преобладали низкие (менее 3% в месяц) значения инфляции, наблюдался последовательный импортзамещающий рост экономики.

Рисунок 3





Проведенный анализ взаимосвязи денег, цен и выпуска в экономике России позволяет сделать четыре основных вывода:

1) шоки денежного предложения не оказывали прямого влияния на динамику выпуска на рассматриваемом периоде времени (1992–2001 гг.);

2) количество имеющихся наблюдений на посткризисном периоде (с осени 1998 г. до конца 2001 г.) пока недостаточно для проверки гипотезы об изменении характера взаимодействия между деньгами и выпуском в экономике России по сравнению с докризисным периодом;

3) в период высоких значений инфляции и низкого доверия экономических агентов к политике финансовой стабилизации (1992–1996 гг.) ценовые шоки имели негативный эффект на динамику выпуска – наблюдалось сокращение объема выпуска на протяжении примерно полугода после шока;

4) в период низких значений инфляции и последевальвационного импортозамещающего роста (1997–2001 гг.) ценовые шоки имели положительный эффект на динамику выпуска: наблюдалось ускорение темпов роста выпуска на протяжении 7–8 месяцев после шока.

На наш взгляд, полученные выводы об отсутствии влияния денег на выпуск объясняются, во-первых, особенностями и быстротечностью процессов в реальном секторе экономики на протяжении рассматриваемого, достаточно короткого, периода времени. Так, традиционный анализ взаимосвязи денег и выпуска проводится на основе данных, очищенных не только от сезонных и календарных, но и циклических компонент. В нашем случае все данные приходятся, фактически, на один цикл экономической конъюнктуры, т.е. мы проводим анализ вза-

имодействия денег и выпуска внутри одного среднесрочного экономического цикла.

Во-вторых, на динамику выпуска накладываются трансформационный спад, вызванный переходом от административно-командной к рыночной экономике, и рост экономики после кризиса 1998 г., все влияние которого не может быть учтено включенными в модель экзогенными переменными.

В-третьих, на протяжении преобладающей части рассматриваемого периода в экономике России нарушались стандартные предпосылки относительно роли и значения денег. В частности, большую роль играли неденежные формы расчетов между экономическими агентами, частным сектором и государством (бартер, зачеты, неплатежи), экономика России характеризуется высокой степенью «долларизации». Таким образом, роль шоков рублевого денежного предложения, очевидно, была ограниченной.

Анализ каналов денежной трансмиссии. Проведенный выше анализ не позволил выявить характер влияния денег на реальный выпуск в экономике России, однако в силу указанных объективных условий развития российской экономики мы не можем также отвергнуть гипотезу о том, что такое влияние отсутствовало. В частности, отличные от нуля отклики выпуска на ценовые шоки в условиях преимущественно монетарной природы инфляции свидетельствуют о том, что номинальные денежные шоки не были полностью нейтральны. Это дает нам право провести анализ возможных каналов денежной трансмиссии в экономике России, хотя а priori можно ожидать, что большинство результатов такого исследования окажутся отрицательными, т.е. нам не удастся строго формально выделить какой-либо преобладающий механизм денежной трансмиссии. Мы можем лишь получить свидетельства в пользу возможности существования одного либо нескольких каналов.

Для эмпирического исследования каналов денежной трансмиссии в экономике России будем использовать традиционный подход¹⁶, основанный на анализе импульсных функций откликов и статистических качеств уравнения выпуска в модели векторной авторегрессии (с уче-

¹⁶ McCallum (1999b). Analysis of the monetary transmission mechanism: Methodological issues. NBER Working Paper, № 7395.

том коррекции ошибок, где необходимо). Нами рассматривалась следующая спецификация модели:

$$\begin{aligned} Y_t &= A(L)Y_{t-1} + Z_t + E_t, \\ Y_t &= (\Delta(\ln H_t) \quad \Delta(\ln Y_t) \quad X_t)' , \\ Z_t &= (D_{998}) \end{aligned}$$

где X обозначает переменные, характеризующие тот или иной канал денежной трансмиссии.

Модель включает одну экзогенную переменную – логическую, отвечающую за кризисные явления в сентябре 1998 г.¹⁷ В качестве показателя денежной предложения будем использовать резервные деньги ($\ln H$) как агрегат, в наибольшей степени контролируемый и управляемый Центральным банком РФ и, соответственно, отражающий расширение или сжатие денежного предложения в результате проводимой денежно-кредитной политики.

В качестве переменных, отвечающих за отдельные каналы денежной трансмиссии, нами выбраны:

1) процентный канал (%) – средневзвешенная ставка по кредитам юридических лиц в коммерческих банках (включая Сбербанк России) сроком до 1 года (данные Банка России, Π);

2) канал банковского кредитования (BL) – доля кредитов нефинансовому сектору экономике в общем объеме активов банковской системы (данные Банка России, $BL = \frac{loans}{assets}$);

3) канал денежных потоков (CF) – денежная масса M_2 как показатель общего объема рублевых платежных средств в экономике (данные Банка России, $\ln M_2$);

4) канал непредвиденного роста уровня цен (UPL) – изменение логарифма цен (расчеты автора на основе данных Госкомстата РФ, $CPI = \Delta \ln P$);

5) канал денежной трансмиссии, связанный с эффектом ликвидности домохозяйств (HLE) – доля частных депозитов (остатков на рублевых счетах населения в коммерческих банках) в общем объеме обяза-

¹⁷ Как показали результаты оценки моделей векторных авторегрессий при анализе влияния денег на реальный выпуск, логическая переменная, отвечающая за август 1998 г., является статистически незначимой в большинстве случаев.

тельств банковской системы (данные Госкомстата РФ и Банка России,

$$HD = \frac{\text{deposits}}{\text{liabilities}});$$

6) теория q–Тобина (QT) – логарифм фондового индекса РТС (данные РТС, LRTS);

7) курсовой канал (ER) – логарифм реального эффективного курса рубля к доллару США (данные *International Financial Statistics*, МВФ, RER).

Ввиду особенностей развития и функционирования экономики России мы не будем рассматривать гипотезы о существовании канала баланса активов и пассивов и канала эффекта богатства, так как на практике рост стоимости акций (капитализации компаний) в условиях России не может служить дополнительной гарантией для снижения риска по выданным кредитам, корпоративные ценные бумаги составляют крайне незначительную долю активов домохозяйств.

Мы также признаем условность выбора переменных, отвечающих за определенные каналы денежной трансмиссии. Так, процентная ставка по кредитам в условиях жесткого рacionamento кредита не является адекватным показателем стоимости привлечения капитала при принятии решения об инвестировании. В качестве показателя объема денежных потоков в экономике было бы правильнее взять уровень монетизации экономики, например, отношение денежной массы к ВВП. Однако это невозможно, поскольку для обеспечения достаточного числа степеней свободы мы вынуждены работать с месячными данными, но надежные данные о месячном ВВП отсутствуют. Также не бесспорным представляется выбор отношения рублевых депозитов населения к обязательствам банковской системы в качестве показателя ликвидности домохозяйств, поскольку в России депозиты не могут рассматриваться как ликвидные средства для осуществления платежей. Кроме того, капитализация компаний, измеряемая уровнем фондового индекса, в специфических условиях российского фондового рынка не является рыночной оценкой стоимости компаний, к тому же оценить восстановительную стоимость основных фондов практически невозможно. Таким образом, очевидно, нарушены основные предпосылки теории q–Тобина.

Оценка моделей векторных авторегрессий проводилась на периоде с июня 1995 г. по декабрь 2001 г. Мы также располагаем оценками на

двух подпериодах (июнь 1995 – июль 1998 и октябрь 1998 – декабрь 2001), однако из-за малого числа наблюдений модели векторных авторегрессий не могут быть признаны адекватными наблюдаемым данным и результаты таких оценок не приводятся.

Результаты теста Филлипса–Перрона на единичный корень для всех переменных, используемых в данной части исследования, показывают, что только ряд отношения кредитов к активам банковской системы является стационарным в уровнях, тогда как все остальные ряды являются интегрированными первого порядка, и в моделях мы будем использовать первые разности указанных показателей.

Поскольку большинство рядов являются интегрированными первого порядка, мы провели тесты Йохансена на проверку гипотезы о наличии коинтеграции между переменными. Результаты тестов (статистики не приводятся) отрицают гипотезу о наличии коинтеграции между рассматриваемыми переменными во всех случаях. Таким образом, здесь мы будем оценивать модели векторной авторегрессии без учета коррекции ошибок.

Также как и выше, для выбора количества лагов в моделях векторной авторегрессии мы оценили варианты модели с количеством лагов от 1 до 12. Согласно статистическим критериям, наилучшие статистические качества имеют модели с количеством лагов, равным четырем, во всех случаях, кроме процентного канала и канала денежных потоков. В двух последних случаях число лагов в лучшей спецификации равно шести.

Графики импульсных функций откликов выпуска на шоки резервных денег и переменной, отвечающей за определенный канал денежной трансмиссии, а также реакции такой переменной на шок резервных денег показаны на *рис. 4–10*.

Рисунок 4

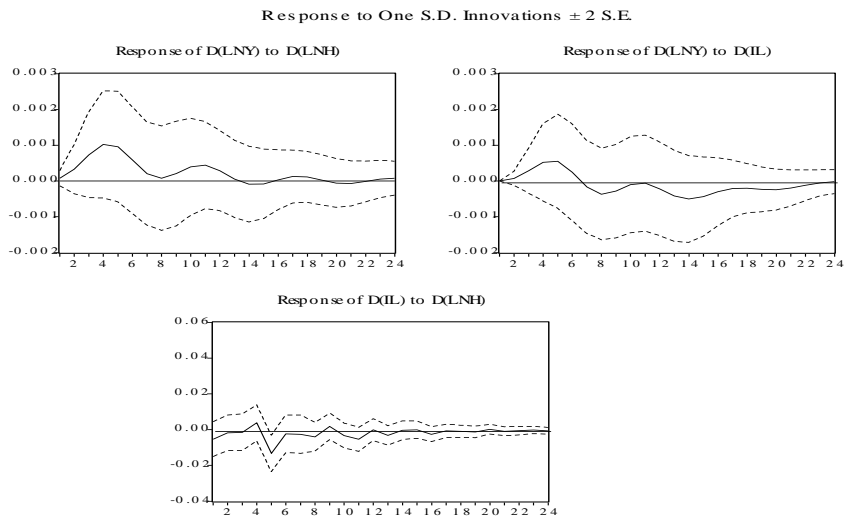


Рисунок 5

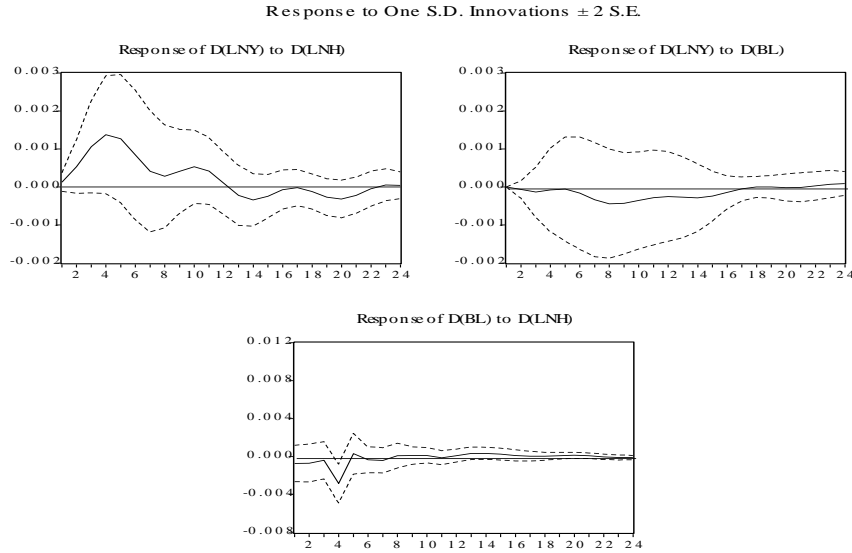


Рисунок 6

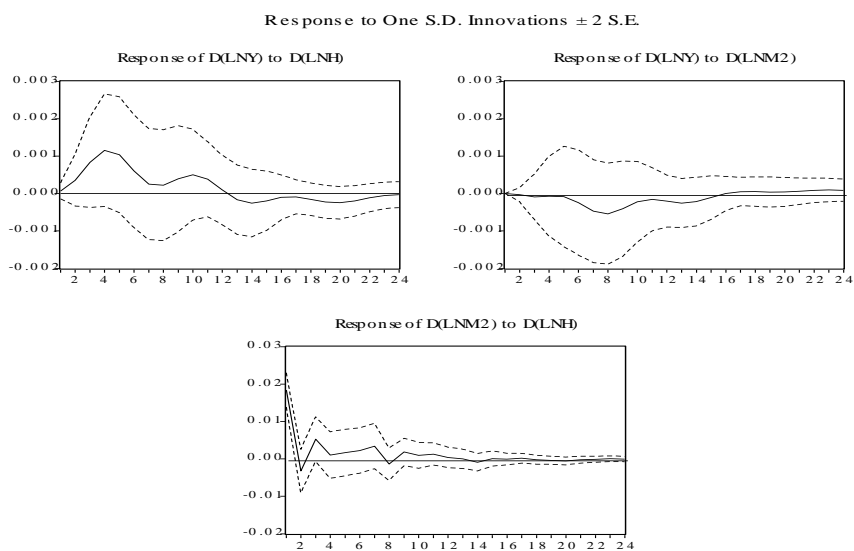


Рисунок 7

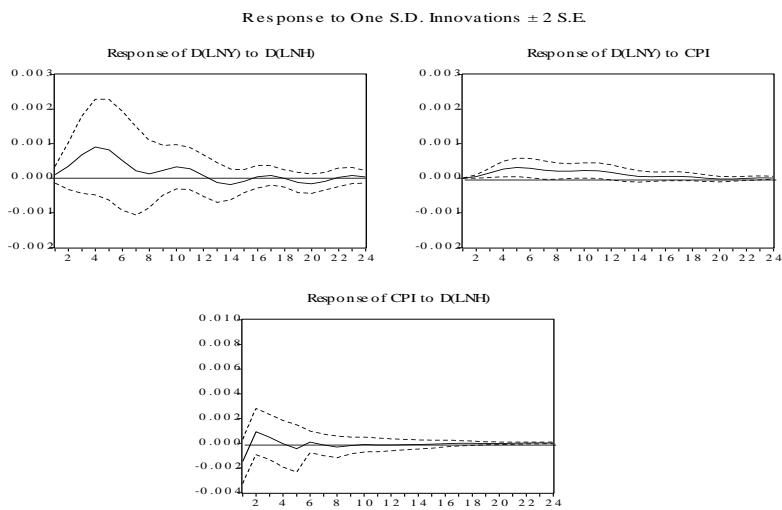


Рисунок 8

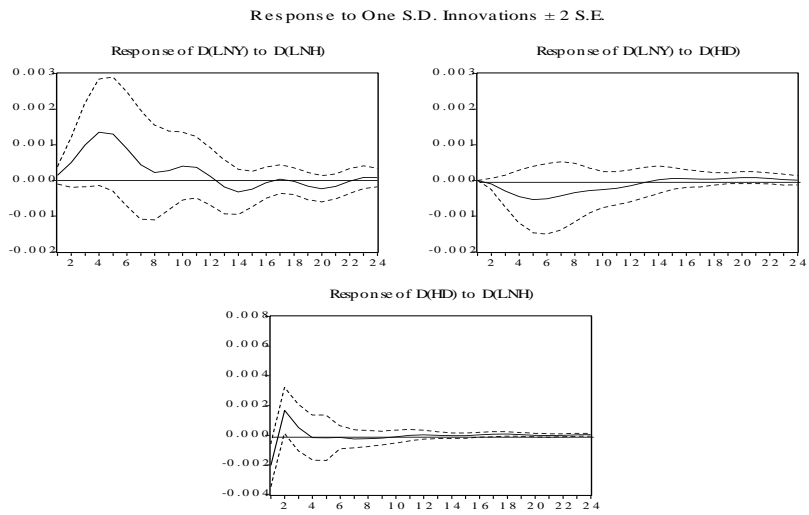


Рисунок 9

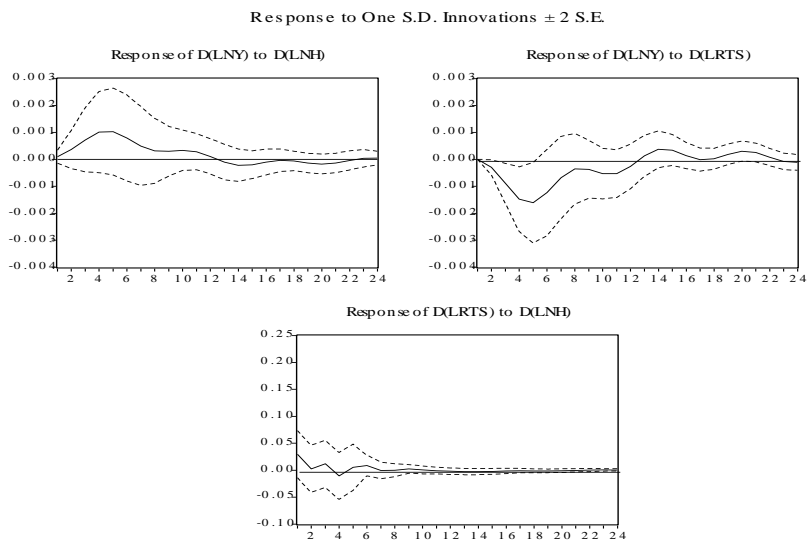
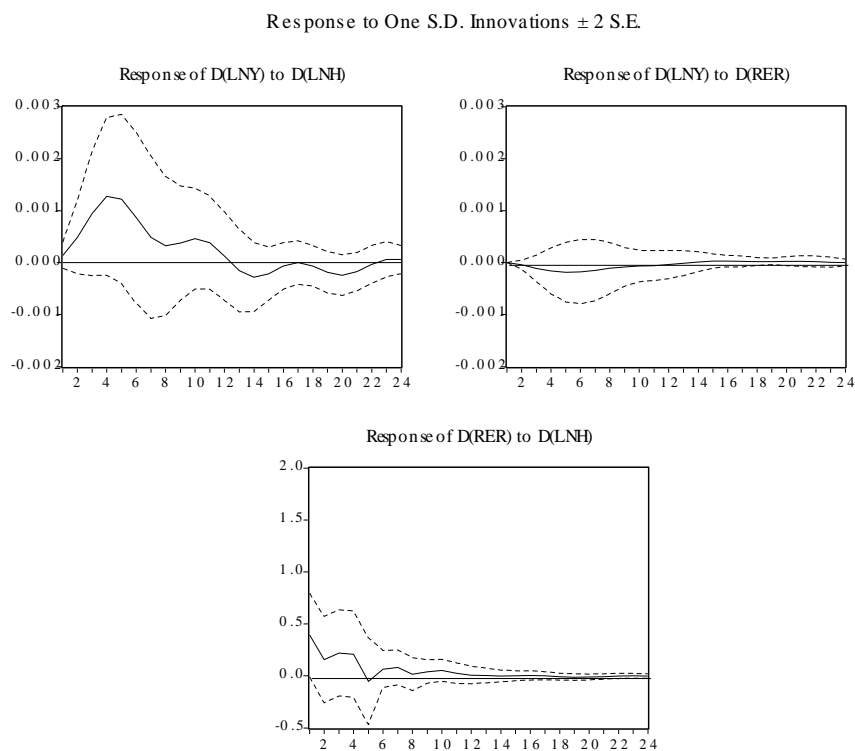


Рисунок 10



Аналогично результатам, полученным при исследовании влияния денег на реальный выпуск, мы не можем отвергнуть гипотезу об отсутствии реакции выпуска на шоки резервных денег и переменных, характеризующих любой из каналов денежной трансмиссии. Исключение представляет случай канала непредвиденного роста уровня цен, который, фактически, повторяет один из результатов из первой части данного исследования: выпуск отвечает положительной реакцией на ценовой шок, однако даже в данной модели отклик выпуска на шок денежного предложения статистически не отличим от нуля.

Таким образом, мы получили отрицательные результаты для всех каналов денежной трансмиссии на основе графиков импульсных функций отклика, и анализ статистических качеств уравнения для уровня выпуска в модели может показать лишь «степень отсутствия» какого-либо канала, но не выделить канал, роль которого имеет наибольшее

значение, среди нескольких альтернативных вариантов, имеющих статистически значимые функции отклика выпуска.

Все три критерия указывают на «минимальное» отсутствие разных каналов денежной трансмиссии: LR – канала непредвиденного роста уровня цен, AIC – процентного канала и VIC – канала денежных потоков. На наш взгляд, такой результат вполне согласуется с общими представлениями о характере взаимодействия реального и финансового секторов в экономике России. В частности, процентный канал мог действовать в период до августа 1998 г., когда рынок государственных ценных бумаг играл важную роль в перераспределении финансовых ресурсов между реальным и финансовым секторами экономики и государством. В то же время малое количество наблюдений (около 3 лет, 1995–1998 гг.) не позволяет получить статистические свидетельства о действии данного канала.

Возможность канала непредвиденного роста уровня цен объясняется наличием выявленной ранее реакцией выпуска на ценовые шоки, хотя мы не получили статистически значимые результаты для выпуска и шоков денежного предложения. Возможно, это вызвано использованием в качестве показателя денежного предложения резервных денег, связь которых с изменением уровня цен выражена слабее, чем для более широких денежных агрегатов (например M_2). Однако в России возможности денежных властей влиять на динамику широких денежных агрегатов несравнимо слабее, чем в случае денежной базы, и выбор широкого денежного агрегата в качестве показателя денежного предложения, на наш взгляд, менее обоснован.

Роль канала денежных потоков также нельзя отрицать на основе наблюдений 1999–2001 гг., когда рост доходов предприятий-экспортеров привел к увеличению общего объема ликвидности в экономике, росту монетизации ВВП, снижению доли неденежных форм расчетов и неплатежей. В конечном счете, увеличение внутреннего платежеспособного (т.е. обеспеченного денежными, а не суррогатными формами платежа) спроса стало одним из факторов быстрого роста выпуска в 2001 г., когда закончился период первичного импортозамещения и произошло снижение мировых цен на нефть.

Выявление фактических целей денежно-кредитной политики, проводимой Банком России

Для анализа фактических промежуточных целей денежно-кредитной политики, проводимой Центральным банком России, мы будем применять методологию, предложенную *Кларидой, Гали и Гертлером*, модифицированную с учетом специфики российских данных.

Во-первых, в России затруднен выбор показателя процентной ставки, регулируемой Банком России, для достижения определенных целей в проводимой денежно-кредитной политике. Ставка рефинансирования ЦБ РФ играет, скорее, справочную роль и изменяется нерегулярно. Доходность по рублевым государственным ценным бумагам, на которую Банк России оказывал влияние до августа 1998 г., поскольку являлся крупнейшим игроком на рынке ГКО–ОФЗ, может служить ориентиром только до кризиса. После восстановления рынка ГКО–ОФЗ в 1999 г. доходность по рублевым ценным бумагам представляется искусственно заниженной вследствие малых размеров рынка, роль Банка России на нем крайне мала. Поэтому в качестве показателя процентной ставки, на которую ЦБ РФ мог оказывать влияние для изменения ситуации на денежном рынке в желаемом направлении, мы выбрали ставку по односторонним рублевым межбанковским кредитам (МБК). Выбор срока – один день – обусловлен тем, что на кредиты на такой срок приходится от 75% до 95% всего оборота рублевого межбанковского рынка.

Банк России оказывает влияние на данную процентную ставку несколькими способами: 1) через регулирование объема свободных ликвидных средств внутри банковской системы путем операций на открытом рынке или интервенций на валютном рынке; 2) через изменение ставок по депозитам в ЦБ РФ, операциям РЕПО и внутрисуточным кредитам.

Во-вторых, в отличие от принятых гипотез о статистических свойствах временных рядов процентных ставок в США, Германии, Японии и других странах, для которых проводились подобные исследования, для временного ряда процентной ставки по МБК в России мы не можем отвергнуть гипотезу о нестационарности, то есть временной ряд имеет единичный корень. Таким образом, для эмпирической проверки неявных правил денежно-кредитной политики мы должны перейти к

первым разностям процентной ставки по МБК и переформулировать уравнение как:

$$\Delta r_t = (1 - \rho)\beta(\pi_{t+n} - \pi_{t+n-1}) + (1 - \rho)\gamma(y_t - y_{t-1}) + (1 - \rho)\phi(z_t - z_{t-1}) + \rho\Delta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

В такой формулировке мы теряем свободный член в уравнении и не можем оценить неявный целевой уровень инфляции π^* .

Максимальный интервал наблюдений, для которого доступны наблюдения процентной ставки по МБК, охватывает период с мая 1994 г. по декабрь 2001 г. (92 наблюдения). Для выявления возможных различий в неявных целях денежно-кредитной политики до и после кризиса 1998 г. мы будем также рассматривать два подпериода: май 1994 г. – июль 1998 г. (51 наблюдение) и январь 1999 г. – декабрь 2001 г. (36 наблюдений).

В качестве показателя инфляции будем использовать темпы прироста индекса потребительских цен, рассчитываемые Госкомстатом РФ (CPI). На наш взгляд, объем реального выпуска в экономике России может быть адекватно аппроксимирован с помощью индекса промышленного производства, сезонно сглаженного, рассчитываемого ЦЭК при правительстве РФ и ГУ–ВШЭ. Мы будем рассматривать логарифм данного показателя (Y).

В качестве альтернативных целевых переменных мы будем рассматривать:

1) темпы изменения номинального курса рубля к доллару США (рублей за доллар, DER);

2) логарифм реального эффективного курса рубля к доллару США (данные International Financial Statistics, МВФ, рост данного показателя означает реальное удорожание рубля по отношению к доллару США, RER);

3) темп прироста индекса потребительских цен с лагом в один месяц;

4) логарифм денежной массы M_0 ($M0$, ЦБ РФ);

5) логарифм денежной массы M_1 ($M1$, ЦБ РФ);

6) логарифм денежной массы M_2 ($M2$, ЦБ РФ);

7) логарифм узкой денежной базы ($MВ$, ЦБ РФ);

8) логарифм резервных денег (H , ЦБ РФ);

9) логарифм золотовалютных резервов ЦБ РФ (ZVR , ЦБ РФ);

10) отношение золотовалютных резервов к резервным деньгам (RH).

Статистически значимые оценки уравнений для альтернативных целевых переменных, полученные с помощью обобщенного метода моментов, показаны в *табл. 1*. В качестве инструментальных переменных мы использовали: константу, первые шесть лагов приращений индекса промышленного производства, темпов прироста ИПЦ, темпов прироста курса рубля к доллару США, а также соответствующей целевой переменной. Таким образом, количество инструментальных переменных составляет 19 или 25. Горизонт целевых значений инфляции выбран равным 4 месяцам на основе сравнения статистических качеств (по информационным критериям) общих (без дополнительных возможных целевых переменных) моделей с разными вариантами инфляционного горизонта (от 1 до 6 месяцев).

Таблица 1

<i>Z</i>	<i>ρ</i>	<i>β</i>	<i>γ</i>	<i>φ</i>	Ж-статистика
<i>Оценки на временном интервале 05.1994–12.2001.</i>					
–	0,299 (8,04)	3,807 (2,60)	-2,371 (-2,53)	–	6,606
CPI _{t-1}	0,299 (4,91)	3,781 (2,24)	-2,363 (-2,45)	-0,0002 (-0,001)	6,605
<i>Оценки на временном интервале 05.1994–07.1998.</i>					
M1	0,101 (5,19)	0,415 (18,76)	-3,015 (-9,13)	1,142 (19,59)	8,829
MB	0,115 (4,71)	0,265 (1,13)	-1,381 (-2,19)	0,832 (4,51)	9,650
<i>Оценки на временном интервале 01.1999–12.2001.</i>					
DER	0,273 (7,26)	0,260 (3,27)	-1,320 (-12,17)	0,071 (2,18)	7,215
RER	0,297 (3,87)	0,302 (2,10)	-2,968 (-7,63)	-0,159 (-5,01)	7,755

Гипотеза о выполнении ограничений не отвергается лишь в 6 из 33 случаев, для большинства уравнений накладываемые ограничения не выполняются, и, следовательно, оценки таких уравнений являются ложными. Тем не менее, принимая во внимание малое количество наблюдений (максимум – 81 наблюдение на всем периоде), необходимо оговориться, что полученные оценки коэффициентов хотя и являются несмещенными, но могут быть несостоятельными, либо неэффективными.

При оценке на всем временном интервале (05.1994–12.2001) гипотеза о выполнении ограничений не отвергается только для общего уравнения (без дополнительных целевых переменных) и для уравнения, где в качестве целевой переменной выбрано значение прироста ИПЦ в предыдущем месяце. Однако в последнем случае оценка коэффициента при дополнительной целевой переменной является статистически не значимой. Оценка общей модели свидетельствует о достаточно низкой инерционности процентной ставки по МБК – значение коэффициента ρ составляет около 0,3 (оценки для развитых стран – 0,90–0,95¹⁸), что может объясняться большей волатильностью российского рынка МБК (вследствие резких колебания инфляции, кризисов августа 1995 г. и августа 1998 г. и малого объема рынка).

Другим важным результатом является отрицательный знак коэффициента при переменной объема выпуска. Другими словами, денежные власти реагировали на колебания выпуска, изменяя процентную ставку в направлении, противоположном направлению стабилизации выпуска. При этом абсолютное значение оценки коэффициента (около 2,5 > 1) свидетельствует, что ЦБ РФ «достигал» своей цели, усиливая колебания выпуска. На наш взгляд, такой результат объясняется слабой взаимосвязью процессов в финансовом и реальных секторах экономики России и сложностью процессов, протекающих в реальном секторе. В частности, в условиях трансформационного спада среднее значение объема выпуска за период наблюдений, неявно принимаемое при оценке уравнения за «естественный уровень производства», таковым не является, и отклонения выпуска от него зачастую не являются шоками, с которыми денежные власти должны бороться. Более того, истинной целью денежных властей могут являться любые положительные отклонения от такого среднего уровня. Однако оценка уравнения целей денежно-кредитной политики с переключением режима между положительными и отрицательными отклонениями выпуска от среднего уровня за период наблюдений технически затруднена.

Высокое абсолютное значение оценки коэффициента при переменной инфляции (больше единицы¹⁹), означающее политику стабилиза-

¹⁸ См. *Clarida, Gali, Gertler (1997)*.

¹⁹ Оценки соответствующего коэффициента при будущих темпах инфляции превышают единицу и для большинства случаев в развитых странах.

ции, т.е. успешного противодействия ценовым шокам, определяется тем, что за рассматриваемый период действительно проходила финансовая стабилизация, и темпы инфляции снизились с 10–15% до 1–2% в месяц. Такой результат, хотя и отражает антиинфляционную политику денежных властей, не может интерпретироваться как свидетельство таргетирования инфляции, поскольку, как уже говорилось, введение в уравнение инфляции как дополнительной целевой переменной не подтверждает гипотезы о статистической значимости данной переменной.

На первом подпериоде (1994–1998 гг.) гипотеза о выполнении накладываемых ограничений не отрицается только для случаев таргетирования денежных агрегатов: M_1 и узкой денежной базы (наличные деньги + обязательные резервы). В обоих случаях оценка коэффициента ρ близка к 0,1, т.е. инерционность ставки на данном периоде была наименьшей, что подтверждает наше предположение о причинах низкой инерционности ставки на всем периоде (именно на данном подпериоде наблюдались максимальные темпы инфляции и кризисных явлений на рынке МБК).

Оценки коэффициентов при денежных агрегатах имеют ожидаемый (положительный) знак и статистически значимы. При этом оценка коэффициента при денежной массе M_1 превышает по модулю единицу (около 1,1), а оценка соответствующего коэффициента в уравнении с узкой денежной базой – меньше единицы, но больше нуля (0,8). Таким образом, в предположении о таргетировании денежной массы M_1 действия Центрального банка РФ являются стабилизирующими, т.е. изменения процентной ставки были достаточными для поддержания целевых темпов роста денежного предложения. Если же принять предположение о таргетировании темпов роста узкой денежной базы, то политика ЦБ РФ имела адаптационный характер, т.е. Банк России хотя и реагировал на «нежелательные» (с его точки зрения) изменения данного денежного агрегата, но достичь целевых ориентиров роста ему не удалось. Необходимо отметить, что для развитых экономик оценки коэффициентов при переменной денежного предложения не превышают 0,6.

Аналогично результатам, полученным на всем временном интервале, оценки коэффициента при выпуске имеют отрицательный знак, статистически значимы и превышают единицу по абсолютному значению, т.е. денежные власти и на данном подпериоде не рассматривали

выпуск в качестве своей цели, в том числе из-за сложных фундаментальных процессов в реальном секторе.

Оценка коэффициента при будущих изменениях темпов инфляции в уравнении с M_1 статистически значима и находится в диапазоне от нуля до единицы, тогда как в уравнении с узкой денежной базой оценка соответствующего коэффициента статистически не отличается от нуля, что соответствует случаю чистого таргетирования денежного агрегата.

Принимая во внимание количество имеющихся наблюдений (ряд M_1 начинается с середины 1995 г.), оценки уравнения с узкой денежной базой представляются заслуживающими доверия в большей степени. Таким образом, на данном временном интервале Банк России проводил адаптационную политику таргетирования темпов роста узкой денежной базы, направленную на снижение темпов инфляции, без учета колебаний выпуска. Примечательно, что номинальный курс рубля не выявлен в качестве значимой целевой переменной, несмотря на то что на протяжении основной части данного временного интервала действовал режим валютного коридора. Такой результат может интерпретироваться как свидетельство в пользу вторичности таргетирования обменного курса. Во-первых, практически весь период номинальный обменный курс рубля к доллару США находился вдали от границ коридора, и ЦБ РФ не было необходимости проводить политику, направленную на поддержание какого-либо целевого значения курса. Во-вторых, введение режима валютного коридора было направлено, в первую очередь, на снижение инфляционных ожиданий, курс играл роль «номинального якоря» в ходе реализации ортодоксальной программы финансовой стабилизации, основная роль в которой принадлежала ограничению роста денежного предложения.

На втором подпериоде (1999–2001 гг.) гипотеза о выполнении наложенных ограничений также не отрицается в двух случаях: при выборе ЦБ РФ в качестве промежуточных целей темпа роста номинального курса рубля к доллару США либо изменения реального эффективного курса рубля к доллару США.

В обоих случаях оценки свидетельствуют об адаптационном характере политики, т.е. изменение процентных ставок было недостаточным для компенсации нежелательных изменений в таргетируемых переменных, при этом степень адаптации достаточно мала – около 7% –

для номинального и 16% – для реального курсов рубля²⁰. Аналогичные значения оценок коэффициентов при соответствующих переменных обменного курса национальных валют (номинальных или реальных) получены и для большинства развитых стран (не более 0,10), что означает распространенное использование прочих возможностей поддерживать таргетируемый курс рубля помимо прямого управления базовой процентной ставкой. В частности, курс может поддерживаться за счет устойчивой ситуации с платежным балансом благодаря ситуации на мировых товарных рынках, снижения спроса на иностранную валюту как средство сбережения при высоких инфляционных ожиданиях, ограничения ликвидности внутри банковской системы, создающей угрозу атаки на курс.

Также как и в двух описанных выше случаях, оценки коэффициента при выпуске имеют отрицательный знак, статистически значимы и превышают единицу по абсолютному значению.

Оценки коэффициента при будущих темпах инфляции статистически значимы и составляют 0,26–0,3, т.е., хотя Банк России и реагировал на изменения темпов роста цен в посткризисный период, его политика по отношению к темпам инфляции была адаптационной. Сочетание адаптационной политики по отношению как к темпам роста номинального курса рубля, так и к темпам роста цен означает, на наш взгляд, что невозможно отвергнуть гипотезу о таргетировании и реального курса рубля. В то же время очевидно, что ЦБ РФ не проводил в данный период чистого таргетирования номинального или реального обменного курса, либо темпов инфляции.

Необходимо отметить, что на данном периоде увеличилась инерционность процентной ставки (до 0,27–0,3), что объясняется, по нашему мнению, снижением средних темпов инфляции и расширением рынка рублевых межбанковских кредитов.

Таким образом, на данном периоде Банк России проводил адаптационную политику таргетирования номинального и/или реального об-

²⁰ Отрицательный знак коэффициента при переменной реального эффективного курса рубля к доллару США означает изменение процентной ставки в том же направлении (для компенсации нежелательного изменения таргетируемого показателя), что и при положительных знаках прочих коэффициентов в данной спецификации модели, так как в нашем случае положительное изменение переменной реального курса будет означать реальное удорожание российской валюты по отношению к доллару США.

менного курса рубля по отношению к доллару США. Изменения инфляции, денежного предложения и золотовалютных резервов, напрямую связанные в этот период с ситуацией на валютном рынке, имели, таким образом, скорее эндогенный характер, в зависимости от степени противодействия ЦБ РФ нежелательным (с его точки зрения) изменениям обменного курса. Однако результаты оценок не позволяют определить, какой курс (номинальный или реальный) был для Банка России фактической промежуточной целью.

Выводы и рекомендации для экономической политики

Проведенный анализ процессов в денежно-кредитной сфере в 1992–2001 гг. позволяет сделать следующие важные выводы, касающиеся политики Центрального банка РФ в данной области.

1. За имеющийся период наблюдений (1992–2001 гг.) статистические данные не свидетельствуют в пользу гипотезы о наличии влияния денег на реальный сектор экономики. Денежно-кредитная политика не оказывала прямого влияния на темпы роста или объем реального выпуска. Тем не менее, в силу крайне короткого периода наблюдений и того обстоятельства, что в реальном секторе происходили такие фундаментальные процессы, как трансформационный спад и импортозамещающий рост, говорить о нейтральности денег в экономике России нет достаточных оснований. В этой связи ЦБ РФ следует учитывать возможные последствия увеличения денежного предложения для реального сектора (как положительные, так и отрицательные). Однако для оценки масштабов и характера такого влияния требуются дополнительные исследования.

2. Анализ более широких взаимосвязей между деньгами и выпуском с учетом различных механизмов трансмиссии денег в экономике показал, что наиболее вероятными каналами денежной трансмиссии являются те, которые не связаны напрямую с денежно-кредитной политикой и являются, скорее, следствием изменения фундаментальных основ функционирования экономики России после кризиса 1998 г. (канал непредвиденного изменения в уровне цен и канал денежных потоков). Первый канал связан с ускорением процессов структурных сдвигов в относительных ценах, а второй – с увеличением объема ликвид-

ных средств в экономике вследствие роста прибыльности экспортного сектора. В то же время до кризиса 1998 г. не отрицается гипотеза о существовании в экономике процентного канала. Поддержание же высокой доходности на рынке государственных ценных бумаг имело отрицательное влияние на реальный сектор. Такой результат свидетельствует в пользу политики поддержания, по крайней мере, в краткосрочной перспективе низкого реального курса рубля, а также координации торговой политики со странами-членами ОПЕК.

3. В посткризисный период (1998–2001 гг.) инфляция, имеющая значительную структурную компоненту, оказывала позитивное влияние на темпы роста реального выпуска (промышленного производства). Изменения относительных цен, очевидно, стимулировали выпуск во многих отраслях экономики. В этой связи необходимо ускорять процесс реформирования естественных монополий и либерализации цен и тарифов на их услуги.

4. Анализ фактических (неявных) промежуточных целей денежных властей показал, что, при условии ряда методологических оговорок реальный выпуск (темп роста промышленного производства) ни на одном из периодов не входил в число целевых макроэкономических индикаторов²¹. Фактически единственной промежуточной целью властей на всем периоде в целом (1995–2001 гг.) можно считать снижение (но не таргетирование) средних темпов инфляции. По мере снижения средних темпов инфляции необходимо усиливать координацию политики Центрального банка и правительства РФ в деле формирования условий для роста реального выпуска.

5. В период до кризиса 1998 г. не отвергается гипотеза об адапционном (т.е. ЦБ РФ стремился к достижению целевых значений, но практически никогда не достигал их) таргетировании денежного предложения относительно агрегата узкой денежной базы. Такая политика, очевидно, позволила достичь быстрого снижения темпов инфляции, однако, в силу выбранного варианта финансовой стабилизации ортодоксальная стабилизация с номинальным якорем не позволяла разре-

²¹ Это противоречит официальным заявлениям Председателя ЦБ РФ в 1998–2002 гг. В. Герасенко о том, что поддержание реального сектора является для него приоритетной задачей по сравнению со снижением инфляции или поддержанием определенного курса рубля.

шить дисбалансы на внутреннем денежном и валютном рынках. В частности, по мере либерализации внутреннего финансового рынка и развития кризисных явлений политика ЦБ РФ стала терять независимость от внешних факторов (отток капитала из страны).

С 1999 г. Банк России придерживается политики таргетирования обменного курса рубля. Несмотря на то, что данный случай имеет ряд важных отличий от рассматриваемых в литературе примеров (в первую очередь, основная угроза заключается в том, что при уходе с рынка ЦБ РФ «атака» на рубль приведет к удорожанию, а не к девальвации национальной валюты вследствие высокого положительного сальдо счета текущих операций и избытка предложения валюты на рынке), основной недостаток политики таргетирования обменного курса сохраняется: внутренняя денежно-кредитная политика не является независимой и в значительной степени определяется динамикой цен на нефть и другие основные товары российского экспорта.

В этой связи представляется необходимым проводить политику, направленную на развитие финансовых рынков, что позволит расширить возможности Банка России по проведению операций стерилизации денежных потоков из-за рубежа. Кроме того, возрастает актуальность либерализации капитальных потоков в сочетании с введением мер, направленных на усиление контроля за краткосрочными портфельными иностранными инвестициями. Вместе с тем ЦБ РФ и правительство РФ должны сознавать, что в среднесрочной перспективе (до 5 лет) желательно добиваться постепенного повышения реального курса рубля. Во-первых, к 2005 г. будет пройден период, на который приходится пиковый объем платежей по внешнему долгу, и объемы привлечения валютных поступлений для потребностей государства снизятся. Снижение спроса на валюту при устойчивом положительном сальдо торгового баланса снимет ограничения на укрепление рубля. Во-вторых, ожидаемый экономический рост будет способствовать повышению инвестиционной привлекательности России и ускорению движения в сторону положительного сальдо как счета текущих операций, так и счета движения капитала. В-третьих, по мере подъема промышленного производства жизненно важно постепенно ослаблять барьеры входа на российский рынок, стимулируя обновление оборудования и технологий и повышение конкурентоспособности российской промышленности.

Переходя к перспективам долгосрочного роста российской экономики, основанного на импортозамещении, необходимо остановиться еще на одном аспекте, связанном с соотношением эластичностей экспорта и импорта по доходу. Как было показано *П. Кругманом*²², при таком соотношении между ними, какое наблюдается в настоящее время в России (низкая – для экспорта, высокая – для импорта), устойчивый долговременный рост национальной экономики возможен только при периодической девальвации валюты. Пределы сырьевого экспорта ограничены относительно неэластичным по цене спросом на топливо и слабой возможностью влиять на мировые цены на нефть и газ. В то же время по мере повышения уровня жизни населения спрос на импортные товары, имеющие более высокое качество по сравнению с отечественными субститутами, повышается. Таким образом, происходит ухудшение торгового баланса. Если данный процесс накладывается на ухудшение условий торговли страны и усиление оттока капитала, вызванного ростом странового риска, результатом становится кризис в экономике, что мы наблюдали в 1998 г. В этих условиях для поддержания темпов внутреннего экономического роста и положительного сальдо торгового баланса правительство страны вынуждено периодически девальвировать национальную валюту.

6. Тем не менее сопоставление альтернативных промежуточных целей денежно-кредитной политики показывает, что сохранение политики таргетирования обменного курса (фактически осуществления режима плавающего обменного курса с медленной реальной ревальвацией рубля) является наиболее предпочтительным вариантом в настоящих условиях (высоких цен на основные товары экспорта и высокого положительного сальдо торгового баланса, а также накануне крупных платежей по внешнему долгу РФ). В краткосрочном периоде это позволяет накапливать золотовалютные резервы и не допустить резкого роста реального курса российской национальной валюты. В частности, переход к таргетированию денежных агрегатов или инфляции, особенно в условиях значительных структурных сдвигов в относительных ценах, способны привести к ускоренному удорожанию рубля и резкому сокращению предложения денег в экономике.

²² *Krugman (1989).*

Литература

Bernanke, B., I. Mihov (1998). Measuring monetary policy. *Quarterly Journal of Economics*, 113. P. 869–902.

Bernanke, B., M. Gertler (2000). Monetary policy and asset price volatility. NBER Working Paper, № 7559.

Chinn, M., M. Dooley (1997). Monetary policy in Japan, Germany and the United States: Does one size fit all? NBER Working Paper, № 6092.

Christiano, L., M. Eichenbaum, C. Evans (1996). The effects of monetary policy shocks: Evidence from the flow of funds. *Review of Economics and Statistics*, 78. P. 16–34.

Clarida, R., J. Gali, M. Gertler (1997). Monetary policy rules in practice: Some international evidence. CEPR Discussion Paper, № 1750.

Clarida, R., J. Gali, M. Gertler (2001). Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115. P. 147–180.

