

***ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ  
ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА***

***Научные труды  
№ 45Р***

**С. Дробышевский, А. Козловская**

**Внутренние аспекты денежно-кредитной  
политики России**

**Москва  
2002**

## **Институт экономики переходного периода**

Анализ внутренних аспектов денежно-кредитной политики в РФ, предпринятый в настоящей работе, включает в себя три самостоятельных блока - изучение спроса на деньги, анализ характера и механизмов взаимодействия денег и реального выпуска и выявление неявных правил в денежно-кредитной политике Банка России. 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 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 денежных властей на современном этапе.

Редактор: Н. Главацкая  
Корректор: С. Хорошкина  
Компьютерный дизайн: В. Юдичев

*Настоящее издание подготовлено по материалам исследовательского проекта Института экономики переходного периода, выполненного в рамках гранта, предоставленного Агентством международного развития США.*

ISBN 5-93255-092-9

Лицензия на издательскую деятельность Серия ИД № 02079 от 19 июня 2000 г.

125993, Москва, Газетный пер., 5  
Тел. (095) 229-6413, FAX (095) 203-8816  
E-MAIL – root @iet.ru, WEB Site – <http://www.iet.ru>  
© Институт экономики переходного периода 2002.

## Оглавление

<b>Введение</b> .....	5
<b>1. Моделирование спроса на деньги и инфляционных процессов в российской экономике</b> .....	8
1.1. Теоретические подходы к изучению инфляционных процессов в экономике.....	8
1.2. Моделирование динамики инфляции в российской экономике.....	31
1.3. Исследование нелинейности в поведении спроса на деньги.....	69
1.4. Оценка равновесия спроса и предложения на денежном рынке.....	77
<b>2. Анализ внутренних аспектов денежно-кредитной политики в России в 1992-2001 гг.</b> .....	87
2.1. Цели и механизмы трансмиссии денежно-кредитной политики.....	87
2.2. Основные подходы к эмпирическому анализу механизма денежной трансмиссии и выявлению фактических целей денежно-кредитной политики.....	100
2.3. Анализ механизмов трансмиссии денежно-кредитной политики в российской экономике.....	110
2.4. Выявление фактических целей денежно-кредитной политики, проводимой Банком России.....	135
<b>Выводы и рекомендации для экономической политики</b> .....	146
<i>Библиография</i> .....	151



## Введение<sup>1</sup>

В наших предыдущих исследованиях<sup>2</sup> основное внимание уделялось 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.

Изучение проблем в денежной сфере в посткризисный период<sup>3</sup> показало, что характер многих процессов, определяющих равновесие на денежном рынке, взаимодействие реального и финансового секторов экономики и динамику цен, претерпел изменения после кризиса. Так, первоочередное значение приобрели проблемы «избыточной ликвидности», рационализации кредита и поведения мультипликатора, контроля над немонетарной составляющей инфляции. Другими словами, в настоящее время существуют необходимость и условия для 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 денежных властей на современном этапе.

Анализ внутренних аспектов денежно-кредитной политики в РФ включает в себя три самостоятельных блока – изучение спроса на деньги,

---

<sup>1</sup> Авторы выражают признательность Р.М. Энтову и А. Харбергеру (Университет Калифорнии, США) за плодотворные обсуждения и полезные замечания.

<sup>2</sup> ИЭПП (1998); ИЭПП (1999).

<sup>3</sup> Дробышевский (2001).

анализ характера и механизмов взаимодействия денег и реального выпуска и выявление неявных правил в денежно-кредитной политике Банка России.

Исследование спроса на деньги построено на традиционном в наших исследованиях монетарном подходе, предполагающем зависимость динамики цен от темпов роста денежного предложения. 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 качественных 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.

Два других блока настоящей работы – анализ характера и каналов влияния денег на реальный выпуск, а также выявление неявных целей в политике ЦБ РФ – являются, по сути, первыми исследованиями такого рода в России.