Clarida, R., M. Gertler (1996). How the Bundesbank conducts monetary policy. NBER Working Paper, № 5581.

Clark, P., D. Laxton, D. Rose (2001). An evaluation of alternative monetary policy rules in a model with capacity constraints. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33. P. 42–64.

De Fiore, F. (1998). The transmission of monetary policy in Israel. IMF Working Paper, № 98/114.

Eichenbaum, M. (1992). Comments: ‘Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy’ by Christopher Sims. *European Economic Review*, 36. P. 1001–1011.

Favero, C. (2001). *Applied Macroeconometrics*. Oxford: Oxford University Press.

Friedman, B. (1990). Targets and instruments of monetary policy. In: *Handbook of Monetary Economics*, ed. by B. Friedman and F. Hahn. Elsevier Science B.V.

Krugman, P. (1989). Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rates. *European Economic Review*, 33. P. 1031–1054.

Leeper, E., C. Sims, T. Zha (1996). What does monetary policy do? *Brookings Papers on Economic Activity*, 2. P. 1–63.

McCallum, B. (1999a). Recent developments in monetary policy analysis: The roles of theory and evidence. NBER Working Paper, № 7088.

McCallum, B. (1999b). Analysis of the monetary transmission mechanism: Methodological issues. NBER Working Paper, № 7395.

Mishkin, F. (1999). International experiences with different monetary policy regimes. NBER Working Paper, № 6965.

Rudebush, G. (2001). Is the Fed too timid? Monetary policy in an uncertain world. *Review of Economics and Statistics*, 83. P. 203–217.

Shioji, E. (1997). Identifying monetary policy shocks in Japan. CEPR Discussion Paper, 1733.

Sims, C. (1972). Money, income and causality. *American Economic Review*, 652. P. 540–542.

Sims, C. (1980). Comparison of interwar and postwar business cycles. *American Economic Review*, 70. P. 250–257.

Taylor, J. (1999). *Monetary Policy Rules*, ed. by NBER.

Внешние факторы денежно-кредитной политики РФ¹

Рост золотовалютных резервов ЦБ РФ в 1999 – первой половине 2002 гг.: причины и последствия

Интервенционистская политика ЦБ РФ во многом зависит от мировых цен на нефть и сальдо торгового баланса, поэтому анализ динамики показателей внешней торговли является ключевым для постановки гипотез о факторах, влияющих на объемы покупки и продажи ЦБ РФ иностранной валюты.

Одним из наиболее важных внешних экзогенных факторов, который оказывает существенное влияние на денежно-кредитную политику России, является динамика мировых цен на нефть. Увеличение цен на нефть приводит к увеличению экспорта, состоящего главным образом из минерального сырья (доля нефти и минерального топлива в 2001 г. составила 54,1% от общей стоимости экспорта). В условиях, когда цены на газ, черные и цветные металлы меняются медленнее по сравнению с ценами на нефть, значительные колебания мировых нефтяных цен являются основной причиной изменений колебаний стоимостного объема экспорта из Российской Федерации (см. *рис. 1*).

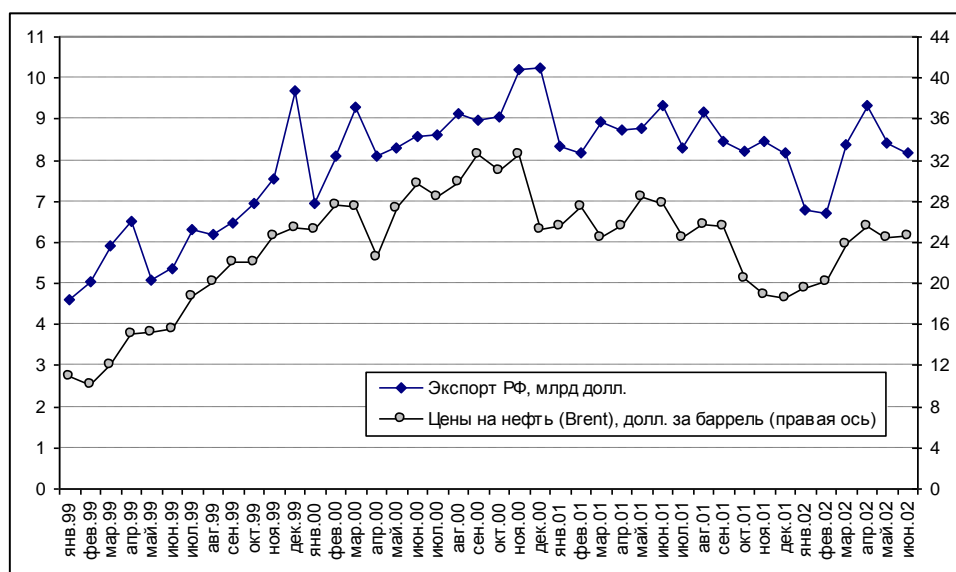
Увеличение экспорта в периоды высоких нефтяных цен (2000 – первая половина 2002 г.) приводит к усилению притока валюты в страну, что с учетом норматива обязательной продажи части валютной выручки, в свою очередь, увеличивает предложение иностранной валюты на валютном рынке. При этом необходимо отметить низкую эластичность физического объема экспорта по цене – объемы экспортируемой нефти в значительной степени определяются экспортирующими возможностями транспортной и трубопроводной системы, накладывающими естественные (связывающие) ограничения на физический объем

¹ Статья подготовлена на основе исследования: *Кадочников П.* Внешние факторы денежно-кредитной политики РФ. Научные труды ИЭПП. М., 2003. № 49Р.

значительной части экспорта. Приток валюты в страну за счет экспорта распределяется по следующим основным направлениям.

Рисунок 1

Динамика экспорта из Российской Федерации и мировых цен на нефть марки Brent в 1999 – начале 2002 гг.



Источник: Центральный банк РФ, IMF Financial statistics.

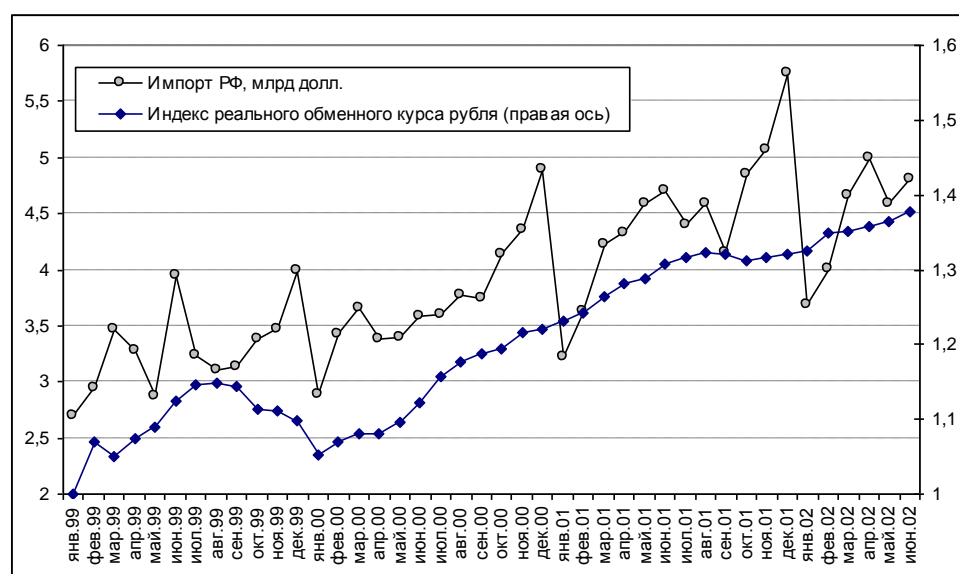
Импорт товаров и услуг в РФ. На протяжении 1999 – первой половины 2002 гг. происходило укрепление реального обменного курса рубля. Одновременно с этим увеличивался импорт (см. рис. 2), рост которого можно объяснить следующими факторами:

- увеличение реального обменного курса означает относительное снижение стоимости импортных товаров, а значит – возможное замещение потребления части российских товаров импортными;
- укрепление реального обменного курса рубля в условиях растущих реальных рублевых денежных доходов населения приводит к увеличению благосостояния потребителей и прибылей фирм за счет того, что становится доступным больший набор импортных и отечественных товаров.

Увеличение импорта на фоне относительно высоких мировых цен на нефть приводило к сокращению торгового баланса, снижая сальдо притока валюты в страну за счет торговых операций.

Рисунок 2

Динамика индекса реального обменного курса рубля и импорта в Российскую Федерацию в 1999 – начале 2002 гг.

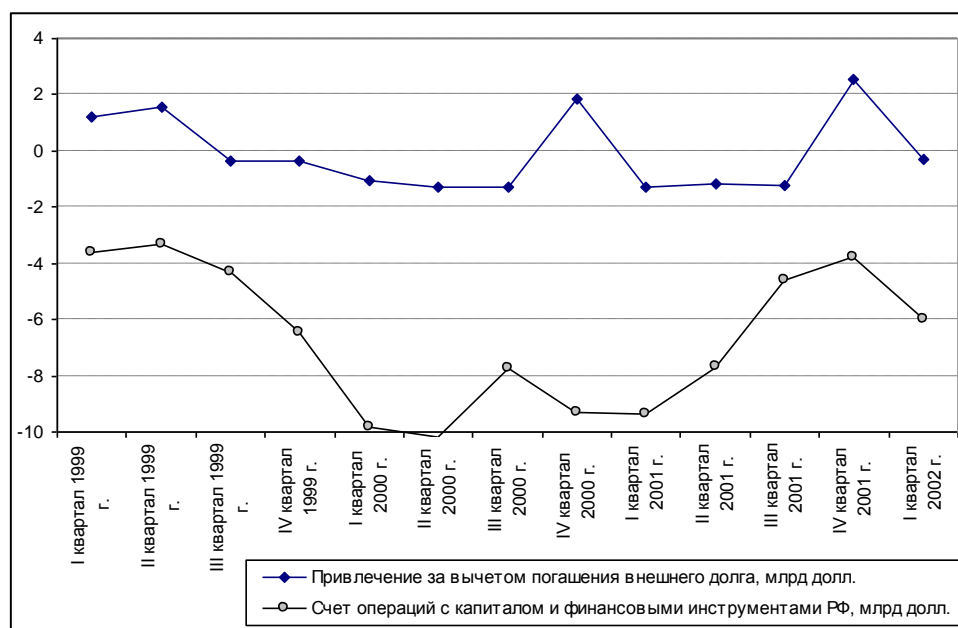


Источник: Центральный банк РФ, расчеты автора.

Выплаты по внешнему долгу и капитальное сальдо платежного баланса РФ. Следующим важным направлением использования валюты, притекающей в страну за счет экспорта, являются выплаты по внешнему долгу. Отток капитала, сопровождаемый ими, обуславливает стабильное отрицательное значение счета операций с капиталом и финансовыми инструментами (см. рис. 3), которое частично компенсирует положительное сальдо торгового баланса РФ.

Рисунок 3

Динамика счета операций с капиталом и финансовыми инструментами платежного баланса Российской Федерации и чистого привлечения внешнего долга РФ (без учета процентных платежей) в 1999 – начале 2002 гг.

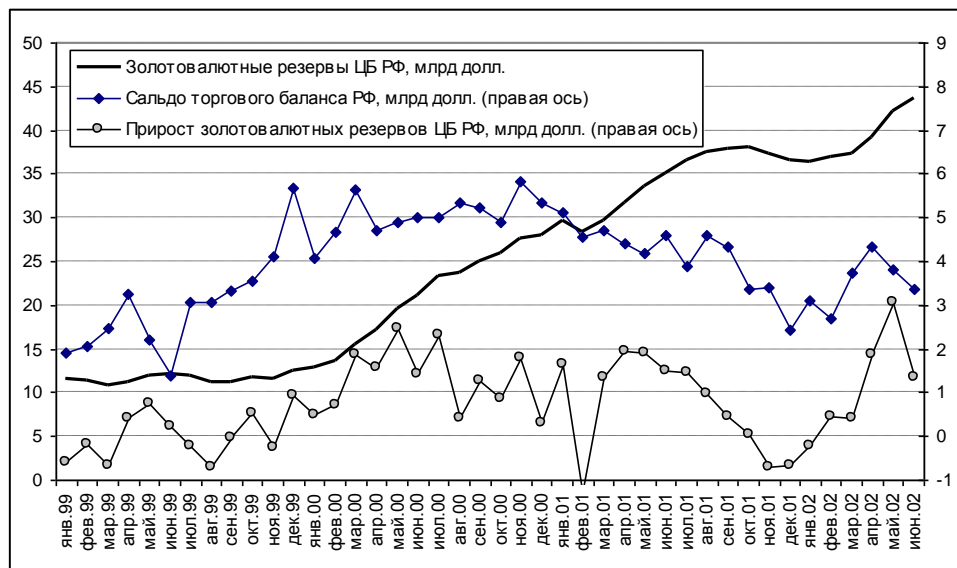


Источник: Центральный банк РФ, Министерство финансов РФ, расчеты автора.

Накопление золотовалютных резервов Центрального банка РФ. Часть притекающей в РФ от экспортных контрактов иностранной валюты идет на накопление золотовалютных резервов Центральным банком РФ. Как видно из динамики золотовалютных резервов ЦБ РФ в 1999 – первой половине 2002 г. (см. *рис. 4*), тенденция прироста резервов в целом соответствовала тенденции торгового баланса. Исключением является начало 2002 г., когда накопление резервов происходило более быстрыми темпами, несмотря на умеренные колебания сальдо торгового баланса. Наиболее вероятным объяснением этого является снижение оттока капитала и возврат ранее экспортированного капитала в Россию в связи с повышением стабильности и улучшением макроэкономической обстановки.

Рисунок 4

**Динамика сальдо торгового баланса Российской Федерации
и золотовалютных резервов Центрального банка
РФ в 1999 – начале 2002 гг.**



Источник: Центральный банк РФ, расчеты автора.

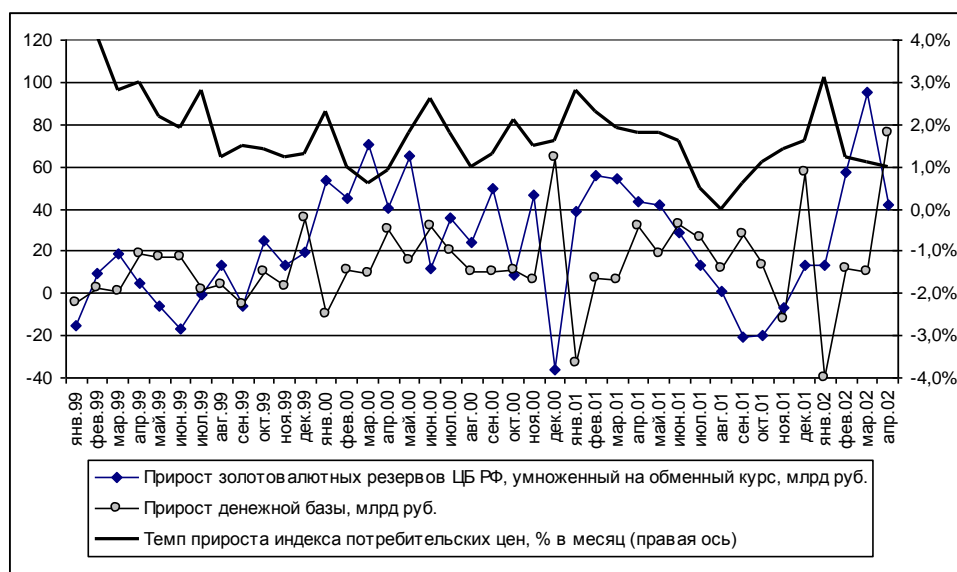
На протяжении 1999 – первой половины 2002 гг. увеличение золотовалютных резервов сопровождалось в отдельные периоды сопоставимым по величине ростом денежной базы, что, в свою очередь, создавало монетарные предпосылки для инфляции. Покупку Центральным банком валюты на валютном рынке можно рассматривать как интервенцию для недопущения укрепления номинального обменного курса рубля. Это приводило к укреплению реального обменного курса рубля и, соответственно, снижению текущего сальдо платежного баланса.

С точки зрения проведения валютной и денежно-кредитной политики сложившаяся на рынке ситуация поставила перед органами государственной власти проблему стерилизации увеличения денежного предложения либо через снижение других (помимо резервов) активов ЦБ, либо путем замещения денежной базы иными видами пассивов. Дополнительным стимулом для сдерживания роста денежного предложения является то, что одной из объявленных на ближайшие годы

целей Правительства РФ является снижение инфляции (до 8–10% в год к 2005 г.).

Рисунок 5

Динамика приростов золотовалютных резервов Центрального банка РФ, денежной базы и индекса потребительских цен в РФ в 1999 – начале 2002 гг.



Источник: Центральный банк РФ, Госкомстат РФ, расчеты автора.

В условиях слабой развитости финансовых рынков в РФ, включая рынки государственных ценных бумаг после дефолта августа 1998 г., Центральный банк в 1999 – первой половине 2002 гг. не имел эффективных инструментов для операций на открытом рынке и, следовательно, возможности для стерилизации денежной эмиссии с их помощью.

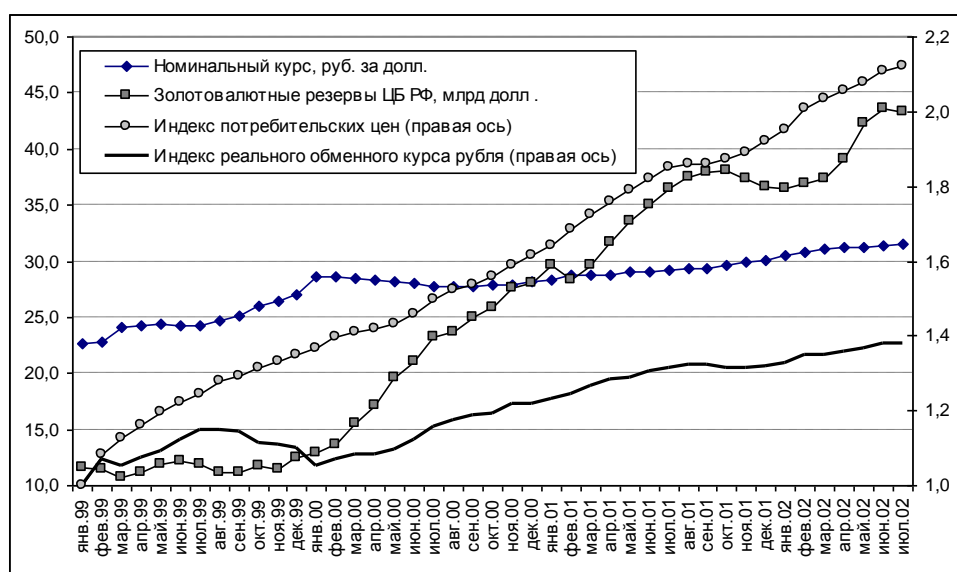
Динамика прироста золотовалютных резервов ЦБ РФ (в рублях), прироста денежной базы и инфляции (темпа прироста индекса потребительских цен) приведена на рис. 5.

Как видно из рис. 5, увеличение золотовалютных резервов Центрального банка, конвертированных в рубли по курсу на месяц покупки, в отдельные месяцы было существенно выше увеличения денежной базы. Это означает, что частично стерилизация интервенций проводи-

лась, даже несмотря на невозможность эффективных действий на открытом рынке.

Рисунок 6

Динамика номинального обменного курса доллара США по отношению к рублю, индекса потребительских цен, индекса реального обменного курса рубля и золотовалютных резервов Центрального банка РФ в 1999 – начале 2002 гг.



Источник: Центральный банк РФ, Госкомстат РФ, расчеты автора.

Кроме того, особенность учета налоговых поступлений в РФ состоит в том, что налоговые платежи поступают на счета Министерства финансов не в коммерческих банках, как это делается в большинстве стран, а в Федеральном казначействе. Это означает, что в статистике денежной базы эти средства не учитываются, т.е. каждый налоговый платеж приводит к уменьшению денежной базы. В случае, если имеет место равномерное поступление и расходование средств сбалансированного бюджета, в среднем за период не будет происходить изменения денежной базы. Однако в ситуации, когда часть профицита накапливается на счетах Правительства РФ (Министерства финансов РФ) в Федеральном казначействе, происходит уменьшение денежной базы.

Увеличение притока валюты в РФ за счет увеличения экспорта привело бы к укреплению номинального обменного курса рубля в случае, если бы Центральный банк не участвовал в торгах на валютном рынке. Однако регулярные покупки валюты сдерживали укрепление номинального курса, одновременно с этим достаточно высокая инфляция (20,2% в 2000 г. и 18,8% в 2001 г.) приводила к укреплению реального обменного курса рубля (см. *рис. б*), стимулируя увеличение импорта и снижая за счет этого сальдо торгового баланса.

Рост цен на нефть помимо увеличения поступлений от экспорта также приводит к повышению доходов бюджетов всех уровней бюджетной системы. Это включает в себя как непосредственное увеличение ставок экспортных пошлин, так и рост поступлений основных налогов за счет общего оживления экономической активности, толчком к которому служит увеличение доходов и прибылей экспортноориентированных отраслей. Возможность накопления профицита бюджета на счетах Минфина РФ в Федеральном казначействе, с одной стороны, с учетом приведенных выше соображений может использоваться для осуществления стерилизации покупки валюты ЦБ. Вместе с тем часть профицита бюджета конвертируется в иностранную валюту, создавая дополнительный спрос на нее на валютном рынке, и используется для погашения или досрочного выкупа внешнего долга, увеличивая отрицательное текущее сальдо капитальных потоков.

Для того чтобы сравнить, как соотносились между собой масштабы стерилизации, т.е. изменения золотовалютных резервов ЦБ (в рублях) и денежной базы, и изменения остатков на счетах органов государственной власти в ЦБ, построим соответствующие графики и проанализируем их. Для оценки остатков на счетах органов государственной власти мы использовали следующие данные:

- остатки на счетах федерального бюджета по статистике Министерства финансов РФ (сумма изменения рублевых и валютных остатков, источник: ежемесячные отчеты Министерства финансов РФ);
- остатки на счетах федерального бюджета по статистике Центрального банка РФ (источник: бюллетень банковской статистики);

- изменение депозитов органов государственного управления в органах денежно-кредитного регулирования по статистике Центрального банка РФ (источник: бюллетень банковской статистики);
- изменение средств Правительства РФ в пассивах Центрального банка РФ (источник: баланс Центрального банка РФ).
- Динамика этих показателей вместе с объемами стерилизации в 1999 – первой половине 2002 г. приведена на *рис. 7–8*.

Рисунок 7

**Динамика объема стерилизации покупки валюты
Центральным банком РФ, изменения остатков на счетах
федерального бюджета РФ в 1999 – начале 2002 гг.**



Источник: Центральный банк РФ, Министерство финансов РФ, расчеты автора.

Как видно из графиков, наиболее близко к объемам стерилизации покупки Центральным банком валюты лежит изменение депозитов органов государственного управления в органах денежно-кредитного регулирования. Это можно объяснить тем, что изменение депозитов включает изменение остатков средств как федерального, так и регио-

нального бюджетов, и поэтому является более точной оценкой суммарного изменения остатков средств на счетах в ЦБ.

Рисунок 8

Динамика объема стерилизации покупки валюты Центральным банком РФ, изменения депозитов органов государственного управления в органах денежно-кредитного регулирования и средств Правительства РФ в пассивах ЦБ в 1999 – начале 2002 гг.



Источник: Центральный банк РФ, расчеты автора.

Приведенные выше диаграммы действительно указывают на то, что та часть интервенций, которая была стерилизована, т.е. не привела к увеличению денежной базы, в значительной степени соответствует колебаниям остатков на счетах бюджетной системы в органах денежно-кредитного регулирования. Это означает, что наблюдаемый вместе с ростом цен на нефть рост экспорта и увеличение золотовалютных резервов сопровождалось ростом доходов бюджетной системы и накоплением профицита, который не в полной, но в значительной мере позволял стерилизовать покупку валюты Центральным банком РФ. Та часть интервенций, которая не была стерилизована, приводила к увеличению денежной базы, создавая монетарные предпосылки для

инфляции, что в свою очередь при медленно меняющемся значении номинального обменного курса приводило к укреплению реального обменного курса, стимулируя рост импорта и снижение чистого притока валюты в страну за счет внешней торговли.

Для того чтобы более строго выделить основные факторы, оказывавшие влияние на обменный курс, объем золотовалютных резервов и денежные агрегаты, сформулируем и проверим некоторые гипотезы.

Эконометрический анализ внешних факторов, оказывающих влияние на проведение валютной и денежно-кредитной политики в РФ

Графический и качественный анализ, проведенный выше, позволил сформулировать некоторые гипотезы о взаимосвязи основных макроэкономических переменных, касающихся внешних факторов денежно-кредитной политики. Часть этих гипотез будет описана более подробно и проверена эконометрически.

Зависимость между экспортом и мировыми ценами на нефть. Специфической особенностью российского экспорта является медленное изменение его физических объемов, состоящих, главным образом, из минерального сырья, металлов и изделий из них. Соответственно основными факторами, влияющими на стоимость экспорта, являются мировые цены на экспортируемые ресурсы. Наиболее серьезным источником колебаний экспорта являются цены на нефть, обладающие большей волатильностью, чем цены на газ или на черные и цветные металлы. Как показали предварительные оценки, только цены на нефть оказывают статистически значимое влияние на стоимость экспорта (оценки в приростах).

Как показывают результаты теста на единичный корень, временные ряды экспорта из РФ и мировых цен на нефть (ежемесячные данные) являются нестационарными в уровнях и стационарными в первых разностях. Для того чтобы проверить наличие долгосрочной зависимости, выполним тест на коинтеграцию между рядом месячного объема экспорта (млрд долл.) и среднемесячными ценами на нефть сорта UK Brent (долл. за баррель). Результаты теста приведены в *табл. 1*.

Результаты теста указывают на существование одного коинтеграционного соотношения между экспортом и мировыми ценами на нефть, которое имеет следующий вид:

$$CE_t^{Oil-Ex} = Ex_t - 0,191 \cdot P_t^{Oil} \quad (1)$$

где

Ex_t – экспорт из РФ за месяц t , млрд долл.;

P_t^{Oil} – мировые цены на нефть сорта UK Brent, среднемесячные цены за месяц t , долл. за баррель.

Таблица 1

**Проверка наличия коинтеграционного соотношения между
экспортом и мировыми ценами на нефть
в 1999 – первой половине 2002 гг.**

Период оценок	1999/03 – 2002/06		
Количество наблюдений	40		
Проверка наличия коинтеграционных соотношений			
Гипотеза: количество коинтеграционных соотношений	Собств. знач.	Статистика	5% крит. знач.
При помощи trace-статистики			
Нет ^{*)}	0,422	30,222	19,960
Не более 1	0,188	8,314	9,240
На основе максимального собственного значения			
Нет ^{*)}	0,422	21,907	15,670
Не более 1	0,188	8,314	9,240
*) – гипотеза отвергается			
Коэффициенты коинтеграционного соотношения	Экспорт	Цены на нефть	Константа
	-1,691	0,323	6,050
	-0,347	0,250	-3,460
Коэффициенты корректировки	Δ (Экспорт)	Δ (Цены на нефть)	
	0,572	0,651	
	0,042	-0,950	
	Экспорт	Цены на нефть	Константа
Нормализованные коэффициенты	1,000	-0,191	-3,577
Стандартные ошибки		0,022	0,530
	Δ (Экспорт)	Δ (Цены на нефть)	
Нормализованные коэффициенты корректировки	-0,968	-1,101	
Стандартные ошибки	0,188	0,645	

Полученные результаты означают, что в рамках долгосрочной зависимости рост цен на нефть на 1 долл. за баррель в среднем приводит к увеличению экспорта в долгосрочном периоде примерно на 190 млн долл. Соответственно для приростов можно оценить модель коррекции ошибок, результаты оценки которой приведены в *табл. 2*.

Таблица 2

Результаты оценок модели коррекции ошибок для зависимости между экспортом и мировыми ценами на нефть в 1999 – первой половине 2002 гг.

Объясняемая переменная	Прирост экспорта	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1999/01 – 2002/06	
Количество наблюдений	42	
	Коэффициент	P-value t-стат.
Константа	-2,438	0,000
Прирост мировых цен на нефть	0,228	0,000
Коинтеграционное соотношение	0,707	0,000
Adj. R²	0,349	
Значимость F-статистики	0,000	

Результаты оценки модели коррекции ошибок указывают на наличие связи между экспортом и мировыми ценами на нефть – прирост мировых цен оказывает статистически значимое положительное влияние на прирост экспорта, при этом коинтеграционное соотношение оказывается значимым.

Зависимость между импортом и реальным обменным курсом рубля. В отличие от экспорта, импорт в РФ включает товары с большей долей добавленной стоимости, в том числе потребительские товары, машины и инструменты, используемые в производстве. Влияние укрепления реального обменного курса на объем импорта можно разделить на две составляющие: эффект замещения, связанный с изменением относительной стоимости отечественных и импортных товаров, и эффект дохода, связанный с тем, что при укреплении реального обменного курса потребителю и фирмам становится доступен больший физический объем товаров в рамках того же бюджетного ограничения.

Увеличение доходов населения и предприятий в условиях экономического роста может приводить к повышению спроса на все товары,

в том числе и на импортные, вызывая увеличение импорта. В рамках данной работы мы не будем разделять эффект дохода и эффект замещения, связанные с укреплением реального обменного курса, а будем отдельно рассматривать только общее влияние реального обменного курса и увеличения спроса при увеличении выпуска на стоимостной объем импорта.

Как показывают результаты теста на единичный корень, для рядов импорта (млрд долл., ежемесячные данные) и индекса реального обменного курса не отвергаются гипотезы о нестационарности. Аналогично взаимосвязи между мировыми ценами на нефть и экспортом, проверим наличие коинтеграционного соотношения между импортом и индексом реального обменного курса рубля (увеличение индекса соответствует укреплению реального курса).

Результаты проверки наличия коинтеграционного соотношения приведены в *табл. 3*.

Как следует из результатов теста, имеет место одно коинтеграционное соотношение следующего вида:

$$CE_t^{RER-Ex} = Im_t - 5,110 RER_t \quad (2)$$

где

Im_t – импорт в РФ за месяц t , млрд долл.;

RER_t – индекс реального обменного курса рубля, увеличение которого соответствует укреплению реального обменного курса. Равен 1 в январе 1999 г.

Численное значение коэффициента при индексе реального обменного курса означает, что в долгосрочном периоде укрепление реального обменного курса в два раза по сравнению с началом 1999 г. приводит к увеличению импорта более чем на 5 млрд долл.

Таблица 3

**Проверка наличия коинтеграционного соотношения между
импортом и реальным обменным курсом рубля
в 1999 – первой половине 2002 гг.**

Период оценок	1999/03 – 2002/06		
Количество наблюдений	40		
Проверка наличия коинтеграционных соотношений			
Гипотеза: количество коинтеграционных соотношений	Собств. знач.	Статистика	5% крит. знач.
При помощи trace-статистики			
Нет *)	0,452	29,813	19,960
Не более 1	0,133	5,731	9,240
На основе максимального собственного значения			
Нет *)	0,452	24,081	15,670
Не более 1	0,133	5,731	9,240
*) – гипотеза отвергается			
Коэффициенты коинтеграционного соотношения	Импорт	Реальный курс	Константа
	3,243	-16,570	7,213
	0,236	-1,162	-0,647
Коэффициенты корректировки	Δ (Импорт)	Δ (Реальный курс)	
	-0,361	0,002	
	-0,055	-0,006	
	Импорт	Реальный курс	Константа
Нормализованные коэффициенты	1,000	-5,110	2,225
Стандартные ошибки		0,543	0,655
	Δ (Импорт)	Δ (Реальный курс)	
Нормализованные коэффициенты корректировки	-1,171	0,006	
Стандартные ошибки	0,227	0,009	

Как упоминалось выше, на объем импорта могут также оказывать влияние доходы потребителей (денежные доходы населения) и предприятий (прибыль). Результаты оценок показали, что эти показатели сильно коррелируют друг с другом, поэтому в модели коррекции ошибок был использован индекс промышленного производства, в целом отражающий динамику доходов населения и предприятий. Результаты оценки соответствующей модели коррекции ошибок, включающей в качестве объясняющих переменных для прироста импорта прирост реального обменного курса и прирост индекса промышленного производства, приведены в *табл. 4*.

Таблица 4

Результаты оценок модели коррекции ошибок для зависимости между импортом и реальным обменным курсом рубля в 1999 – первой половине 2002 гг.

Объясняемая переменная	Прирост импорта	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1999/01 – 2002/06	
Количество наблюдений	42	
	Коэффициент	P-value t-стат.
Константа	1,590	0,000
Прирост реального обменного курса рубля	5,849	0,078
Прирост индекса промышленного производства	0,087	0,000
Коинтеграционное соотношение	0,731	0,000
Adj. R²	0,349	
Значимость F-статистики	0,000	

Как видно из результатов оценки, прирост реального обменного курса и индекса промышленного производства оказывают положительное влияние на прирост импорта (гипотезы о равенстве коэффициентов нулю отвергаются на 10%-ном уровне значимости). При этом, как и для зависимости между экспортом и мировыми ценами на нефть, (краткосрочный) коэффициент при приросте реального курса в модели коррекции ошибок для прироста импорта выше, чем коэффициент в коинтеграционном (долгосрочном) соотношении. При приросте индекса промышленного производства на единицу (январь 1993 г. = 100) прирост импорта составляет около 87 млн долл.

Оценка уравнения для денежной базы. Как было отмечено выше, основными факторами, определявшими динамику денежной базы на протяжении рассматриваемого периода, были изменения золотовалютных резервов, накопление которых через интервенции на валютном рынке приводило к увеличению денежного предложения и остатков на счетах органов государственного управления в Федеральном казначействе, увеличение которых означает изъятие этих средств из денежной базы. В дополнение к этому возможно изменение денежной базы за счет операций на открытом рынке (изменения ценных бумаг в активах Центрального банка РФ).

Также на денежную базу могут оказывать влияние расходы на обслуживание и погашение государственного долга. В случае, если профицит бюджета, накапливаемый на счетах в Федеральном казначействе, используется на обслуживание внешнего долга, то эти средства идут на покупку валюты на валютном рынке с увеличением денежного предложения. Так как доступная статистическая информация не позволяет разделить расходы на обслуживание внешнего и внутреннего долга, то в качестве объясняющей переменной мы будем использовать суммарные расходы федерального бюджета на обслуживание государственного долга. С учетом того, что расходы на обслуживание внешнего долга на протяжении рассматриваемого периода в несколько раз превышали расходы на обслуживание внутреннего долга, ежемесячные данные по расходам на суммарное обслуживание являются удовлетворительным приближением расходов на обслуживание внешнего долга. Аналогичным образом на динамику денежной базы может оказывать влияние погашение внешнего долга, однако предварительные оценки показали, что соответствующий показатель оказывается незначимым.

Кроме того, на прирост денежной базы может оказывать влияние изменение спроса со стороны населения на валюту. Увеличение спроса на иностранную валюту может сопровождаться снижением спроса на национальную валюту, и в случае, если Центральный банк следит за изменениями спроса, это может сопровождаться снижением денежной базы. Количественно оценить изменение сбережений населения в валюте достаточно сложно. Косвенной оценкой может быть изменение депозитов населения в валюте, статистика по которым публикуется ежемесячно. Одновременно с этим депозиты населения в иностранной валюте могут использоваться для формирования коммерческими банками предложения валюты на валютном рынке. В этом случае продажа данной валюты Центральному банку или уполномоченным органам Правительства РФ может вызвать увеличение денежной базы.

Соответственно оцениваемое уравнение имеет вид:

$$\Delta MB_t = a_0 + a_1 \Delta R_t + a_2 \Delta Acc_t + a_3 EServ_t + a_4 \Delta Dep_t + a_5 \Delta FA_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

где

ΔMB_t – изменение денежной базы за период t , в ценах начала 1999 г.;

ΔR_t – изменение золотовалютных резервов ЦБ РФ за период t , в рублях в ценах начала 1999 г.;

ΔAcc_t – изменение остатков на счетах органов государственного управления в Федеральном казначействе, в ценах начала 1999 г.;

$EServ_t$ – расходы федерального бюджета на обслуживание государственного долга, в ценах начала 1999 г.;

ΔDep_t – изменение депозитов в иностранной валюте, в рублях в ценах 1999 г.;

ΔFA_t – изменение объема ценных бумаг в активах ЦБ РФ, в ценах начала 1999 г.;

ε_t – случайная ошибка регрессии;

$a_0, a_1, a_2, a_3, a_4, a_5$ – коэффициенты уравнения регрессии (согласно сформулированным выше гипотезам коэффициенты a_1, a_3 и a_5 должны быть положительными, коэффициент a_2 – отрицательным, знак коэффициента a_4 не определен).

Результаты оценки уравнения (3), приведенные в *табл. 5*, показывают, что прирост резервов на 1 млрд руб. по среднемесячному курсу приводит к приросту денежной базы примерно на 0,28 млрд руб. Это означает, что Центральному банку удавалось стерилизовать более 70% интервенций (увеличения денежной базы при покупке валюты на валютном рынке).

Значимая отрицательная зависимость прироста денежной базы от изменения остатков на счетах Министерства финансов РФ в Федеральном казначействе указывает на использование накопления профицита для координированной или некоординированной стерилизации увеличения денежной базы при покупке валюты ЦБ. Кроме того, значение коэффициента корреляции между приростом остатков на счетах Минфина РФ и приростом золотовалютных резервов ЦБ РФ в рублях в сопоставимых ценах, составляющее около 0,35, указывает на некоторую координацию между покупкой резервов и накоплением остатков на счетах, т.е. ограничением государственных расходов в периоды активных интервенций.

Таблица 5

**Результаты оценок модели для прироста денежной базы
в 1999 – первой половине 2002 гг.**

Объясняемая переменная	Прирост денежной базы в ценах начала 1999 г.	
Спецификация уравнения	Линейная	
Период оценок	1999/01 – 2002/02	
Количество наблюдений	38	
	Коэффициент	P-value t-стат.
Константа	-2,066	0,528
Прирост золотовалютных резервов ЦБ РФ в рублях по курсу на конец месяца в ценах начала 1999 г.	0,284	0,005
Прирост остатков на счетах Министерства финансов РФ в рублях в ценах начала 1999 г.	-0,234	0,078
Расходы федерального бюджета на обслуживание государственного долга в рублях в ценах начала 1999 г.	0,362	0,048
Прирост валютных депозитов населения в рублях по курсу на конец месяца в ценах начала 1999 г.	3,008	0,035
Прирост ценных бумаг в активах ЦБ РФ в рублях в ценах начала 1999 г.	0,000	0,552
Adj. R²	0,413	
Значимость F-статистики	0,000	

Также оказываются значимыми с положительным знаком расходы на обслуживание государственного долга и изменение депозитов населения в валюте. Прирост объема ценных бумаг в активах ЦБ РФ оказывается незначимым. Это означает, что операции на открытом рынке слабо использовались или не использовались для стерилизации интервенций ЦБ на валютном рынке. Полученный результат согласуется с гипотезами, выдвинутыми выше.

Оценка зависимости между номинальным обменным курсом и золотовалютными резервами ЦБ РФ. При моделировании взаимосвязи между золотовалютными резервами и номинальным обменным курсом следует учитывать, что при таком моделировании возникает проблема эндогенности. С одной стороны, интервенции Центрального банка могут влиять на обменный курс, по крайней мере, в краткосрочной перспективе. С другой стороны, эти интервенции могут быть обусловлены колебаниями или изменениями в динамике обменного курса. Это означает, что оценки взаимосвязи между резервами и номинальным курсом следует проводить в системе одновременных уравнений (или в VAR-модели).

Кроме того, может быть выявлено существенное различие во взаимосвязи между золотовалютными резервами и номинальным обменным курсом, в зависимости от частоты данных, используемых для оценок. Так, анализ на внутрисдневных данных может обнаружить, что Центральный банк реагирует на колебания обменного курса интервенциями – продажей валюты при повышении обменного курса (руб. за долл.) и покупкой при его снижении. Соответственно номинальный обменный курс снижается при продаже валюты и повышается при ее покупке. Подобные наблюдения за короткие интервалы времени позволяют уловить взаимное влияние и определить, что является причиной, а что – следствием. В данном случае, гипотеза о положительной зависимости прироста резервов и прироста номинального обменного курса базируется на анализе динамики спроса и предложения и представляет собой *ex ante* анализ.

К сожалению, об официальных интервенциях ЦБ РФ можно судить только по еженедельным публикациям изменения золотовалютных резервов ЦБ, в то время как внутриснедельная и, тем более, внутрисдневная статистика по динамике резервов недоступна. При наблюдениях за более длительный интервал времени можно ожидать, что зависимости могут не проявляться. Так, например, в условиях плавающего обменного курса, когда Центральный банк устанавливает собственные ориентиры для номинального обменного курса и придерживается этих ориентиров, может возникнуть ситуация, когда при некоторой динамике резервов обменный курс будет относительно стабильным с отклонениями на коротких промежутках времени.

Предположим, например, что Центральный банк покупает валюту тогда, когда наблюдается тенденция к снижению номинального обменного курса. В такой ситуации увеличение золотовалютных резервов будет ослаблять эту тенденцию и способствовать меньшему снижению курса. При этом, проводя *ex post* анализ динамики резервов и курса, можно наблюдать, что Центральный банк будет увеличивать резервы при снижении курса и уменьшать их при его увеличении, однако маловероятно, чтобы такая зависимость была устойчивой.

Предположение о неустойчивости связи можно обосновать следующим образом. Предположим, что Центральный банк ставит целью наращивание резервов при наблюдаемой тенденции снижения обменного курса (укрепления национальной валюты). В этом случае, отсле-

живая фактическую динамику обменного курса, можно увеличить объемы покупаемой валюты, ослабляя тенденцию к снижению, либо, напротив, слабо девальвируя национальную валюту (с целью уменьшения темпов укрепления реального обменного курса национальной валюты). Это означает, что в долгосрочном периоде вероятнее ситуация, когда резервы увеличиваются не вместе с укреплением, а в условиях относительно стабильной или девальвируемой национальной валюты.

Для проверки сформулированных выше гипотез мы будем использовать недельные и месячные данные о динамике золотовалютных резервов и обменного курса, а также данные о результатах торгов.

Таблица 6

Проверка наличия коинтеграционного соотношения между номинальным обменным курсом и золотовалютными резервами ЦБ РФ в 1999 – первой половине 2002 гг., месячные данные

Период оценок	1999/03 – 2002/07		
Количество наблюдений	41		
Проверка наличия коинтеграционных соотношений			
Гипотеза: количество коинтеграционных соотношений	Собств. знач.	Статистика	5% крит. знач.
При помощи trace-статистики			
Нет ^{*)}	0,355	26,884	19,960
Не более 1	0,195	8,917	9,240
На основе максимального собственного значения			
Нет ^{*)}	0,355	17,967	15,670
Не более 1	0,195	8,917	9,240
^{*)} – гипотеза отвергается			
Коэффициенты коинтеграционного соотношения			
	Обменный курс	ЗВР	Константа
	-0,409	0,086	7,631
	0,873	-0,131	-21,323
Коэффициенты корректировки			
	Δ (Обменный курс)	Δ (ЗВР)	
	-0,102	-0,452	
	-0,146	0,248	
	Обменный курс	ЗВР	Константа
Нормализованные коэффициенты	1,000	-0,209	-18,652
Стандартные ошибки		0,051	1,534
	Δ (Обменный курс)	Δ (ЗВР)	
Нормализованные коэффициенты корректировки	0,042	0,185	
Стандартные ошибки	0,024	0,055	

Как показывают результаты теста на единичный корень, номинальный обменный курс (руб. за долл.) и золотовалютные резервы ЦБ РФ являются нестационарными в уровнях и стационарными в разностях. Перед тем как проводить оценки в разностях, был выполнен тест на наличие коинтеграции между этими показателями на месячных и недельных данных. Результаты теста на месячных данных приведены в *табл. 6*.

Результаты оценок указывают на то, что между номинальным обменным курсом и золотовалютными резервами ЦБ РФ существует одно коинтеграционное соотношение, которое имеет следующий вид:

$$CE_t^{E-R \text{ month}} = E_t - 0,209 \cdot R_t \quad (4)$$

где

E_t – номинальный обменный курс (руб. за долл.);

R_t – золотовалютные резервы ЦБ РФ к концу месяца t , млрд долл.

Содержательно наличие такого коинтеграционного соотношения в долгосрочном периоде означает, что увеличение номинального обменного курса на 1 руб. за доллар США сопровождается увеличением золотовалютных резервов ЦБ РФ примерно на 5 млрд долл.

Как уже упоминалось выше, оценки на месячных и недельных данных могут отличаться в зависимости от того, как часто действия Центрального банка и ситуация на валютном рынке адаптируются друг к другу. Для сравнения можно выполнить тест на коинтеграцию для золотовалютных резервов и номинального обменного курса на недельных данных. Результаты теста приведены в *табл. 7*.

Результаты оценок на недельных данных также свидетельствуют в пользу наличия одного коинтеграционного соотношения, имеющего следующий вид:

$$CE_t^{E-R \text{ week}} = E_t - 0,182 \cdot R_t \quad (5)$$

где

R_t – золотовалютные резервы ЦБ РФ к концу недели t , млрд долл.;

E_t – номинальный обменный курс (руб. за дол.).

Увеличение номинального обменного курса на 1 руб. за доллар США в долгосрочном периоде сопровождается увеличением золотовалютных резервов ЦБ РФ примерно на 5,5 млрд долл.

Таблица 7

**Проверка наличия коинтеграционного соотношения между
номинальным обменным курсом и золотовалютными резервами
ЦБ РФ в 1999 – первой половине 2002 г., недельные данные**

Период оценок	1999/03 – 2002/07		
Количество наблюдений	151		
Проверка наличия коинтеграционных соотношений			
Гипотеза: количество коинтеграционных соотношений	Собств. знач.	Статистика	5% крит. знач.
При помощи trace-статистики			
Нет *)	0,162	33,742	19,960
Не более 1	0,045	7,002	9,240
На основе максимального собственного значения			
Нет *)	0,162	26,740	15,670
Не более 1	0,045	7,002	9,240
*) – гипотеза отвергается			
Коэффициенты коинтеграционного соотношения	Обменный курс	ЗВР	Константа
	-0,401	0,073	7,892
	0,795	-0,086	-20,110
Коэффициенты корректировки	Δ (Обменный курс)	Δ (ЗВР)	
	-0,043	-0,127	
	-0,040	0,041	
Нормализованные коэффициенты	Обменный курс	ЗВР	Константа
	1,000	-0,182	-19,692
Стандартные ошибки		0,050	1,318
Нормализованные коэффициенты корректировки	Δ (Обменный курс)	Δ (ЗВР)	
	0,017	0,051	
Стандартные ошибки	0,007	0,012	

Для оценки связи золотовалютных резервов и номинального обменного курса выполним тест на взаимное влияние для стационарных приростов этих показателей. Оценка модели векторной авторегрессии (VAR) с проведением теста Грейнджера позволила получить следующие результаты (см. табл. 8).

Таблица 8

Проверка наличия влияния по Грейнджеру между приростом номинального обменного курса и приростом золотовалютных резервов ЦБ РФ в 1999 – первой половине 2002 гг.

Нулевая гипотеза	Месячные данные (38 наблюдений)		Недельные данные (153 наблюдения)	
	F-стат.	P-value	F-стат.	P-value
Прирост резервов не влияет на прирост номинального обменного курса	3,344	0,048	1,063	0,348
Прирост номинального обменного курса не влияет на прирост резервов	0,942	0,400	2,126	0,123

Результаты теста на взаимное влияние по Грейнджеру на месячных данных указывают на то, что только прирост резервов влияет на прирост номинального обменного курса, но не наоборот. Результаты теста на недельных данных с большим количеством степеней свободы не отвергают обе гипотезы о невлинии.

Оценка векторной модели коррекции ошибок (VECM) с включением в качестве объясняющей переменной для прироста золотовалютных резервов торгового баланса показала, что приросты номинального обменного курса в соответствующем уравнении, взятые без лага и с лагами, оказываются незначимыми.

Исследование простых зависимостей между приростом обменного курса и приростом резервов позволяет получить некоторые результаты, которые, однако, достаточно чувствительны к тому, проводятся оценки на месячных или на недельных данных. На *рис. 9* приведена диаграмма рассеяния прироста золотовалютных резервов ЦБ РФ и прироста номинального обменного курса на месячных данных.

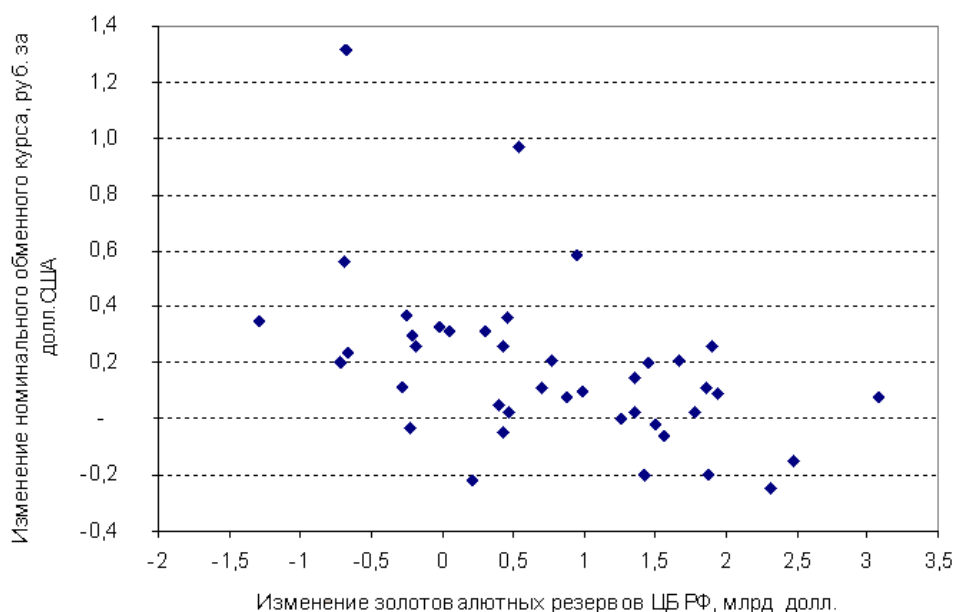
Как видно из рисунка, наблюдается отрицательная зависимость между приростом резервов и приростом номинального обменного курса, соответственно в парной регрессии для прироста золотовалютных резервов прирост номинального обменного курса является статистически значимым. Однако при добавлении, например, сальдо торгового баланса прирост номинального обменного курса перестает быть значимым.

При попытке оценить уравнение для прироста обменного курса было получено, что, помимо отрицательного влияния прироста резервов, на прирост курса положительно влияет прирост депозитов населе-

ния в валюте и остатков на счетах Министерства финансов РФ в валюте, т.е. факторы спроса на валюту. При оценке обобщенной модели условной гетероскедастичности (GARCH) было получено, что на прирост номинального обменного курса положительно влияют прирост депозитов населения в валюте, прирост остатков на счетах Министерства финансов РФ в валюте и погашение внешнего долга; прирост резервов влияет отрицательно как на прирост номинального обменного курса, так и на дисперсию прироста курса. Однако эти оценки весьма недостоверны, во-первых, из-за возможного взаимного влияния прироста резервов и прироста курса, и, во-вторых, из-за невысокого числа степеней свободы (менее 20). По этой же причине не проводились оценки системы уравнений.

Рисунок 9

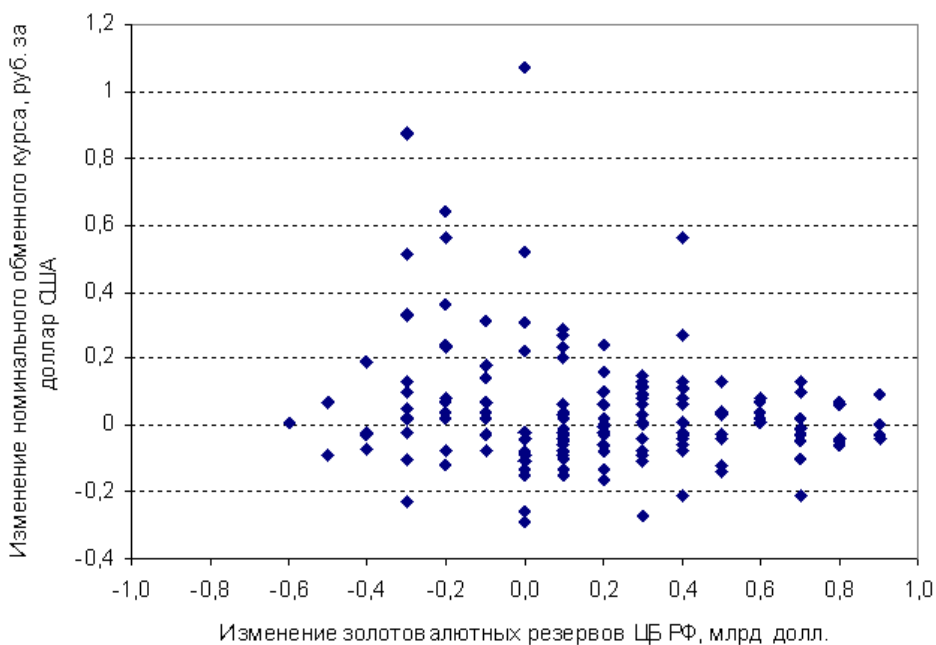
Диаграмма рассеяния прироста золотовалютных резервов ЦБ РФ (млрд долл.) и прироста номинального обменного курса (руб. за доллар США), месячные данные за 1999 – первую половину 2002 гг.



Рассмотрим диаграмму рассеяния прироста золотовалютных резервов и прироста номинального обменного курса за тот же период на недельных данных (рис. 10).

Рисунок 10

Диаграмма рассеяния прироста золотовалютных резервов ЦБ РФ (млрд долл.) и прироста номинального обменного курса (руб. за доллар США), недельные данные за 1999 – первую половину 2002 гг.



На диаграмме рассеяния для недельных данных отрицательная зависимость проявляется в меньшей степени, в парной регрессии для прироста номинального обменного курса прирост золотовалютных резервов оказывается незначимым. Статистическая незначимость влияния прироста резервов на обменный курс и наоборот в некоторой степени может служить аргументом в пользу того, что Центральный банк стремился к стабилизации номинального обменного курса, не позволяя ему сильно укрепляться или ослабляться, возможно компенсируя избыточный спрос или предложения валюты и колебания курса в течение

дня, но не вызывая дополнительных колебаний курса вследствие проведения интервенций.

В долгосрочном периоде увеличение резервов сопровождалось увеличением обменного курса, что указывает на то, что результатом проводимой политики было постепенное накопление резервов вместе с медленной девальвацией национальной валюты.

Проверка существования портфельного канала и канала сигнализирования влияния интервенций на обменный курс и равновесие в экономике. Для проверки влияния портфельного канала было оценено следующее уравнение:

$$i_t - i_t^* - \frac{E_{t+1} - E_t}{E_t} = a_0 + a_1 \Delta R_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

где

i_t – внутренняя процентная ставка по рублевым межбанковским кредитам, % в месяц;

i_t^* – внешняя процентная ставка по долларovým межбанковским кредитам, % в месяц;

E_t – номинальный обменный курс в среднем за период t (руб. за долл.);

R_t – золотовалютные резервы ЦБ РФ к концу периода t , млрд долл.;

ε_t – случайная ошибка регрессии;

a_0, a_1 – коэффициенты уравнения регрессии (согласно гипотезе, увеличение резервов должно приводить к снижению премии за риск вложения в национальные активы).

Результаты оценок показали, что коэффициент при приросте резервов в модели (6) оказывается незначимым. Аналогичные оценки были проведены для обобщенной модели условной гетероскедастичности (GARCH), для которой было получено, что прирост резервов статистически значимо и отрицательно влияет на дисперсию премии за риск вложения в национальные активы.

Для проверки того, в какой мере интервенции Центрального банка на валютном рынке сигнализируют о будущей валютной и денежно-кредитной политике, было оценено влияние прироста резервов на прирост денежной базы и премию за риск вложения в национальные активы в будущие периоды времени (от одного месяца до полугода). Ре-

зультаты эконометрических оценок показали, что статистически значимое влияние наблюдается только для прироста денежной базы для следующего месяца и объясняется, по-видимому, некоторой инерцией проведения интервенционной политики (приросты резервов в соседние месяцы сопоставимы – коэффициент автокорреляции составляет около 0,4, – соответственно сопоставимы и приросты денежной базы, так как стерилизация осуществляется не в полном объеме). Статистически значимых свидетельств в пользу сигнализирования интервенционной политики о значениях показателей денежно-кредитной политики в будущем на более длительном периоде обнаружить не удалось.

Проверка прибыльности интервенций. Следующим направлением проводимых в рамках исследования расчетов была проверка прибыльности интервенций. Для этого были использованы формулы, в основе которых лежит статистическое сравнение прибыльности фактических интервенций с прибыльностью случайных интервенций с такой же дисперсией. Прибыльность интервенций может складываться из двух основных источников. Во-первых, это изменение обменного курса за период с момента покупки или продажи валюты, во-вторых, это изменение процентных ставок краткосрочных кредитов в национальной и иностранной валюте.

Результаты проверки гипотезы приведены в *табл. 9*.

Таблица 9

**Проверка гипотезы о прибыльности интервенций
(покупки валюты) ЦБ РФ в 1999 – первой половине 2002 гг.**

Нулевая гипотеза – прибыльность не отличается от прибыльности случайных интервенций с такой же дисперсией	Месячные данные	Недельные данные
Количество наблюдений	43	157
Критическое значение (5%) t-статистики	2,017	1,975
Проверка прибыльности с учетом изменения обменного курса, значение статистики	0,305	0,347
Проверка прибыльности с учетом изменения обменного курса и процентных ставок, значение статистики	0,004	нет данных
	не отвергается	не отвергается

Как видно из результатов расчетов, гипотеза о том, что интервенции не были направлены на получение прибыли, не отвергается. Это, по-видимому, указывает на то, что целью Центрального банка РФ на протяжении рассматриваемого периода было скорее недопущение

укрепления номинального обменного курса и накопление резервов, а также стабилизация валютного рынка, чем получение прибыли от валютных спекуляций.

Полученные в ходе эмпирического анализа результаты можно систематизировать следующим образом:

1. Существует устойчивая зависимость между объемом экспорта и мировыми ценами на нефть как в долгосрочной (наличие коинтеграционного соотношения), так и в краткосрочной перспективе (зависимость в приростах). Увеличение мировых цен на нефть на 1 долл. США за баррель приводит к увеличению экспорта примерно на 200 млн долл.
2. Существует достаточно устойчивая зависимость между импортом и реальным обменным курсом как в долгосрочном, так и в краткосрочном периоде (укрепление индекса реального обменного курса на 20% по сравнению с началом 1999 г. приводит к увеличению импорта примерно на 1 млрд долл.). При этом, в дополнение к реальному курсу, на прирост импорта влияет также и прирост промышленного производства (как фактор, характеризующий спрос) – при приросте индекса промышленного производства на 1 (январь 1993 г. = 100) прирост импорта составляет около 87 млн долл.
3. Одним из основных факторов увеличения денежной базы является рост золотовалютных резервов, при этом, несмотря на частичную стерилизацию интервенций, рост денежной базы при покупке валюты составляет примерно 28% увеличения резервов (в рублях).
4. При покупке резервов Центральным банком осуществляется стерилизация интервенций, причем основным инструментом стерилизации является накопление средств на счетах Федерального казначейства. Наличие корреляции между изменениями депозитов и изменениями резервов указывает на присутствие некоторой координации действий Центрального банка и Министерства финансов РФ. Операции с ценными бумагами в активах ЦБ РФ не используются для осуществления стерилизации.

5. Одним из направлений использования средств на счетах в Федеральном казначействе является обслуживание и погашение внешнего долга. Уполномоченные агенты Министерства финансов РФ при покупке валюты для платежей по внешнему долгу увеличивают денежную базу и спрос на иностранную валюту на валютном рынке, в дополнение к действиям ЦБ РФ.
6. Результаты теста на коинтеграцию указывают на ее наличие между номинальным обменным курсом и золотовалютными резервами, при этом увеличение номинального обменного курса на 1 руб. за доллар США сопровождается увеличением международных резервов на 5–5,5 млрд долл. Необходимо также отметить, что данная зависимость сохраняется в условиях наблюдавшегося на протяжении рассматриваемого периода диапазона мировых цен на нефть, влияющих на приток валюты в РФ.
7. В краткосрочном периоде на месячных данных наблюдается отрицательная зависимость между приростом золотовалютных резервов ЦБ РФ и приростом обменного курса, на недельных данных зависимость незначима. По-видимому, это указывает на то, что Центральный банк увеличивал резервы при тенденции укрепления номинального курса рубля, одновременно с этим стремясь к стабилизации номинального обменного курса и не позволяя ему значительно укрепляться или ослабляться, возможно компенсируя избыточный спрос или предложения валюты и колебания курса в течение дня, но не вызывая дополнительных колебаний курса вследствие проведения интервенций.
8. Проверка прибыльности интервенций также согласуется с гипотезой о постепенном наращивании резервов в рамках относительно стабильного номинального обменного курса – не отвергается гипотеза о том, что интервенции не были направлены на получение спекулятивной прибыли на колебаниях курса.

Заключение

Несмотря на ограниченные возможности для стерилизации увеличения денежного предложения при накоплении золотовалютных резервов, Центральным банком РФ стерилизация в значительной мере осуществлялась – прирост резервов (в рублях) был существенно выше увеличения денежной базы. При этом та часть интервенций, которая была стерилизована, то есть не приводила к увеличению денежной базы, в значительной степени соответствует колебаниям остатков на счетах бюджетной системы в органах денежно-кредитного регулирования. Это означает, что наблюдаемые вместе с ростом цен на нефть рост экспорта и увеличение золотовалютных резервов сопровождались ростом доходов бюджетной системы и накоплением профицита, который не в полной, но в значительной мере позволял стерилизовать покупку валюты Центральным банком РФ. Та часть интервенций, которая не была стерилизована, приводила к увеличению денежной базы, создавая монетарные предпосылки для инфляции, что, в свою очередь, при медленно меняющемся значении номинального обменного курса приводило к укреплению реального обменного курса, стимулируя рост импорта и снижение чистого притока валюты в страну за счет внешней торговли.

Эконометрическая проверка гипотез о взаимосвязи основных показателей платежного баланса, валютного рынка и денежно-кредитной политики позволила выявить устойчивые зависимости в долгосрочном и краткосрочном периодах между мировыми ценами на нефть и экспортом, а также показала значимое влияние прироста промышленного производства на прирост импорта.

Увеличение золотовалютных резервов является основным фактором увеличения денежной базы – рост денежной базы при покупке валюты составляет примерно 28% увеличения резервов (в рублях). При этом накопление средств на счетах органов государственного управления в Федеральном казначействе является основным инструментом стерилизации, а наличие корреляции между изменениями депозитов и изменениями резервов указывает на присутствие координации действий Центрального банка и Министерства финансов РФ. Операции с ценными бумагами в активах ЦБ РФ для осуществления стерилизации не использовались. Покупка уполномоченными агентами Министер-

ства финансов РФ валюты для платежей по внешнему долгу увеличивает денежную базу и спрос на иностранную валюту на валютном рынке, в дополнение к действиям Центрального банка РФ.

В долгосрочном периоде наблюдается положительная взаимосвязь между номинальным обменным курсом и золотовалютными резервами Центрального банка РФ, при этом увеличение номинального обменного курса на 1 руб. за доллар США сопровождается увеличением международных резервов на 5–5,5 млрд долл. (для наблюдавшегося в 1999 – первой половине 2002 гг. диапазона мировых цен на нефть). В краткосрочном периоде наблюдается неустойчивая отрицательная взаимосвязь между приростом золотовалютных резервов ЦБ РФ и приростом обменного курса. Подобный результат указывает на то, что, накапливая резервы при наблюдаемой тенденции укрепления номинального курса рубля, Центральный банк ограничивал колебания обменного курса, погашая избыточный спрос или выкупая избыточное предложение валюты, поддерживая относительно стабильный обменный курс и не стремясь получить спекулятивную прибыль за счет колебаний курса.

Дробышевский С.М., Золотарева А.Б.,
Кадочников П.А., Синельников-Мурылев С.Г.

Перспективы создания стабилизационного фонда в РФ¹

Сложившаяся в настоящее время в России ситуация накладывает определенные ограничения на возможности проведения экономической политики. Высокие цены на нефть приводят к тому, что положительное сальдо платежного баланса, обусловленное, главным образом, значительным превышением экспорта над импортом, вызывает укрепление реального обменного курса рубля, что негативно сказывается на национальных отраслях промышленности, производящих торгуемые товары, снижая долгосрочные темпы роста. Основная стоимостная часть экспорта РФ образуется за счет сырьевых товаров (нефть и нефтепродукты, газ, черные и цветные металлы), при этом цены на данные категории товаров чрезвычайно подвижны на мировых товарных рынках.

Значительные колебания цен на нефть на мировом рынке приводят к сильным колебаниям налоговых доходов федерального бюджета, создавая серьезные проблемы для всей бюджетной системы. По нашим оценкам, колебания доходов федерального бюджета, связанные с колебаниями цен на нефть, достигали 2,2% ВВП. В периоды благоприятной конъюнктуры федеральный бюджет испытывает приток средств, в частности, данный факт в значительной степени объясняет достижение профицита федерального бюджета в последние годы. Вместе с тем падение цен на мировых товарных рынках усиливает неблагоприятную ситуацию в бюджетной сфере (1998 г. является наиболее ярким примером).

Опыт ряда стран (Норвегия, Чили, Венесуэла и др.), имеющих сырьевую специализацию экспорта, показывает, что правительства государств, подверженных влиянию мировой конъюнктуры, имеют возможность воспользоваться периодами высоких цен на сырье для накопления временных избыточных доходов с целью создания стаби-

¹ Полный текст работы опубликован в серии «Научные труды ИЭПП» № 27Р в 2001 г.

лизационного фонда или фонда будущих поколений. Средства такого фонда могут быть использованы для поддержания реального уровня расходов государственного бюджета и погашения внешнего долга в неблагоприятные периоды или после истощения природных ископаемых.

Наблюдаемый в настоящее время период высоких цен на нефть и нефтепродукты, газ, никель, алюминий создает необходимые экономические предпосылки для создания стабилизационного фонда в РФ. При этом, принимая во внимание высокий объем долгового бремени на экономику и незавершенность бюджетных реформ, следует, на наш взгляд, рассматривать условия создания именно стабилизационного фонда, а не фонда будущих поколений. Несмотря на то, что проблема невосполнимости природных ресурсов и их ограниченных запасов актуальна для России (по многим видам полезных ископаемых разведанные запасы могут быть исчерпаны в течение 50–100 лет), вопрос о создании фонда будущих поколений представляется делом будущего, когда роль сырьевого сектора в экономике снизится, а уровень доходов федерального бюджета станет более стабильным.

Таким образом, основной целью создания стабилизационного фонда РФ является аккумуляция части доходов, формируемых в экспортном секторе экономики в периоды высоких мировых цен на основные товары российского экспорта, и их использование для погашения внешнего долга и поддержания реального уровня непроцентных расходов государственного бюджета в периоды неблагоприятной конъюнктуры, а также замедление роста реального курса рубля в периоды высокой экспортной выручки.

Мировой опыт создания и функционирования стабилизационных фондов

К концу 90-х гг. XX в. стабилизационные фонды и их аналоги действовали, по крайней мере, в 15 странах или отдельных регионах государств. В данном разделе мы рассмотрим опыт создания и функционирования стабилизационных фондов, основные механизмы и принципы аккумуляции средств, порядок их расходования, управления активами фонда в разных странах мира во второй половине XX в. Раздел

подготовлен на основе материалов и работ Международного валютного фонда, Всемирного банка и ООН².

Существующие в различных странах мира государственные фонды финансовых ресурсов, формируемые за счет «избыточных» (по отношению к определенному национальным законодательством уровню) или дополнительных (в случае более высоких цен на экспортные товары) доходов бюджета, поступлений от экспорта природных ресурсов, условно можно разделить на три типа:

- Стабилизационные фонды (Аляска, Венесуэла, Колумбия, Кувейт, Нигерия, Норвегия, Чили);
- Фонды будущих поколений (Альберта, Аляска, Кирибати, Кувейт, Оман, Папуа–Новая Гвинея);
- Бюджетные резервные фонды (Гонконг, Сингапур, Эстония, ЮАР).

Последний тип фондов связан с аккумулярованием доходов в годы профицита государственного бюджета, а также дополнительных источников для государственных сбережений (например, доходы от приватизации). Целью создания таких фондов является стабилизация государственных расходов в годы рецессии и экономического спада или неблагоприятной конъюнктуры на мировых сырьевых рынках (в данном случае – высоких цен на сырье).

Первые два типа фондов связаны с аккумулярованием тем или иным образом части доходов от экспорта природных ископаемых или других невозполняемых ресурсов. Основное различие между данными типами фондов заключается в целях создания фондов. Непосредственно стабилизационные фонды создаются для сглаживания колебаний в доходах и расходах государственного бюджета, дополнительного финансирования государственных расходов на территориях, где ведется

² *Montenegro, S. (1994) Macroeconomic risk management in Nigeria: Dealing with external shocks. In: Macroeconomic Risk Management – Issue and Options. Report No. 11983–UNI. Western Africa Department. Washington, DC: World Bank; Basic Problems of improving their capacity of developing countries and economies in transition to capture the maximum economic and social benefits of their potential for mineral production. Report of Economic and Social Council, UN, 10–19 March 1998; Fasano, U. (2000) Review of the experience with oil stabilization and savings funds in selected countries. IMF Working Paper, 00/112. Авторы выражают благодарность Р. Конраду за предоставленные материалы.*

добыча ископаемых. Фонды будущих поколений рассчитаны на их использование после того, как месторождения природных ископаемых будут исчерпаны, либо для выплаты дополнительных (квази рентных) платежей населению территорий, где ведется добыча ископаемых. В ряде случаев фонды выполняют смешанные роли (как, например, в канадской провинции Альберта, в штате Аляска, в Кувейте, Норвегии и Папуа–Новой Гвинее).

В частности, Фонд выравнивания доходов (*Revenue Equalization Fund*) Кирибати был создан в 1956 г. как трастовый фонд для будущих поколений после ожидаемого истощения месторождения фосфатов³. В 1976 г. Трастовый фонд наследственных сбережений был организован в канадской провинции Альберта (*Alberta Heritage Savings Trust Fund*)⁴. Часть ресурсов фонда направляется на сбережения для будущих поколений (портфель наделенных ресурсов, *Endowment Portfolio*), а часть используется для финансирования текущих правительственных программ и государственных услуг (переходной портфель, *Transition Portfolio*). Аналогичный по структуре и целям фонд действует на Аляске (см. ниже) и в Папуа–Новой Гвинее.

В 1993 г. Нефтяной стабилизационный фонд (*Oil Stabilization Fund*) был учрежден в Колумбии. Отличительной чертой данного фонда являлась его децентрализация (аналогичная система действует в Венесуэле, см. ниже), т.е. поступления в фонд распределяются в соответствии с установленным заранее правилом в территориальные бюджеты и в государственную нефтяную компанию. Нефтяной трастовый фонд (*Petroleum Trust Fund*) был создан в 1995 г. в Нигерии с целью получения дополнительных доходов государственного бюджета для финансирования здравоохранения, образования и других государственных услуг.

Ниже нами будет подробно рассмотрен опыт и принципы функционирования шести наиболее успешно и стабильно действующих стабилизационных фондов: Аляски, Венесуэлы, Кувейта, Норвегии, Омана и Чили. Основные характеристики и особенности данных фондов (цели создания, порядок формирования, использования, управления, объем) в кратком виде представлены в конце раздела, в *табл. 1*.

³ Опыт Кирибати может быть рассмотрен как наиболее успешный пример стабилизационного фонда. Его максимальный объем достигал четырех ВВП государства.

⁴ Его устав был изменен и дополнен в 1997 г.

Норвегия. Норвежский Государственный нефтяной фонд (*State Petroleum Fund*) был учрежден в 1990 г. Необходимость создания фонда была обусловлена старением населения и снижением объемов добычи нефти. Таким образом, Фонд является одновременно сберегательным и стабилизационным и должен обеспечить стабильность бюджетной сферы в долгосрочном периоде.

Условием поступления средств в Фонд является достижение профицита государственного бюджета, что, в свою очередь, определяется уровнем цен на нефть и величиной дефицита бюджета при исключении доходов бюджета от нефтяной отрасли. В Норвегии не существует определенного правила или формулы, по которым определяется размер отчислений в Фонд, и сумма каждый раз утверждается отдельно парламентом страны в рамках общего бюджетного процесса.

Порядок использования средств Фонда аналогичен механизму накопления средств. Согласно законодательству, правительство имеет право запросить разрешение у парламента на использование средств как для краткосрочных целей (для компенсации падения доходов бюджета), так и для долгосрочного, «межпоколенческого», выравнивания объема доходов бюджета по мере снижения объемов производства нефти и роста социальных расходов.

Правительство (Министерство финансов) определяет основные направления инвестирования средств Фонда, а также состав базового портфеля, относительно доходности которого производится оценка эффективности использования средств Фонда. Текущее управление активами Фонда осуществляет Центральный банк. В настоящее время активы Фонда состоят из иностранных финансовых активов (государственные облигации, ценные бумаги компаний, не связанных с нефтью), в том числе, для замедления роста реального курса национальной валюты.

Опыт десятилетней работы Фонда оказался чрезвычайно успешным. Так, поддержание сбалансированного бюджета позволило сгладить колебания совокупного внутреннего спроса, снизить инфляционное давление и сдерживать удорожание национальной валюты. В результате антициклической политики использования средств Фонда была достигнута отрицательная корреляция между объемом текущих доходов и расходов бюджета. Однако необходимо отметить, что Фонд существовал в условиях жесткой консервативной фискальной политики и

экономического подъема в стране. Таким образом, с 1996 г. суммарные ежегодные поступления в Фонд были положительными⁵ (включая 1998 г., когда цены на нефть были минимальны). К концу 1999 г. совокупный объем средств Фонда достиг 26 млрд долларов США (17,7% ВВП Норвегии). Максимальное годовое перечисление средств из бюджета достигало 6,0% ВВП.

Чили. Медный стабилизационный фонд Чили (*Copper Stabilization Fund*) был создан в 1985 г. с целью стабилизации реального курса и доходов государственного бюджета независимо от колебаний поступлений от экспорта меди.

Принцип накопления и расходования средств Фонда основан на оценке долгосрочной цены меди, которая ежегодно определяется правительством Чили. Объем поступлений в Фонд рассчитывается по формуле, в зависимости от превышения фактической текущей цены меди по экспортным контрактам над базовой долгосрочной ценой. Использование средств Фонда разрешено правительству в случае, если фактическая текущая цена находится ниже базовой. Объем средств, которое правительство может изъять из Фонда, рассчитывается по той же самой формуле до полного использования его ресурсов. Принципы накопления и использования средств Фонда направлены на независимость от влияния политических сил и лобби, тем не менее, в конце 1980-х гг. средства Фонда использовались для выплаты внешнего долга и субсидирования внутренних цен на бензин.

Особенностью функционирования стабилизационного фонда в Чили является то, что его правила применяются только к доходам государственной медной компании (CODELCO), являясь, по сути, для нее дополнительным налогом. В то же время средства Фонда приравниваются к золотовалютным резервам и управляются Центральным банком.

Функционирование Фонда, так же как и в Норвегии, происходило в условиях преимущественно жесткой фискальной политики. Однако колебания объема средств были более значительны, и максимальная величина фонда была достигнута в 1997 г. (около 3,9 млрд долларов США, т.е. около 5% ВВП). К началу 2000 г. произошло снижение размера Фонда примерно на 800 млн долларов.

⁵ До 1996 г. Фонд существовал номинально, так как тяжелая фискальная ситуация не позволяла делать отчисления в него.

Венесуэла. Фонд макроэкономической стабилизации (*Macroeconomic Stabilization Fund*) был создан в Венесуэле в ноябре 1998 г., когда мировые цены на нефть достигли своего минимума. Целью создания фонда является защита экономики и государственного бюджета от колебаний цен на нефть. Фонд стал частью программы правительства Венесуэлы по стабилизации государственных финансов и повышению эффективности управления государственной собственностью (государственной нефтяной компанией, *Petroleos de Venezuela*). Особенностью Фонда является его децентрализация: средства Фонда направляются на сглаживание колебаний доходов от экспорта нефти как центрального правительства, так и региональных правительств и самой государственной нефтяной компании.

Принцип накопления и расходования средств Фонда прост: в нем депонируются все полученные доходы для каждого из трех бенефициаров (центральное, региональные правительства, государственная нефтяная компания) сверх установленных базовых величин доходов. Формула расчета базовых величин доходов несколько отличается для каждого из бенефициаров, но во всех случаях она основана на пятилетнем среднем уровне цен на нефть. Использование средств Фонда может осуществляться (с одобрения Конгресса) в двух случаях: если доходы от экспорта нефти находятся ниже базовой величины или объем средств Фонда превысил 80% от среднего годового объема доходов от экспорта нефти за последние 5 лет. В последнем случае центральное правительство имеет право использовать средства Фонда для погашения внешнего долга, а региональные правительства – на капитальные расходы. Таким образом, Фонд служит исключительно целям краткосрочной макроэкономической стабилизации.

В 1999 г. в законодательство о Фонде были внесены изменения, ослабляющие роль Фонда как макроэкономического стабилизатора. В частности, были установлены очень низкие базовые величины, в Фонд направляется только половина средств сверх базовой величины, средства Фонда могут быть использованы по решению президента на социальные расходы и государственные инвестиции. Фактически, с 1999 г. Фонд пополняется за счет государственных заимствований, так как сохраняется бюджетный дефицит.

Средства Фонда управляются Центральным банком Венесуэлы и инвестируются в иностранные финансовые активы. Запрещены инве-

стиции в любые финансовые операции, займы, гарантии, выпуск долговых бумаг, которые могли бы повлечь за собой возникновение у Фонда обязательств.

К началу 2000 г. общий объем средств Фонда составлял около 1,7 млрд долларов США (в том числе, 700 млн долларов у центрального правительства, 400 млн долларов у региональных властей и 600 млн долларов у государственной нефтяной компании).

Аляска. В штате Аляска действуют, фактически, два фонда: сберегательный фонд – Постоянный фонд Аляски (*Alaska Permanent Fund*) и стабилизационный фонд – Конституционный бюджетный резервный фонд (*Constitutional Budget Reserve Fund*).

Постоянный фонд Аляски был учрежден в 1976 г. как трастовый фонд для будущих поколений. Его основной целью является создание инвестиционной базы, которая могла бы обеспечить доходы для будущих поколений, когда запасы нефти истощатся.

Фонд формируется за счет 25% отчислений от всего объема платежей за использование минеральных ресурсов, роялти, федеральных платежей по разделению доходов от минеральных ресурсов и трансфертов, получаемых штатом Аляска. Таким образом, значительная часть доходов от нефтяной отрасли проходит мимо бюджета штата, доходы Фонда не зависят ни от цен на нефть, ни от положения в бюджетной сфере. Основная сумма Фонда инвестируется постоянно и не может быть использована без внесения поправки в Конституцию штата на референдуме.

Схема использования доходов на средства Фонда определяется ежегодно губернатором и законодательной властью штата. Традиционно часть доходов (42% с 1982 г.) выплачивается в виде «дивидендов» всем гражданам штата Аляска, а остальная сумма идет на реинвестирование с целью компенсации снижения реального объема фонда из-за инфляции и увеличения капитала Фонда.

Средства Фонда находятся в управлении общественной Корпорации Постоянного фонда Аляски (*Alaska Permanent Fund Corporation*) и инвестируются в портфель из бумаг с фиксированным доходом и акций. К концу 1999 г. основные средства Фонда достигли 27,1 млрд долларов США. Размер «дивидендов» составил в этом году 1770 долларов на человека.

Конституционный бюджетный резервный фонд создан в 1990 г. в ответ на резкое падение цен на нефть в конце 1980-х гг. и, как следствие, – сокращение государственных расходов и спад в экономической активности. Основной целью Фонда является компенсация падения в доходах бюджета штата, в том числе, для финансирования кассового разрыва в течение фискального года.

Однако доходы Фонда не связаны с изменением цен на нефть. Их объем определяется ежегодно конгрессом штата как часть налоговых доходов и роялти, а также доходов Фонда от инвестиций. Расходование средств Фонда также осуществляется по решению конгресса. Их предельный (верхний) объем должен быть утвержден $\frac{3}{4}$ голосов каждой палаты. Средства Фонда предоставляются правительству штата в виде кредита, который должен быть возвращен в период бюджетного профицита.

Общий объем доходов Фонда за 1991–1999 гг. достиг 6,1 млрд долларов США.

Кувейт. Нефтяной фонд Кувейта (*Oil Fund*) был учрежден в 1960 г. в форме Фонда общих резервов (*General Reserve Fund*) с целью аккумуляции средств из профицита бюджета, образующегося вследствие доходов от экспорта нефти. Однако правила использования средств Фонда не были четко определены, и он использовался для финансирования всех видов государственных расходов.

В 1976 г. был создан Резервный фонд для будущих поколений (*Reserve Fund for Future Generations*), нацеленный на обеспечение потока доходов будущим поколениям. Первоначально Фонд был сформирован на основе 50% объема средств Фонда общих резервов на тот момент и 10% годового дохода государства, а также доходов от активов Фонда. Таким образом, как и в случае Постоянного фонда Аляски, доходы Фонда не зависят от колебаний цен на нефть и в настоящее время составляют 10% от всех государственных доходов и всех доходов от собственных инвестиций. Часть средств Фонда была использована в годы кризиса (1990–1991) в Персидском заливе (с одобрения Национальной ассамблеи).

Со времени создания Резервного фонда для будущих поколений Фонд общих резервов стал выполнять стабилизационные функции, а также использоваться для обслуживания государственного долга и государственных инвестиций. Четкие правила формирования Фонда и ис-

пользования его средств отсутствуют. Расходование средств разрешается с одобрения Совета министров.

Оба фонда управляются независимым от правительства Кувейтским инвестиционным агентством (*Kuwait Investment Authority*). Средства фондов инвестируются в иностранные финансовые активы.

Отличительной чертой функционирования фондов в Кувейте является запрет на распространение информации об объеме их средств. Однако размер средств фондов должен быть значительным, так как на протяжении последних лет профицит бюджета Кувейта превышал 10% ВВП.

Оман. Поскольку разведанные резервы Омана относительно малы (на 15–20 лет добычи), цель создания Государственного фонда общих резервов (*State General Reserve Fund*) в 1980 г. заявлялась как формирование источника средств для будущих поколений взамен доходов от нефти. Тем не менее его ресурсы зачастую использовались на текущие государственные расходы. Доходы Фонда, сначала установленные в размере 15% от всех доходов от нефти, в дальнейшем были снижены до 5% (в 1986 г.). С 1989 г. в Фонд направлялись все доходы от нефти сверх 15 долларов США за баррель.

В 1990 г. политика в области стабилизационного фонда в Омане изменилась, и был учрежден Чрезвычайный фонд (*Contingency Fund*), переименованный в 1993 г. в Нефтяной фонд (*Oil Fund*).

Нефтяной фонд имеет своей целью финансирование инвестиций в нефтяном секторе. Фонд формируется за счет части доходов от нефти сверх 15 долларов за баррель. Также как и в Кувейте, четкий механизм использования средств Фонда отсутствует. Объем средств Фонда не сообщается.

Управление Фондом осуществляется Министерством финансов Омана, а его средства инвестируются в иностранные активы и валютные депозиты в Центральном банке Омана.

Анализ функционирования стабилизационных фондов в разных странах мира позволяет сделать следующие выводы.

Во-первых, существует, по крайней мере, два типа фондов – стабилизационные и сберегательные (будущих поколений). Доходы первых зависят, как правило, от текущих цен на природные ресурсы, тогда как источники средств вторых определяются на постоянной основе в зависимости от наделенности территории природными ресурсами.

Во-вторых, целями создания фондов являются либо выравнивание доходов и расходов государственных бюджетов, либо обеспечение будущих поколений потоком доходов после истощения запасов полезных ископаемых.

В-третьих, принцип формирования и использования средств фонда привязывается обычно к одному виду экспортируемого сырья (нефть, медь, фосфаты).

В-четвертых, стабилизационные фонды создаются преимущественно в странах, где действует единственная государственная компания по экспорту базовых природных ресурсов.

В-пятых, управление активами фондов осуществляется Центральными банками, либо независимыми государственными учреждениями. В-шестых, отличительной чертой стабилизационных фондов в арабских странах является их закрытость, отсутствие четких принципов накопления и использования средств. В-седьмых, возможно создание децентрализованных фондов, средства которых, помимо центрального правительства, используются региональными властями либо государственными компаниями.

Таблица 1

	Государственный нефтяной фонд Норвегии	Медный стабилизационный фонд Чили	Венесуэльский фонд макроэкономической стабилизации	Нефтяные фонды штата Аляска	Нефтяной фонд Кувейта	Нефтяной фонд Омана
Год создания	1990 (до 1996 г. поступлений не было)	1985 (до 1987 г. поступлений не было)	1998	1976 (Постоянный фонд Аляски, СФА), 1990 (Конституционный бюджетный резервный фонд, КБРФ)	1960	1980
Цель	Формирование финансовых резервов в период стабильных или высоких цен на нефть или общего подъема экономики в виду старения населения и истощения запасов нефти	Стабилизация реального курса национальной валюты и доходов государственного бюджета при колебаниях мировых цен на медь	Защита государственного бюджета и экономики страны от колебаний цен на нефть	СФА – аккумулярование доходов для будущих поколений, КБРФ – сглаживание краткосрочных колебаний доходов бюджета штата	Аккумуляирование доходов для будущих поколений	Аккумуляирование доходов для будущих поколений

Таблица 1 продолжение

	Государственный нефтяной фонд Норвегии	Медный стабилизационный фонд Чили	Венесуэльский фонд макроэкономической стабилизации	Нефтяные фонды штата Аляска	Нефтяной фонд Кувейта	Нефтяной фонд Омана
Формирование	Доля совокупных доходов государственного бюджета в случае профицита бюджета центрального правительства	В условиях профицита бюджета центрального правительства, отчисления пропорциональны разрывам между текущими ценами на медь и определяемым ежегодно долгосрочным уровнем цен на медь	Из трех источников: бюджет центрального правительства, региональные бюджеты, государственная нефтяная компания. Для центрального правительства: все налоговые доходы от нефтяного сектора, роялти, дивидендов государственной нефтяной компании выше 5-летнего среднего уровня, за вычетом обязательных трансфертов регионам и в фонд погашения внешнего долга; региональные бюджеты: если превышен 5-летний средний уровень трансферта от нефтяных доходов; государственная нефтяная компания: при превышении текущими ценами на нефть 5-летнего среднего уровня	СФА – не менее 25% поступлений от рентных месторождений, роялти и других платежей, уплачиваемых нефтяной отрасли в бюджет. КБРФ – доля налоговых поступлений от нефтяной отрасли, устанавливаемая ежегодно при принятии бюджета штата	50% нефтяных доходов бюджета в период высоких цен на нефть + 10% всех доходов государственного бюджета + часть доходов государственных нефтяных компаний	Часть доходов государства от нефтяного сектора (налоги и доходы государственной нефтяной компании), зависит от величины превышения текущей цены на нефть уровня в 15 долларов США за баррель
Объем	4,8% ВВП в первый год (1996 г.), 17,7% ВВП в 1999 г.	Накопленный объем – 3,9 млрд долларов США (в 1997 г.), максимальный годовой прирост – 1,056 млрд долларов США (в 1989 г.)	1,7 млрд долларов США (к началу 2000 г.)	СФА – 27,1 млрд долларов США (1999 г.); КБРФ – 6,1 млрд долларов США (1999 г.)	В отдельные годы поступления – до 4 млрд долларов США	В отдельные годы поступления – до 1,5 млрд долларов США

Таблица 1 продолжение

	Государственный нефтяной фонд Норвегии	Медный стабилизационный фонд Чили	Венесуэльский фонд макроэкономической стабилизации	Нефтяные фонды штата Аляска	Нефтяной фонд Кувейта	Нефтяной фонд Омана
Использование	В краткосрочном периоде – как «финансовую подушку» при снижении бюджетных доходов, в долгосрочном периоде – межпоколенческое выравнивание по мере истощения нефтяных запасов и увеличения социальных расходов, вызванное старением населения	Правительство имеет право брать средства из фонда при текущих ценах на медь ниже определяемого ежегодно долгосрочного уровня цен на медь, вплоть до полного использования фонда. В конце 1980-х гг. часть средств была использована для погашения долга правительства Банку Чили и субсидирования внутренних цен на бензин	Только в краткосрочном периоде всеми тремя уровнями (центральное правительство, региональные правительства, государственная нефтяная компания), если текущие показатели ниже заданных 5-летних средних либо если размер фонда превышает 80% средних годовых поступлений от нефтяного сектора за предыдущие 5 лет. В последнем случае средства могут быть использованы для погашения внешнего долга или капитальных инвестиций региональных бюджетов	СФА: определяется ежегодно законодательной властью штата и губернатором, с момента создания 42% было выплачено живущим поколениям, а остальное – инвестировано для будущих поколений. КБРФ: «потолок» использования средств устанавливается ежегодно законодательным органом штата при принятии бюджета, часто пересматривался в течение года, обычно используется для финансирования дефицита бюджета (в том числе внутри фискального года). Средства из фонда даются правительству на условиях возврата в периоды бюджетного профицита	По мере потребности Правительства для финансирования дефицита бюджета	Финансирование дефицита бюджета, инвестиции в разработку нефтяных месторождений

Таблица 1 продолжение

	Государственный нефтяной фонд Норвегии	Медный стабилизационный фонд Чили	Венесуэльский фонд макроэкономической стабилизации	Нефтяные фонды штата Аляска	Нефтяной фонд Кувейта	Нефтяной фонд Омана
Управление	Порядок и характер инвестирования средств фонда определяется правительством; инвестиции в надежные иностранные активы (для стабилизации реального курса), а также в акции компаний, не связанных с сырьевым сектором	Правительство Чили	Использование средств – с разрешения парламента. Управление средствами – Центральный банк Венесуэлы Инвестиции – в иностранные активы, запрещены такие инвестиции, которые могут повлечь за собой возникновение обязательств у фонда	СФА – самоуправление, инвестиции в портфель финансовых активов. КБРФ – Правительство штата	Кувейтское Инвестиционное Управление (с 1982 г., до этого – Министерство финансов); ограниченный на виды инвестиций нет	Министерство финансов. Большая часть средств инвестирована в иностранные активы, небольшая часть размещена на валютных депозитах в Центральном банке Омана
Особенности	Размер отчислений в фонд определяется ежегодно в процессе утверждения бюджета парламентом	Правительство действует по определенному в законе постоянному правилу	В настоящее время реформируется для среднесрочных целей, но одновременно ослабляются правила использования средств		Информация о размере фонда и характере инвестиций по закону закрыта для общественности	

Теоретические аспекты существования стабилизационных фондов

Анализ характеристик основных действующих стабилизационных фондов в разных странах показывает, что определяющими целями фондов являются: сглаживание доходов и расходов государственного бюджета и накопление средств для будущих поколений, при которых месторождения, приносящие доход, будут исчерпаны. Данный раздел посвящен теоретическим аспектам создания стабилизационных фондов.