Вопрос о наличии и характере влияния денег и цен на реальный сектор экономики остается ключевым в дискуссии о роли Банка 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 альтернативами, однако, до настоящего времени характер предполагаемых взаимодействий остается неизученным.

В нашем исследовании мы уделили основное влияние анализу краткосрочного взаимодействия между деньгами, ценами и реальным выпуском, а также рассмотрели возможность существования различных каналов трансмиссии денежно-кредитной политики на экономику. Последнее представляется особенно важным при выборе инструментов и механизмов стимулирования роста реального сектора с помощью средств денежно-кредитной политики.

При анализе неявных целей Центрального банка РФ при проведении денежно-кредитной политики ставилась задача определения наиболее вероятных макроэкономических показателей, изменения которых являлись определяющими для Банка 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.

Каждый из трех блоков (глав) помимо эконометрических расчетов содержит обзор современных взглядов по рассматриваемым проблемам денежно-кредитной политики, а также описание методологических подходов к эмпирическому анализу.

# 1. Моделирование спроса на деньги и инфляционных процессов в российской экономике

## 1.1. Теоретические подходы к изучению инфляционных процессов в экономике

Основной целью эконометрического моделирования временных рядов, и в частности, моделирования инфляции, является адекватное объяснение флуктуаций, а также получение точных прогнозов экономических показателей. Существует несколько основных подходов к описанию инфляционных процессов. Каждый из них описывает отклик цен на шоки агрегированного спроса либо агрегированного предложения. Подходы, основанные на изучении эффектов шоковых отклонений величин, формирующих агрегированное предложение, рассматривают, как правило, шоки факторов производства или издержек, связанных с этими факторами. Наиболее известное описание динамики инфляции в рамках этого подхода представлено кривой Филлипса, связывающей инфляцию с уровнем безработицы<sup>4</sup>. Монетарная теория ценообразования объясняет динамику индекса цен как отклик на шоки номинального денежного предложения и переменных, определяющих спрос на реальные денежные балансы, таких как доходность от альтернативного вложения денег и переменные масштаба. При этом шоки и предложение денег заданы как экзогенные параметры, т.е. не обусловленные влиянием каких-либо других переменных модели. Влияние на уровень цен шоковых изменений спроса на реальные денежные балансы происходит посредством воздействия на агрегированный спрос. Монетарная теория предполагает, что спрос и предложение на рынке денег (в реальном выражении) всегда находятся в равновесии благодаря эндогенному установлению уровня цен, соответствующего этому равновесию<sup>5</sup>.

В рамках количественно-теоретического анализа уровень цен выводится для состояния экономики, определяемого пересечением кривых *IS* и *LM*. Woodford (1998) доказал, что условие пересечения кривых *IS* и *LM* является необходимым, но недостаточным для определения равновесного уровня цен. При определенных предпосылках уровень цен будет определяться бюджетным ограничением государства таким образом, чтобы уров-

<sup>4</sup> Phillips (1958), Phelps (1968), Stock, Watson (1999).

<sup>5</sup> Baumol (1952), Tobin (1956).



нять реальное значение государственного долга и величину ожидаемых суммарных дисконтированных доходов государства. При этом изменение денежного предложения будет оказывать лишь косвенное влияние на уровень цен за счет влияния на задолженность государства. Иными словами, учет государственной политики может оказаться существенным для определения индекса цен.

Одним из наиболее важных и интересных для изучения свойств ценового индекса является свойство асимметрии изменения (жесткости) цен, широко обсуждающееся экономистами. Под жесткостью понимают не мгновенное приспособление цен к изменениям экономических параметров.