Для того чтобы рассмотреть возможные теоретические подходы к созданию стабилизационного фонда, проанализируем малую открытую экономику при следующих предпосылках.

Доходы государственного бюджета формируются за счет изменяющихся по величине поступлений экспортирующих отраслей, при этом размер поступлений определяется мировой конъюнктурой цен на один из экспортируемых ресурсов или их корзину; соответствующие цены меняются случайным образом и могут быть спрогнозированы лишь с небольшой точностью.

Правительство стремится сгладить расходы бюджета в условиях меняющихся доходов, но связано односторонним ограничением ликвидности, т.е. оно не имеет возможности занимать средства для финансирования расходов в период неблагоприятной конъюнктуры.

В условиях меняющихся случайным образом доходов правительство сталкивается с целым рядом проблем. Во-первых, это политические проблемы, связанные с изменением объема государственных расходов. Если увеличить государственные расходы в период благоприятной конъюнктуры довольно легко, то снизить их во время падения доходов гораздо сложнее, так как это сопровождается сложным переговорным процессом с парламентом. В условиях, когда получаемые дополнительные доходы не идут на финансирование традиционных статей расходов бюджета (субсидирование и предоставление общественных благ), а используются по решению правительства на инвестиционные цели, сокращение расходов может быть произведено с относительно меньшими издержками. Использование дополнительных доходов на плановое погашение внешнего и внутреннего долга удобно в условиях, когда период высоких доходов выпадает как раз на этапы пиковых выплат. Если же это не так, то отсутствие накопления дополнительных доходов в благоприятные периоды лишь усугубляет ситуацию – наращивая расходы в благоприятные периоды и сталкиваясь со значительными выплатами по долгу в периоды низких доходов, правительство вынуждено либо не исполнять обязательства перед кредиторами, либо сокращать финансирование обязательств, заложенных в бюджете.

Второй круг сложностей, возникающих при значительном колебании доходов правительства и экономических агентов в целом, – это эффекты, аналогичные «голландской болезни». В периоды благоприятной

ятной конъюнктуры на мировых рынках (высокие цены на экспортируемые ресурсы) рост доходов отраслей, ориентированных на экспорт, приводит к увеличению спроса внутри страны и вызывает эффект дохода для экономики в целом. Ориентация экономики на инвестирование в экспортирующие отрасли вместе с укреплением реального обменного курса национальной валюты приводит к снижению темпов роста других отраслей и экономики в целом (в долгосрочном периоде). Эта проблема может быть частично решена, если значительная часть дополнительных доходов в условиях благоприятной конъюнктуры на мировых рынках ресурсов изымается государством при помощи налогов и накапливается на специальном счете активов – в стабилизационном фонде. Сбережения или средства стабилизационного фонда, формируемые таким полупринудительным образом, помимо сглаживания расходов в периоды низких цен на экспортируемые ресурсы могут быть использованы для погашения внешнего долга страны. По соображениям, аналогичным приведенным выше, более привлекательна ситуация, когда накопленные сбережения используются не для плановых выплат по внешнему долгу, осуществляя, таким образом, переложение обязательств бюджета на стабилизационный фонд, а повышают благосостояние будущих поколений через внеплановое сокращение и выкуп долгового бремени.

Необходимо отметить, что правительство не относится нейтрально к риску в силу политических аргументов. Относительно постоянный, не снижающийся объем расходов (без учета запланированного в результате реформ сокращения) помогает поддерживать экономическую и политическую стабильность. Когда система финансовых рынков, к которым имеет доступ правительство, является неполной, т.е. нельзя застраховать риски, связанные с изменением доходов, в сторонних доступных достаточно надежных страховых институтах, правительство может создать свой собственный страховой институт – стабилизационный фонд, используя некоторый объем страховых резервов, выделенный специально для целей сглаживания расходов.

При таком механизме формирования и работы стабилизационного фонда возникают стандартные проблемы страховой задачи, такие как проблема неблагоприятного отбора и проблема ненаблюдаемого поведения. Первая проблема применительно к созданию стабилизационного фонда выражается в том, что желание стабилизировать расходы и

сглаживать доходы при помощи механизмов сбережения возникает только тогда, когда доходы правительства начинают снижаться или уже низки. В условиях же благоприятной конъюнктуры стимулов к сбережению не возникает. Проблема ненаблюдаемого поведения применительно к стабилизационному фонду, реализованному по страховой схеме, заключается в том, что в условиях, когда отчисления из стабилизационного фонда целиком восполняют недостаток доходов бюджета, у правительства пропадают стимулы к увеличению налоговых сборов за счет, например, улучшения налогового администрирования.

Страховой подход к формированию стабилизационного фонда сложен для практической реализации еще и тем, что требует одновременного выделения значительного объема средств для начального формирования страховых резервов. Более подробно теоретический анализ страховой схемы формирования стабилизационного фонда можно провести на основе классической модели страхования, например, с добавлением предположения о том, что сокращение расходов правительства ниже среднего уровня вызывает дополнительное сокращение полезности⁶. Рассмотрение такой модели позволяет в зависимости от предпочтений правительства и свойств случайного процесса реализации доходов рассчитать размер страховых резервов и выплат в стабилизационный фонд⁷.

Стабилизационный фонд можно формировать и другим способом – накапливая его с нуля перечислением средств в годы благоприятной конъюнктуры или при помощи регулярных выплат. В такой ситуации фонд формируется следующим образом: все дополнительные доходы свыше базового уровня перечисляются в фонд в благоприятные периоды; когда же доходы низки, часть расходов покрывается отчислениями из фонда, при условии, что в фонде есть средства.

Решение простой модели расходования и сбережения средств без ограничения ликвидности, т.е. с возможностью займа средств, когда

⁶ См., например, следующие работы: *Gul (1991)*. A Theory of Disappointment Aversion. *Econometrica*. Vol. 59. P. 667–686; *Aizenman, Joshua (1995)*. Optimal Buffer Stocks and Precautionary Savings with Disappointment Aversion. NBER Working Paper № 5361. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

⁷ Более подробно этот вопрос рассмотрен в работе: *Кадочников П.* Теоретические аспекты создания стабилизационного фонда и оптимальные правила его создания и накопления средств. М.: РЕСЕР, 2001. МИМО.

это необходимо, – это осуществление расходов на одном и том же уровне (в предположении равенства нормы дисконтирования и процентной ставки). В ситуации, когда правительство сталкивается с ограничением ликвидности, т.е. не может занимать в периоды неблагоприятной конъюнктуры, при продолжительных отрицательных шоках доходов после исчерпания средств стабилизационного фонда перечислений из него в бюджет не будет, т.е. расходы придется сократить до уровня получаемых доходов, которые в этот период низки. Это будет продолжаться до наступления благоприятной ситуации.

Отдельный круг вопросов, которые влияют на возможность стабилизационного фонда решить задачу сглаживания расходов, связан со стационарностью цен на мировых рынках ресурсов и, соответственно, со стационарностью доходов бюджета.

Предположим, что доходы являются стационарными, т.е. математическое ожидание и дисперсия соответствующего случайного процесса не зависят от времени⁸. Характерное свойство стационарных процессов состоит в том, что они достаточно часто возвращаются к своему среднему значению. Если это свойство присуще доходам бюджета, то стабилизационный фонд, создаваемый при помощи накопления дополнительных доходов, может быть успешно использован для задачи сглаживания. При правильном определении среднего значения расходов (средних цен на ресурсы) средства в фонде будут накапливаться во время первых положительных колебаний доходов, и далее накопленных средств с учетом процентов, полученных от их инвестирования, в большинстве случаев будет хватать для стабилизации расходов около среднего значения. Безусловной стабилизации даже в этом случае может не получиться, так как всегда с ненулевой вероятностью можно ожидать периоды, когда стабилизационный фонд будет исчерпан полностью, и расходы будут равны доходам на низком уровне. Такая ситуация маловероятна для отрицательно автокоррелированных доходов, т.е. для доходов, которые очень часто сменяют высокие и низкие зна-

⁸ Более строгое определение стационарности следующее (определение слабой стационарности):

Процесс y_t называется слабо стационарным, если:

1. $E[y_t]$ не зависит от t ,
2. $Var[y_t]$ не зависит от t ,
3. $Cov[y_t, y_s]$ зависит только от $(t-s)$.

чения, но для наблюдаемых на практике положительно автокоррелированных доходов вполне возможна и будет наблюдаться, если периоды отрицательных шоков будут достаточно длинными⁹.

Ситуация обстоит еще хуже, если цены на экспортируемые ресурсы и, соответственно, доходы бюджета являются случайным блужданием. В этой ситуации вариант исчерпания средств стабилизационного фонда еще более вероятен, так как периоды низких доходов (отрицательных шоков) могут продолжаться достаточно долго. Таким образом, во время длительных периодов положительных шоков в стабилизационном фонде могут быть накоплены значительные средства. Данная ситуация соответствует действительности для стран, экспортирующих значительные объемы нефти, так как динамика индекса цен во второй половине XX в., а также тесты на единичный корень говорят о нестационарности цен на нефть на длительных периодах (гипотеза о наличии единичного корня в данных отвергается только для подпериода 1987–1998 гг.). Аналогичные результаты получаются и при исследовании динамики мировых цен на цветные металлы (проверки проводились на годовых и месячных данных).

При формировании сбережений по формуле отклонения от среднего можно привести следующий пример. Предположим, что доходы длительный период находятся ниже среднего уровня и средств в стабилизационном фонде нет, но в текущем периоде они существенно выше предыдущих, хотя и ниже средних. Если мы знаем, что в будущем будет еще хуже, то в текущем периоде нам следует отложить часть средств, чтобы сгладить расходы в будущем, когда доходы опустятся еще ниже. Однако формально, так как цена в текущем периоде все еще ниже долгосрочного среднего значения, средства накоплены не будут, стабилизационный фонд останется пустым, а расходы будут равны доходам как в текущем периоде, так и в дальнейшем. Противо-

⁹ Это верно для малой экономики, не влияющей на мировые цены на экспортируемые ресурсы. Если же рассмотреть экономику страны, которая может влиять на цены экспортируемых товаров на мировых рынках, то, определяя для себя объемы экспорта с использованием рыночной власти (например, в результате решения задачи максимизации доходов от экспорта), такая экономика с учетом дополнительно доступной информации может лучше предсказывать будущие доходы. Стабилизационный фонд в этом случае может формироваться, например, путем установления цены отсечения, дополнительные доходы при превышении которой направляются в фонд.

речивость описанной в примере ситуации может быть устранена динамическим выбором базового уровня доходов, например, в качестве такого уровня можно использовать средний за последние несколько лет или месяцев уровень. В этом случае даже в ситуации наличия средств в фонде расходы будут меняться с течением времени, и это изменение будет тем меньше, чем длиннее период, за который берется среднее при расчете базовых доходов.

Другим вариантом, позволяющим избежать части ситуаций, когда средства в стабилизационном фонде полностью исчерпаны, является намеренное занижение среднего уровня доходов. В долгосрочной перспективе это приведет к перенакоплению средств стабилизационного фонда, но зато позволит снизить вероятность неблагоприятной ситуации исчерпания средств в фонде.

Другим, более сложным вариантом формирования фонда является прогнозирование будущих доходов. Предыдущие рассуждения были основаны на том, что случайный характер реализации доходов плохо прогнозируем и правительство не формирует ожиданий на счет будущих доходов. Если же средний уровень цен и доходов можно спрогнозировать достаточно точно, например, учитывая в формуле отчислений в стабилизационный фонд тренды движения цен и доходов, то использование дополнительной информации в условной формуле формирования стабилизационного фонда позволяет еще снизить возможность неблагоприятной ситуации, когда и доходы, и сбережения низки, т.е. повысить действенность фонда.

Теоретический анализ механизмов формирования стабилизационного фонда может быть проведен с использованием классических или видоизмененных моделей теории формирования сбережений¹⁰. Накопление средств в стабилизационном фонде имеет существенное отличие от обычных сбережений экономических агентов, состоящее в макроэкономической величине сберегаемых средств, размещение которых связано с рядом трудностей¹¹.

¹⁰ См., например: *Deaton, Angus S. (1991). Saving and Liquidity Constraints. Econometrica. 59(5). P. 1221–1248; Schechtman, J. (1976). An Income Fluctuation Problem. Journal of Economic Theory. 12, 218–41.*

¹¹ Более подробно данные вопросы рассмотрены в работе: *Кадочников П. Указ. соч., 2001.*

В целом, несмотря на кажущуюся простоту самой идеи формирования стабилизационного фонда как механизма накопления дополнительных доходов с целью их расходования в неблагоприятных ситуациях, на практике организовать эффективный механизм формирования и использования сбережений достаточно сложно. В условиях ограниченности средств правительства и наличия значительного количества случайных факторов, влияющих на доходы бюджета, простые механизмы (формулы) формирования фонда оказываются недейственными и решают задачу сглаживания расходов только в относительно благоприятных (фонд формируется с начала длительного периода высоких доходов) и предсказуемых условиях.

Рассмотрим теперь подробнее ряд прикладных экономических аспектов, связанных с возможностью формирования и функционирования стабилизационного фонда в РФ. Целью создания стабилизационного фонда РФ является стабилизация доходов федерального бюджета, подверженных влиянию со стороны колеблющихся на мировом рынке цен на товары российского экспорта. В частности, доходы должны аккумулироваться в стабилизационный фонд в периоды, когда текущие цены выше долгосрочного среднего уровня. В периоды, когда текущие цены ниже долгосрочного среднего уровня, средства фонда используются для стабилизации доходов бюджета. Для достижения поставленной цели необходимо выполнение ряда условий:

– один или несколько товаров должны представлять значительную часть экспорта;

– движение цен данных товаров должно соответствовать случайному процессу с возвращением к среднему, либо «случайному блужданию». В противном случае доходы бюджета, связанные с изменением экспортных цен (при условии постоянного физического объема), не смогут взаимно компенсироваться при повышении и понижении цен;

– экономика страны является малой по отношению к рынку данных товаров, т.е. экспорт страны не оказывает влияния (менее строго – имеет незначительное влияние) на мировые цены.

Рассмотрим подробнее первые два условия.

В *табл. 2* показана агрегированная структура экспорта РФ во все страны в 1996–1999 гг. в стоимостном выражении. В структуре экспорта можно выделить четыре крупные товарные группы (нефть и нефте-

продукты, природный газ, цветные и черные металлы), на которые из года в год приходится около 70% всего объема экспорта.

Таблица 2

Годы	1996	1997	1998	1999
Минеральное сырье	48,1%	48,5%	44,8%	41,5%
Природный газ	19,4%	20,8%	22,4%	–
Нефть и нефтепродукты	28,7%	27,7%	22,4%	–
Металлы и изделия из них	21,5%	22,4%	24,0%	22,1%
Алюминий	4,9%	4,8%	5,9%	–
Медь	1,4%	1,5%	1,4%	–
Никель	1,5%	1,9%	1,7%	–
Черные металлы	13,7%	14,1%	15,1%	–
Прочие товары	30,4%	29,1%	31,2%	36,4%

Таким образом, для России колебания стоимостного объема экспорта (и, соответственно, налоговых доходов от экспортных секторов) в значительной степени зависят от изменения цены корзины товаров, состоящей из природного газа, нефти, стали и нескольких цветных металлов (алюминий, медь и никель)¹². Как показано на *рис. 1*, цены на основные биржевые товары российского экспорта (алюминий, медь, нефть и никель) испытывали значительные колебания на протяжении последних двадцати лет.

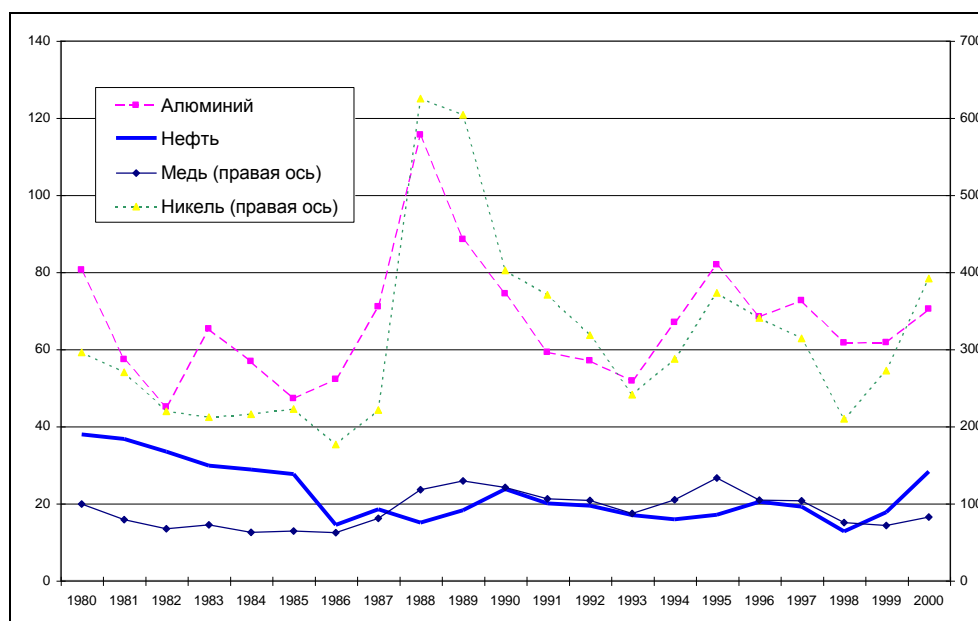
Однако для создания и определения правил функционирования стабилизационного фонда, на наш взгляд, достаточно использовать цены только одного товара – нефти. Во-первых, нефть и нефтепродукты являются крупнейшей отдельной товарной группой, составляя около 25–30% общего объема экспорта. Во-вторых, нефть – это биржевой товар, для которого существуют всемирно признанные торговые площадки (например, Лондонская и Нью-йоркская биржи) и индикаторы цен для всех сортов в зависимости от качества и условий поставки. В-третьих, товары двух следующих крупнейших товарных групп (природный газ и черные металлы и изделия из них) не являются биржевыми, и определение объективных индикаторов цен данных товаров представляется проблематичным. Контрактные цены в нашем случае

¹² Здесь мы называем только базовые товары каждой из товарных групп, цены на другие товары (например, нефтепродукты, различные сорта и виды стали и чугуна) привязаны к ценам названных базовых товаров и колеблются когерентно с ними.

не могут использоваться, так как компании-экспортеры имеют возможность манипулировать ими, либо не существует достаточно длинных рядов контрактных цен для расчета долгосрочной средней цены.

Рисунок 1

Динамика цен на основные биржевые товары российского экспорта в 1980–2000 гг. (в долл. США)



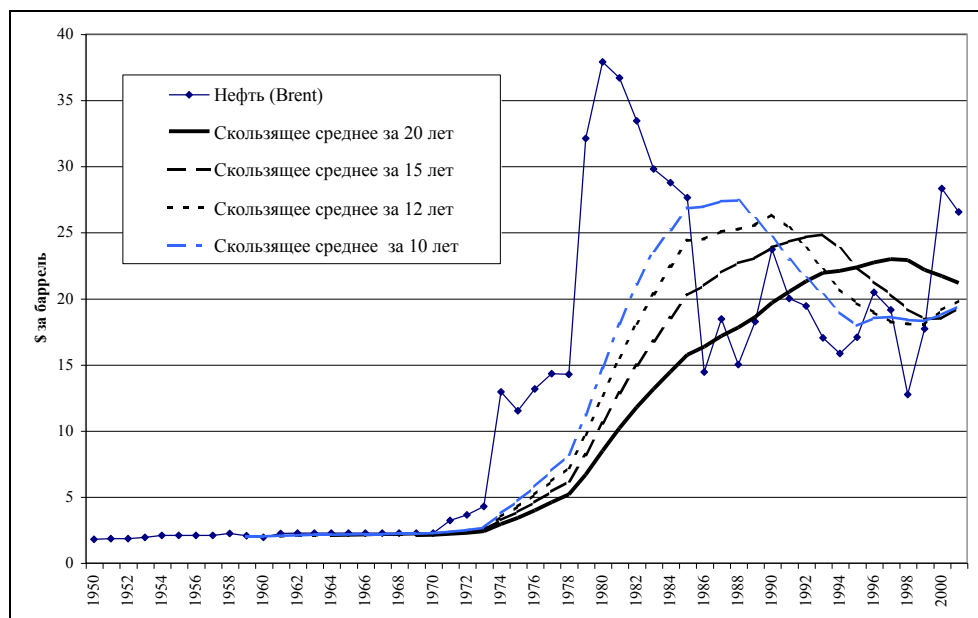
В-четвертых, доля других биржевых товаров (алюминий, медь, никель) в общем объеме экспорта значительно (в 5–15 раз) ниже, чем доля нефти. Таким образом, колебания цен на цветные металлы, сопоставимые по величине с колебаниями нефтяных цен, вызывают изменения в общем объеме экспорта на порядок ниже, чем аналогичные колебания цен нефти.

В динамике цен нефти за последние 50 лет можно выделить три различных периода (см. рис. 2): 1950–1972 гг. – плавный повышательный тренд, 1973–1986 гг. – резкий рост (нефтяные шоки 1973–1974 гг. и 1979–1980 гг.) и падение (начало 80-х гг.), с 1986 г. – широкие колебания цен без явно выраженного тренда.

На последнем периоде, который представляет интерес для нашего анализа, движения цен на нефть напоминали «случайное блуждание» с сильными шоками, порождающими колебания цен в широком диапазоне. Явный тренд в ряду отсутствует. Хотя количество точек на данном периоде пока недостаточно для проведения статистических тестов и формального определения свойств ряда (ряд с возвращением к среднему, «случайные блуждания», стационарный ряд относительно детерминированного тренда), такая динамика соответствует требуемому поведению цен.

Рисунок 2

Динамика цен на нефть сорта Brent в 1950–2001 гг.



Примечание: оценка на 2001 г. дана по данным января–февраля.

Здесь необходимо остановиться на вопросе определения «долгосрочного среднего уровня», в частности, выбора продолжительности периода, средняя цена в течение которого может быть принята за некий долгосрочный уровень¹³, используемый при определении методики формирования Стабилизационного фонда. На *рис. 2* изображены

¹³ Фактически мы определяем тренд цены за некий долгий предшествующий период.

графики средних цен за 10, 12, 15 и 20 лет (скользящее среднее за 10, 12, 15 и 20 предшествующих лет). По-видимому, особенности динамики цен в 70-х – 80-х гг. («нефтяные шоки») не должны учитываться, и период для определения долгосрочного среднего уровня не должен превышать 15 лет. По нашему мнению, оптимальным является период в 10 лет, усреднение цены на котором дает большее количество лет с превышением текущих цен над средним уровнем в 1986–2001 гг. по сравнению с усреднением за 12 или 15 лет. Общая картина отклонений текущей цены на нефть от десятилетнего среднего уровня на протяжении 1960–2001 гг. показана на *рис. 3*.

Хотя на протяжении последних 15 лет количество лет с отклонениями текущих цен ниже долгосрочной средней цены было больше, чем лет с высокими ценами на нефть, у нас нет оснований говорить о невозможности межвременного сглаживания бюджетных доходов. Еще раз подчеркнем, что в динамике цен на нефть отсутствует явный тренд, и наблюдаемая ситуация является следствием того, что рассматриваемый долгосрочный период (10 лет) захватывал момент второго нефтяного шока (начало 80-х гг.), что повышало среднюю цену. Во второй половине 90-х гг. долгосрочная средняя цена нефти определялась низкими ценами конца 80-х гг., и количество лет с ценами выше и ниже долгосрочного среднего уровня было одинаковым (выше – 1996, 1997, 2000 гг.; ниже – 1995, 1998, 1999 гг.).

Если мы хотим, чтобы сальдо перечислений в стабилизационный фонд сглаживало фактические доходы федерального бюджета и доходы бюджета при средней мировой цене на нефть за последние 10 лет, то соответствующая формула, определяющая долю перечислений, будет различной при разных видах зависимости между изменением доходов федерального бюджета и отклонением текущей цены на нефть от долгосрочного среднего уровня.

Зависимость доходов федерального бюджета от конъюнктуры мирового рынка образуется через несколько механизмов.

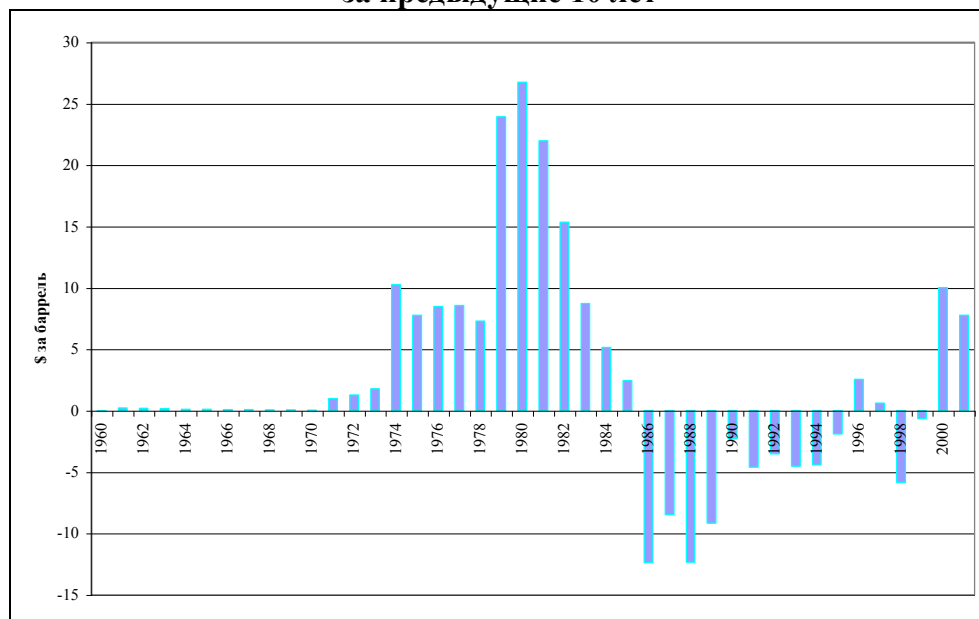
Во-первых, через поступления от экспортных пошлин, ставки которых (по нефти и нефтепродуктам) непосредственно связаны с текущими ценами на нефть.

Во-вторых, через рост поступлений по налогу на прибыль, уплачиваемому компаниями-экспортерами. Поскольку издержки производства нефти (или других сырьевых товаров) в рассматриваемый период

можно считать постоянными (в реальном выражении), колебания цен на мировых рынках определяют рентабельность деятельности компаний-экспортеров и, соответственно, объем налогооблагаемой прибыли.

Рисунок 3

Отклонение текущих цен на нефть от средних за предыдущие 10 лет



Примечание: оценка на 2001 г. дана по данным января–февраля.

В-третьих, через увеличение поступлений по всем видам налогов вследствие общего увеличения экономической активности в стране. Рост прибыльности в экспортном секторе вызывает увеличение спроса компаний-экспортеров на инвестиционные товары, в первую очередь, для расширения производства и экспортной инфраструктуры. Как показывает опыт последних двух лет, значительная часть инвестиционных заказов достается отечественной промышленности. Таким образом, наблюдается классический процесс мультипликации расходов в экономике, приводящий к увеличению объема выпуска, совокупного дохода и налоговых поступлений.

Описанные механизмы воздействия мировых товарных цен на налоговые доходы в значительной степени применимы не только для

федерального уровня, но и для региональных бюджетов. Как было показано ранее, опыт успешных «региональных» стабилизационных фондов представляют собой штат Аляска и провинция Альберта. В частности, региональные стабилизационные фонды могут быть созданы в любом из регионов, значительная часть валового регионального продукта в котором создается предприятиями – экспортерами сырьевых ресурсов. К таким регионам относятся, в первую очередь, Тюменская область (с входящими в нее автономными округами), Таймырский АО, Мурманская область, Республика Саха–Якутия и др. С учетом того, что в каждом из названных регионов бюджетные доходы зависят от разных экспортируемых товаров, периоды накопления и использования средств регионального стабилизационного фонда могут не совпадать с аналогичными периодами для федерального бюджета. Последнее может играть важную роль в межбюджетных отношениях: если цены на нефть и на товар, являющийся определяющим для регионального стабилизационного фонда, движутся в противофазе, в периоды низких цен на нефть (и, соответственно, высоких цен на товар регионального экспорта) заимствования из регионального стабилизационного фонда могут частично заменить средства трансферта из ФФПР, снижая нагрузку на федеральный бюджет. Обратим внимание на то, что, по нашему мнению, перечисления в стабилизационный фонд должны производиться в долях от всех налоговых доходов федерального бюджета, а не только от доходов, получаемых от предприятий – экспортеров нефти. Это объясняется следующими факторами.

Во-первых, действующее налоговое законодательство не предусматривает наличие жестко установленной зависимости между уровнем текущих цен на нефть на мировом рынке и ставками налогов.

Во-вторых, изменение прибыльности в экспортном секторе и суммы уплачиваемых экспортерами налогов оказывают влияние на всю экономику, в частности, через мультипликаторы чистого экспорта и государственных расходов. Таким образом, определяя отчисления в стабилизационный фонд как долю от всех налоговых доходов федерального бюджета, мы учитываем изменение совокупного выпуска и, соответственно, увеличение налоговых доходов бюджета во всей экономике, а не только в одном секторе.

Близкой альтернативой является перечисление в стабилизационный фонд всех дополнительных доходов федерального бюджета,

накопленных на счетах федерального бюджета в Центральном банке РФ. Однако такой принцип, во-первых, может создать искусственное возникновение кассового разрыва при исполнении текущего бюджета, поскольку остатки на счетах федерального бюджета позволяют также сгладить сезонные колебания доходов бюджета. Во-вторых, он стимулировал бы и законодательную, и исполнительную власть завышать плановые расходы бюджета с целью минимизации остатков на счетах (дополнительных доходов бюджета). В-третьих, это позволило бы правительству манипулировать объемом текущих доходов и расходов бюджета так, чтобы остатки на счетах были минимальными и перечисления в фонд не производились.

Наличие стабилизационного фонда является также дополнительным стимулом для правительства по поддержанию налоговых усилий на постоянном уровне. В частности, законопроект предполагает необходимость перечисления средств в фонд при высоких текущих ценах на нефть, даже если налоговые доходы находятся ниже установленного Законом о федеральном бюджете уровне, например, из-за снижения налоговых усилий и снижения фискальной дисциплины.

Более трудным представляется случай, когда налоговые доходы уменьшаются из-за снижения экономической активности в нижней фазе внутреннего бизнес-цикла. Однако, на наш взгляд, в существующей структуре российской экономики нижняя фаза внутреннего бизнес-цикла не может совпасть с периодом высоких цен на нефть. Сектора-экспортеры (в частности, нефтяной сектор) являются ведущими в экономике, и такая ситуация хотя не может быть отвергнута, является скорее гипотетическим, а не реалистичным вариантом.

Оценки формулы зависимости доходов федерального бюджета от мировых цен на нефть, проведенные для линейной спецификации, дают следующие оценки:

$$F_t = \frac{I_t - I_0}{I_t + 19,6} \cdot T_t,$$

где

I_t – текущая цена на нефть;

T_t – фактические текущие налоговые доходы;

I_0 – средняя за десять предшествующих лет цена на нефть;

F_t – объем перечислений в стабилизационный фонд (из стабилизационного фонда).

В данных формулах мы используем цены на нефть сорта Brent более высокого качества, чем нефть, экспортируемая Россией (сорт Urals). Соответственно цена нефти сорта Brent выше, чем цена сорта Urals. Однако пропорция между ценами практически постоянна, и при использовании показателя относительных изменений цен (как в формулах) выбор сорта нефти не влияет на определение величины отклонения текущей цены на нефть от долгосрочного среднего уровня. В то же время цены на нефть сорта Brent в большей степени признаются как индикатор изменения цен на нефть на мировом рынке, и с этой точки зрения их использование представляется более оправданным.

На *рис. 4* представлены гипотетические поступления в стабилизационный фонд, рассчитанные по предложенным формулам. До 1996 г. отчисления в стабилизационный фонд равны нулю, так как текущие цены на нефть ниже среднего уровня за десять предшествующих лет. В 1996–1997 гг. применение предложенных формул дало бы накопление в фонд в объеме 0,4% ВВП за два года. При этом, в соответствии с нашими предположениями, около 2 млрд долларов США было бы направлено на погашение или выкуп внешнего долга.

В 1998–1999 гг. текущие цены на нефть находились ниже десятилетнего среднего уровня, и перечислений в фонд не производилось бы. Более того, накопленные средства могли бы быть перечислены в 1998 г. в бюджет, что увеличило бы доходы федерального бюджета в этом году на 4,6% (0,2 % ВВП за два года).

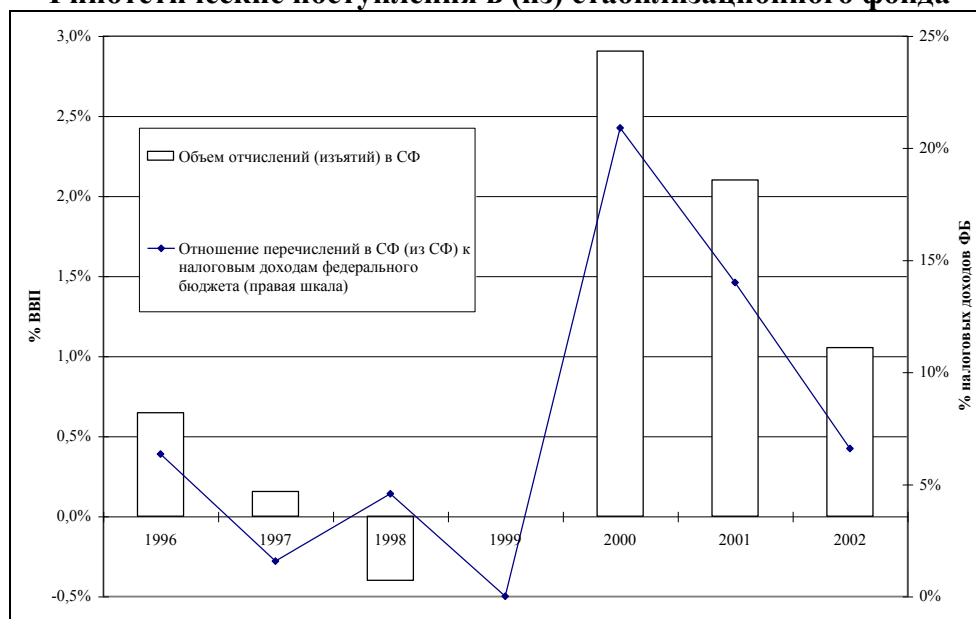
В 2000 г. высокие цены на нефть обеспечили бы перечисление около 2,9% ВВП в стабилизационный фонд, в том числе 1,45% ВВП в накапливаемую часть фонда и около 3 млрд долларов США – для погашения и выкупа внешнего долга.

На *рис. 4* показаны также наши оценки возможных перечислений в стабилизационный фонд в 2001 и 2002 гг. Средняя годовая цена нефти в 2001 г. принята на уровне 25 долларов США за баррель (26,53 долларов за баррель в январе – феврале), в 2002 г. – 22 доллара за баррель. Объем налоговых доходов федерального бюджета оценен с учетом проводимой налоговой реформы: 15% ВВП в 2001 г. и 16% ВВП в 2002 г. против 13,9% ВВП в 2000 г. Таким образом, к концу 2002 г. общий объем стабилизационного фонда мог бы достичь около 3% ВВП (до

7 млрд долларов США). Такая же сумма (7 млрд долларов) могла бы быть использована на выкуп и погашение долга в 2001–2003 гг.

Рисунок 4

Гипотетические поступления в (из) стабилизационного фонда



Прежде чем закончить с описанием предлагаемой формулы для расчета поступлений и изъятий из стабилизационного фонда, проанализируем возможный диапазон отчислений в стабилизационный фонд в долях налоговых доходов федерального бюджета. Как видно из *табл. 3*, в реалистичном диапазоне цен на нефть – до 40 долларов США за баррель – при резких скачках цен от среднего уровня в 15–17 долларов за баррель объем перечислений может достигать 40% налоговых доходов, однако при более плавных изменениях цен объем перечислений не превосходит 25–30%. На наш взгляд, такие объемы дополнительных налоговых доходов могут формироваться при соответствующих колебаниях цен на нефть, и необходимости установления верхнего ограничения на объем перечислений в фонд нет. В частности, в 2000 г., когда среднегодовые цены составили более 28 долларов за баррель при долгосрочной средней цене около 18,3 долларов за баррель, объем отчислений в фонд не превысил бы 21% налоговых доходов федерального

бюджета, или 2,9% ВВП, что примерно соответствовало объему дополнительных доходов бюджета, полученных в том году.

Таблица 3

Средняя цена/Текущая цена	25	27	30	33	35	37	40
15	22,4%	25,8%	30,2%	34,2%	36,6%	38,9%	41,9%
17	17,9%	21,5%	26,2%	30,4%	33,0%	35,3%	38,6%
20	11,2%	15,0%	20,2%	24,7%	27,5%	30,0%	33,6%
22	6,7%	10,7%	16,1%	20,9%	23,8%	26,5%	30,2%
25	0,0%	4,3%	10,1%	15,2%	18,3%	21,2%	25,2%

В то же время оценки доли доходов бюджета, изымаемых в фонд при различных соотношениях долгосрочной средней цены и текущей цены, показывают опасность искусственного занижения долгосрочной средней цены в периоды высоких текущих цен на нефть (например, установив базовую цену в размере 80 или 90% от долгосрочной средней цены): доля отчисляемых средств все-таки достаточно высока (каждый дополнительный доллар разрыва между средней долгосрочной ценой и текущими ценами вызывает увеличение отчислений в фонд примерно на 2 п.п. налоговых доходов федерального бюджета), и мы подвергаемся риску искусственного сокращения текущих доходов федерального бюджета, что может иметь негативные последствия для всей экономики (через мультипликатор государственных расходов, несмотря на снижение реального курса рубля, вызывающего рост чистого экспорта).

Как было сказано вначале, еще одной важнейшей задачей создания стабилизационного фонда является стабилизация реального курса рубля в периоды благоприятной мировой конъюнктуры через создание дополнительного спроса на валюту на валютном рынке. Дополнительный спрос образуется за счет необходимости конвертации средств фонда, поступающих в рублях из федерального бюджета, в иностранную валюту для осуществления инвестиций в иностранные активы. Масштабы воздействия стабилизационного фонда можно оценить на основе простого примера в условиях 2000 г.: оборот валютного рынка в 2000 г. составил около 70 млрд долларов США, объем отчислений в стабилизационный фонд за 2000 г. должен был бы составить около 6 млрд долларов США. Необходимость формирования стабилизацион-

ного фонда увеличила бы спрос на валюту примерно на 8,6%. Кроме того, 6 млрд долларов США составляют примерно половину прироста золотовалютных резервов ЦБ РФ за год. Таким образом, если бы стабилизационный фонд был создан в 2000 г., объем эмиссии Банком России был бы примерно в два раза меньше, а рост реального эффективного курса рубля не превысил бы 6–7% (против 13%).

Зафиксировав механизм накопления средств фонда и определения объема изъятий из фонда, обратимся теперь к проблеме эффективного и оптимального использования средств фонда.

Закон предполагает направление половины годовых перечислений в фонд на погашение и выкуп государственного долга РФ. Использование средств фонда, таким образом, служит целям управления государственного долга РФ, оптимизации временной структуры и сглаживания пиковых нагрузок платежей по долгу. Отчасти это позволяет придать стабилизационному фонду функцию фонда будущих поколений (через сглаживание пиков платежей по долгу и изменение временной структуры долга в соответствии с условием эквивалентности Рикардо), хотя мы не ставим перед собой такой задачи. Наша концепция использования средств стабилизационного фонда для погашения и выкупа государственного долга РФ строится на следующих принципах.

Во-первых, средства фонда могут использоваться только для погашения и выкупа внешнего долга РФ как представляющего большую угрозу для экономики России, чем внутренний долг РФ на протяжении ближайших 10 лет.

Во-вторых, досрочный выкуп и погашение внешнего долга являются дополнительным инструментом стабилизации непроцентных расходов федерального бюджета не только в связи с колебаниями цен на нефть, но и в связи с графиком платежей по внешнему долгу РФ.

В-третьих, использование средств фонда на досрочный выкуп долга является приоритетным и предпочтительным по сравнению с направлением средств на плановое погашение долга и процентные платежи по долгу. Исключение может быть сделано только в годы, на которые приходится пики платежей по внешнему долгу (например, 2003 г.), причем при условии, что у правительства РФ не было возможности осуществлять досрочный выкуп долга из-за отсутствия средств в фонде.

В-четвертых, график использования средств фонда, направляемых на выкуп долга, в течение года должен определяться Министерством финансов РФ без его объявления. В противном случае создается угроза манипулирования ценами российских долговых обязательств в период вокруг дат предполагаемых операций по выкупу долга.

Следующим чрезвычайно важным вопросом представляется порядок управления средствами фонда. На наш взгляд, наиболее оптимальным и эффективным вариантом текущего управления свободными средствами фонда является передача функций по его оперативному управлению Банку России.

Во-первых, возможности инвестирования средств фонда и доходность инвестиций в этом случае значительно выше, чем при любом альтернативном варианте управления средствами фонда. Будучи переданными Центральному банку РФ, средства фонда смешиваются с золотовалютными резервами РФ, инвестируются на условиях золотовалютных резервов, и доходность от инвестиций равна средней доходности на весь портфель иностранных активов Банка России, независимо от срока инвестирования средств фонда. Кроме того, перечисляемые в фонд в течение года средства могут быть сразу инвестированы и будут приносить доход до завершения расчетов по году.

Во-вторых, при этом упрощается монетарная задача стабилизационного фонда – стабилизация реального курса рубля, поскольку средства фонда не попадают на валютный рынок.

В-третьих, сокращаются транзакционные издержки, связанные с необходимостью неоднократной конвертации средств фонда, например, в случае, если они находятся на рублевом счете Министерства финансов РФ или специально создаваемого агентства.

В-четвертых, повышается прозрачность инвестирования средств фонда, так как Центральный банк РФ и его активные операции проходят не только проверку Счетной палаты РФ, но и получают независимое аудиторское заключение.

В-пятых, Министерство финансов РФ не имеет достаточного опыта управления финансовыми активами и инвестиционным портфелем, кроме, может быть, управления портфелем обязательств государства (т.е. управления долгом).

Таким образом, передача средств фонда в оперативное управление не Центральному банку РФ, а одному из департаментов Министерства

финансов РФ либо новому государственному агентству по управлению средствами стабилизационного фонда повышает риск непрофессионального управления средствами фонда, затягивает срок размещения средств, сокращает выбор инструментов, куда могут быть инвестированы средства фонда, снижает прозрачность операций со средствами фонда (в случае создания специального агентства и компании по управлению активами фонда). В то же время использование средств фонда в части, направляемой на погашение или выкуп долга, осуществляется исключительно соответствующим департаментом Министерства финансов РФ.

Концепция проекта Федерального закона РФ «О стабилизационном фонде»

Одним из результатов проведения исследования стала подготовка проекта Федерального закона «О стабилизационном фонде». Ниже кратко изложены основные положения указанного законопроекта.

Целью формирования Стабилизационного фонда является создание механизма для накопления дополнительных налоговых доходов федерального бюджета, возникающих в периоды благоприятной конъюнктуры мировых цен на нефть, которая является основной статьей российского экспорта. Стабилизационный фонд по предлагаемой схеме сохраняет преимущество финансового резерва.

Ресурсы Стабилизационного фонда должны использоваться в двух целях: во-первых, для погашения государственного внешнего долга и, во-вторых, для поддержания относительно стабильного уровня расходов федерального бюджета в периоды неблагоприятной внешнеторговой конъюнктуры. Создание Стабилизационного фонда и инвестирование его средств за рубежом либо погашение и досрочный выкуп внешнего долга помогут сгладить проблемы, связанные с положительным текущим сальдо платежного баланса и укреплением реального обменного курса. Дополнительное преимущество предлагаемого механизма состоит в том, что установленные правила расчета отчислений в Фонд будут препятствовать взятию бюджетом на себя непомерных обязательств в периоды высоких цен на нефть.

Базовой ценой на нефть предлагается считать 15 долларов США за баррель нефти марки Urals, что является средней многолетней ценой

без учета пиковых значений. При этом механизм Стабилизационного фонда предполагает, что проект федерального бюджета на следующий год составляется следующим образом. Доходы бюджета рассчитываются, исходя из прогнозируемой мировой цены на нефть марки Urals. В случае, если прогнозируемая цена на нефть выше базовых 15 долларов за баррель, т.е. ожидается благоприятная конъюнктура цен на нефть, то расходы (сумма процентных и непроцентных расходов) в проекте бюджета определяются таким образом, чтобы их объем соответствовал доходам при базовой цене. В условиях благоприятной конъюнктуры в течение года предлагается отчислять в Стабилизационный фонд долю налоговых доходов, определяемую по таблице в зависимости от фактической текущей мировой цены на нефть. При отчислениях используется механизм авансовых платежей, т.е. по результатам каждого месяца в Фонд отчисляется доля налоговых доходов федерального бюджета нарастающим итогом, исходя из таблицы и средних цен на нефть за истекший период года, за вычетом перечисленных ранее средств.

Таким образом, обеспечивается формирование Фонда в строгом соответствии с формулой, вне зависимости от возможных погрешностей в прогнозе цены на нефть и (или) размера налоговых доходов федерального бюджета. Основным преимуществом такого решения является невозможность уклониться от формирования Стабилизационного фонда путем занижения прогноза цены на нефть и (или) доходов федерального бюджета в процессе его разработки и утверждения. Во избежание секвестра расходов федерального бюджета вследствие отчислений в Стабилизационный фонд законопроектом предусмотрено, что при составлении проекта федерального бюджета общий объем его расходов (за вычетом расходов, покрываемых за счет поступлений из источников финансирования дефицита), при прогнозируемой цене на нефть равной или выше базовой, должен соответствовать объему доходов, исчисленных исходя из базовой цены на нефть, а при прогнозируемой цене на нефть ниже базовой – соответствовать объему доходов, исчисленных исходя из прогнозируемой цены на нефть на мировом рынке.

В случае, если ожидается неблагоприятная конъюнктура цен на нефть на мировых рынках, т.е. прогнозируемая цена на нефть марки Urals ниже базовых 15 долларов США за баррель, то расходы и доходы

бюджета рассчитываются исходя из прогнозируемой (низкой) цены на нефть. Если в Стабилизационном фонде есть средства, то в конце III квартала текущего года правительство вносит в Государственную Думу законопроект о внесении изменений и дополнений в закон о федеральном бюджете на текущий год, в котором средства в объеме, финансируемом из Стабилизационного фонда, распределяются по статьям расходов (финансирование обусловленных расходов).

Однако с учетом значительных выплат по внешнему долгу в ближайшие годы для того, чтобы не осуществлять дополнительных заимствований, предлагается разрешить правительству РФ использовать средства Фонда на погашение внешнего долга.

Во избежание быстрого расходования средств Фонда предполагается ввести ограничение, что в течение одного года на сглаживание расходов и погашение долга в сумме используется не более половины остатка средств Фонда на начало года. Это ограничение является жестким, и если Правительство РФ расходует значительный объем средств на погашение внешнего долга и исчерпывает выделенный лимит средств Фонда, то в IV квартале на выравнивание расходов средства Фонда не используются. Если же лимит средств не исчерпан, то оставшиеся средства могут распределяться между погашением долга и выравниванием расходов. Объем средств Фонда, направляемый на увеличение расходов, рассчитывается как доля налоговых доходов по таблице, исходя из фактических мировых цен на нефть марки Urals таким образом, чтобы общий объем расходов соответствовал расчетным доходам бюджета при базовой цене 15 долларов США за баррель. Если же это требует использования свыше половины активов средств Фонда на начало года, то либо расходы на погашение, либо расходы на выравнивание должны быть сокращены.

Очевидно, что при значительных накоплениях активов в Фонде указанные ограничения не будут вступать в силу, т.е. необходимые расходы на погашение долга и доведение суммы непроцентных и процентных расходов до уровня, соответствующего расчетному при базовой цене 15 долларов за баррель, будут меньше половины Фонда.

Если цены на нефть при составлении бюджета прогнозировались высокими, но упали в течение года, то в случае, если средняя цена на нефть за год все же не опускалась ниже базовой (опускались только цены в отдельные периоды), это приведет к частичному возврату пере-

численных авансовых платежей назад из Фонда в бюджет без каких-либо дополнительных утверждений и решений. Для того, чтобы это было осуществимо, запрещается использовать текущие перечисления в Фонд на погашение внешнего долга.

Если же цены упали значительно сильнее, так, что средняя цена за год оказалась ниже базовой, при том что прогнозная – выше, то в установленном порядке должно быть проведено секвестрирование расходов. Часть расходов откладывается до IV квартала, когда будет рассматриваться решение об использовании средств Фонда на выравнивание расходов (если, конечно, в Фонде есть средства).

Таблицы, приведенные в законе, составлены исходя из предполагаемой линейной зависимости между налоговыми доходами федерального бюджета (в % ВВП) и мировыми ценами на нефть марки Urals в долларах США за баррель. Оценки зависимости проводились на данных I квартала 1993 – III квартала 2001 гг. с учетом перераспределения, произошедшего в последние годы в результате налоговой реформы, в пользу федерального бюджета по сравнению с региональными бюджетами. Полученные результаты соответствуют увеличению доходов федерального бюджета в условиях 2001 г. примерно на 1,1 млрд долларов при увеличении цены на нефть (Urals) на 1 доллар за баррель. Таким образом, если бы предлагаемые механизмы накопления средств действовали в условиях 2000 г., перечисления в Стабилизационный фонд должны были бы составить около 280 млрд рублей, или 10 млрд долларов, в условиях 2001 г. – около 297 млрд рублей, или 10,2 млрд долларов.

Для обеспечения сохранности средств, а также для сдерживания темпов роста реального обменного курса в условиях высоких цен на нефть средства Фонда должны храниться в иностранной валюте и инвестироваться в первоклассные высоколиквидные зарубежные финансовые активы.

С точки зрения повышения эффективности управления и инвестирования средств Фонда, аналог Стабилизационного фонда уже существует и действует при проведении валютной политики – это международные резервы Банка России, механизм инвестирования которых достаточно отработан, и его с некоторыми оговорками можно применять и для Стабилизационного фонда. Поэтому управление инвестициями следует доверить Центральному банку РФ. При этом в законопроекте

предполагается, что из доходов от инвестирования средств ЦБ РФ перечисляет в Фонд средства в размере 2% годовых в иностранной валюте, оставляя себе остальное в качестве платы за управление инвестициями и обеспечение ликвидности в случае использования средств Фонда правительством РФ. Вариант, когда средствами Фонда управляет Центральный банк РФ, предпочтителен также с точки зрения использования средств Фонда для согласования денежно-кредитной политики и политики обменного курса.

Проблема неплатежей в переходной экономике¹

Введение

Эффективность платежно-расчетной системы является одним из важнейших условий эффективного функционирования экономики. Хорошо организованная платежная система может внести существенный вклад в усиление рыночной дисциплины в финансовом секторе, уменьшая риск системных кризисов (см. *Folkerts-Landau, 1997*). Напротив, проблемы, возникающие в данном секторе экономических отношений, парализуют финансово-хозяйственную деятельность экономических агентов, тормозят процесс рыночных преобразований.

Платежно-расчетная система имеет ряд характеристик, в том числе сугубо технических (таких как скорость прохождения расчетов) и экономических (издержки), которые определяют эффективность осуществления расчетно-платежной функции, рискованность и др. Названные аспекты изучались, в частности, в работах *Folkerts-Landau, 1994, 1997; Hook, 1992*, и не являются предметом исследования в данной работе.

Предмет исследования настоящей работы стоит на стыке проблем как сугубо денежной сферы, так и реального сектора экономики, отражающихся в системе расчетов и платежей. Одним из таких проявлений могут быть неплатежи.

Возникновение неплатежей в процессе проведения рыночных реформ, их острое негативное проявление вызвали ряд вопросов. Первый из них – какие существуют причины образования задолженности. Только ответ на этот вопрос позволит говорить о мерах по устранению данной проблемы. Неплатежи характерны не только для переходных

¹ Работа для настоящего сборника подготовлена на основе следующих исследований: *Золотарева А., Лидерман Л., Луговой О., Энтов Р.* Неплатежи в российской экономике и регионах. М.: СЕРРА, 2001. *Lugovoy O.* Arrears in a Transition Economy: the Mechanism of Contagion. *Russian Economic Trends*, Q3, 2002.

экономических систем, но именно в этих странах они проявляют себя как кризисное явление, поэтому вторым вопросом, требующим ответа, является выявление отличительных особенностей данного феномена в трансформационных экономиках.

Существующая литература предлагает несколько трактовок феномена неплатежей. Рассматривались как микро-, так и макроаспекты этого явления. С одной стороны, проблема носит микроэкономический характер, так как платежеспособность как возможность или желание исполнять финансовые обязательства, которые следует изучать на уровне фирмы. С другой стороны, факторы, влияющие на этот процесс, могут быть и макроэкономическими, что выводит проблему за микроэкономические рамки.

Среди причин возникновения и распространения неплатежей называют дефицит кредитования, часто связываемый с ужесточением кредитно-денежной политики, сжатием ликвидности (см., например, *Делягин, 1997; Усизима, 1998; Calvo, Coricelli, 1995; Gavrilencov E., 1996*), недостаток оборотных средств и низкая монетизация ВВП (см., например, *Усизима, 1998; Шмелев, 1997*), неэффективность предприятий (см., например, *Алексеев, 1998; Волконский, Канторович, 1995; Клепач, 1997; Энтов и др., 1988; Яковлев, 1999; Ivanova, Wyplosz, 1999; Pinto, Drebensov, Morozov, 2000; Rostowski, 1993*), неисполнение государственного бюджета (см., например, *Алексеев, 1998; Усизима, 1998; Pinto B., Drebensov V., Morozov A., 2000*), уход от налогов, прямое воровство и коррупция (см., например, *Карпов, 1977; Яковлев, 1999; Он же, 2000*); отмечается важность института банкротства в проблеме неплатежей (см., например, *Ивантер и др., 1995; Rostowski, 1993*).

Первая точка зрения состоит в том, что неплатежи между предприятиями могут быть связаны с успешностью их деятельности. Неэффективные фирмы, неспособные исполнять собственные обязательства, могут стать генераторами неплатежей. *Rostowski (1993)* объясняет их возникновение следующим образом. В условиях сокращения кредитования контрагенты неэффективных фирм – прибыльные предприятия – продолжали отгружать продукцию, соглашаясь на неплатежи, поскольку не верили в жесткость проводимых реформ. Они полагали, что государство в конечном итоге все равно предоставит кредиты убыточным фирмам, которые расплатятся с ними за отгруженную продукцию. Автор отмечает, что если бы государство придерживалось более по-

следовательных жестких действий в финансовой области, то неплатежи бы себя изжили. Необходимо подчеркнуть здесь важность наследия мягких бюджетных ограничений, свойственных советской плановой экономике (*Корнаи, 1998*), при которых в производственном процессе ориентируются на выпуск, а не на финансовые показатели.

Таким образом, *Rostowski (1993)* считает, что неплатеж со стороны убыточной фирмы наиболее вероятен, т.е. должна существовать положительная связь между показателями убыточности и неплатежами. Проводя исследование предприятий Румынии, *Calvo* и *Coricelli (1995)* указывают на статистическую слабость такой зависимости в сравнении с зависимостью между просроченными обязательствами и требованиями. Авторы считают, что ужесточение кредитной политики государства влияет на процесс реструктурирования предприятий (переход на рыночную систему хозяйствования и возможность отказаться от традиционных покупателей). Поэтому параллельной и наиболее широко представленной точкой зрения в данном вопросе являются проблемы с ликвидностью фирм, результатом которых стало резкое кредитное сжатие, имевшее место в начале рыночных преобразований. В таких условиях неплатежи между предприятиями могут стать альтернативой банковским кредитам, что не отрицает наличия неплатежей и у эффективно работающих фирм.

По мнению *Calvo* и *Coricelli (1995)*, неплатежи есть некое систематическое явление, необходимый атрибут равновесия в экономике, своего рода равновесный ответ системы на сжатие ликвидности. Другими словами, при слабых финансовых рынках резкое сокращение ликвидности (ликвидных средств предприятий) может вести к такому равновесию, в котором сделки между предприятиями становятся в большой степени демонетизируемыми, а неплатежи нормой. Авторы считают, что существует взаимосвязь между уровнем ликвидности в экономике и неплатежами.

Perotti (1998) и *Nikitin (2000)* рассматривают проблему с точки зрения противостояния фирм с правительством. Авторы строят игровые модели, изучая процесс принятия решения репрезентативной фирмой, и пытаются ответить на вопрос о том, что послужило причиной возникновения неплатежей и какие факторы повлияли на этот процесс.

Perotti отмечает вынужденность поставок нереструктурированными предприятиями покупателям-неплательщикам, что приводит к но-

вым задолженностям. Поскольку задолженности не погашаются, их величина по всем предприятиям растет, достигая некоторой критической величины, когда государство вмешивается и проводит некоторую амнистию, зачеты. Таким образом, появляется стимул даже для ликвидных предприятий накапливать задолженность, чтобы получить затем льготные кредиты. Предприятия проводят стратегию «круговой поруки», вынуждая государство расширять кредит. Естественно, что после очередного вмешательства государства ситуация принципиально не меняется, и все повторяется снова.

Возможной причиной инерционного поведения фирм в модели, предложенной *Perotti*, видится сложность разделения жизнеспособных фирм от безнадежных, что приводит к возникновению проблемы *moral hazard*. Регулирующим фактором, влияющим на неплатежи в данном случае, по мнению автора, может быть денежно-кредитная политика. Если издержки реструктуризации высоки, жесткая монетарная политика может удержать предприятия от реструктуризации и склонить их к неплатежам, так как это повышает долю неплатежеспособных фирм и, как следствие, вероятность всеобщего зачета задолженности возрастает.

Nikitin (2000), строя динамическую игровую теоретическую модель кризиса неплатежей в переходной экономике, придерживается гипотезы *Rostowski (1993)* о том, что данный кризис был результатом слабой веры в политику дезинфляции. Фирмы ожидали, что правительство в конечном итоге произведет зачет для фирм, накопивших неплатежи. В соответствии с моделью, решение фирмы о прекращении поставок неплательщику или их продолжении зависит от ряда параметров, среди которых величина издержек, связанных с выходом из системы неплатежей, а также длина планового горизонта и дисконтирующий фактор.

Следует отметить, что данные модели базируются на предположении о наличии прямой связи между неплатежами и доступностью кредитных ресурсов. Известно, что доступность кредитов в определенной мере находится в зависимости от денежно-кредитной политики. Поэтому регулирующим фактором в моделях выступают действия властей в области денежно-кредитной сферы. Действительно, как уже отмечалось, сокращение банковского кредитования, жесткая кредитно-денежная политика, политика дезинфляции – наиболее часто называемая в литературе причина неплатежеспособности предприятий. И если

инструментами денежного регулирования через доступность кредитов можно влиять на неплатежи, то возникает вопрос о том, какой должна быть политика – более мягкой или более жесткой.

В данном вопросе нет единого мнения. Ряд исследователей считает, что политика должна быть более мягкой, а увеличить ликвидность или монетизацию ВВП можно путем увеличения денежного предложения (*Красавина (ред.), 2000; Лисициан, 1997*). Другие же избегают призывов к более мягкой кредитно-денежной политике, но при этом замечают, что излишне жесткая политика может привести к нежелательным последствиям (*Calvo и Coricelli, 1995; Pinto et al., 2000*). Сторонники гипотезы о том, что неплатежи генерируются неэффективными фирмами, напротив, полагают, что государство должно придерживаться более жесткой денежно-кредитной политики, чтобы заставить неплательщиков реструктурироваться (*Rostowski, 1993*).

Многообразие и даже некоторая противоречивость подходов к объяснению и пониманию проблемы требует их некоторой структуризации и упорядочения и во многом обусловлена тем, что неплатежи наблюдаются не только в развивающихся и переходных экономических системах, но и в развитых экономиках. В связи с этим в экономической литературе часто выдвигается тезис о том, что проблема неплатежей в России преувеличена. Так, например, *Alfandari и Schaffer (1996, 1998)*, изучая уровень накопленной задолженности (в долях ВВП) в разных странах, показали, что суммарный уровень неплатежей между российскими предприятиями (просроченный товарный кредит) не превышает средние значения аналогичных показателей в западных экономиках, странах Центральной и Восточной Европы.

Вопросу классификации долгов следует уделить особое внимание, поскольку он напрямую связан с первопричиной неплатежеспособности фирм. *Rostowski*, исследуя неплатежи между предприятиями, делит их на «здоровые» и «патологические» (чрезмерные). Первый вид – есть рост неплатежей, связанный с неестественно низким для рыночной экономики уровнем, существовавшим до переходного процесса (в плановых экономиках распространение торгового кредита ограничивалось централизованным образом). В качестве примера такого рода неплатежей *Rostowski* называет рост неплатежей в Чехословакии в 1990–1991 гг. Чрезмерными автор называет неплатежи, когда рост трансак-

ций в экономике достигает такого уровня, который не может обслуживать денежная масса.

Аналогично *Rostowski (1993)*, *Alfandari* и *Schaffer (1996)* разделяют неплатежи на «запаздывающие платежи» («late payments») и «безнадежные долги» («bad payments»). «Безнадежные долги» авторы связывают с убыточными предприятиями, в то время как «запаздывающие платежи» – с временными трудностями предприятий. Отличительная особенность «запаздывающих платежей» в том, что в конечном итоге они будут погашены. Основываясь на реальных данных, авторы показали, что только небольшая часть неплатежей между предприятиями, неплатежей по заработной плате и неплатежей банковской системе приходится на убыточные предприятия. Но при этом на убыточные предприятия приходится более чем значительная доля (от 1/3 до 1/2) всех неплатежей в бюджет. Таким образом, обращая внимание на незначительную роль в образовании неплатежей убыточных предприятий (за исключением неплатежей в бюджет), авторы приходят к выводу, что большая часть этих неплатежей является скорее «запаздывающими платежами», чем «плохими долгами». И поскольку объемы неплатежей в России, во всяком случае, между предприятиями, сопоставимы с другими экономиками, то значимость проблемы преувеличена. И если неплатежи – это всего лишь «запаздывающие платежи», которые будут погашены в конечном итоге, то это приближает проблему неплатежей переходных экономик к экономикам развитого типа. Очевидно, что если основная доля неплатежей – товарный кредит, оформляемый через просроченные обязательства, то не стоит рассматривать неплатежи как системную проблему (во всяком случае, неплатежи между предприятиями). Нет ничего криминального в том, что предприятиям выгоден такого рода кредит, если банковские кредиты дороги или вовсе недоступны.

Следует отметить чувствительность используемой *Alfandari* и *Schaffer (1996)* методологии (и, соответственно, результатов) к выбору показателя убыточности предприятий. В качестве последнего в работе были приняты финансовые результаты предприятий. Период, который был выбран для анализа (1992–1995 гг.), характеризовался высокой инфляцией. Как известно, инфляция завышает фактические финансовые результаты вследствие существования длительного производственного цикла.

Также нельзя согласиться с выбранным в данной работе показателем жесткости денежной политики. Авторы утверждают, что предприятия прибегают к товарному кредитованию в условиях низкой инфляции, что интерпретируется как ужесточение кредитно-денежной политики. Как известно, инфляция сокращает текущие денежные остатки, являющиеся показателями ликвидности. При этом текущий рост инфляции не означает смягчение денежной политики в текущем периоде. Существует определенный лаг между денежным расширением и инфляцией. Сильная же отрицательная корреляция между накопленным уровнем неплатежей в реальном выражении (дефлированных по ИПЦ) и инфляцией очевидна, поскольку связана с эффектом обесценения «запаса».

По всей видимости, мощные инфляционные процессы 1992–1995 гг. только способствовали образованию неплатежей. Во-первых, инфляция сказалась на эффективности системы расчетов, в условиях которой даже незначительная задержка платежа связана с ростом издержек, а для неплательщика сулила определенные выгоды. Во-вторых, инфляционный шок привел к обесценению оборотных средств предприятий, что только ухудшило их финансовое состояние, снизило их текущую ликвидность. Надо отметить, что инфляция отчасти может смягчить проблему неплатежей, так как она обесценивает их реальную стоимость. При этом снижается острота проблемы «запаса», но не «потока».

Другие эконометрические исследования зависимости между показателями ликвидности и неплатежами проводятся, в частности, в работах *Луговой, 1998; Мохтари и др., 2000; Энтов и др., 1998*. В первой работе в качестве показателя ликвидности используется рыночная процентная ставка ГКО. Показано, что неплатежи положительно связаны с темпом роста процента, интерпретируемого как снижение текущей ликвидности. Во второй работе в качестве показателей ликвидности используются монетизация ВВП (M_2/VBP). Авторы получили положительную зависимость между неплатежами и ликвидностью в долгосрочной перспективе², и отрицательную – в краткосрочной. В первой работе авторы анализировали поток неплатежей в сопостави-

² Следует отметить, что интерпретация долгосрочной зависимости получена на основе использования коинтеграционных методов эконометрического анализа. Максимальный интервал используемых рядов при этом не превышает 6 лет.

мых ценах, исчисляемый как номинальные приросты кредиторской просроченной задолженности, дефлированные по ИПЦ. Авторы второй работы, аналогично (*Alfandari и Schaffer, 1996; Calvo и Coricelli, 1995*), выбрали для анализа неплатежи накопленные, вычисляемые как отношение накопленной дебиторской просроченной задолженности к денежной массе M_2 . Как уже отмечалось, использование реальных накопленных величин подвержено влиянию инфляции, что может привести к фиктивным зависимостям, что необходимо учитывать при тестировании.

Тестирование зависимости между неплатежами и показателями убыточности проводилось, в частности, в работах (*Энгов и др., 1998; Ivanova, Wyplosz, 1999*). Авторы обнаружили положительную связь между неплатежами и долей убыточных предприятий. Данный результат свидетельствует в пользу того, что неплатежи действительно в определенной мере накапливают убыточные предприятия. Кроме того, в работах показана прямая связь между неплатежами и ростом цен на электроэнергию. Это может быть интерпретировано как увеличение издержек и снижение эффективности предприятий-потребителей электроэнергии.

Еще раз отметим, что большинство исследователей рассматривает проблему неплатежей как проблему «запаса» – накопленного объема задолженности. Однако выводы, которые делают авторы работ в данном случае, были бы более внушительными, если бы делались исходя из исследования потоков. В условиях инфляции накопленный уровень неплатежей в реальных ценах («запас») может сокращаться, однако это не означает, что предприятия стали меньше накапливать неплатежей. Номинальные приросты неплатежей при этом могут быть положительными, что не соответствует их снижению. Если бы инфляции не было, то номинальные приросты были бы равны приростам реального накопленного уровня неплатежей. Как уже отмечалось, в условиях инфляции это равенство не выполняется. Таким образом, существует проблема измерения неплатежей, и, на наш взгляд, следует различать два аспекта проблемы – «потоки» и «запасы». Более подробно эта проблема обсуждается в Приложении 2.

Следующий важный вопрос, возникающий при исследовании проблемы неплатежей, следует рассматривать с точки зрения направления механизмов распространения задолженности в экономике. Особен-

ность кризиса неплатежей заключается в том, что даже дисциплинированное (относительно финансовых расчетов) и стремящееся поддерживать свой имидж предприятие может по независящим от него причинам иметь высокий уровень просроченных обязательств. Фирма планирует свои денежные потоки с учетом поступления на ее счета в срок средств за поставленную продукцию. Нарушение этих условий одним из покупателей создает предпосылки для неисполнения обязательств рассматриваемой фирмы. В результате круг экономических агентов, вовлеченных в эту систему, растет. Неплатежи охватывают все больше сфер экономики, включая государство (вследствие сокращения налоговых поступлений) и население (неплатежи по зарплате). Поэтому наряду с исследованием источников возникновения просроченной задолженности немаловажными являются вопросы о функционировании экономики в условиях неплатежей, о процессах их перераспределения и накопления, а также воздействия, которое эти процессы оказывают на экономику. Причем последние вопросы практически остаются без должного внимания.

Частично некоторые из этих вопросов изучаются в теоретических работах (Гуриев и др., 2000; Денисова, 1999; Kim, Kwon, 1995), где авторы изучают функционирование экономики в условиях неплатежей, условия равновесия с неплатежами, эффективность проведения кредитно-денежной политики. Вместе с тем интересным представляется вопрос о процессах мультипликации неплатежей, их перераспределении между секторами экономики, который до сих пор остается за рамками известных нам исследований. К тому же незатронутым остается вопрос о неплатежах в условиях открытой экономики и конкуренции извне, что не входило в цели исследования известных нам моделей. Учет различий структуры спроса и предложения, того, как потребители в условиях открытой экономики делят свои предпочтения между отечественными и импортными товарами, добавит реалистичности моделям, позволит сделать дополнительные выводы о влиянии внешней торговой политики на экономику в целом и неплатежи в частности.

Определяющим фактором при моделировании неплатежей является их источник. При построении модели общего равновесия Kim и Kwon (1996) источником неплатежей считали производственные шоки. В соответствии с моделью, неплательщик подвергается процедуре взыскания просроченных платежей и штрафов со стороны государства.

Работают механизмы инфорсменты контрактов. Данное предположение является довольно сильным для стран с неразвитыми рыночными институтами, включая Россию. Не секрет, что контракты не исполняются довольно длительный период. Наличие государственной и смешанной собственности переводит этот вопрос в политические рамки. А процедура банкротства, как следствие неплатежеспособности заемщика, не даст должного результата, если нет работающего рынка капитала, нет как такового класса собственников и других важных рыночных институтов. Государству сложно решиться на ужесточение (принуждение к исполнению) требований к исполнению контрактного права, если оно само является дебитором, не исполняет собственных обязательств, замыкая круг неплатежей.

В других моделях неплатежи трактуются как взаимный кредит предприятий, причиной распространения которого является ограниченность банковского кредитования, жесткая кредитно-денежная политика. Важность этого фактора отрицать нельзя, но, как уже отмечалось выше, это не единственная причина возникновения задолженности. Поэтому остается открытым вопрос о том, какое воздействие неплатежи окажут на экономику, если их источником будут причины, отличные от сокращения ликвидности, например, убыточная деятельность.

Подводя итог, можно сказать, что неплатежи – это многоплановая проблема, поддерживаемая как макро-, так и микроэкономическими факторами, требующая более широкого определения и исследования. Поэтому описывать ее следует с помощью системы теоретических моделей, что позволит дифференцировать качественно разные уровни, отражающие глубину кризиса и, в том числе, демонстрирующие возможные различия проблемы неплатежей в разных экономических системах.

В данной работе проблема рассматривается на различных этапах, от первичного возникновения неплатежа до процесса накопления задолженности в экономике. На основе изучения микроэкономических оснований кризиса делаются выводы о макроэкономических взаимосвязях в экономике, влиянии процесса накопления задолженности на основные макроэкономические переменные.

С этой целью в работе предлагается система теоретических моделей. В рамках каждой из них рассматривается процесс порождения не-

платежей в связи с характерными особенностями развития переходной экономики. Предлагается классификация основных факторов развития неплатежей и схемы взаимодействия этих факторов. В работе в теоретическом плане в рамках упрощенной модели общего равновесия (межотраслевого баланса) исследуется процесс образования, механизмы «передачи», распространения неплатежей от государства к предприятиям, населению, и обратно. Особый интерес представляет процесс взаимодействия различных секторов экономики в условиях неплатежей. Рассматривается зависимость спросовых ограничений на продукцию внутренних производителей от реального курса рубля и их воздействие на эффективность предприятий, неплатежи. Вместе с тем, в данной работе меньше внимания уделялось исследованию равновесия с неплатежами. Основной целью работы было исследование процессов распространения и мультипликации задолженности, ее воздействие на экономику. Основные предпосылки и выводы из модели подтверждаются эмпирическим проверкам.

Теоретические аспекты возникновения и распространения неплатежей

Ниже мы оперируем понятиями чистая и накопленная просроченная задолженность (неплатежи). В первом случае речь идет о разнице между просроченными обязательствами и требованиями экономического субъекта. Во втором случае имеется в виду его суммарный просроченный долг (просроченная кредиторская задолженность³), или общая сумма просроченных требований (просроченная дебиторская задолженность). Если общая сумма обязательств равна сумме требований, то чистая задолженность равна нулю. Если же обязательства превышают требования, то предприятие является чистым дебитором (чистым заемщиком, неплательщиком, должником). Такие предприятия мы также называем источниками, или генераторами, неплатежей. В обратном случае предприятие является чистым кредитором, т.е. источником такого рода кредита.

³ В суммарный долг предприятия также следует включать задолженность перед банковской системой, которая не учитывается в кредиторской задолженности.

Система теоретических моделей

На основе представленных в литературе подходов к анализу проблемы неплатежей можно предложить четыре микроэкономических модели, условно разграничивающих основные причины (группы причин) возникновения неплатежей. К первой модели можно отнести поведенческие причины, связанные с оппортунистическим поведением в условиях асимметричной информации. Это причины преднамеренного характера, в том числе вызванные рациональным поведением экономических агентов в условиях, когда неплатежи становятся выгодными. Во второй модели объединим причины, связанные с функционированием финансовых рынков, в частности, с сокращением кредитования реального сектора. К третьей модели отнесем неплатежи, как результат неэффективности производства. И к четвертой – неплатежи как результат их распространения в экономике, когда неплатежеспособность субъекта вызвана неплатежами со стороны его контрагентов.

Первые три модели дифференцируют причины образования чистой задолженности у экономических субъектов. Каждая из них характеризует качественно разную микроэкономическую основу кризиса. Четвертая модель объясняет процесс создания цепи неплатежей, их распространение в экономике. Разберем каждую из моделей подробнее.

Модель 1: Причины преднамеренного накопления неплатежей

Взаимодействие экономических агентов в процессе хозяйственной деятельности, в частности, предприятий и организаций, их работников, государства (в том числе, в лице налоговых органов) происходит в условиях асимметричной информации, возникающей в результате недостаточного знания контрагентов о намерениях и финансовом положении друг друга. Асимметрия ставит одного из контрагентов в более выгодную позицию по отношению к другому, что способствует возникновению сопутствующих с ней проблем (см., например, Мишкин, 1999, с. 46–48, 221–233): «неблагоприятного выбора» (adverse selection), «недобросовестного поведения» (moral hazard) и «заказчика-исполнителя» (principal agent). В результате, в условиях неэффективно

работающего контрактного права, неисполнение обязательств может стать рациональной стратегией поведения экономических агентов⁴.

Возникновение неплатежей как результат образования аффилированных структур, например, с целью минимизации текущих налоговых платежей или вывода капитала, также следует относить к данному типу модели. В данном случае асимметрия информации присутствует в отношениях между аффилированной структурой и не входящими в нее контрагентами, в числе которых может быть и государство в лице налоговых органов. Отметим, что существование кассового метода начисления налоговых платежей фактически дает возможность их отсрочки, делая неплатежи элементарно выгодными. Неэффективность собственности способствует тому, что личные интересы менеджеров ставятся выше приоритетов фирмы. Подобное поведение может стать причиной неплатежей как инструмента наживы управляющих (*principal agent problem*).

Возникновение таких проблем обусловлено, в первую очередь, недостатком мониторинга и контроля над поведением контрагента и руководства, неэффективностью собственника, слабостью экономико-правовых институтов (например, неразвитость профсоюзов позволяет работодателю ущемлять права рабочих, несвоевременно выплачивая заработную плату), отсутствием жесткой системы принуждения к соблюдению контрактных обязательств.

Всеобщее распространение неплатежей снижает издержки, связанные с ними⁵. Снижается и возможность востребования задолженности с неплательщика, что еще более стимулирует к накоплению неплатежей, порождая негласные обязательства⁶. В результате неплательщик, фактически способный исполнить собственные обязательства, может

⁴ Особенно рельефно данная точка зрения представлена в работах Яковлева А.А. (см. Шмелев, 1997; Яковлев, 1999; Он же, 2000; Shaffer, 1998).

⁵ Об этом также говорится в (Blanchard, 1997).

⁶ Данный феномен исследовался в (Полтерович, 1999), где автор относит такое поведение экономических агентов к институциональным ловушкам. О наличии связи между накопленной задолженностью и склонностью к ее накоплению говорится в работе (Blanchard, 1997, с. 199–201), где вводится понятие стоимости неплатежей; предполагается, что фирмы тем более склонны к дополнительному накоплению задолженности, чем больше неплатежей у них уже накоплено.

их не исполнять (отсрочить их исполнение), следуя рациональной стратегии поведения в условиях низких издержек неплатежа.

Создание прецедента безнаказанного неисполнения обязательств перед кредиторами дает сигнал к пересмотру деловых отношений всеми хозяйствующими субъектами. Наиболее чувствительными к этому являются финансовые посредники, а именно кредитные финансовые учреждения. Послабление контрактных обязательств является для них наиболее критичным. Рост всеобщих неплатежей напрямую увеличивает риск «ложного выбора» для этих организаций, что ведет к масштабному рациированию кредитов.

Модель 2: Ограничения в доступности ссуд

Переходный период в странах бывшего СССР и Восточной Европы характеризовался резким сокращением банковского участия в хозяйственной деятельности реального сектора. Сокращением кредитования это назвать сложно. Кредитование в рыночном смысле в плановых экономических системах отсутствовало. Банки несли в большей степени расчетно-платежную функцию и решали текущие проблемы с ликвидностью. При этом возврат предоставленных банками средств не являлся необходимым условием для предприятий⁷. Поэтому, говоря о сокращении кредитования, следует подразумевать его перевод на рыночную основу, что неизбежно привело к перераспределению банковских ресурсов в сектора с наибольшей капиталотдачей и минимальным риском невозврата. Долгое время таким сектором финансового рынка был рынок ГКО.

Низкие объемы кредитования реального сектора, высокие проценты, непредсказуемая инфляция, в соответствии с данной гипотезой, лишили возможности большинство предприятий покрывать возникающие в процессе хозяйственной деятельности кассовые разрывы за счет привлечения ссуд на финансовом рынке, что стало причиной широкого распространения коммерческих (товарных) кредитов.

Таким образом, во второй модели объединяются случаи, в которых накопление просроченных обязательств у экономического субъекта связано с функционированием финансовых рынков. Отметим, что такая ситуация особенно свойственна предприятиям с длинным произ-

⁷ См., например: *Гайгер, 1996, с. 254.*

водственным циклом; это увеличивает зависимость таких фирм от конъюнктуры финансовых рынков. Недостаточное развитие последних и повышение кредитных рисков способствует накоплению просроченных обязательств, поскольку неплатежи контрагентам становятся единственным доступным средством пополнения оборотных средств.

Одна из наиболее существенных предпосылок данной модели сводится к тому, что неплатежеспособность рассматриваемых фирм не связывается с их неэффективностью. Если в хозяйственной цепочке есть убыточные предприятия, то неплатежи могут стать средством существования неэффективных производств, что следует относить к другому типу модели.

Модель 3: Субсидии неэффективным предприятиям

Мягкие бюджетные ограничения и ориентированность предприятий на выпуск, а не на конечный спрос в советской плановой экономике сыграли свою роль при переходе к рынку. Отмена централизованных кредитов-субсидий при слабой вере в политику стабилизации не заставила директоров пересмотреть ориентиры в процессе хозяйствования; по-прежнему они перекладывали возникшие проблемы на центр, ожидая централизованной помощи – всеобщего зачета. На это указывает и тот факт, что констатация этой проблемы как основной – а именно, необходимость ориентироваться на конечный спрос – на уровне управленцев проявляется в 1995 г., т.е. значительно позже начала переходного периода, о чем свидетельствуют результаты проведенных социологических исследований (*Речин, 1998*).

Платежеспособность любого предприятия зависит от желания и возможности потенциальных потребителей приобретать его продукцию. Предприятия, не сумевшие реализовать свою продукцию, – это предприятия потенциальные банкроты. В условиях функционирующей системы инфорсментов контрактов, жестких бюджетных ограничений такие предприятия подвергаются процедурам банкротства и принудительной реструктуризации. Если же они продолжают существовать, то их убытки должны финансироваться, в том числе за счет неплатежей контрагентам. Неплатежи в данном случае, согласно *Rostowski (1993)*, выступают в качестве «канала финансирования плохих фирм». Поэтому часто проблема неплатежей связывается с убыточными предприятиями (см. выше).

Для экономических систем сам процесс перехода на рыночную основу хозяйствования является шоковой ситуацией, сопровождающейся изменением структуры спроса и ценовых пропорций, и в связи с этим, ростом финансовой эффективности одних производств и снижением других.

Заметим, что в отличие от советской плановой экономики, рыночная экономика обладает более высокой степенью устойчивости от всевозможного рода споровых шоков, что достигается высокой мобильностью, диверсификацией, меньшей монополизацией. Низкая мобильность советской плановой экономики определенно сыграла свою роль в жизнедеятельности предприятий при переходе на рыночную основу. Многие из них оказались неспособными выживать в новых реалиях, но при этом не спешили приостанавливать свою деятельность, накапливая неплатежи контрагентам. Следует отметить и отсутствие в данном вопросе четкой позиции государства, которое не давало на протяжении многих лет ясного сигнала к приостановлению либо продолжению деятельности, как минимум предприятиям, зависящим от бюджета, включая ВПК.

В соответствии с третьей моделью источником неплатежей могут являться неэффективные предприятия, если отрицательный результат своей хозяйственной деятельности они финансируют за счет неплатежей кредиторам. При этом совершенно непринципиальным является вопрос о том, что явилось причиной убыточности. Важно, что убытки перерастают в неплатежи, которые уже являются «безнадежными долгами» в отличие от «отсроченных платежей».

Модель 4: Образование цепочки неплатежей

Несмотря на разноплановость микроэкономических мотивов образования неплатежей, их объединяет то, что все они могут приводить к одинаковому эффекту массового накопления неплатежей в экономике – кризису неплатежей. В рамках трех представленных ранее микроэкономических моделей поведения объясняются причины, по которым экономические субъекты могут иметь просроченную чистую задолженность. Но с их помощью не объясняется специфический феномен кумулятивного нарастания просроченной задолженности, который может наблюдаться и в развитой рыночной экономике в период *credit crunch* (Kindleberger, 1996); при котором любое предприятие, даже не

имеющее чистых неплатежей и не попадающее под спецификацию данных моделей, может иметь высокий уровень накопленных неплатежей.

Другими словами, в условиях массовых неплатежей в экономике могут существовать предприятия, не генерирующие чистые неплатежи, но втянутые в процесс их распространения, т.е. имеющих определенный уровень накопленных просроченных обязательств и требований, являясь звеньями цепи неплатежей. Возникшая в этом случае неплатежеспособность фирмы не вызвана ни одной из предыдущих моделей, а обусловлена неплатежами контрагентов⁸.

Взаимосвязи между моделями

Следует отметить, что модели являются не взаимоисключающими, а взаимодополняющими, они тесно взаимосвязаны. Одновременно предприятие может иметь и преднамеренные (модель 1) и условно вынужденные (модели 2 и 3) причины чистых неплатежей и быть звеном передачи цепи неплатежей. Более того, одни причины могут быть стимулятором возникновения других.

Так, например, негативным следствием существования преднамеренного источника возникновения задолженности (модель 1), является возможное стимулирование распространения неплатежей, что осложняет процесс селекции «плохих» и «хороших» фирм и может привести к сокращению банковского кредитования, стимулированию причин из второй модели. Другим негативным последствием может быть и снижение эффективности производств, как в случае неуплаты со стороны должников, так и вследствие неэффективного управления, что тоже может способствовать углублению кризиса.

На фоне роста неплатежей, вызванных причинами одной из моделей, могут обостряться проблемы, связанные с оппортунистическим поведением, сокращаться кредиты банков, снижаться общая эффек-

⁸ Четвертая модель включает случай, о котором пишут *Calvo, Coricelli (1995)*, утверждая, что причиной неплатежеспособности основной массы предприятий являются неплатежи контрагентов. При этом авторы связывают данную ситуацию с жесткой денежно-кредитной политикой. Такое совмещение факторов, на наш взгляд, сильно упрощает картину, т.к. источником неплатежей могут быть и другие причины (см. модели 1 и 3).

тивность производства. Но важно разделять источники и их признаки между собой.

В табл. 1 перечислены основные причины возникновения неплатежей, их признаки и краткие характеристики.

Таблица 1

**Модели (источники) возникновения чистых неплатежей,
их характеристики, причины возникновения**

<i>Модель (Источник)</i>	<i>Признаки, характеристики</i>	<i>Причины возникновения</i>
<i>Модель 1 Преднамеренное неисполнение обяза- тельств (оппортуни- стическое поведение)</i>	<ol style="list-style-type: none"> 1. Неплатежи – средство достижения скрытых целей экономических агентов. 2. Фирмы способны вести безубыточную деятельность. 3. Возможная демонстрируемая убыточность есть результат: а) неэффективного управления (несовпадение интересов собственников и руководства); б) укрывательства истинного финансового положения в корыстных целях. 4. Неплатежи могут быть как «отсроченными платежами», так и «безнадежными долгами». 	<ol style="list-style-type: none"> 1. Неэффективно работающие экономико-правовые институты (контрактное, трудовое право). Отсутствие жесткой политики государства по отношению к неплательщикам. 2. Недостаточный мониторинг за деятельностью контрагентов, руководства. 3. Неэффективность прав собственности.
<i>Модель 2 Ограничения в до- ступности ссуд</i>	<ol style="list-style-type: none"> 1. Характеризуется дефицитом оборотных средств у производителей, не вызванным неплатежами контрагентов. Предприятие способно погасить задолженность перед всеми кредиторами (за исключением займов на финансирование капитальных вложений) по окончании производственного цикла. 2. Неплатежи есть «отсроченные платежи» в отличие от «безнадежных долгов». 3. Не исключается временно убыточный характер деятельности предприятий, но исключается финансирование убытков за счет кредиторов (субсидирование убыточных производств за счет внешних источников финансирования). 	<ol style="list-style-type: none"> 1. Недоступность традиционных методов покрытия временных кассовых разрывов предприятий. 2. Высокий уровень рационирования кредитов. 3. Жесткая денежно-кредитная политика.

Таблица 1 продолжение

<i>Модель (Источник)</i>	<i>Признаки, характеристики</i>	<i>Причины возникновения</i>
<i>Модель 3 Неэффективное производство</i>	<ol style="list-style-type: none"> 1. Характеризуется убыточной деятельностью производства с переложением финансовых результатов на кредиторов. 2. Неплатежи – «безнадежные долги», в отличие от «отсроченных платежей». 3. Потребность в средствах на срок более одного технологического цикла. Заемщик физически не в состоянии удовлетворить требования всех кредиторов даже после окончания производственного цикла. 	<ol style="list-style-type: none"> 1. Нерыночное производство. Предприятие, неспособное производить конкурентную продукцию, продолжает функционировать. 2. Недостаточное финансирование государственного заказа и государственных расходов. 3. Убытки не приводят к снижению объемов производства в полном объеме, так как «перекладываются» на кредиторов. 4. Изменение условий хозяйствования, повлиявших на производственную эффективность.
<i>Модель 4 Образование цепи неплатежей</i>	<ol style="list-style-type: none"> 1. Субъекты не имеют положительной чистой задолженности, но имеют накопленную. 2. Неплатежеспособность экономического субъекта обусловлена неплатежами контрагентов и не связана ни с одной из трех предыдущих моделей. 	<ol style="list-style-type: none"> 1. Массовое распространение причин первых трех моделей, приводящих к распространению неплатежей в экономике.

Эффекты мультипликативного распространения неплатежей

Дальнейший анализ подводит нас к построению обобщающей модели взаимодействия экономических агентов в условиях неплатежей – модели общего равновесия. В рамках данной модели рассматривается образование сети неплатежей, их переброска между секторами экономики, мультипликация, перераспределение стоимости между секторами и воздействие неплатежей одних секторов на другие. Кумулятивное развитие таких процессов повергает в неплатежи не только любые, даже самые успешные фирмы, но, по-видимому, может оказывать серьезное воздействие на структуру спроса и конечное потребление.

С помощью модели изучается накопленный уровень просроченной задолженности в экономике – производится попытка выявить ряд факторов, его определяющих. Особый интерес представляет процесс взаимодействия различных секторов экономики в условиях неплатежей,

роль неденежных операций – бартера и зачетов, их воздействия на экономику и процессы мультипликации неплатежей. Хотя построенная модель относится к классу моделей общего равновесия, в качестве цели не ставилось классической задачи для данного типа моделей, а именно – определение равновесного выпуска и цен. В связи с этим, с целью упрощения и наглядности полученных выводов, цены и выпуск приняты фиксированными. Это позволяет сконцентрировать внимание исключительно на финансовых потоках – процессах переброски и мультипликации задолженности между секторами, выявлении чистых дебиторов и кредиторов экономики, и оставляет возможность изучения влияния неплатежей на совокупный спрос. Поставленная задача отличает данную модель от известных нам моделей общего равновесия с неплатежами (Гуриев и др., 2000; Денисова, 1999; Kim, Kwon, 1995), целью которых является изучение равновесия закрытой экономики в условиях неплатежей, как результата производственных шоков, как альтернативе банковского кредита, изучается эффективность проведения кредитно-денежной политики.

Другой отличительной особенностью предлагаемой в данной работе модели является предположение об открытости экономики. Это позволяет учесть конкуренцию извне, различие структуры спроса и предложения – того, как потребители в условиях открытой экономики делят свои предпочтения между отечественными и импортными товарами. Причем процесс распределения спроса, хотя и рассматривается в работе как экзогенный, может зависеть от других экзогенных факторов модели: условий торговли, реального обменного курса национальной валюты.

Основные предпосылки и выводы модели далее подвергаются эмпирическим проверкам.

Модель экономики с неплатежами

В экономических моделях часто выделяют два базовых сектора: добывающий и перерабатывающий (см., например, Денисова, 1999). Для российской экономики такое разделение особенно актуально, так как предприятия данных секторов сильно различаются между собой. Причем различие состоит не только в виде производимой продукции, но также и в рынках сбыта (внешний и внутренний) и, что немаловаж-

но, в рентабельности, наличии внешней и внутренней конкуренции (монополизированности).

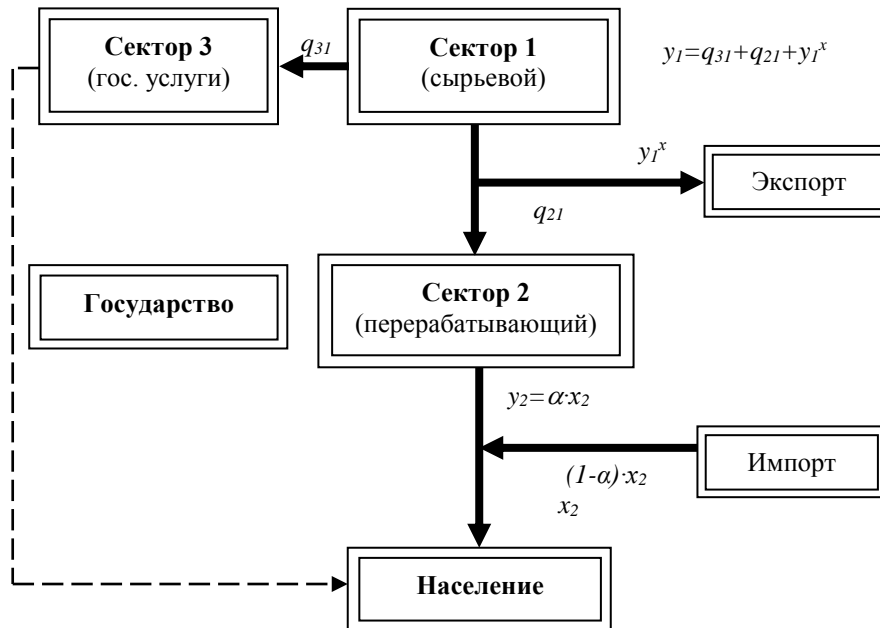
Кроме того, в рассматриваемой модели обособляется сектор государственных услуг, что упрощает рассмотрение отношений реального сектора с бюджетом, государственного сектора с остальными. Его выделение обусловлено и тем, что предприятия данного сектора плохо подходят под характеристики двух других. Данный сектор действительно является специфическим хотя бы тем, что большинство предприятий этого сектора являются некоммерческими (образование, культура, жилищно-коммунальное хозяйство, и т.д.).

Структура модели представлена на *рис. 1*. Рассматривается экономика с тремя производящими секторами, государством и населением. Каждый производственный сектор объединяет группу однотипных предприятий, не имеющих хозяйственных связей между собой. Предполагается, что сырьевой сектор (сектор 1) производит продукцию, которая потребляется как на внутреннем рынке (секторами 2 и 3), так и экспортируется. Продукция второго сектора является потребительской, и спрос на нее предъявляется со стороны населения. Оно, в свою очередь, выбирает между отечественной продукцией и импортом. Предпочтения населения в данном выборе определяются коэффициентом – параметром модели, определяющим склонность к потреблению импорта ($1 - \alpha$) и зависящим, в том числе, от реального курса рубля.

В модели не рассматриваются спрос и предложение денег, не изучается влияние инфляции на неплатежи. Как уже говорилось, выпуск и цены для простоты фиксированы, что устраняет возможность воздействия неплатежей на эти показатели, но оставляет возможность исследовать изменения в структуре и сдвиги платежеспособного спроса. Введенная предпосылка снимает необходимость параметризации системы уравнений, так как результаты не зависят от функциональных решений.

Рисунок 1

Структура модели общего равновесия



Обозначения: y_i – объем выпуска сектора i ; y_1^x – объем экспорта продукции первого сектора; q_{il} – объемы закупок сектором i продукции первого сектора; x_2 – потребительский товар (объем, потребляемый населением); $(1-\alpha)$ – склонность к потреблению импорта.

Неплатежи в модели

Для обеспечения возможности образования неплатежей в модели для производственных секторов вводится предположение о возможности потребления в процессе производства продукции контрагентов и труда с отсрочкой платежа. Но для населения такая возможность не предусматривается. Домохозяйства не могут потреблять продукцию

второго сектора и импорт без одновременной оплаты. В связи с этим неплатежи по заработной плате сокращают текущие реальные доходы населения, вследствие чего они снижают платежеспособный потребительский спрос на продукцию второго сектора и импорт.

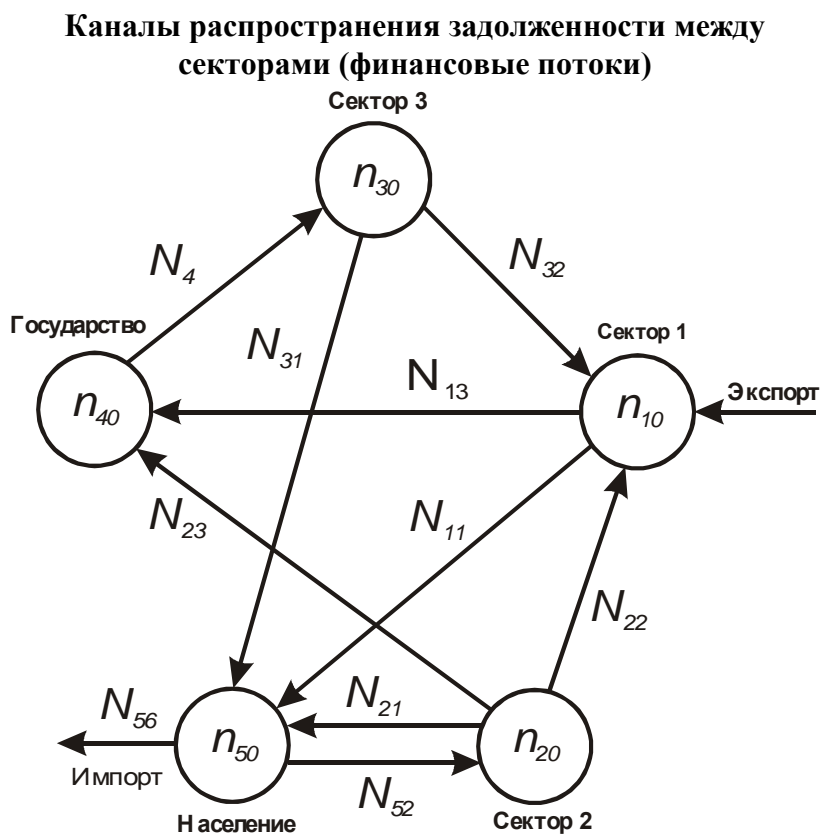
Отметим, что в процессе анализа мы не отличаем просроченную задолженность, т.е. неплатежи, от обычной задолженности. Любая возникшая задолженность рассматривается как неплатеж.

Каждый из рассматриваемых секторов в модели может выступать в роли чистого неплательщика, чистого кредитора, либо может иметь нулевую чистую позицию по долгам. Появление чистых неплатежей в одном из секторов ведет к их дальнейшему распространению в соответствии с предусмотренными в модели финансовыми потоками (см. *рис. 2*). Столкнувшись с неплатежами со стороны контрагентов, каждый сектор по умолчанию перекладывает возникшую перед ним задолженность в неплатежи по своим обязательствам, распределяя ее между поставщиками, населением и государством, в зависимости от существующих хозяйственных связей и предпочтений. В модели данные предпочтения в виде доли неплатежей каждого сектора перед контрагентами-кредиторами, называемые также каналами распространения задолженности, являются экзогенными (параметры γ_{ij} , см. обозначения в таблицах Приложения 1). Информация о том, является сектор чистым дебитором, чистым кредитором или имеет нулевую чистую позицию по долгам, а также суммы чистых неплатежей задаются экзогенно в качестве параметров модели. Еще одним экзогенным параметром является склонность к потреблению импорта на внутреннем потребительском рынке $(1 - \alpha)$.

Процессы мультипликации и, соответственно, конечная накопленная сумма неплатежей в экономике зависят от хозяйственных связей – «каналов» распространения задолженности. Накопленный уровень определяется, в том числе и тем, погашается задолженность в конечном итоге или нет. Если неплатежи погашаются, т.е. являются запаздывающими платежами (модель 2), то процессы образования новой задолженности сопровождаются погашением старой. Это снижает накопленную задолженность в экономике. Если же погашения задолженности не происходит (модель 3 – безнадежные долги), то накопленный уровень задолженности будет выше. Преднамеренные непла-

тежи (модель 1) могут быть как отсроченными платежами, так и безнадежными долгами в зависимости от способности неплательщика длительное время сохранять непогашенные обязательства.

Рисунок 2



Обозначения: n_{i0} – чистая задолженность (чистые неплатежи) i -го сектора, $i = \overline{1,5}$; N_{ij} – общий уровень задолженности i -го сектора по зарплате ($j=1$), поставщикам ($j=2$), платежам в бюджет ($j=3$), импортерам ($j=6$). См. также обозначения в табл. 1 и 3 Приложения 1.

Случай, когда задолженность погашается, следует рассматривать в динамике, так как именно промежуток времени между возникновением и погашением задолженности определяет накопленный уровень задолженности в экономике. Статическая же модель рассматривает процес-

сы распространения задолженности в конечном итоге и предполагает завершенность циркуляции задолженности в экономике, где время не играет значительной роли. Отмечая важность изучения эффектов распространения погашаемых платежей (отсроченных платежей), в этой работе мы ограничились рассмотрением лишь статического случая, где платежи не погашаются в конечном итоге. Такая методика больше подходит для описания эффектов возникновения платежей, обусловленных причинами третьей теоретической модели («скрытые субсидии неэффективным производствам»).

Анализ сводится к рассмотрению двух статических случаев, сравнению двух стационарных состояний. В первом из них предполагается, что экономика находится в некотором равновесном состоянии, в котором финансовые и товарные потоки, объемы производства и потребления уравновешены⁹ и платежей нет ни в одном из секторов. Второе рассматриваемое стационарное состояние отличается от первого тем, что в одном (или нескольких) из секторов возникает чистый платеж, данный сектор на определенную сумму не исполняет собственные финансовые обязательства перед контрагентами. Причины платежа здесь могут быть разными (см. модели 1–3). Важно, что это нарушает равновесие финансовых, а впоследствии и товарных потоков. Задолженность начинает обращаться в экономике, передаваясь от сектора к сектору.

Если процесс распространения платежей сходящийся, то совокупная задолженность в экономике мультиплицируется до тех пор, пока экономика не перейдет в новое стационарное состояние, в котором равновесие финансовых потоков устанавливается наряду с равновесием долгов и изменением конечного спроса. Потребление изменяется у тех секторов, которые не имеют возможности приобретать потребляемый ими товар в кредит. В модели это население, что делает его единственным принудительным кредитором в случае существования платежей по заработной плате.

Поскольку выпуск и цены фиксированы, во втором рассматриваемом статическом случае (с платежами) возможно несоответствие объемов производства и потребления. Другими словами, второе рассматриваемое стационарное состояние уже может быть неравновес-

⁹ Другие условия равновесия не обсуждаются.

ным. Нарушение равновесия товарных потоков в данном случае отражает воздействие системы неплатежей на экономику, в первую очередь – через конечный спрос.

Мультипликация неплатежей секторов

Рассмотрим следующую ситуацию. Предположим, что в экономике, в которой изначально все денежные и товарные потоки уравновешены и неплатежей нет ни в одном из секторов, один из них (например, первый) перестает в полной мере выполнять собственные обязательства (оплачивать труд, продукцию поставщиков и/или выплачивать налоги в полном объеме). Другими словами, сектор генерирует неплатежи, становится чистым дебитором. Проследим за процессами распространения и накопления задолженности в экономике, при условии, что другие сектора сохраняют чистую позицию по долгам (требования равны обязательствам).

Процесс распространения задолженности в экономике представлен на *рис. 2*. Возникший чистый неплатеж, например, первого сектора (n_{10}) складывается из задолженности по налогам перед государством ($\gamma_{13} \cdot n_{10}$) и задолженности по зарплате перед населением ($\gamma_{11} \cdot n_{10}$). Государство, столкнувшись с недоимкой (неплатежами со стороны первого сектора), оказывается не в состоянии в полной мере финансировать запланированные государственные расходы (продукцию третьего сектора), пропуская неплатежи через бюджет (одновременно сокращается исполнение расходов и доходов бюджета), т.е. способствует их дальнейшему распространению в экономике¹⁰. Третий сектор, получая финансирование в неполном объеме, сокращает платежи поставщику (первому сектору) и населению.

Население, столкнувшись с неплатежами по зарплате, вынуждено сократить платежеспособный спрос. Результатом этого является сокращение импорта и нереализованная продукция второго сектора.

Второй сектор, столкнувшись с сокращением спроса населения, не может в полной мере оплатить продукцию поставщиков (сектора 1) и труд, предлагаемый населением.

¹⁰ В соответствии с предпосылкой, принятой ранее, все сектора, столкнувшись с неплатежами со стороны контрагентов, сохраняют нулевую чистую позицию по долгам.

Таким образом, результатом первоначально возникшей чистой задолженности в первом секторе могло стать (при заданных предпосылках) неисполнение государственного бюджета (как по доходам, так и по расходам), проникновение неплатежей в отношения между другими контрагентами, возникновение неплатежей по зарплате и, как следствие, сокращение импорта, сокращение потребления, нереализованная продукция второго сектора.

Поскольку часть неплатежей, совершив виток в экономике, вернулась к первому сектору в виде неплатежей покупателей, чистый платеж первого сектора сокращается на эту величину. Чтобы сохранить первоначально возникший разрыв, первый сектор должен продолжить «переброску», вернувшись к нему неплатежей, далее в экономику.

Построение мультипликаторов неплатежей сводится к двум шагам¹¹. На первом шаге вычисляется мультипликационный эффект первоначально возникшей задолженности в секторе-неплательщике, определяется, насколько вырастет его дебиторская задолженность. На втором шаге вычисляются эффекты распространения вновь образованной («вернувшейся») задолженности сектора-неплательщика. Если возвращение задолженности происходит в меньшем объеме, чем возникло в начальный момент времени (чистая задолженность), то процесс сходящийся, и мультипликатор конечен.

$$N_1^1 = n_{10} + \underbrace{\left[\gamma_{13}\gamma_{32} + \alpha \cdot (\gamma_{11} + \gamma_{13}\gamma_{31}) \cdot \frac{\gamma_{22} + \gamma_{23}\gamma_{32}}{1 - \alpha(\gamma_{21} + \gamma_{23}\gamma_{31})} \right]}_{s_{10}^1} \cdot n_{10} + \dots = \underbrace{1}_{m_{10}^1} \cdot n_{10} = m_{10}^1 \cdot n_{10}$$

где

n_{10} – чистая задолженность (чистые неплатежи) первого сектора, вычисляемая как разница между обязательствами и требованиями (кредиторской и дебиторской задолженности, при прочих равных);

¹¹ Альтернативный вариант расчета мультипликаторов модели может быть построен с применением элементов теории графов, представляя систему в виде межотраслевого баланса. В этом случае мультипликатор неплатежей сектора i может быть выражен

как $m_i = \sum_{j=1}^{\infty} \Gamma^j$, где Γ^j – матрица смежности вершин графа («каналов распространения задолженности», см. рис. 2).

N_1^1 – накопленный уровень задолженности первого сектора, обусловленный чистой задолженностью первого сектора;

m_{10}^1 – мультипликатор агрегированной задолженности первого сектора, обусловленной чистой задолженностью этого сектора.

Таким образом, возникновение чистой задолженности в первом секторе в размере n_{10} создает его суммарные обязательства на сумму N_1^1 (и требования на сумму $N_1^1 - n_{10}$), что в m_{10}^1 раз больше чистой задолженности этого сектора.

Зная накопленную задолженность первого сектора, можно найти накопленные неплатежи остальных секторов (чистая задолженность остальных секторов предполагается нулевой).

Задолженность второго сектора вычисляется аналогично первому шагу предыдущего случая. Необходимость второго шага здесь отпадает, так как в качестве базы мультипликатора используется уже не чистая, а накопленная задолженность первого сектора:

$$N_2^1 = \frac{\alpha \cdot (\gamma_{11} + \gamma_{13}\gamma_{31})}{1 - \alpha \cdot (\gamma_{21} + \gamma_{23}\gamma_{31})} \cdot N_1^1 = m_2^1 \cdot N_1^1$$

где

N_2^1 – общий уровень задолженности второго сектора, обусловленной чистой задолженностью первого сектора;

Задолженность третьего сектора и государства в данном случае идентичны и равны сумме задолженности по налогам (недоимке) первого и второго секторов:

$$N_3^1 = N_4^1 = N_{03}^1$$

$$N_{03}^1 = N_{13}^1 + N_{23}^1$$

$$N_{13}^1 = \gamma_{13} \cdot N_1^1$$

$$N_{23}^1 = \gamma_{23} \cdot N_2^1$$

где

N_3^1, N_4^1 – общий уровень задолженности третьего сектора и государства соответственно, обусловленный чистой задолженностью первого сектора;

$N_{03}^1, N_{13}^1, N_{23}^1$ – общий уровень задолженности экономики, первого и второго секторов соответственно, обусловленный чистыми неплатежами первого сектора.

Общий уровень неплатежей в экономике (показатель аналогичный показателю Госкомстата России по кредиторской задолженности предприятий и организаций¹²) складывается из накопленных неплатежей трех секторов:

$$\begin{aligned} N_C^1 &= N_1^1 + N_2^1 + N_3^1 = m_{10}^1 \cdot n_{10} + m_2^1 \cdot N_1^1 + (\gamma_{13} \cdot N_1^1 + \gamma_{23} \cdot N_2^1) = \\ &= (1 + m_2^1 \cdot (1 + \gamma_{23}) + \gamma_{13}) \cdot m_{10}^1 \cdot n_{10} \end{aligned}$$

где

N_C^1 – кредиторская задолженность в экономике, вызванная неплатежами 1-го сектора (неплатежи государства и населения не входят в этот показатель).

Аналогичным образом рассчитываются мультипликаторы неплатежей для всех секторов, включая государство и население. В последнем случае под неплатежами понимается сокращение спроса домохозяйств на продукцию второго сектора и импорт. При этом предполагается, что у второго сектора возникает нереализованная продукция.

Суммарные неплатежи в экономике

Таким образом, появление чистой задолженности в одном из пяти рассмотренных секторов влечет за собой распространение неплатежей по всей экономике с нарастанием накопленного уровня задолженности, являющегося своего рода «средством доставки» чистого кредита дебитору. Отрицательная чистая задолженность одного из секторов будет иметь обратный эффект – сокращение накопленного уровня задолженности.

Суммарная накопленная задолженность в экономике может быть вычислена аддитивно из неплатежей, обусловленных чистой задолженностью разных секторов:

¹² Банковского сектора в модели нет, поэтому задолженность перед банковской системой равна нулю, и общий уровень задолженности (неплатежей) в экономике равен кредиторской задолженности.

$$N_C = \sum_j N_C^j,$$

где

N_C – суммарная накопленная кредиторская задолженность в экономике;

N_C^j – кредиторская задолженность в экономике, обусловленная чистыми неплатежами j -го сектора;

$j = \overline{1,5}$ (1 – первый сектор, 2 – второй сектор, 3 – третий сектор, 4 – государство, 5 – население).

Таким образом, суммарную накопленную кредиторскую задолженность в экономике можно представить как функцию от набора параметров модели, среди которых чистые неплатежи секторов (n_{i0}), доли задолженности (γ_{ij}), склонность к импорту (α):

$$N_C = N_C(n_{10}, \dots, n_{50}; \gamma_{11}, \dots, \gamma_{32}; \alpha)$$

Числовой пример

Исследуем мультипликаторы на конкретном примере. Как было показано, процессы мультипликации неплатежей во многом определяются предпочтениями секторов по выбору каналов распространения задолженности (γ_{ij}) и склонности к импорту ($1 - \alpha$) на рынке потребительского товара. Задавая эти параметры, исследуем, как будут меняться мультипликаторы неплатежей и общий уровень накопленной задолженности.

Предположим, что пропорции распределения идентичны для всех секторов. Тогда определяя $\gamma_{21} = 0,1$ и $\gamma_{22} = 0,6$ (доля неплатежей по зарплате и поставщикам соответственно в общей задолженности второго сектора¹³), исходя из данной предпосылки, получим остальные

¹³ Доли неплатежей по зарплате, поставщикам и в бюджет в общей задолженности секторов были выбраны в соответствии с реальными долями этих видов задолженности в суммарной кредиторской задолженности в Российской Федерации в 1997–1998 гг., когда ее уровень был максимальным. Склонность к импорту на отечественном потребительском рынке задана в размере 50%. Далее будет рассмотрена зависимость мультипликаторов от этой величины.

коэффициенты γ_{ij} (см. Приложение 1). Зададим также $\alpha = 0,5$ – равное разделение спроса между отечественным и импортируемым товаром¹⁴.

В соответствии с моделью, при данном наборе параметров, если чистым дебитором является сектор 1, а остальные производственные сектора и государство имеют нулевую чистую задолженность, то общая сумма неплатежей (кредиторской задолженности) в экономике будет в 10,4 раза больше по сравнению с чистым кредитом первому сектору, т.е. величина мультипликатора составит 10,4. Чистым кредитором при таких ограничениях является население, которое недополучает заработную плату и сокращает спрос на потребительскую продукцию (продукция сектора 2 и импорт).

В Приложении 1 (*табл. 1*) представлены численные примеры при оговоренных параметрах модели для разных секторов-неплательщиков (чистых дебиторов). Условия примеров таковы, что изначально экономика находилась в некоем равновесном состоянии (не обсуждается в данной работе), в котором все финансовые потоки были уравновешены, и неплатежей не возникало ни в одном из секторов. В следующем рассматриваемом стационарном состоянии в одном из секторов возникает чистая задолженность, т.е. данный сектор не исполняет собственные обязательства перед своими контрагентами на экзогенно заданную сумму. Причины первоначального неплатежа могут быть различными и не рассматриваются в модели, важно только, что данная задолженность не погашается в конечном итоге. Контрагенты сектора – генератора просроченной задолженности, столкнувшись с неплатежами, перестают исполнять собственные обязательства на эту сумму, «перебрасывая» неплатежи поставщикам, государству (по налогам) и населению (по зарплате). Таким образом, неплатежи, распространяясь в экономике, делают одновременно и должниками и кредиторами все сектора, включая государство и население.

В соответствии с результатами имитации, если чистым дебитором в экономике является сектор 1 (Приложение 1, *табл. 1*, пример 1.1) и сумма чистого долга составляет 10 руб. (n_{10}), то суммарный (накопленный) долг этого сектора (N_1) составит 52 руб., что более чем в 5 раз

¹⁴ Отметим, что под $(1 - \alpha)$ в данном случае понимается предельная склонность к импорту, в отличие от средней.

превышает сумму чистого кредита данному сектору. Сектор 2 будет иметь 10 руб. неисполненных обязательств, сектор 3 и государство – по 42 руб. Население недополучит зарплату и сократит спрос на сумму 20 руб.

Поскольку по условию задачи население не может получать потребительскую продукцию в кредит, то оно вынуждено сократить свой спрос (при прочих равных условиях). В результате импорт сократится на 10 руб., на такую же сумму сократится спрос на продукцию второго сектора (по условию примера $\alpha=0,5$, т.е. потребительские предпочтения на внутреннем рынке в равной степени делятся между импортом и отечественной продукцией).

Таким образом, если ни один из производственных секторов, ни государство не являются чистыми кредиторами, то единственной возможностью, когда процессы мультипликации сходятся (убывают с каждым последующим витком в экономике) является сокращение спроса ни импорт. В такой ситуации кредитором автоматически становится население, сокращая потребление вследствие неплатежей по зарплате. Причем совершенно неважно, какой из секторов является генератором неплатежей. В примерах 1.1–1.5 Приложения 1 каждый из секторов поочередно является чистым неплательщиком в размере 10 руб. (см. Приложение 2). При этом сумма неплатежей по оплате труда является одинаковой для всех случаев (20 руб.).

Пример 1.6 рассматривает ситуацию, когда в экономике существует несколько секторов чистых дебиторов (производственные сектора 2 и 3, государство) и один сектор чистый кредитор (сектор 1). Общий уровень задолженности в экономике и мультипликаторы существенно меньше предыдущего случая, так как процессы образования задолженности частично «гасятся» в одном из секторов.

Открытость экономики

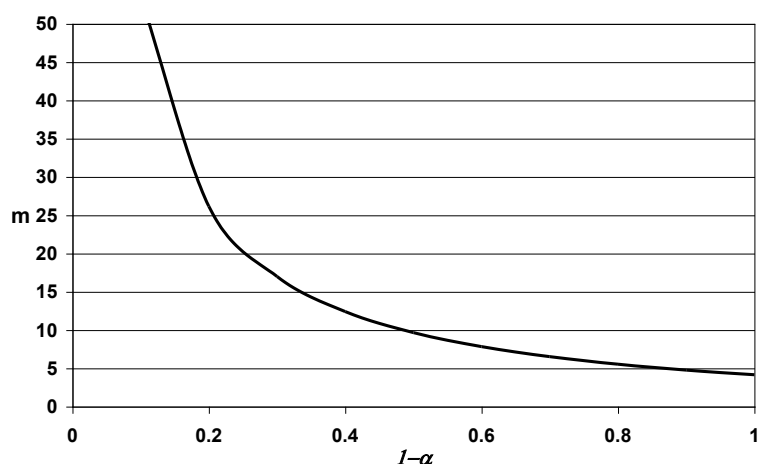
Как уже отмечалось, второй сектор при сокращении спроса на его продукцию не может исполнить собственные обязательства перед контрагентами-кредиторами в полном объеме, так как продукция произведена, но не продана (выпуск и цены фиксированы по условию задачи). Сокращение же спроса на импорт не ведет к дальнейшему распространению задолженности, поскольку она «передается» за пределы экономики. Поэтому в данном примере (при отсутствии других креди-

торов в экономике) объем чистого неплатежа равен объему сокращения спроса на импорт. Если объем импорта на внутреннем рынке нулевой, то процессы перераспределения задолженности в экономике в данном примере будут бесконечными, так как сумма будет неуклонно уменьшаться. И наоборот, если потребительскую продукцию на 100% составляет импорт, то сходимость процессов мультипликации задолженности будет выше, а общая сумма неплатежей в экономике будет минимальной (при прочих равных условиях).

На *рис. 3* приводится значение мультипликатора кредиторской задолженности в экономике в зависимости от предельной склонности к импорту, рассчитанного для условий примера 1.1 (Приложение 1, *табл. 1*).

Рисунок 3

Зависимость мультипликатора накопленной кредиторской задолженности в экономике (m_c) от склонности к импорту ($1-\alpha$)



Распространяя этот вывод на рынки других продуктов, можно предположить, что если каждый сектор может потреблять импортную продукцию, то шок, связанный с возникновением неплатежей в одном из секторов, еще в большей степени будет переложено на иностранных контрагентов и меньше повлияет на отечественную экономику. Разумеется, потребление при этом все равно сократится, но эффекты муль-

типфикации неплатежей будут иметь меньшее воздействие на экономику, так как их сходимость будет выше.

Другими словами, чем выше в экономике склонность к импорту, тем меньше она подвержена к накоплению столь высоких уровней задолженности, меньший эффект будут оказывать внутренние шоки на экономику, но с другой стороны, больший эффект будут иметь внешние шоки.

Изменение потребительских предпочтений и динамика реального обменного курса

В соответствии с предпосылками модели склонность к импорту на внутреннем рынке определяется реальным курсом рубля. Как было показано ранее, чем выше склонность к потреблению импорта на внутреннем потребительском рынке, тем меньше экономика подвержена накоплению неплатежей. Однако из этого не следует, что рост реального курса, увеличивающий склонность к импорту на внутреннем рынке, будет способствовать сокращению неплатежей. При изменении реального курса меняется не только склонность к импорту и сходимость процессов мультипликации, но и само изменение структуры потребительского спроса оказывает влияние на рыночное равновесие и процессы образования новой задолженности. Производство при этом не меняется (в соответствии с предпосылками модели), но изменения структуры спроса напрямую сказываются на платежеспособности второго сектора. Так, рост реального обменного курса повысит склонность к импорту на внутреннем потребительском рынке ($1 - \alpha$), снизит спрос на отечественные товары в пользу импортных, что создаст определенные финансовые трудности у второго сектора, и может стать причиной образования новых неплатежей. Такая ситуация близка примеру 1.5 (табл. 1 Приложения 1), где произошло экзогенное сокращение спроса населения на всю продукцию, включая импорт.

Вышеприведенные рассуждения показывают, что изменения в потребительских предпочтениях (в данном случае склонности к импорту), в том числе вызванных изменением реального обменного курса, могут способствовать генерации новой задолженности через воздействие на финансовую эффективность секторов.

Изменения в спросе на деньги

Хотя в модели не учитываются денежная масса и процентная ставка, возникновение неплатежей означает, что денежные транзакции не были проведены. Следовательно, произошло сокращение транзакционного спроса на реальные кассовые остатки в размере, равном объему несовершенных транзакций (отнесенных к скорости обращения денежной массы). Несовершенные транзакции – это невыплаченные налоги, неоплаченная продукция поставщиков и потребительской продукции, невыплаченная заработная плата, неисполненные бюджетные обязательства государства.

В Приложении 1 (табл. 2) приводятся рассчитанные объемы сокращения транзакционного спроса на деньги для каждого из рассмотренных ранее примеров в предположении о равенстве скорости обращения денег единице. Как видно из примеров, объемы сокращения спроса на деньги выше, чем уровень кредиторской задолженности в экономике, так как последняя не учитывает задолженность государства и сокращение спроса населения.

Полученный вывод весьма важен, так как долгое время в качестве одной из основных мер по сокращению неплатежей в экономике предлагалось увеличение денежной массы за счет эмиссии. Данный пример демонстрирует, что генерация неплатежей в одном из секторов и их последующая мультипликация в экономике способствуют высвобождению реальных кассовых остатков, существенно превышающему размер начального неплатежа¹⁵. Разумеется, здесь следует оговориться, что данный результат следует из предпосылок модели о том, что сектора, столкнувшись с неплатежами, «переадресуют» их своим контрагентам, а не увеличивают спрос на кредитные ресурсы. Если кредитные ресурсы доступны, то сокращения спроса на деньги может не произойти (либо сокращение произойдет в меньших объемах). Но тогда задолженность «оседала» бы в ближайших секторах-контрагентах. И поскольку мы рассматриваем случай, когда неплатежи являются следствием неэффективности (модель 3) и не будут погашены вообще, у сектора-кредитора возникнут проблемы с возвратом банковских ссуд.

¹⁵ Невостребованная денежная масса, как следствие распространения неплатежей, может привести к инфляционным эффектам, однако этот вопрос требует дополнительного исследования.

Ясно, что в такой ситуации доступностью кредитных ресурсов проблема не решается, поскольку кредиты не будут возвращены. Единственный способ предотвратить распространение неплатежей в экономике – это предоставить прямые субсидии сектору-неплательщику. Тогда распространения неплатежей в экономике, выполняющих роль доставки скрытой субсидии, не произойдет.

В случае, когда неплатежи являются «запаздывающими платежами» (модель 2), могут быть другие результаты, однако данный вопрос требует дополнительного исследования.

Роль зачетов и бартера в экономике с неплатежами

В рамках модели удобно показать появление и воздействие зачетных операций на процессы мультипликации задолженности. К проведению зачетных операций фискальные власти периодически прибегали с целью сокращения бюджетного разрыва – одновременному увеличению собираемости налогов и финансирования бюджетных расходов. При данной операции погашаются взаимные требования, сокращается (в краткосрочном периоде) накопленная задолженность в экономике.

Рассмотрим пример, когда плановый государственный бюджет является нереалистичным, так что фактически государство оказывается неспособным его исполнить. Такая ситуация наблюдалась в Российской Федерации вплоть до 1998 г. Как правило, завышение плановых расходов происходило по политическим причинам (требуемое сокращение ряда бюджетных расходов, в том числе социального характера, не было осуществлено в силу непопулярности данных мер). Но такая ситуация могла возникнуть, например, и вследствие непредвиденного (незапланированного бюджетом) повышения издержек, связанных с предоставлением государственных услуг (в том числе рост тарифов энергетических монополий).

Предположим, государство имеет разрыв между плановым и фактическим исполнением бюджета, следствием которого является неисполнение обязательств перед сектором госуслуг (сектор 3). При этом количество услуг данного сектора предоставляется в полном объеме, в соответствии с заявленным планом. Третий сектор, в свою очередь, не исполняет собственные финансовые обязательства перед первым сектором и/или работниками (по заработной плате). Таким образом, за-

долженность распространяется в экономике, достигая некоторого уровня (предположим, что процесс сходится).

Итогом такого распространения задолженности могут являться и неплатежи в бюджет. В соответствии с рассмотренным примером (см. пример 1.4, табл. 1 Приложения 1), 10 руб. первоначальной (чистой) задолженности (которая по условию задачи не будет выплачена) обернутся 39 руб. недоимки в бюджет, и суммарное неисполнение бюджетных обязательств в итоге составит 49 руб., что в пять раз выше первоначальной суммы. Другими словами, завышенные на 10 руб. плановые бюджетные обязательства приводят к фактическому неисполнению бюджета почти на 50 рублей. Сумма неплатежей в экономике при этом составит десятикратный размер первоначального неисполнения бюджета. Неплатежи по зарплате в рамках модели будут в два раза выше этой суммы, что сократит потребительские расходы. Таков итог нереалистичного (завышенного) планирования бюджета.

Заметим, что между государством, третьим и первым секторами возникает перекрестная задолженность. Если бюджетный разрыв составляет 10 руб. (n_{40} в примере 1.4, табл. 3, Приложение 1) и других чистых дебиторов в экономике нет, то суммарная задолженность в экономике (при данном наборе параметров модели) составит 107 руб. (см. там же). Задолженность государства перед сектором 3 составит 49 руб. Задолженность сектора госуслуг перед сектором 1 – 42 руб. (и 7 руб. – по зарплате). Задолженность сырьевого сектора по налогам составляет 36 руб. Теоретически, зачитывая эту сумму (или ее часть), государство может погасить собственную задолженность перед 3-м сектором на эту величину, одновременно проводя списание задолженности 3-го сектора перед первым, также на величину 36 рублей.

На практике зачет взаимной задолженности, по-видимому, реально произвести еще в меньших объемах, так как предприятия 3-го сектора (госуслуг) не идентичны и их отношения с другими секторами (в данном случае первым сектором и государством) различаются. Поэтому в данном примере 36 руб. – это максимальная сумма, на которую может быть осуществлена зачетная операция в данной хозяйственной цепочке (государство – сектор 3 – сектор 1 – государство).

Рассмотрим, как повлияла данная операция на экономику в целом. Объемы выпуска и потребления в приведенной модели фиксированы,

за исключением потребления продукции второго сектора и импорта, которые вместе составляют продукцию потребительского рынка (x_2). Поэтому изменение спроса на продукцию второго сектора здесь является самым заметным проявлением воздействия неплатежей на экономику. В соответствии с примером, неисполнение планового бюджета на 10 руб. приводит к сокращению спроса на потребительском рынке на 20 руб. Проведение зачетных операций сокращает объем накопленной задолженности в экономике, но сокращение спроса населения происходит в прежних объемах (20 руб.). Конечные кредиторы (население) и дебиторы (государство) в экономике остались прежними, как и суммы чистого кредита.

Таким образом, проводя зачетные операции, государство воздействует на величину мультипликатора, изменяя каналы распространения задолженности в экономике, ускоряя ее сходимость. Если изначально первый сектор, столкнувшись с неплатежами со стороны контрагентов, «переадресовал» эту задолженность населению и государству в пропорции 25 и 75% соответственно, то проведение зачетной операции изменило это соотношение на 100% по зарплате против 0% в бюджет.

Аналогичная ситуация в третьем секторе. Там доля неплатежей по зарплате выросла с 14,3 до 53,8%, за счет сокращения доли неплатежей поставщикам с 85,7 до 46,2%.

Следует отметить, что если первоначальные пропорции и источники неплатежей останутся прежними, то вновь возникшая задолженность будет распространяться по уже известному сценарию, и потребуются новая зачетная операция, чтобы снизить общий уровень задолженности в экономике, повысить исполнение бюджета.

Другой аспект, связанный с зачетными операциями, состоит в том, что использование зачетов стимулирует рост преднамеренных неплатежей (описываемых теоретической моделью 1, см. выше). В условиях всеобщего роста неплатежей происходит их «легализация», ослабляется институт инфорсменты контрактов, что снижает издержки¹⁶, связанные с неплатежами, неисполнение обязательств становится рациональной стратегией поведения. Поэтому использование зачетов, хотя и ускоряет сходимость процессов распространения неплатежей в эконо-

¹⁶ На издержки, связанные с неплатежами, также, по-видимому, оказывают влияние процентные ставки и инфляция, которые не рассматриваются в данной работе.

мике, может стимулировать образование новых неплатежей преднамеренного характера (см., например, *Ivanova et al., 1999*).

Как видно из примера, неплатежи в бюджет имеет и второй сектор (3 руб.). Но провести зачетную операцию с этим сектором в рамках рассматриваемой модели еще более сложно, так как нет замкнутого денежного потока между контрагентами. Единственным потребителем продукции второго сектора является население. Однако зачетная операция может быть проведена с использованием бартера. Для этого бюджету нужно будет принять в качестве налоговых сборов продукцию второго сектора и использовать эту продукцию для расчетов с третьим сектором. Отметим, что физического передвижения продукции от второго сектора к государству может и не быть.

Третий сектор, в свою очередь, может либо попытаться реализовать данную продукцию на внутреннем рынке, либо расплатиться с ее помощью с собственными работниками или первым сектором. Ясно, что продажа продукции второго сектора на внутреннем рынке будет затруднительна, так как равновесие на рынке уже установлено (по условию задачи) и, по-видимому, чтобы ее реализовать, необходимо будет снизить цену ниже рыночной. Поскольку цены и выпуск в модели фиксированы, можно только предположить, что дополнительное предложение бартерного товара воздействует и на равновесие на рынке, что может привести к общему снижению цен¹⁷, со всеми вытекающими отсюда последствиями, т.е. снижению рентабельности предприятий второго сектора, повышению риска неплатежа со стороны предприятий этого сектора, снижению спроса на импорт.

В случае, если полученная по бартеру продукция не продается, а продолжает выступать в роли средства платежа, она может, в итоге, достигнуть конечного потребителя, каким в данном примере является население. В результате общее потребление населения возрастет. Однако вопреки потребительским предпочтениям доля импорта в потреблении домохозяйств сократится в пользу отечественных товаров.

¹⁷ Случаи, когда отечественная продукция продается на внутреннем рынке по цене ниже отпускной цены производителей, были особенно распространены в российской экономике в период до финансового кризиса (до августа 1998 г.), когда неплатежи и бартер достигали максимальных объемов.

Таким образом, с одной стороны, рост потребления домохозяйств повышает их благосостояние по сравнению со случаем, когда бартерных операций не производится. Но с другой стороны, поскольку структура потребления изменяется вопреки потребительским предпочтениям, рост благосостояния от дополнительного потребления будет меньше по сравнению со случаем, когда неплатежи в экономике отсутствуют и население получает зарплату в денежной форме.

Следует отметить, что в бартерном обмене играет роль ликвидность товара, используемого в обмене. Обмен затруднен, также как и его реализация, если товар не биржевой и не широкого потребления. Это увеличивает трансакционные издержки и сказывается на благосостоянии и эффективности. С бартером также связывают ухудшение институциональных условий хозяйствования – снижение прозрачности сделок и, как следствие, распространение воровства и коррупции.

Подводя итог, можно сказать, что зачетные операции без бартера снижают лишь общую задолженность в экономике и не имеют какого-либо эффекта на фундаментальные показатели (в частности, спрос и благосостояние). Использование бартера оказывает двойное воздействие на экономику. С одной стороны, он может воздействовать на уровень цен (не рассматривается в рамках модели), с другой – на структуру потребления на внутреннем рынке. В этой связи можно сказать, что бартер является в определенной мере средством принудительного потребления отечественной продукции, на которую не предъявляется достаточного спроса. При этом один из негативных аспектов неденежного исполнения бюджета и неденежного обмена состоит в том, что предприятия, население и бюджет лишены выбора в процессе данного вида операций, что сказывается на общеэкономической эффективности.

Эмпирический анализ: проверка гипотез, построение эконометрических моделей

В данном разделе предлагается методика классификации долгов в соответствии с предложенной системой теоретических моделей на основе статистического анализа; строятся и оцениваются эконометрические модели, объясняющие образование просроченной задолженности,

производится оценочная классификация неплатежей в Российской Федерации.

Диагностика долгов: анализ факторов

В соответствии с предложенной системой теоретических моделей причины возникновения неплатежей могут быть различными. В данном разделе решается задача о возможности идентификации причин возникновения задолженности на основе выявления статистически значимых факторов в процессе порождения просроченной задолженности в российской экономике. Наличие либо отсутствие предполагаемых зависимостей позволит создать представление о процессе, диагностировать микроэкономическую основу кризиса.

Далее рассматривается ряд факторов, предположительно имеющих связь с неплатежами, производится их сопоставление с системой микроэкономических моделей, анализируется возможность классификация долгов.

Наиболее важным, на наш взгляд, является разделение неплатежей второй и третьей микроэкономических моделей («ограничение в доступности ссуд» против «субсидий неэффективным предприятиям»). Асимметрия информации присутствует всегда, а проблемы, связанные с ней (модель 1), могут быть характерны для каждого из направлений развития неплатежей. Важным представляется определение, пройдена ли «граница», разделяющая проблемы с краткосрочным финансированием оборотных средств и финансированием убытков. Именно на основе этого имеет смысл выработать рекомендации по выходу из сложившейся ситуации, искать рычаги управления задолженностью на уровне экономики в целом.

Объемы кредитования

Наряду с широким распространением идеи о роли кредитного сжатия в проблеме образовании неплатежей ощущается определенный вакуум в области эмпирической проверки данной гипотезы. Можно утверждать, что прямого эмпирического подтверждения такой зависимости нет (во всяком случае, на российских данных). В большинстве своем данная гипотеза противопоставлялась альтернативе убыточной природы неплатежей (см. выше).

Самым простым, на первый взгляд, способом проверки гипотезы о дефиците кредитования как источнике неплатежей может быть выяв-

ление зависимости между объемами предоставленных кредитов и неплатежами. Однако тестирование такой связи может быть осложнено рядом причин, самая весомая из которых состоит в недостаточном интервале наблюдений. Очевидно, что сопоставление статистических данных по объемам кредитования в дореформенный и переходный периоды невозможно. Основные же изменения в доступности денежных ресурсов для предприятий произошли в самом начале реформ. Дальнейшие изменения в кредитовании, по-видимому, были несопоставимо малы по сравнению с первоначальным снижением банковского участия в процессе производства. Результатом этого может быть либо незначительная статистическая связь, либо полное ее отсутствие между динамикой неплатежей и объемом предоставленных кредитов на данных переходного периода, которые не содержат информации о первоначальном его снижении. Поэтому отсутствие статистически значимой зависимости еще не означает, что данный фактор не играет существенной роли в образовании неплатежей. Возможно, имеющаяся статистическая база не позволяет выявить его влияние.

Другой проблемой на пути статистического оценивания данной зависимости является низкая способность банков аккумулировать и перераспределять ресурсы, а также наличие «плохих долгов» у банков. С переходом на рыночную основу банковская система в России пережила сложные времена. Как и другие участники экономической системы, банки имели «плохие долги» (неплатежи), однако по статистике их уровень значительно ниже, чем у предприятий. Одна из причин этого состоит в том, что банки более тщательно выбирают объекты кредитования. Вторая – формальное переформливание безнадежных долгов по кредитам в новые кредиты с целью сокрытия истинного финансового положения.

Для банков показатель текущей ликвидности является более критичным, чем для предприятий. Малейший признак неустойчивости может отпугнуть клиентов и привести к быстрому разорению банка. Поэтому показатели предоставленных кредитов реальному сектору фактически могут оказаться завышенными вследствие того, что «плохие долги» тщательно скрываются путем постоянного переформливания, продления сроков кредитования.

Добавим к этому, что имеющаяся статистика по кредитам, предоставленным экономике, источником которой является ЦБ РФ, объеди-

няет в себе и кредиты банковской системе, влияние которых на неплатежи предприятий если и существует, то косвенным образом. Это также осложняет процедуру статистической проверки, так как зашумляет исходные данные.

Как альтернатива оценки прямой зависимости между неплатежами и предоставленными кредитами, проверка данной гипотезы может быть проведена и на основе показателей, косвенно отражающих потребность либо доступность кредитов.

Как уже отмечалось при построении системы микромоделей, вероятно, наибольшей потребностью в кредитных ресурсах обладают предприятия с наиболее длинными производственными циклами, что ставит их текущую платежеспособность в большую зависимость от ситуации на финансовых рынках. Наличие статистически значимой зависимости между неплатежами и длиной производственного цикла может указать на существование неплатежей второй модели, если при этом предприятие не является убыточным. Однако информация о длине производственного цикла может быть не всегда известна. Более приемлемыми в данном случае являются макроэкономические показатели, косвенно характеризующие доступность ссуд.

Показатели жесткости денежно-кредитной политики

В качестве характеристики доступности кредитов могут выступать показатели жесткости денежно-кредитной политики, такие, как процент (номинальный и реальный) и денежная масса.

Взаимосвязь неплатежей, процента и денег уже подвергалась исследованию в наших предыдущих работах (*Лисициан, 1997; Луговой, 1998; Энтов и др., 1998; Entov et al., 2001*), где в качестве показателя рыночного процента использовалась трехмесячная ставка по государственным краткосрочным облигациям (ГКО). В период 1994–1997 гг. рынок внутреннего государственного долга динамично развивался и благодаря активным действиям Минфина и Центрального банка приобрел доминирующее положение на российском финансовом рынке. В связи с этим, хотя процент ГКО не идентичен проценту по предоставленным предприятиям кредитам, он лучше всех других отражает уро-

вень ликвидности¹⁸ в экономике, а значит, косвенно и доступность кредитов.

На протяжении 1994–1998 гг. реальные ставки на рынке государственных долговых обязательств находились на очень высоком уровне, вероятно, превосходившем среднюю рентабельность в реальном секторе экономики. В такой ситуации кредитование реального сектора, сопряженного с высокими рисками невозврата, уступает размещению средств на рынке государственного долга.

В то же время сами предприятия могли предпочесть размещение собственных или заемных средств на рынке ГКО–ОФЗ с целью получения дополнительных доходов, что приводило к «оттоку» денежных средств из реального сектора и к отказу от платежей по обязательствам этого сектора.

Таким образом, возможны два канала воздействия роста процентных ставок на неплатежи. Первый – вследствие снижения доступности банковских кредитов (модель 2) и осложнения прохождения расчетов (рост процента снижает доступность и межбанковских сверхкраткосрочных займов, негативным образом отражаясь на платежно-расчетной функции банковского сектора). Второй канал состоит в стимулировании преднамеренного неисполнения обязательств (модель 1). Рост процента увеличивает потенциальные выгоды от задержки платежа. Более того, в подобной ситуации даже банки, осуществляющие основные платежно-расчетные операции клиентов, могут, как показывает опыт (*Матовников, 2000*), задерживать платежи, используя тем самым наиболее ликвидные ресурсы для вложений на рынках самых краткосрочных ссуд.

Динамика номинального и реального процентов отражает и изменение инфляционных ожиданий. Предприниматели могут принять решение о задержке погашения своих обязательств с тем, чтобы расплатиться затем обесцененными деньгами. Высокий же процент, особенно в условиях институционализации неплатежей, является недвусмысленным стимулом, сулящим вполне определенные выгоды неплательщику.

Другим показателем кредитно-денежной политики является объем денег в экономике. Поэтому проблемы с ликвидностью, дефицитом

¹⁸ Особенно если пренебречь динамикой рискованной составляющей данных обязательств, принятых в развитых экономиках за нулевую.

банковского кредитования часто связывают с «недостатком денежной массы», «низкой монетизацией ВВП» (см., например, *Лисициан, 1997; Шмелев, 1997; Gavrilentov, 1996*). Сторонники данной гипотезы утверждают, что в недостатке оборотных средств виноваты высокая инфляция, обесценивающая средства на счетах предприятий, и резкое сокращение кредитования экономики. Соответственно, предприятия, испытывающие так называемую «нехватку оборотных средств», не смогли расплатиться со своими кредиторами.

Опережающий инфляцию рост денежной массы действительно может характеризовать рост ликвидности в краткосрочном плане. Однако если рост денежного предложения не поддержан ростом спроса на деньги, то вполне очевидно, что данные изменения стимулируют в дальнейшем рост цен. Увеличение темпов роста номинальной денежной массы чаще всего активизирует инфляционные процессы, что в итоге способствует повышению процентных ставок и снижает спрос на реальные денежные остатки.

В России с начала рыночных реформ денежное предложение и денежный спрос изменялись в довольно широких границах вслед за приоритетами денежно-кредитной и бюджетной политики. Неплатежи же, вплоть до кризиса 1998 г., устойчиво росли. Причем уровень задолженности рос значительными темпами, когда объем реальных денег в экономике был максимальным (1997–1998 гг.); и снижался, когда уровень реальной денежной массы был довольно низок (1999 г.). Поэтому говорить о существенной взаимосвязи между неплатежами и денежной массой, по крайней мере, без учета других, не менее важных, факторов нельзя.

Что касается темпов роста денежной массы, то ее воздействие на неплатежи прослеживается лишь косвенным образом через процентную ставку. В уравнение неплатежей вводилась переменная динамики реальной денежной массы, которая оказалась статистически незначимой. В то же время влияние изменения денежной массы на процент по результатам оценки статистически существенно и характеризуется двумя периодами. Текущее увеличение темпов роста денежной массы снижает процент (эффект ликвидности), что может способствовать снижению приростов неплатежей. В среднесрочном плане (3–6 месяцев) рост денежной массы способствует росту процента, что стимулирует рост неплатежей (см. *Луговой, 1998; Энтов и др., 1998*). Причем,

по результатам оценки, эффект среднесрочного воздействия денежной массы на процент оказывается большим, чем эффект краткосрочного снижения. Говорить в таком случае о возможности решения проблемы неплатежей путем денежного расширения не приходится.

Показатели рентабельности

Если неплатежи используются в качестве средства финансирования убытков, то на это может указать соответствующая статистическая связь между показателями финансовых результатов хозяйственной деятельности и чистыми неплатежами субъекта. Наличие некоторого количества убыточных предприятий – вполне естественный атрибут рыночной экономики, но если существует переложение отрицательных результатов хозяйственной деятельности на кредиторов, то неплатежи фактически можно рассматривать как субсидию убыточным производствам.

Важно сказать, что модель 3 объясняет поведение предприятий, имеющих отрицательный финансовый результат. Если предприятие прибыльное, то его поведение выходит за рамки данной модели и может описываться первыми двумя моделями. Кроме того, если предприятие является чистым кредитором, то его поведение выходит за рамки представленных трех микроэкономических моделей, так как оно не генерирует неплатежи, а кредитует своих контрагентов. Поэтому связь между положительными результатами хозяйственной деятельности и неплатежами может и не наблюдаться, во всяком случае, она выходит за рамки гипотезы модели 3.

Следует отметить, что существующая официальная статистика о финансовых результатах может быть не вполне надежной по ряду причин. Кроме того, что бухгалтерские результаты хозяйственной деятельности не равны экономическим (как уже отмечалось, особенно широкий разрыв между этими показателями возникает в периоды высокой инфляции вследствие возникновения инфляционной прибыли), предприятия могут скрывать истинные результаты своей хозяйственной деятельности с целью сокращения налоговой базы, искажая бухгалтерскую отчетность. Это затрудняет разделение фирм на прибыльные и убыточные, основываясь лишь на официальной финансовой отчетности.

Для альтернативной проверки гипотезы об убыточной природе неплатежей (модель 3) можно воспользоваться показателями, косвенным

образом связанными с финансовыми результатами деятельности предприятий и не зависящими от финансовой отчетности (или зависящими в меньшей степени). По-видимому, наиболее информативным среди них является соотношение цен конечной продукции и промежуточного потребления. Сокращение положительного разрыва между этими показателями характеризует снижение эффективности хозяйствующего субъекта. Поэтому рост цен на сырьевые товары относительно конечной продукции может повлиять на эффективность.

Важнейшим фактором, влияющим на соотношение внутренней структуры цен, для российской экономики является реальный обменный курс, что обусловлено ее экспортно-импортной специализацией. В отличие от топлива, энергии и сырья, отрасли, выпускающие конечную (высокотехнологичную) продукцию, подвержены конкуренции импорта. Поэтому укрепление реального курса незамедлительно сказывается на вышеупомянутой структуре цен и, следовательно, на их эффективности.

Далее для проверки данной гипотезы мы будем использовать показатель «качественного изменения структуры цен», рассчитываемый В.А. Бессоновым (*Бессонов, 1998; Он же, 2000*)¹⁹, реальный обменный курс рубля и расчетный показатель опережающего инфляцию роста цен на электроэнергию.

Наличие статистически существенных связей между возникновением неплатежей и показателями, характеризующими структуру цен и, соответственно, отражающими изменение финансового положения предприятий, может свидетельствовать в пользу модели 3, подразумевающей существование убыточного характера неплатежей. Гипотезы о наличии других причин возникновения чистых неплатежей (модели 2 и 1) при этом не отвергаются.

Неплатежи бюджета, образование цепочки неплатежей

Одним из последствий трансформационного спада стало сокращение бюджетных доходов, что привело к снижению государственного

¹⁹ Рассчитанные в данной работе индексы отражают динамику изменения цен и объемов производства конечной, готовой продукции (высокой степени переработки) относительно сырьевых товаров. «Индекс качественных изменений цен производителей» отражает изменение структуры цен на внутреннем рынке между разными группами товаров – «сырьевыми» и «готовой» продукции (продукции высокой степени переработки).

спроса (медицина, образование, ЖКХ, правоохранительная деятельность, культура, госзаказ ВПК, и др.). Ситуация осложнялась и тем, что фактические государственные расходы в большинстве случаев оказывались ниже плановых значений, о чем говорит разница между плановым и фактическим исполнением государственного бюджета по доходам и расходам. Заявленные расходы в виде неоплаченного госзаказа могли стать источником неплатежей. Из-за недостаточного финансирования предприятия государственного сектора не могли расплатиться с кредиторами.

Таким образом, в число «недобросовестных» контрагентов, не исполняющих свои обязательства, может входить и государство. Неисполнение бюджетных обязательств, в частности плановых расходов, блокирует работоспособность предприятий и их партнеров, лишает предприятия возможности расплачиваться с кредиторами, что, замыкая круг, приводит к сокращению поступлений в бюджет. Причем неисполнение плановых расходов может происходить как на уровне федерального, так и на уровне региональных бюджетов.

Положительные результаты проверки данной гипотезы следует рассматривать как свидетельство, с одной стороны, в пользу убыточного характера неплатежей (модель 3). Произведенная, но неоплаченная продукция является следствием неплатежеспособного спроса, несоответствия структуры совокупного спроса и предложения. Недостаточное финансирование можно рассматривать и с точки зрения снижения цены на конечную продукцию, что эквивалентно убыточности. С другой стороны, недофинансирование бюджетных расходов может быть результатом распространения неплатежей, ростом налоговой недоимки. Поэтому бюджетное недофинансирование может явиться толчком к образованию цепи неплатежей. Следует отметить, что поскольку фактически широкое распространение зачетов и бартера не может решить проблему собираемости налогов в полной мере, то, вероятно, проблема не ограничивается лишь образованием цепи неплатежей, следовательно, существуют другие источники их порождения (модели 1 и 3), которые нельзя устранить расширением банковского кредитования или простым увеличением роста денежного предложения.

Структура собственности

Эффективность работы предприятия отчасти может находиться в зависимости от формы собственности. Известно, что управление госу-

дарственной собственностью, как правило, менее эффективно, чем частной. В определенной мере это происходит вследствие обострения проблемы «заказчика-исполнителя» (principal agent), когда в лице собственника – государства – выступает чиновник. Таким образом, статистическая связь между неплатежами и формой собственности может указать на наличие одного или сразу двух моделей образования задолженности – моделей 1 и 3.

Государственные предприятия могут быть больше склонны к неплатежам вследствие государственного протекционизма. Предприятия военно-промышленного комплекса, социальной сферы и прочие предприятия сферы государственных услуг зависимы от финансирования государственного заказа и поэтому могут быть более склонны к неплатежам. Эта проблема тесно связана с неэффективностью таких предприятий вследствие недостаточного бюджетного финансирования.

Наши предыдущие исследования (*Луговой, Семенов, 2000*) на региональных данных показали наличие явной статистической зависимости между долей государственных предприятий в регионах и долей убыточных предприятий там. Было получено и статистическое подтверждение наличия взаимосвязи между неплатежами и структурой собственности. Регионы, обладающие большей долей государственного сектора (доля предприятий, доля промышленной продукции), накапливают больше неплатежей. Однако, несмотря на явную статистическую зависимость, процент объясненной дисперсии довольно мал. Исходя из этого можно сделать вывод, что неплатежи свойственны не только предприятиям государственного сектора. Этот вывод согласуется с результатами, полученным *Alfandari* и *Schaffer (1996)*, проводивших исследование на микроданных и не обнаруживших существенной связи между неплатежами и видом собственности. Ввиду того, что данная гипотеза не дает четких разграничений моделей образования задолженности, а статистика по вопросам собственности оставляет желать лучшего, в данном исследовании проверка этой гипотезы не проводится.

Периоды нестабильности

В экономической теории (*Хикс, 1988; Кейнс, 1978*) выделен следующий эффект. В периоды резкого нарастания влияния факторов неопределенности и риска участники хозяйственных операций стремятся существенно увеличить свои ликвидные ресурсы. По-видимому, этот

фактор может играть большую роль в переходной экономике, для которой характерна высокая неопределенность хозяйственного развития. Это может выражаться, в частности, и в накоплении задолженности. В периоды резких экономических и даже политических изменений (например, выборы российского президента в 1996 г., исход которых мог существенно повлиять на характер последующего развития экономики), предприниматели, по-видимому, будут лихорадочно накапливать ликвидные ресурсы (а в некоторых случаях и перевод их в оффшор) увеличивая при этом свои текущие неплатежи. Причем у одних хозяйствующих субъектов рост их чистой задолженности в эти периоды может быть преднамеренным (с целью сохранения капитала), что соответствует модели 1, а для других – общим сокращением ликвидности и кредитования, вызванных ростом неопределенности, что соответствует модели 2.

В силу того, что изложенные причины приводят к резким краткосрочным эффектам роста задолженности, в ходе эмпирического анализа имеет смысл особо выделять такие периоды путем введения логических переменных (*dummies*) в динамическую модель, чтобы нивелировать их воздействие на оценки коэффициентов других факторов модели.

Эмпирическая проверка гипотез²⁰

В данном разделе проводится эмпирический анализ – приводятся результаты статистической проверки высказанных ранее гипотез, строятся и оцениваются эконометрические модели неплатежей. Цель анализа – выявление микроэкономических основ кризиса неплатежей в российской экономике.

Итогом эмпирических проверок является построение региональной динамической эконометрической модели неплатежей, объединяющей в себе различные группы факторов из системы теоретических моделей.

Методология и данные

Ряд гипотез, высказанных в работе, следует проверять на микроэкономических данных. Однако доступ к такого рода статистической информации в России затруднен. Поэтому проводилась попытка про-

²⁰ Автор выражает глубокую благодарность Носко В.П. за консультации в области эконометрического анализа.

верки гипотез на агрегированных (макро-) временных рядах либо на региональных данных. Сочетание динамических и панельных методов позволяет значительно расширить статистическую базу (использование региональной статистики позволяет существенно расширить выборку практически до 2 тыс. наблюдений), а следовательно, повысить качество и достоверность полученных оценок.

Следует оговорить некоторые особенности используемой методологии. В панельных регрессиях (на региональных данных) в ряде случаев оценка коэффициентов моделей проводилась с поправкой на возможную гетероскедастичность остатков (Newey–West- и White-оценки), вызывающую аналогичные проблемы при оценивании.

«Рычаговые», «выбросные» точки (outliers) исключались из выборки либо добавлялись логические переменные для данных наблюдений с целью устранения их асимметричного влияния, приводящего к смещению оценок.

Проверка гипотезы о доступности кредитов

Начнем анализ с проверки гипотезы о существенности банковского кредитования в проблеме неплатежей. Как уже отмечалось, ее проверка затруднена тем, что весь исследуемый период кредитование банками реального сектора осуществлялось на довольно низком уровне. Некоторое увеличение вариации данного показателя может дать переход на региональные данные.

Другим фактором, отражающим доступность кредитов, может являться процентная ставка. Процент по выданным (юридическим лицам) банковским кредитам и их объемы – наиболее показательные характеристики работы банковского сектора (в области обслуживания реального сектора). Эти показатели не являются взаимоисключающими, в том числе потому, что процент, в отличие от объемов, не несет информации о рациионировании кредитов.

Проверим гипотезу, соответствующую микромодели 2, оценивая следующее регрессионное уравнение:

$$\frac{\Delta C_{i,t}}{Q_{i,t}} = c_0 + c_1 \cdot I_t + c_2 \cdot r_{t-1} + c_3 \cdot \frac{K_{i,t}}{Q_{i,t}} + \varepsilon_{i,t}, \quad (\text{Э.1})$$

где

$\frac{\Delta C_{i,t}}{Q_{i,t}}$ – прирост кредиторской просроченной задолженности предприятий промышленности i -го региона в периоде t ($\Delta C_{i,t}$), отнесенный к среднегодовому объему произведенной продукции $Q_{i,t}$ (доля неплатежей предприятий данного региона в единице стоимости продукции; региональная переменная, квартальные данные);

I_t – темп роста номинального процента по выданным кредитам (макроэкономическая переменная);

r_{t-1} – реальная процентная ставка по выданным кредитам в предыдущем периоде (макроэкономическая переменная);

$\frac{K_{i,t}}{Q_{i,t}}$ – объем выданных кредитов, отнесенный к объему промышленной продукции (региональная переменная, годовые данные);

$\varepsilon_{i,t}$ – стохастические составляющие;

c_j – коэффициенты, параметры регрессионного уравнения.

(Нумерация уравнений с префиксом «Э» относится к эконометрическим моделям. – *Прим. авт.*).

Реальный процент в модели отражает реальную стоимость кредитных ресурсов. Чем он выше, тем меньше у предприятий возможностей (и желания) в привлечении банковских кредитов, а значит, больше вероятность неплатежа. Переменная использована с лагом с целью снижения возможной мультиколлинеарности двух видов процентных ставок, одновременно используемых в модели.

Резкий рост номинального процента отражает сжатие ликвидности, рост неопределенности и рост инфляционных ожиданий, что также, в соответствии с гипотезой, может способствовать увеличению неплатежей.

Объем выданных кредитов, в отличие от процента, региональная переменная, характеризующая банковскую активность в регионах. С содержательной точки зрения в рассматриваемой модели лучше использовать динамику этого показателя (приросты), характеризующую изменение банковской активности, так как объясняемая переменная также используется в приростах. Но существующая статистика не поз-

воляет найти разницу, так как методика расчета за рассматриваемый период менялась несколько раз, что делает данные плохо сопоставимыми во времени. Поэтому в модели использовались фактические объемы предоставленных кредитов, что, тем не менее, позволяет сравнить регионы между собой на предмет банковской активности. В соответствии с гипотезой коэффициент предполагается отрицательным – рост кредитования уменьшает потребность в торговых кредитах, снижает неплатежи.

Результаты оценки коэффициентов модели (Э.1) приведены в *табл. 2*. Оценка производилась взвешенным методом наименьших квадратов с целью устранения проблемы ненормальности остатков²¹, одной из причин которой может быть гетероскедастичность. В качестве весов использовались обратные величины поквартальных и региональных оценок стандартных отклонений объясняемой величины. В Приложении 2 приводятся гистограммы распределения и тесты Jarque–Bera на нормальность остатков до и после устранения гетероскедастичности. Результаты тестов показывают, что привести распределение остатков к нормальному виду (гипотеза о нормальности не отвергается на уровне 99%) позволяет применение взвешенного метода наименьших квадратов и исключение из выборки «выбросов» (outliers). Таким образом, можно сделать вывод, что использование взвешенного метода наименьших квадратов позволяет получить более точное представление о значимости оценок.

Переменные в модели обладают высокой статистической значимостью. Знаки коэффициентов полностью согласуются с выдвинутой гипотезой, описанной в модели 2, о существенности сокращения банковского кредитования в образовании неплатежей. Значимость процентной ставки может свидетельствовать как в пользу модели 2, так и модели 1. Как уже определялось выше, рост процента может способствовать и распространению причин преднамеренного характера возникно-

²¹ Ненормальность остатков (см. Приложение 2, *рис. 1*) может быть вызвана спецификой панельных регрессий (pooled regressions), а именно, возможной гетероскедастичностью исследуемой величины (как во времени, так и по регионам). Даже если выполняется предпосылка о нормальности остатков для каждого периода времени (квартала) и каждого региона, смесь выборок с различными дисперсиями даст в итоге ненормальное распределение (с эксцессом и «тяжелыми хвостами»).

вения неплатежей за счет роста привлекательности альтернативных вложений и роста неопределенности.

Таблица 2

**Результаты оценки модели (Э.1) с исключением выбросов,
WLS, I/1995-IV/2000**

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
c_0	-0.053	0.021	-2.486	0.013
c_1	0.045	0.023	1.984	0.047
$c_2(t-1)$	0.191	0.010	19.146	0.000
c_3	-0.011	0.003	-3.939	0.000
<i>R-squared</i>	0.004	<i>Mean dependent var</i>	0.081	
<i>Adjusted R-squared</i>	0.003	<i>S.D. dependent var</i>	0.086	
<i>Observations</i>	1766	<i>S.E. of regression</i>	0.086	
<i>F-statistic</i>	159.242	<i>Prob(F-statistic)</i>	0.000	

Тем не менее процент объясненной дисперсии весьма мал (менее 1%). Это может свидетельствовать, с одной стороны, о том, что банковское кредитование является существенным, но не самым важным фактором в процессе накопления неплатежей. С другой – низкий процент объясненной дисперсии может быть вызван низкой вариаций величины выданных кредитов в рассматриваемый промежуток времени, как в динамике, так и по регионам. Другими словами, статистическая выборка не позволяет сделать выводов о том, как повлияло на неплатежи само кредитное сжатие. Можно лишь говорить, что в сложившихся условиях более низкие процентные ставки в экономике и более высокие объемы выданных кредитов в регионе способствуют сокращению приростов просроченной задолженности в данном регионе.

Проверка гипотезы о неэффективности

В соответствии с предложенной ранее классификацией, если неплатежи могут являться средством финансирования убытков (модель 3), то на это может указать связь между показателями рентабельности и неплатежами.

Следует отметить, что взаимосвязь между задолженностью (дебиторской и кредиторской) и прибылью (убытками) может носить более сложный характер. Списание дебиторской просроченной задолженно-

сти (по истечении предельных сроков) может означать соответствующий рост убытка фирмы. Тогда как списание кредиторской задолженности будет сопровождаться соответствующим увеличением прибыли. В такой ситуации эндогенной уже оказываются прибыль и убытки фирмы, а экзогенной – просроченные обязательства. Но данные свидетельствуют о том, что указанный эффект, по-видимому, не мог оказать серьезного влияния на рассматриваемый процесс (см. обзор ИЭПП «Российская экономика. Тенденции и перспективы», июнь 2003 г.).

Зависимость между неплатежами и убытками, прибылью, долей убыточных предприятий была показана на региональных данных в наших предыдущих исследованиях (см., например, *Луговой, Семенов, 2000*). Поэтому мы их не будем приводить в виде парных регрессий, а включим в обобщенную модель наряду с другими факторами (реальный обменный курс, структура цен). Влияние данного показателя (как и реального обменного курса) на рентабельность не обязательно может отражаться напрямую в бухгалтерских показателях прибыльности (убыточности) вследствие несовпадения экономических и бухгалтерских результатов хозяйственной деятельности, сокрытия истинного финансового положения, изменения объемов производства. Поэтому использование данных показателей наряду с бухгалтерскими результатами финансовой деятельности не является противоречием (показатели не коллинеарны).

В качестве характеристики структуры цен для динамических моделей возьмем индекс «качественных изменений цен». Индекс рассчитан для страны в целом (макроэкономический) и отражает опережающий рост цен на конечную продукцию (продукцию высокой степени переработки) по сравнению с сырьевой. Для региональных (панельных) оценок по аналогии с данным индексом можно предложить показатель, характеризующий структуру цен на уровне регионов, рассчитываемый как отношение накопленных индексов цен предприятий-производителей региона к накопленному индексу потребительских цен региона.

Если цены на продукцию предприятий регионов растут, опережая инфляцию (по потребительским товарам), то это может свидетельствовать либо о повышенном спросе на продукцию предприятия, способствующему повышению цены, либо об отсутствии конкурентного давления извне.

Ясно, что если цены на продукцию предприятия высоки по сравнению с другими, то это положительно сказывается на его финансовом состоянии. Отсюда может возникнуть связь с задолженностью. Если успешные предприятия имеют меньше неплатежей, то рост этого показателя будет сопровождаться снижением просроченной задолженности.

По всей видимости, наибольшее отклонение динамики цен производителей от динамики потребительских цен будет у предприятий и регионов, продукция которых не входит в потребительскую корзину либо не имеет заменителей, является неторгуемой. Ясно, что цены сырьевого сектора в меньшей степени коррелированы с потребительскими (во всяком случае, в текущем периоде), тогда как цены сектора конечной продукции отчасти учитываются в инфляции.

Данную связь можно рассмотреть и с другой стороны – через издержки. Отстающий рост потребительских цен означает более низкие затраты на производство (затраты на труд). Низкая инфляция снижает потребность в индексации заработной платы, относительные расходы на труд сокращаются.

Оценим следующую модель:

$$\frac{\Delta C_{i,t}}{Q_{i,t}} = c_0 + c_1 \cdot e_t + c_2 \cdot e_{t-1} + c_3 \cdot \frac{q_{i,t}}{P_{i,t}} + c_4 \cdot l_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (\text{Э.2})$$

где

e_t – темп роста реального курса рубля;

$\frac{q_{i,t}}{P_{i,t}}$ – показатель структурных изменений цен производителей в

отношении к потребительским (опережение роста цен на продукцию предприятий-производителей относительно роста цен потребительской продукции в i -ом регионе, в периоде t , накопленным итогом с момента либерализации цен – январь 1992 г.);

$l_{i,t}$ – доля убыточных предприятий в i -ом регионе, в периоде t .

Результаты оценки модели приведены в *табл. 3*. По аналогии с предыдущим случаем, оценка проводилась взвешенным методом наименьших квадратов (WLS) с использованием нормирующих весов.

Таблица 3

Результаты оценки модели (Э.2), WLS, III/1995-IV/2000

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
C_0	0.211	0.040	5.330	0.000
C_1	-0.001	0.031	-0.038	0.970
C_2	-0.171	0.022	-7.739	0.000
C_3	-0.084	0.016	-5.378	0.000
C_4	0.232	0.019	12.072	0.000
<i>R-squared</i>	0.131	<i>Mean dependent var</i>	0.109	
<i>Adjusted R-squared</i>	0.129	<i>S.D. dependent var</i>	0.132	
<i>Observations</i>	1616	<i>S.E. of regression</i>	0.123	
<i>F-statistic</i>	60.649	<i>Prob(F-statistic)</i>	0.000	

Коэффициенты модели статистически значимы и имеют предполагаемые знаки. Наибольшей статистической значимостью обладает переменная доли убыточных предприятий, входящая в модель с положительным знаком. Другими словами, в регионах с большей долей убыточных предприятий больше неплатежей, и рост этого показателя может означать рост неплатежей.

Рост реального курса рубля (снижение показателя в терминах руб./\$) в предыдущем периоде (квартале) влечет за собой рост неплатежей. В текущем периоде (без лага) реальный курс статистически незначим.

Изменения в региональной структуре цен между производимыми и потребляемыми (населением) в регионе товарами также оказывает воздействие на неплатежи. Рост цен производителей, превышающий рост потребительских цен, в соответствии с гипотезой, может означать улучшение финансового положения и, при существовании связи «рентабельность–неплатежи», приводить к снижению задолженности.

Таким образом, полученные результаты свидетельствуют в пользу наличия убыточной природы неплатежей (модель 3). И рост убыточных фирм, и динамика макроэкономических показателей, оказывающих влияние на рентабельность, влияют на неплатежи, свидетельствуя о наличии канала финансирования убытков за счет неисполнения обязательств перед кредиторами. Отметим, что процент объясненной дис-

персии существенно выше, чем в случае с гипотезой о кредитовании (13,1% против 0,4%)

Роль цен электроэнергетики

Проверим гипотезу об относительном изменении цен на факторы, в частности – электроэнергию, на динамических рядах. Если стоимость энергоресурсов опережает рост средних цен на промышленную продукцию, то рентабельность производств, использующих данный фактор, снижается. Особенно заметно снижение рентабельности произойдет на энергоемких производствах. В свою очередь, снижение эффективности будет способствовать образованию неплатежей.

Для проверки данной гипотезы оценим следующую модель:

$$\Delta C_t = c_0 + c_1 \cdot \left(\frac{p^{eng}}{p^{ind}} \right)_t + \varepsilon_t \quad (\text{Э.3})$$

где

ΔC_t – текущий прирост просроченной кредиторской задолженности (предприятий и организаций промышленности, сельского хозяйства, строительства и транспорта, дефлированный по индексу потребительских цен);

$\frac{p^{eng}}{p^{ind}}$ – отношение индекса цен электроэнергетики к индексу цен

промышленности (базовый период индексов – январь 1994 г.).

Результаты оценки коэффициентов модели приведены в табл. 4.

Таблица 4

Результаты оценки модели (Э.3), OLS

R-squared	0.364	Obs.	70	
	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
C₀	-4.739	1.195	-3.966	0.000
C₁	7.274	1.167	6.235	0.000
Residuals Normality Test				
<i>Jarque-Bera</i>	2.256	<i>Prob</i>	0.324	
<i>Durbin-Watson stat.</i>	1.659			

Коэффициент при объясняющей переменной статистически значим²² на высоком уровне доверия (99%). При этом однофакторная мо-

²² Используемые в модели ряды, по всей видимости, являются интегрированными рядами первого порядка, о чем свидетельствуют тесты (не приводятся). Тест на коин-

дель объясняет более 36% дисперсии динамики неплатежей. Таким образом, можно сделать вывод, что стоимость электроэнергии является существенным фактором в образовании неплатежей. Это также согласуется с гипотезой о скрытом субсидировании убыточных производств (модель 3). Энергетические монополисты в данном случае аккумулируют неплатежи потребителей. В условиях слабой системы информента контрактных обязательств и институционализации неплатежей практика неплатежей энергетическим монополиям являлась широко распространенной. Наиболее активное принудительное отключение неплательщиков (так называемые «веерные отключения») началось лишь в 2000 г.

В табл. 5 приводится тест Грейнджера на каузальность между исследуемыми рядами (неплатежами и показателем структуры цен).

Таблица 5

**Результаты теста Грейнджера на каузальность,
период с 1/1994 по 1/2000, 68 наблюдений, 2 лага**

<i>Null Hypothesis:</i>	<i>F-Statistic</i>	<i>Probability</i>
"Arrears" does not Granger Cause "PS"	0.060	0.942
"PS" does not Granger Cause "Arrears"	10.669	0.000

«Arrears» – дефлированные приросты просроченной кредиторской задолженности;

«PS» – отношение индекса цен электроэнергетики к индексу цен промышленности.

В соответствии с полученными оценками, рост цен на электроэнергию, опережающий общий рост цен промышленной продукции, приводит к росту неплатежей. Причем влияющим фактором в данной зависимости являются цены, что демонстрируется тестом Грейнджера (табл. 5). Рост цен на электроэнергию предопределяет рост неплатежей, а не наоборот.

Проверка гипотезы о неисполнении государственного бюджета

Как уже отмечалось, одним из источников возникновения задолженности может быть неисполнение государственного бюджета. Рабо-

теграцию исследуемых рядов не отвергает наличие долгосрочных связей. Поэтому даже в случае интегрированности рядов зависимость между ними можно считать неэффективной.

та многих предприятий, предоставляющих государственные услуги и выполняющих госзаказ, построена таким образом, что производство может опережать фактическую оплату. В свою очередь, данные предприятия получают в долг энергию и сырье от своих поставщиков. Задержка государственного финансирования в данном случае лишает возможности реципиентов расплатиться с кредиторами, провоцирует дальнейшее распространение неплатежей. Проблема осложнена тем, что огромная часть обязательств государства заведомо не обеспечена финансированием²³.

Говоря о задолженности государства, следует учитывать, что она может быть как явной (оформляемой), так и неявной (неоформленной), связанной с секвестрированием бюджета (даже если официально об этом заявлено не было), ростом себестоимости предоставления госуслуг и выполнения госзаказа. В моделях для проверки данной гипотезы будем использовать показатели, характеризующие оба вида данной задолженности: «задолженность государственных заказчиков» (предоставляется Госкомстатом России) и «разница» между фактическим исполнением и плановыми расходами федерального бюджета (авторские расчеты).

Включим в регрессионную модель (Э.3) фактор, характеризующий (оформленную) задолженность государства. К сожалению, мы располагаем данными о просроченной задолженности государственных заказчиков только с конца 1996 г. На данном периоде гипотеза об интегрированности объясняемой переменной отвергается (результаты тестов не приводятся). Ограниченное число наблюдений не позволяет применять инструментарий коинтеграционного анализа. Поэтому мы ограничились OLS-оценками коэффициентов моделей. По этой же причине вместо накопленного индекса цен использовался темп его роста.

$$\Delta C_t = c_0 + c_1 \cdot \left(\frac{\dot{p}^{eng}}{\dot{p}^{ind}} \right)_t + c_2 \cdot \Delta G_t + \varepsilon_t \quad (\text{Э.4})$$

где

²³ Подробнее см. Жуков, 1993, с. 38–44.

$\left(\frac{\dot{p}^{eng}}{\dot{p}^{ind}}\right)_t$ – отношение темпов роста индексов цен электроэнергети-

ки и промышленности (в модели (Э.3) использовалось отношение накопленных индексов цен);

ΔG_t – прирост задолженности покупателей по госзаказам, дефлированный по индексу потребительских цен.

Результаты оценки модели приводятся в *табл. 6*.

Таблица 6

Результаты оценки модели (Э.4), OLS

<i>R-squared</i>	0.351		<i>Obs.</i>	58
	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
C_0	-20.853	6.249	-3.337	0.002
C_1	23.022	6.299	3.655	0.001
C_2	4.002	1.230	3.253	0.002
<i>Durbin-Watson stat</i>			1.684	

В соответствии с полученными результатами, рост просроченной задолженности государственных заказчиков увеличивает неплатежи предприятий, создавая цепочку неплатежей. Вероятно, предприятия, имея просроченную дебиторскую задолженность со стороны государственных заказчиков, задерживают платежи в бюджет и, возможно, поставщикам.

Проверим эту гипотезу на региональных данных, используя наиболее широкий показатель неисполнения бюджетных расходов, оценим следующую модель:

$$\frac{\Delta C_{i,t}}{Q_{i,t}} = c_1 \cdot B_t^{F-P} + c_0 + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{Э.5})$$

где

B_t^{F-P} – превышение фактических расходов федерального бюджета над плановыми, в процентах к плану, рассчитанное на основе годовых данных.

Результаты оценки коэффициентов модели приводятся в *табл. 7*. Несмотря на корректировку квартальных и региональных дисперсий и удаление «выбросов», гипотеза об отсутствии гетероскедастичности отвергается (Приложение 2, *табл. 1*). Для учета гетероскедастичности

неизвестной формы наряду с оговоренными выше весами (с учетом квартальной и региональной гетероскедастичности) использовался метод Уайта (*White H.A. Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity* *Econometrica*, 48. 1980. P. 817–838).

Таблица 7

Результаты оценки модели (Э.5), WLS, White HCC, IV/1994-IV/2000

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
c_1	-0.318	0.016	-19.756	0.000
c_0	0.065	0.002	31.599	0.000
<i>R-squared</i>	0.106		<i>Mean dependent var</i>	0.082
<i>Adjusted R-squared</i>	0.106		<i>S.D. dependent var</i>	0.087
<i>Observations</i>	1838		<i>F-statistic</i>	463.097

По результатам оценки, бюджетная переменная обладает высокой статистической значимостью и входит в модель с предполагаемым знаком. Таким образом, превышение фактического исполнения федерального бюджета над плановым отрицательно коррелировано с ростом неплатежей.

Плановые бюджетные показатели закладываются законом о бюджете и планируются на год. Квартальная разбивка плановых показателей проводилась только в 1995 г. Поэтому использованная в модели бюджетная переменная рассчитана на основе годовых данных, ее значение идентично для всех кварталов в рамках одного года. Данные об исполнении бюджета доступны ежемесячно, и, если предполагать, что расходы планируются линейно²⁴, то можно рассчитать исполнение плановых расходов для каждого квартала в отдельности. Это позволит, в том числе, учитывать в модели логические переменные для различных лет (иначе они будут линейно зависимы с бюджетной переменной).

Оценим уравнение (3.5), заменяя бюджетную переменную B_i^{F-P} на квартальную (b_i^{f-p}) и добавляя в модель квартальные логические пе-

²⁴ В 1995 г. данное распределение квартальных плановых значений примерно соответствовало линейному.

ременные (d^j). Цель данных переменных состоит в учете возможной сезонности, возникающей как при разделении бюджетной переменной на кварталы, так и в связи с возможной сезонностью самой зависимой переменной. Мы не используем в данном случае сезонные разности по той причине, что не все изучаемые факторы можно подвергнуть данной процедуре. Кроме того, модель в сезонных разностях сокращает выборку и требует специальной техники оценивания.

Оценим модель:

$$\frac{\Delta C_{i,t}}{Q_{i,t}} = c_1 \cdot b_t^{f-p} + \sum_j c_2^j \cdot d^j + \varepsilon_{i,t}, \quad (\text{Э.6})$$

Результаты оценки модели представлены в *табл. 8*.

Таблица 8

Результаты оценки модели (Э.6), WLS, White HCC, IV/1994–IV/2000

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
c_1	-0.330	0.016	-20.834	0.000
c_2^I	-0.013	0.005	-2.368	0.018
c_2^{II}	0.018	0.004	4.487	0.000
c_2^{III}	0.028	0.004	7.721	0.000
c_2^{IV}	0.065	0.004	15.301	0.000
<i>R-squared</i>	0.101	<i>Mean dependent var</i>	0.108	
<i>Adjusted R-squared</i>	0.099	<i>S.D. dependent var</i>	0.126	
<i>Observations</i>	1838	<i>S.E. of regression</i>	0.120	

В соответствии с полученными результатами (*табл. 7 и 8*), неисполнение плановых расходов на 1% сопровождается ростом неплатежей в среднем на 0.33% (коэффициент c_1 в моделях Э.5 и Э.6 может рассматриваться как эластичность, так как и независимая, и объясняемая переменные долевы).

Проведенный тест не дает возможности сделать выводы о направленности найденной зависимости. Возможна не только односторонняя, но и взаимная связь между неплатежами и исполнением плановых расходов. Как неисполнение бюджетных обязательств может привести к накоплению неплатежей, так и рост неплатежей означает, в том числе,

рост недоимки (задолженность перед бюджетом и внебюджетными фондами является частью кредиторской задолженности), что снижает наполняемость бюджета и исполнение расходов (модель 4). Оценим модель (Э.6) лагированной переменной.

$$\frac{\Delta C_{i,t}}{Q_{i,t}} = c_1 \cdot b_{i-1}^{f-p} + \sum_j c_2^j \cdot d^j + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{Э.7})$$

Таблица 9

Результаты оценки модели (Э.7), WLS, White HCC, IV/1994–IV/2000

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
c_1	-0.094	0.011	-8.252	0.000
c_2^I	0.057	0.005	11.191	0.000
c_2^{II}	0.050	0.005	10.578	0.000
c_2^{III}	0.040	0.005	8.684	0.000
c_2^{IV}	0.050	0.005	10.439	0.000
<i>R-squared</i>	0.019	<i>Mean dependent var</i>	0.108	
<i>Adjusted R-squared</i>	0.017	<i>S.D. dependent var</i>	0.126	
<i>Observations</i>	1838	<i>S.E. of regression</i>	0.125	

По результатам оценивания бюджетная переменная в обеих моделях остается статистически значимой, хотя и на меньшем уровне. Значение коэффициента при этом снижается (по модулю). Значимость бюджетной переменной означает сонаправленность процессов накопления просроченной задолженности в реальном секторе с неисполнением бюджетных расходов (и наоборот).

Таким образом, обнаруженная зависимость свидетельствуют в пользу третьей и (или) четвертой моделей (об убыточной природе неплатежей и распространении неплатежей соответственно). Неисполнение бюджетных обязательств означает сокращение государственного спроса, что сказывается на эффективности предприятий государственного сектора, выполняющих госзаказ.

Объединенная динамическая региональная модель неплатежей

Оценим приведенную выше модель, на региональных данных, вводя соответствующие переменные. С целью проверки стабильности ко-

ээффициентов разделим объясняющие региональные переменные по годам:

$$\frac{\Delta C_{i,t}}{Q_{i,t}} = c_1 \cdot r_t + c_2 \cdot I_t + c_3 \cdot e_t + c_3^{(t-1)} \cdot e_{t-1} + c_4 \cdot b_t^{f-p} + c_4^{(t-1)} \cdot b_{t-1}^{f-p} +$$

$$+ c_5 \cdot \frac{q_{i,t}}{p_{i,t}} + c_6 \cdot \frac{\Delta D_{i,t-1}}{Q_{i,t-1}} + \sum_j \left[c_7^j \cdot \frac{L_{i,t}}{Q_{i,t}} + c_8^j \cdot \frac{R_{i,t}}{Q_{i,t}} + c_9^j \cdot \frac{K_{i,t}}{Q_{i,t}} \right] \cdot d_t^j + \sum_j c_{10}^j \cdot d_t^j + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{Э.9})$$

где

$\frac{\Delta C_{i,t}}{Q_{i,t}}$ – прирост кредиторской просроченной задолженности предприятий промышленности в периоде t , отнесенный к объему произведенной продукции;

I_t – темп роста номинального процента по выданным кредитам;

r_t – реальная процентная ставка по выданным кредитам;

b_t^{f-p} – превышение фактических расходов федерального бюджета над плановыми, в процентах к плану;

$\frac{\Delta D_{i,t-1}}{Q_{i,t-1}}$ – прирост дебиторской просроченной задолженности предприятий промышленности i -го региона в периоде t , отнесенный к объему произведенной продукции;

$\frac{q_{i,t}}{p_{i,t}}$ – показатель структурных изменений цен производителей в

отношении к потребительским (опережение роста цен на продукцию предприятий-производителей относительно роста цен потребительской продукции в i -ом регионе, в периоде t , накопленным итогом с момента либерализации цен – январь 1992 г.);

$\frac{L_{i,t}}{Q_{i,t}}$ – суммарный финансовый результат предприятий i -го регио-

на, получивших убыток, отнесенный к объему произведенной продукции;

$\frac{R_{i,t}}{Q_{i,t}}$ – суммарный финансовый результат предприятий i -го регио-

на, получивших прибыль, отнесенный к объему произведенной продукции;

$\frac{K_{i,t}}{Q_{i,t}}$ – объем кредитов экономике в периоде t , предоставленных

банками i -го региона;

d_t^j – логические переменные для периода j , $d_t^j = \begin{cases} 1, t = j \\ 0, t \neq j \end{cases}$.

В Приложении 2 представлен вариант спецификации данной модели с логическими и лагированными переменными (табл. 1–2). Кроме того, в модель были включены логические переменные для кризисного периода 1998 г. (III квартал) и периоды выборов (IV квартал 1995 и 1999 гг., II квартал 1996 г. и I квартал 2000 г.).

По результатам оценки, модель объясняет около 20% дисперсии на полной выборке и более 30% – с исключением выбросных значений. Значения и статистическая значимость коэффициентов не меняются критическим образом при использовании логических переменных.

Большинство коэффициентов статистически существенны. Среди незначимых – номинальный процент (причем при лагировании и/или исключении реального процента, темп роста номинального процента остается незначимым) по предоставленным кредитам, в некоторые периоды – прибыль, объем предоставленных кредитов, убытки (см. табл. 2, Приложение 2). Реальный курс, бюджетная переменная статистически значимы как с лагом, так и без лага, и входят в модель с предполагаемыми знаками коэффициентов. Индекс региональной структуры цен обладает предполагаемым отрицательным коэффициентом, но низкой статистической значимостью.

Наличие положительной связи между неплатежами и убытками, высокая статистическая существенность данной зависимости может свидетельствовать о наличии проблемы финансирования убытков за счет неплатежей кредиторам (поставщики, государство, работники), что соответствует предпосылкам теоретической модели третьего типа. Напротив, наличие положительных финансовых результатов хозяйственной деятельности (прибыли) не имеет стабильного знака коэффи-

циента, что не противоречит данной гипотезе. В основном прибыль в модели статистически не значима. Для 1995 и 1999 гг. коэффициент при данном показателе отрицателен, что может быть объяснено обратной логикой третьей теоретической модели, а именно, через погашение накопленной ранее задолженности при получении прибыли. Прибыльные предприятия могут быть более склонны к предоставлению коммерческого кредита, что тоже может давать отрицательную зависимость между этими показателями.

Для 1998 г. прибыль входит в модель с положительным коэффициентом, что не объясняется предыдущей логикой и указывает на то, что даже рентабельное предприятие (в 1998 г.) может быть источником неплатежей. Следует отметить, что 1998 г. – это период кризиса (валютного и дефолта внутреннего государственного долга). В кризисный период, период повышенной неопределенности, могут особенно активно распространяться причины преднамеренного характера неисполнения задолженности (теоретическая модель 1), кроме того, в этот период наблюдался скачек инфляции, который мог существенно повлиять на бухгалтерские результаты хозяйственной деятельности (инфляционная прибыль).

Следует отметить существенность банковского кредитования (за исключением 1999 г.) в образовании неплатежей, что указывает на наличие проблем, описываемых второй теоретической моделью.

Логические переменные оказываются статистически значимыми для периодов выборов в Государственную Думу (IV-1995 и IV-1999) и входят в модель с положительным коэффициентом. Фактически это означает, что в эти периоды просроченная задолженность росла более быстрыми темпами. Это могло быть вызвано повышенной неопределенностью данных периодов, способствующей распространению преднамеренных причин возникновения задолженности (модель 1). Важно отметить, что конец года характеризуется обычно снижением просроченной задолженности, в том числе и потому, что власти более активно проводят зачеты с целью повысить собираемость налогов, сократить бюджетный разрыв. Даже с учетом этого и других факторов модели рост неплатежей в эти периоды был значимо выше предсказанного.

Однако для периодов президентских выборов (II-1996 и I-2000) значимого превышения роста задолженности над средней траекторией (предсказанной другими факторами модели) не обнаружено. Напротив,

начало 2000 г. характеризуется относительно более низкими уровнями просроченной задолженности. Это могло быть связано с возникшими в данное время ожиданиями о предстоящем усилении позиций государства по данному вопросу, а также с ростом государственных расходов и с активизацией зачетных операций²⁵.

Стабильность коэффициентов

Исследуем теперь возможность объединения переменных, разделенных по годам, в одну.

Проверим гипотезу о равенстве коэффициентов модели (Э.9):

$$c_7^{1994} = c_7^{1995} = c_7^{1996} = c_7^{1997} = c_7^{1998} = c_7^{1999} = c_7^{2000} \quad (\text{Э.10})$$

Таблица 10

Результаты теста Wald на ограничения коэффициентов (Wald Test – Coefficient Restrictions), модель (Э.9)

F-statistic	15.183		Probability	0.000
Chi-square	91.097		Probability	0.000

По результатам теста (*табл. 10*) данная гипотеза отвергается. Действительно, как можно заметить, величина коэффициентов при показателях убытков существенно различается по годам. Особый «перелом» наблюдается с 1998 г. Если до этого периода коэффициенты находятся в окрестности единицы, то с 1998 г. их значение снизилось (см. *табл. 1* и *2* Приложения 2). Следует также отметить наличие других проблем, связанных с плохой сопоставимостью данных по финансовым результатам 1999 и 2000 гг. с предыдущими периодами, что обусловлено их агрегированием по различному кругу отраслей. С 1999 г. финансовые показатели предоставляются Госкомстатом РФ по всем отраслям, до 1999 – по промышленности.

Переформулируем гипотезу с учетом возможного изменения коэффициентов с 1998 г:

$$c_7^{1994} = c_7^{1995} = c_7^{1996} = c_7^{1997}, c_7^{1998} = c_7^{1999} = c_7^{2000} \quad (\text{Э.11})$$

²⁵ Отметим, что во II квартале 1996 г. государство в лице Министерства финансов проводило особенно агрессивную политику заимствования на внутреннем рынке, финансируя бюджетные расходы. Вероятно, это было частью предвыборной стратегии властей.

Таблица 11

**Результаты теста Wald на ограничения коэффициентов
(Wald Test – Coefficient Restrictions), модель (Э.9)**

F-statistic	1.676		Probability	0.137
Chi-square	8.380		Probability	0.137

По результатам теста (табл. 11), гипотеза не отвергается. Аналогичные проверки для других коэффициентов демонстрируют их нестабильность для прибыли, малосущественное различие коэффициентов для предоставленных кредитов (несмотря на плохую сопоставимость данных разных лет) и статистическое равенство квартальных логических переменных (несущественность сезонности).

Исключая незначимые переменные из модели, получим оценки, представленные в табл. 12.

Таблица 12

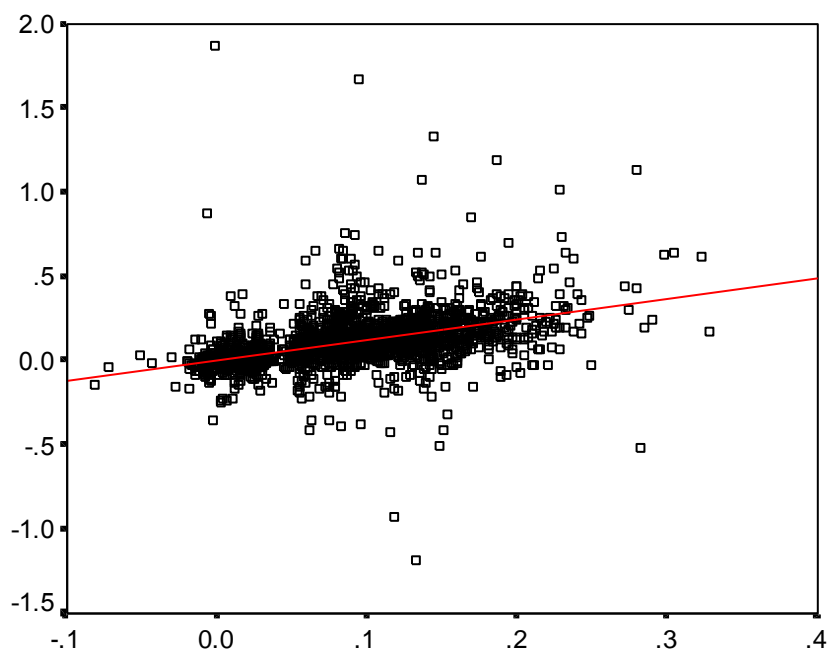
Результаты оценки модели (Э.9), WLS, White, IV/1994–IV/2000

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
c_1	0.043	0.012	3.626	0.000
c_3	-0.065	0.034	-1.930	0.054
c_4	-0.145	0.019	-7.621	0.000
c_5	-0.005	0.002	-2.129	0.033
$c_7^{1994-1997}$	1.314	0.113	11.616	0.000
$c_7^{1998-2000}$	0.188	0.071	2.651	0.008
c_8	-0.016	0.019	-0.871	0.384
c_9	-0.013	0.003	-4.424	0.000
c_0	0.086	0.033	2.612	0.009
c_{10}^{IV-95}	0.070	0.010	7.282	0.000
c_{10}^{II-96}	0.015	0.013	1.189	0.235
c_{10}^{III-98}	0.095	0.028	3.410	0.001
c_{10}^{IV-99}	0.014	0.011	1.256	0.209
c_{10}^{II-00}	-0.041	0.006	-6.397	0.000
<i>R-squared</i>	0.277	<i>Mean dependent var</i>		0.082
<i>Adjusted R-squared</i>	0.272	<i>S.D. dependent var</i>		0.087
<i>Observations</i>	1838	<i>S.E. of regression</i>		0.074
<i>F-statistic</i>	104.753	<i>Prob(F-statistic)</i>		0.000

Диаграмма рассеяния фактических и предсказанных моделью значений $\frac{\Delta C_{i,t}}{Q_{i,t}}$ представлена на *рис. 4*.

Рисунок 4

Диаграмма рассеяния фактических и предсказанных моделью значений доли неоплаченной продукции в произведенной промышленной продукции



Оцененные (предсказанные моделью) значения

Несмотря на некоторое снижение коэффициента множественной регрессии (0,28 против 0,31)²⁶, это не повлияло на основные выводы из модели:

²⁶ Потеря объясняющих свойств обусловлена объединением прибыли разных лет (гипотеза о стабильности отвергается), а также объединением кредитов в одну переменную и исключением лагированных переменных. Несмотря на отвержение гипотезы о стабильности коэффициентов, была произведена попытка объединения данных раз-

- убытки являются существенным фактором в росте задолженности, что указывает на возможность их финансирования за счет неплатежей (теоретическая модель 3);
- рост кредитования экономики банками способствует снижению неплатежей (теоретическая модель 2);
- неисполнение государственных плановых расходов может перерасти в неплатежи в реальном секторе (теоретическая модель 3);
- высокие реальные процентные ставки по кредитам способствуют росту неплатежей через повышение стоимости кредитных ресурсов, снижение ликвидности (теоретическая модель 2) и/или стимулирование преднамеренных причин неисполнения задолженности (теоретическая модель 1);
- рост реального курса рубля и изменение структуры цен (отстающий рост цен на продукцию производителей относительно потребительских товаров) способствуют росту неплатежей (снижение эффективности – теоретические модели 3 и 4);
- в периоды неопределенности прироста задолженности могут быть особенно интенсивны (теоретическая модель 1).

Заключение

В рамках исследования проблемы неплатежей была разработана система теоретических моделей, дифференцирующая микроэкономические основы кризиса неплатежей, изучались эффекты распространения задолженности в экономике. На наш взгляд, проблему генерации задолженности и проблему ее распространения в экономике следует разделять. Чистая задолженность может формироваться на уровне отдельно взятого экономического субъекта, тогда как рост накопленной задолженности вследствие неплатежей контрагентов представляет собой общеэкономическую проблему, требующую изучения на макроуровне.

ных периодов с целью проверки статистической значимости и направленности зависимости для всего исследуемого периода.

Три из четырех представленных в работе микроэкономических моделей объединяют определенную группу причин первичного возникновения чистых неплатежей.

Первая микроэкономическая модель объединяет мотивы преднамеренного увеличения просроченных обязательств. Такое оппортунистическое поведение может получить особенно широкое распространение в условиях неэффективно работающих рыночных институтов и слабой системы информента контрактных обязательств. Сюда следует относить неплатежи, возникновение которых выгодно для предприятий вследствие несовершенства законодательства. Например, неплатежи, возникающие с целью вывода из-под налогообложения проводимых операций, или позволяющие получить отсрочку уплаты налоговых платежей.

Во второй модели рассматриваются случаи, в которых накопление просроченных обязательств у экономического субъекта связано с функционированием финансовых рынков. Такая ситуация особенно свойственна для предприятий с длинным производственным циклом, что увеличивает зависимость таких фирм от конъюнктуры финансовых рынков. Недостаточное развитие последних и повышение кредитных рисков способствует накоплению просроченных обязательств, поскольку неплатежи контрагентам становятся единственным доступным средством пополнения оборотных средств. Одна из наиболее существенных предпосылок во второй модели сводится к тому, что неплатежеспособность рассматриваемых фирм не связывается с их неэффективностью.

Наиболее глубокие корни возникновения чистой просроченной задолженности рассматриваются в рамках третьей микроэкономической модели, где неплатежеспособность, вызывающая неплатежи, является следствием неэффективности производства, невозможности реализовать произведенную продукцию по цене, покрывающей издержки.

В четвертой модели рассматривается ситуация, в которой фирма не имеет положительной чистой просроченной задолженности, но есть определенный уровень накопленных неисполненных обязательств и требований. Возникшая в этом случае неплатежеспособность фирмы не вызвана ни одной из предыдущих моделей (так как фирма не генерирует неплатежи), а обусловлена неплатежами контрагентов.

Частным случаем четвертой и третьей моделей являются неплатежи, вызванные сокращением конечного спроса государства. Такие неплатежи предприятий есть результат недостаточного финансирования государственных расходов (вследствие секвестрирования расходной части бюджета или задержки финансирования, в том числе в результате возникновения налоговой недоимки). Фирма могла бы быть эффективной или же уйти с рынка, если бы фискальные власти исполняли собственные обязательства в срок и не создавали неподкрепленных ожиданий о размерах финансирования. Результатом этого является производство продукции, которая в итоге оплачивается неплатежами контрагентам.

Несмотря на разноплановость микроэкономических мотивов образования неплатежей, их объединяет то, что все они могут приводить к одинаковому эффекту массового накопления неплатежей в экономике – кризису неплатежей.

Процессы, описываемые каждой из четырех микроэкономических моделей, не являются взаимоисключающими, напротив, они тесно взаимосвязаны между собой. Так, неэффективность предприятий, описываемая в третьей модели, существенно ухудшает условия расчетов, рассматриваемых во второй модели. Существование неплатежей как таковых, вне зависимости от источника, как бы легализует неплатежи и тем самым способствует росту неплатежей первой модели. Неплатежи третьей и четвертой моделей ухудшают проблемы «селекции» платежеспособных фирм, что ведет к сокращению банковского кредитования, т.е. стимулирует распространение неплатежей второй модели. Четвертая модель объясняет процессы развертывания кризиса неплатежей, охватывающего все предприятия вне зависимости от того, являются ли они чистыми должниками или нет, и вне зависимости от причин порождения чистой задолженности.

В соответствии с представленным анализом дифференцированы возможные пути и методы ограничения неплатежей в переходной экономике. Действия факторов, обозначенных в первой модели, может быть ограничено на путях становления и укрепления системы инфорсmenta, контрактных прав и внедрением эффективных процедур банкротства. Данное направление экономической политики должно опираться на намеченную Правительством РФ программу судебной реформы и составлять существенную ее часть.

В рамках второй модели неплатежи связаны с некоторыми «техническими» перебоями и не представляют собой системной проблемы. Следовательно, вопросы такого рода будут отступать на второй план по мере развития финансовых рынков, реорганизации и совершенствования банковской системы.

В рыночной экономике, по-видимому, всегда существует некоторое количество сравнительно неэффективных фирм; поэтому проблемы устранения массовых неплатежей не могут связываться с полным исчезновением убыточных предприятий. Однако государство с помощью структурной экономической политики может ограничить неблагоприятное воздействие неплатежей со стороны неэффективных секторов на развитие всей экономики в целом.

Наиболее серьезную проблему представляет собой «хрупкость» современных финансовых систем, которая может проявляться (особенно в условиях переходной экономики) в спонтанном кумулятивном нарастании неплатежей.

Дальнейший анализ подводит нас к построению более общей модели взаимодействия экономических агентов в условиях неплатежей – равновесной модели экономики с неплатежами. В рамках данной модели рассматривается образование сети неплатежей, их переброска между секторами экономики, мультипликация, перераспределение стоимости между секторами и воздействие неплатежей одних секторов на другие. Кумулятивное развитие таких процессов создает угрозу неплатежей даже для самых успешных фирм и может оказывать серьезное воздействие на структуру спроса и конечное потребление. В работе выведены мультипликаторы, характеризующие процесс распространения и мультипликации задолженности, образованной в одном из пяти секторов.

Проведенный с помощью модели анализ позволил выявить ряд важнейших эффектов, в том числе сокращение потребления, снижение спроса на реальные кассовые остатки, стимулирование распространения бартера и зачетов, вуалирование первичных источников неплатежей, искажение реакций экономической системы на финансовые проблемы неплательщика, типичных для рыночной экономики. Последнее связано с тем, что проблемы неплатежеспособных предприятий и функционирование отдельных секторов в условиях системы неплатежей не замыкаются в рамках неплатежеспособных экономических

агентов, а, мультиплицируясь, распространяются в экономике, создавая финансовые проблемы у других предприятий и секторов. В условиях, когда возможны неплатежи по зарплате, население автоматически становится кредитором неплатежеспособных секторов, сокращая собственное потребление.

Важным выводом является то, что накопленный в экономике уровень задолженности зависит, в том числе, от степени открытости экономики – открытые экономические системы меньше подвержены накоплению больших объемов просроченной задолженности.

Зачетные операции, которые изучались в рамках модели, не оказывают серьезного воздействия на сложившуюся систему перераспределения стоимости (скрытого субсидирования). В то же время бартер оказывается проявлением системы принудительного потребления продукции отечественных производителей (сектор 2) в условиях сокращения спроса.

В работе предлагается методика классификации долгов на основе статистического анализа в соответствии с разработанной системой теоретических моделей. На этой основе строятся и оцениваются эконометрические модели, объясняющие образование просроченной задолженности, проводится оценочная классификация долгов в Российской Федерации.

По итогам проведенного эмпирического исследования можно говорить, что кризис неплатежей в реальном секторе российской экономики связан с его неэффективностью, с проходящими в экономике структурными изменениями, неэффективной бюджетной политикой. С 1994 по 1997 г. наиболее значимыми в образовании задолженности являлись убытки предприятий промышленности, что свидетельствует о наличии канала субсидирования неэффективных предприятий посредством системы неплатежей (модель 3). В последующем периоде (1998–2000 гг.) значимость и интенсивность этой зависимости значительно снизилась, вместе со снижением и самих приростов неплатежей.

На глубинные истоки кризиса указывает и значимость в образовании неплатежей таких факторов, как структура внутренних цен и реального курса рубля, динамика которых имеет прямую связь с издержками и структурой внутреннего спроса – импорт и внутреннее производство. Полученные эмпирические зависимости подтверждают выводы, следующие из теоретического анализа на основе модели общего

равновесия, где изменения потребительских предпочтений в выборе между отечественными и импортными товарами при определенных предпосылках приводят к возникновению неплатежей.

Не вызывает сомнения, что одним из важнейших источников роста неплатежей оказывались платежи государства, хотя во многих случаях они не принимают форму просроченных обязательств. Проведенные расчеты свидетельствуют о высоко значимой в статистическом смысле положительной корреляции между неисполнением плановых расходов государства и неплатежами. Неплатежи государства можно назвать как ключевым, так и замыкающим звеном цепи неплатежей, способствующим погружению экономики в долговой кризис.

Роль процентной ставки и кредита, в соответствии с результатами эмпирического исследования, является статистически существенной, но не дает большого вклада в объяснение дисперсии неплатежей по регионам и во времени. Данные результаты не позволяют отвергнуть гипотезу о наличии кредитно-денежного фактора (фактора ликвидности) кризиса неплатежей в Российской Федерации. Однако можно с уверенностью говорить, что он не является доминирующим, так как в моделях с большим набором факторов наиболее существенными становятся те из них, которые отвечают за неэффективность и структурные сдвиги. Поэтому решение проблемы неплатежей не может сводиться к денежно-кредитной политике.

Проведенный анализ, однако, не дает ответа на вопрос, что явилось первоначальным шоком, спровоцировавший рост неплатежей. Как известно, начало переходного периода характеризовалось во всех странах резким сжатием ликвидности, что могло явиться первоначальной причиной роста задолженности, переросшей в более глубокий кризис с финансированием убыточных производств. Но с началом переходного периода произошли и мощнейшие структурные сдвиги в экономике, значимость которых обнаружена в результате эмпирического исследования.

Наличие преднамеренных неплатежей, описываемых первой моделью, сложно диагностировать в силу их специфики. Однако они, по всей видимости, предопределены в силу усугубления проблем, связанных с асимметричной информацией в условиях распространения вынужденных видов неплатежей.

Результаты проведенного эмпирического исследования, где среди факторов образования задолженности рассматривались неисполнение федерального бюджета, финансовые результаты деятельности предприятий, динамика реального обменного курса рубля, структура внутренних цен, и др., полностью согласуются с результатами теоретического анализа на основе модели общего равновесия.

Принимая во внимание вышесказанное, отметим, что кризис неплатежей в российской экономике, во всяком случае, на исследованном интервале (вплоть до 2000 г.), следует рассматривать как симптом, проявление глубоких кризисных явлений, имеющих корни в реальном секторе экономики. В связи с этим меры по устранению неплатежей не могут ограничиваться исключительно монетарными методами, а должны быть направлены на реструктуризацию неэффективных производств и стимулирование спроса на отечественную продукцию, оздоровление государственных финансов и совершенствование рыночных институтов, в том числе системы инфорсmenta и процедуры банкротства.

Литература

Алексеев М. Неплатежи и бартер в российской экономике и роль естественных монополий. – Программа по естественным монополиям IRIS/USAID июль 1998 г. Препринт.

Аникин А.В. История финансовых потрясений. М., 2002. С. 440.

Аукуционек С. Бартер в российской промышленности. Вопросы экономики. 1998. № 2.

Бессонов В.А. Исследование трансформации ценовых пропорций в процессе российских экономических реформ. ГУ–ВШЭ. Дискуссионные материалы. Вып. 3. М., 1998.

Бессонов В.А. О трансформационных структурных сдвигах российского промышленного производства. Экономический журнал ВШЭ. 2000. Т. 4. № 2. С. 184–219.

Варшавский А.Е. Моделирование неплатежей и бартерного спроса в бартерной экономике России. Экономика и математические методы. 2000. Т. 36. № 1. С. 11–27.

Варшавский А.Е. Неплатежи и бартер как проявление системных трансформаций. Вопросы экономики. 2000. № 6. С. 89–101.

Волконский В.А., Канторович Г.Г. Многоярусная экономика России: пределы гибкости. Экономика и математические методы. М., 1995. Т. 31. Вып. 3. С. 111–124.

Гуриев С.М., Поспелов И.Г., Шапошник Д.В. Модель общего равновесия при наличии трансакционных издержек и денежных суррогатов. Экономика и математические методы. 2000. Т. 36. Вып. 1 и 2.

Деягин М.Г. Экономика неплатежей: как и почему мы будем жить завтра. М., 1997. Изд. 3-е, перераб. и доп., 396 с.

Денисова И.А. Кредитный канал воздействия денежной политики на реальный сектор. Роль взаимных неплатежей предприятий в промышленности. М.: РПЭИ. Сер. «Научные доклады». 1999. № 99/12. 54 с.

Золотарева А., Лидерман Л., Луговой О., Энтов Р. Неплатежи в российской экономике и регионах. М.: ИЭПП–СЕРРА, 2001. 172 с.

Зубов В.М. От неплатежей к развитию. М., 1999.

Ивантер В.В., Говтвань О.Дж., Панфилов В.С., Медков А.А. Банкротства предприятий в Российской Федерации: причины, способы осуществления и их влияние на функционирование банковской системы страны. Проблемы прогнозирования. М., 1995. Вып. 2. С. 22–42.

Ивантер В.В., Говтвань О.Дж., Панфилов В.С., Моисеев А.К. О неотложных мерах по нормализации финансовой ситуации в России. Проблемы прогнозирования. М., 1998. Вып. 6. С. 13–18

Илларионов А. Как был организован российский финансовый кризис. Вопросы экономики. М., 1998. № 11.

Инфляция и антиинфляционная политика в России / Под ред. Л.Н. Красавиной. М., 2000.

Карнов П.А. О причинах низкой собираемости налогов (неплатежей фискальной системе), общих причинах «кризиса неплатежей» и возможности восстановления платежеспособности российских предприятий. Отчет межведомственной балансовой комиссии. М., 1997. 52 с.

Кейнс Дж. Общая теория занятости, процента и денег. М., 1978.

Клепач А. Долговая экономика: монетарный, воспроизводственный и властный аспекты. Вопросы экономики. 1997. № 4. С. 42–56.

Корнаи Я. Социалистическая система. Политическая экономия коммунизма / Пер. с англ. М., НП Редакция журнала «Вопросы экономики», 2000. 672 с.

Корнаи Я. Юридические обязательства, проблема их соблюдения и мягкие бюджетные ограничения. Вопросы экономики. 1998. № 9.

Лисицян Н. Оборотные средства, процесс обращения стоимости капитала, неплатежи. Вопросы экономики. 1997. № 9.

Луговой О. Неплатежи: макроэкономический анализ. Экономика переходного периода. Очерки экономической политики посткоммунистической России 1991–1997. М.: ИЭППП, 1998. С. 105–1033.

Луговой О., Семенов Д. Неплатежи в Российской Федерации. М.: ИЭПП–USAID, 2000. Доступно на <http://www.iet.ru/usaaid/i3/i3.htm>.

Макаров В.Л., Клейнер Г.Б. Развитие бартерных отношений в России. Институциональный этап. М.: ЦЕМИ РАН, 1999.

Матовников М.Ю. Функционирование банковской системы России в условиях макроэкономической нестабильности. М.: ИЭПП, 2000.

Мишкин Ф. Экономическая теория денег, банковского дела и финансовых рынков / Пер. с англ. М., 1999. С. 820.

Мохтари М., Кейнер С., Конторович В. Эконометрический анализ неплатежей в России. Экономический журнал ВШЭ, 2000. Т. 4. № 1. С. 3-16.

Полтерович В.М. Институциональные ловушки и экономические реформы ЦЭМИ РАН и РЭШ. М., 1999.

Энтов Р., Радыгин А., Мау В., Синельников-Мурылев С. и др. (всего 12 авторов). Проблема неплатежей в российской экономике / Развитие российского финансового рынка и новые инструменты привлечения инвестиций. М.: ИЭППП, 1998. С. 96–149.

Речин В.Д. Предприятие в условиях неплатежей: мнения директоров предприятий. ЭКО: Экономика и организация промышленного производства. Новосибирск, 1998. № 3. С. 82–90.

Российский бюллетень конъюнктурных опросов (промышленность) / Рук. Цухло С. – М.: ИЭПП, 1993–2002 – доступно на <http://www.iet.ru/publics/conjunctura.html>.

Стародубровский В.Г. Опыт рыночных реформ в разных странах. Чем он интересен для России / Подъем промышленного производства в России, развитие межрегионального научно-промышленного сотрудничества, создание рабочих мест в российских регионах: Тезисы доклада. Всероссийская научно-практическая конференция. М., 4 июня 1999 г.

Усизима С. Предложения к политике по разрешению проблемы неплатежей и ремонетизации в России. Создание предпосылок для ускоренного экономического роста. Доклад в Министерство экономики РФ. 1998. 36 с.

Хикс Дж. Стоимость и капитал. М., 1988.

Шмелев Н. Неплатежи как проблема номер один российской экономики. Вопросы экономики. 1997. № 4.

Яковлев А. О причинах бартера, неплатежей и уклонения от уплаты налогов в российской экономике. Вопросы экономики. 1999. № 4. С. 102–115.

Яковлев А. Почему в России возможен безрисковый уход от налогов? Вопросы экономики. 2000. № 11. С. 142–144.

Яковлев А., Глусин Ф. Альтернативные формы расчетов в народном хозяйстве и возможности их анализа методами субъективной статистики. Вопросы статистики. 1996. № 9.

Alfandari G., Schaffer M.E. «Arrears» in the Russian Enterprise Sector / Commander S., Fan Q. and Schaffer M.E., eds. Enterprise Restructuring and Economic Policy in Russia. Washington, DC: EDI/World Bank, 1996. P. 87–139.

Blanchard O. The Economics of Post-Communist Transition. Clarendon Press. Oxford, 1997. 158 p.

Calvo G.A., Coricelli F. Inter-enterprise Arrears in Economies in Transition / R. Holzmann, J. Gacs and G. Winckler (eds.). Output Decline in Eastern Europe. Unavoidable, External Influence or Homemade? Dordrecht/Boston/London: Kluwer Academic, 1995. P. 193–212.

Denisova I. Monetary Policy Transmission: The role of the Industrial interenterprise arrears. RECEP, 1997.

Earle J.S., Sabirianova K.Z. Equilibrium Wage Arrears: A Theoretical and Empirical Analysis of Institutional Lock-In. IZA Discussion Paper, № 196. Bonn, 2000. 53 p.

Entov R., Lederman L., Lugovoi O., Zolotareva A. Non-payments in the Russian Economy and Regions. М.: CEPRA-IET, 2001.

Fan Q., Schaffer M.E., eds. Enterprise Restructuring and Economic Policy in Russia, Washington: EDI/World Bank, 1996. P. 87–139.

Folkerts-Landau D. The Payments Systems Reforms and Monetary Policy in Emerging Market Economies in Central and Eastern Europe. IMF WP/94/13-EA, 1994.

Folkerts-Landau D. Wholesale Payments and Financial Discipline, Efficiency, and Liquidity. IMF WP/97/154, 1997.

Gaddy G., Ickes B.W. Russia's Virtual Economy. Foreign Affairs, 1998. 77, 5. P. 53–67.

Gavrilenkov E. Macroeconomics of the arrears crisis in Russia. Hitotsubashi j. of economics. Tokyo, 1996. P. 59–67.

Gomulka S. The Financial Situation of Enterprises and Its Impact on Monetary and Fiscal Policies, Poland 1992–1993. Economics of Transition, 1994. Vol. 2. № 2.

Guriev S., Kvasov D. Barter in Russia: the Role of Market Power. RECEP, Working Paper, № 3, August 1999. 22 p.

Hook A.T. Managing Payment System Risk During the Transition From a Centrally Planned to a Market Economy. IMF WP/92/95-EA, 1992.

Ivanova N., Wyplosz C. Arrears: the Tide that is Drowning Russia. RECEP Working Paper, Series №. 1. 1999. 34 p.

Kim Se-Jik, Kwon G. A general equilibrium approach to interenterprise arrears in transition economies with application to Russia. Wash.: IMF, 1995. III. 22 p. (Working paper/ Intern. monetary fund. Research a. Europ. II dep.; WP-95-145).

Kindleberger C.P. Manias, Panics and Crises. A History of Financial Crises. John Wiley & Sons inc. 3rd ed., 1996.

Mitchell A.P., Ranharam G.R. Trade Credit: Theories and Evidence. The Review of Financial Studies, 1997. Vol. 10. № 3.

Nikitin M. An Arrears Crisis and Stabilization Failure in Transition Economy. Journal of Comparative Economics 28, 2000. P. 665–699.

Perotti E. Internal Credit and Opportunistic Arrears in Transition. Eur. Econ. Rev. Nov. 1998. 42, 9. P. 1703–1726.

Pinto B., Drebenstov V., Morozov A. Dismantling Russia's Nonpayments System. Creating Conditions for Growth. World Bank Technical Paper, № 471, 2000.

Rostowski J. The Inter-Enterprise Debt Explosion in the Former Soviet Union: Causes, Consequences, Cures. Centre for Economic Performance Discussion Paper, № 142. London, 1993. 61 p.

Schaffer M.E. Do firms in transition have soft budget constraints? A reconsideration of concepts and evidence. Journal of Comparative Economics. 1998. 26(1). P. 80–103.

White H.A. Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48. 1980. P. 817–838.

Yakovlev A. Barter in the Russian Economy: Classifications and Implications (Evidence from Case Study Analysis). *Post-Communist Economies*, 2000. Vol. 12. № 3.

Регионы России / Госкомстат РФ, 1997–1999.

Социально-экономическое положение России / Госкомстат РФ, 1994–2000.

Гражданский кодекс РФ, статья 196, Глава 12. «Исковая давность». С. 397–413.

Указ Президента от 20 декабря 1994 г. № 2204 «Об обеспечении правопорядка при осуществлении платежей по обязательствам за поставку товаров (выполнение работ или оказание услуг)».

Приложение 1. Результаты имитации распространения неплатежей

Расчет γ_{ij} на основе заданных $\gamma_{21} = 0.1$ и $\gamma_{22} = 0.6$, при предположении о равенстве пропорций для всех секторов:

$\gamma_{23} = 1 - \gamma_{21} - \gamma_{22} = 0.3$ (доля неплатежей по налогам в задолженности 2-го сектора);

$$\gamma_{11} = \frac{\gamma_{21}}{1 + \frac{\gamma_{21}}{\gamma_{23}}} = 0.25 \text{ (доля неплатежей по зарплате в задолженности 1-го сектора);}$$

1-го сектора);

$\gamma_{13} = 1 - \gamma_{11} = 0.75$ (доля неплатежей по налогам в задолженности 1-го сектора);

$$\gamma_{31} = \frac{\gamma_{21}}{1 + \frac{\gamma_{21}}{\gamma_{22}}} = 0.143 \text{ (доля неплатежей по зарплате в задолженности 3-го сектора);}$$

сти 3-го сектора);

$\gamma_{32} = 1 - \gamma_{31} = 0.857$ (доля неплатежей поставщикам в задолженности 3-го сектора).

Таблица 1

Результаты имитации мультипликативного распространения неплатежей в экономике

	Обо- значе- ния	При- мер 1.1	При- мер 1.2	При- мер 1.3	При- мер 1.4	При- мер 1.5	При- мер 1.6
Неплатежи первого сектора	N_1	52	48	48	48	24	20
Неплатежи второго сектора	N_2	10	20	10	10	10	10
Неплатежи третьего сектора	N_3	42	42	49	49	21	28
Неплатежи государства	N_4	42	42	39	49	21	23
Сокращение потребитель- ского спроса населения	N_5	20	20	20	20	20	10
на продукцию 2-го сектора	N_{52}	10	10	10	10	10	5
на импорт	N_{56}	10	10	10	10	10	5

Таблица 2

**Воздействие неплатежей на денежный и совокупный
(в нашем случае потребительский) спрос**

	Пример 1.1	Пример 1.2	Пример 1.3	Пример 1.4	Пример 1.5	Пример 1.6
Реализованная, но неоплаченная продукция	84	91	89	100	55	58
<i>1-го сектора</i>	42	48	48	48	30	30
<i>2-го сектора</i>	0	0	0	0	0	5
<i>3-го сектора</i>	42	42	39	49	21	23
Нереализованная продукция (сектор 2)	10	10	10	10	10	5
Сокращение спроса на реальные кассовые остатки	166	172	166	176	96	91

Таблица 3

**Исследование проведения зачетов для примера 1.4
(табл. 1 Приложения 1)**

	Обозна- чения	До про- веде- ния за- чета	После проведе- ния за- чета
Неплатежи первого сектора	N_1	48.00	12.00
Неплатежи второго сектора	N_2	10.00	10.00
Неплатежи третьего сектора	N_3	49.00	13.00
Неплатежи государства	N_4	49.00	13.00
Сокращение потребительского спроса населения	N_5	20.00	20.00
<i>на продукцию 2-го сектора</i>	N_{52}	10.00	10.00
<i>на импорт</i>	N_{56}	10.00	10.00
Неплатежи по зарплате	N_{01}	20.00	20.00
<i>1-го сектора</i>	N_{11}	12.00	12.00
<i>2-го сектора</i>	N_{21}	1.00	1.00
<i>3-го сектора</i>	N_{31}	7.00	7.00
Неплатежи поставщикам	N_{02}	48.00	12.00
<i>2-го сектора</i>	N_{22}	6.00	6.00
<i>3-го сектора</i>	N_{32}	42.00	6.00
Неплатежи по налогам (недоимка)	N_{03}	39.00	3.00
<i>1-го сектора</i>	N_{13}	36.00	0.00
<i>2-го сектора</i>	N_{23}	3.00	3.00
Неплатежи в экономике (кредиторская задолженность)	N_C	107.00	35.00

Таблица 3 продолжение

		Обозначения	До проведения зачета	После проведения зачета	
Дебиторская задолженность в экономике		<i>N_D</i>	97.00	25.00	
Мультипликатор кредиторской задолженности		<i>m_{IC}</i>	10.70	3.50	
Мультипликатор дебиторской задолженности		<i>m_{ID}</i>	9.70	2.50	
Параметры модели	Доля импортных товаров на внутреннем потребительском рынке	$(1-\alpha)$	0.5	0.5	
	Чистая задолженность 1-го сектора	<i>n₁₀</i>	0.0	0.0	
	Чистая задолженность 2-го сектора	<i>n₂₀</i>	0.0	0.0	
	Чистая задолженность 3-го сектора	<i>n₃₀</i>	0.0	0.0	
	Чистая задолженность государства	<i>n₄₀</i>	10.0	10.0	
	Сокращение потребительского спроса населения (вызванного неучтенными в модели факторами)		<i>n₅₀</i>	0.0	0.0
	Сектор 1	Доля неплатежей по зарплате	γ_{11}	0.25	1.00
		Доля неплатежей в бюджет	γ_{13}	0.75	0.00
	Сектор 2	Доля неплатежей по зарплате	γ_{21}	0.100	0.100
		Доля неплатежей поставщикам	γ_{22}	0.600	0.600
		Доля неплатежей в бюджет	γ_{23}	0.300	0.300
	Сектор 3	Доля неплатежей по зарплате	γ_{31}	0.143	0.538
		Доля неплатежей поставщикам	γ_{32}	0.857	0.462

Приложение 2. Результаты эмпирического анализа

Накопленный уровень или приросты: проблема выбора показателей для эконометрических оценок

Как уже отмечалось ранее, при переходе к сопоставимым ценам динамика накопленного уровня задолженности подвержена воздействию инфляции, что легко показать на следующем примере.

Обозначим:

C_t – накопленный уровень неплатежей;

P_t – уровень цен;

ΔC_t – новые неплатежи (образованные в периоде t);

$\Delta C'_{t-k}$ – погашение в периоде t неплатежей, образованных в период $t-k$;

π_t – инфляция.

Тогда при исследовании динамики вновь образованной задолженности возникает дилемма выбора показателя. В одних случаях, некоторыми исследователями выбираются дефлированные приросты неплатежей ($\frac{\Delta C_t}{P_t}$), в других – приросты дефлированного уровня задолженности ($\Delta \frac{C_t}{P_t}$). Рассмотрим оба этих варианта.

а)

$$\frac{\Delta C_t}{P_t} = \frac{C_t - C_{t-1}}{P_t} = \frac{\sum_{i=1}^n [\Delta C_i - \Delta C'_{i-k}] - \sum_{i=1}^{n-1} [\Delta C_i - \Delta C'_{i-k}]}{P_t} = \frac{\Delta C_t - \Delta C'_{t-k}}{P_t}$$

б)

$$\begin{aligned} \Delta \frac{C_t}{P_t} &= \frac{C_t}{P_t} - \frac{C_{t-1}}{P_{t-1}} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{P_t} [\Delta C_i - \Delta C'_{i-k}] - \sum_{i=1}^{n-1} \frac{1}{P_{t-1}} [\Delta C_i - \Delta C'_{i-k}] = \\ &= \underbrace{\frac{\Delta C_t - \Delta C'_{t-k}}{P_t}}_{\frac{\Delta C_t}{P_t}} - \underbrace{\left(1 - \frac{P_t}{P_{t-1}}\right)}_{\pi_t} \cdot \underbrace{\sum_{i=1}^{n-1} [\Delta C_i - \Delta C'_{i-k}]}_{C_{t-1}} = \frac{\Delta C_t}{P_t} + \pi_t \cdot C_{t-1} \end{aligned}$$

Как можно заметить, второй случай (б) отличается от первого (а) на

величину обесценения запаса неплатежей ($\pi_t \cdot C_{t-1}$), что, безусловно, необходимо учитывать в моделях. Особенно это касается случаев, когда в качестве регрессоров используются дефлированные показатели. Последнее может привести к скрытым, нежелательным зависимостям и повлиять на результаты оценок.

На наш взгляд, если объектом исследования является вновь образованная задолженность, ее динамика, то целесообразно в качестве объясняемой величины в эконометрических моделях использовать дефлированные приросты неплатежей (случай а). Случай б) больше подходит для анализа динамики совокупного долга предприятия, который образовывается в течение длительного периода и, следовательно, подвержен влиянию факторов в течение всего периода накопления «запаса».

Результаты оценки региональной динамической модели неплатежей

Рисунок 1

Результаты теста Jarque–Bera на нормальность остатков, модель (Э.1), OLS

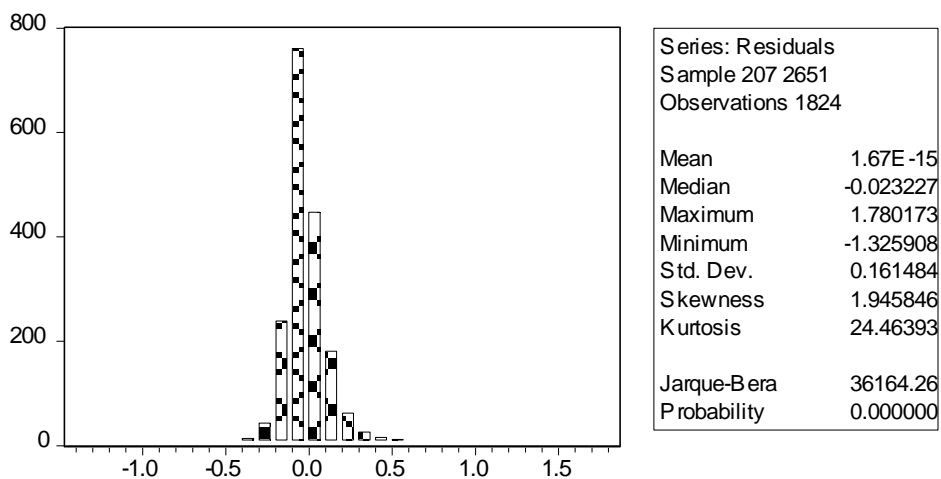


Рисунок 2

Результаты теста Jarque–Bera на нормальность остатков, модель (Э.1) с исключением выбросов, WLS с «расширенными» весами

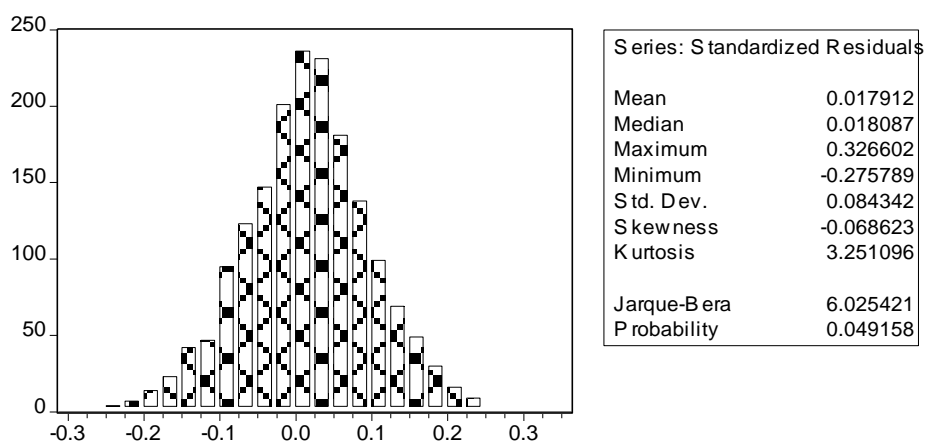


Таблица 1

White Heteroskedasticity Test, уравнение (Э.5)

F-statistic	14.492	Probability	0.000
Obs*R-squared	28.581	Probability	0.000

Таблица 2

Результаты оценки модели (Э.9) с лагированными и логическими переменными, WLS, White HCC, I/1995-IV/2000

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
c_1	0.058	0.026	2.220	0.027
c_2	-0.015	0.028	-0.535	0.593
c_3	-0.329	0.060	-5.524	0.000
$c_3^{(t-1)}$	-0.067	0.027	-2.489	0.013
c_4	-0.080	0.046	-1.737	0.083
$c_4^{(t-1)}$	-0.110	0.039	-2.793	0.005
c_5	-0.004	0.003	-1.542	0.123
c_6	0.037	0.022	1.674	0.094
c_7^{1995}	0.979	0.240	4.077	0.000
c_7^{1996}	1.404	0.216	6.491	0.000
c_7^{1997}	1.188	0.219	5.431	0.000
c_7^{1998}	0.181	0.074	2.449	0.014
c_7^{1999}	0.161	0.089	1.810	0.071
c_7^{2000}	0.254	0.118	2.155	0.031
c_8^{1995}	-0.265	0.076	-3.501	0.001
c_8^{1996}	0.159	0.117	1.357	0.175
c_8^{1997}	0.096	0.098	0.979	0.328
c_8^{1998}	0.813	0.184	4.420	0.000
c_8^{1999}	-0.069	0.029	-2.394	0.017
c_8^{2000}	-0.018	0.023	-0.791	0.429
c_9^{1995}	-0.016	0.003	-5.495	0.000
c_9^{1996}	-0.028	0.014	-2.011	0.044
c_9^{1997}	-0.050	0.010	-4.880	0.000
c_9^{1998}	-0.026	0.009	-3.020	0.003
c_9^{1999}	0.008	0.008	0.991	0.322
c_9^{2000}	-0.016	0.006	-2.815	0.005
c_{10}^I	0.430	0.070	6.142	0.000
c_{10}^{II}	0.386	0.063	6.088	0.000
c_{10}^{III}	0.395	0.066	6.001	0.000
c_{10}^{IV}	0.395	0.067	5.858	0.000
c_{10}^{IV-95}	0.093	0.012	7.752	0.000
c_{10}^{II-96}	-0.006	0.016	-0.385	0.700
c_{10}^{III-98}	0.219	0.042	5.258	0.000
c_{10}^{IV-99}	0.039	0.015	2.667	0.008
c_{10}^{II-00}	-0.022	0.012	-1.872	0.061
<i>R-squared</i>	0.310	<i>Mean dependent var</i>	0.081	
<i>Adjusted R-squared</i>	0.297	<i>S.D. dependent var</i>	0.086	
<i>Observations</i>	1766	<i>S.E. of regression</i>	0.073	
<i>F-statistic</i>	42.526	<i>Prob(F-statistic)</i>	0.000	