Данное явление Aggow (1959), Barro (1972) связывают с издержками изменения цены (издержками меню), которые происходят из-за дискретности изменения уровня цен. Изменение во времени экономических показателей приводят к изменению условий для производства и торговли, что сказывается на оптимальной цене продукции фирмы. Mankiw (1985) утверждает, что если фирмы устанавливают цены оптимально, то их потери не велики при изменении объема производства при шоковых изменениях спроса без изменения цены. Значит, даже небольшие издержки меню оказываются невыгодной стратегией для фирмы, поэтому небольшие изменения спроса не влекут за собой роста цен — что и объясняет задержку отклика ценового индекса на изменения агрегированного спроса.

С помощью теоретической модели Caplin и Spullber (1987) доказали, что в том случае, когда инфляция монотонна, жесткость цен пропадает, однако Caballero и Engel (1992) расширили модель, введя в рассмотрение идиосинкратические шоки, и показали, что этот результат верен лишь в долгосрочной перспективе, в то время как в краткосрочном периоде изменение цен будет оставаться асимметричным.

Следствием асимметричности распределения цен является еще одно свойство, согласно которому при прочих равных условиях цены больше склонны к росту, чем к снижению. Tsiddon (1993) рассматривает модель фирмы, действующей на рынке в условиях монополистической конкуренции и минимизирующей свои издержки. Tsiddon показывает, что при определенных предпосылках отставание цен от шока денежного предложения будет дольше по времени в случае, если шок противонаправлен тренду, чем в случае положительного шока, что подтверждает эмпирические исследования, доказывающие жесткость цен по отношению к снижению. Дисперсия в модели Tsiddon'a уменьшается с ростом инфляции, что позво-

ляет утверждать, что при высоких темпах роста цен инфляция более предсказуема, чем в случае незначительного роста цен.

*Подход к анализу динамики цен на основании кривой Филлипса-Фелпса*

Цены на продукцию определяются издержками производства, поэтому в той степени, в какой рынок товаров конкурентен, цены в экономике должны определяться ценами на факторы производства. Подход к ценообразованию на основе издержек широко распространен в микроэкономике. На макроуровне изменение параметров производства (издержек производства, технологий либо емкости факторов, участвующих в производственном процессе) оказывает воздействие на общий уровень цен. Таким образом, влияние на уровень цен происходит со стороны агрегированного предложения. Наиболее известный способ описания инфляции, косвенно основанный на взаимосвязи между ценовым индексом и трудом как основным фактором производства – это подход к описанию динамики цен в краткосрочном периоде с помощью кривой Филлипса-Фелпса<sup>6</sup>. Кривая Филлипса-Фелпса связывает изменения инфляции с отклонением фактического уровня безработицы от NAIRU (уровень безработицы, не вызывающий ускорение инфляции) в предыдущем периоде и инфляционными ожиданиями относительно инфляции текущего периода, сформированными в предыдущем периоде:

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1}^e - b(U_t - U_t^n) + e_{t+1} \quad (1)$$

Уровень безработицы отчасти характеризует состояние экономики, или экономическую активность. Основная трудность применения модели (1) на реальных данных состоит в определении правильной спецификации инфляционных ожиданий. Существует несколько основных моделей, формирующих ожидания экономических агентов (адаптивные, статические, рациональные). Теория рациональных ожиданий предполагает, что экономические агенты в прогнозах будущих значений инфляции основываются на накопленной в прошлом информации. Такой информацией, наряду с наблюдаемыми предыдущими значениями индекса цен, могут быть лаговые значения других экономических переменных. Как правило, ожидания основываются на лаговых значениях ценового индекса, иногда включаются также лаговые значения показателей экономической активности – безработицы, реального выпуска и т.д.

Подход к ценообразованию с использованием кривой Филлипса состоит лишь в краткосрочной перспективе, что хотя и позволяет использо-

---

<sup>6</sup> Phillips (1958), Fisher (1973), Friedman (1968), Phelps (1968).

вать модель для объяснения цен в предыдущих периодах, однако накладывает определенные ограничения на применение модели для прогнозирования цен. Другое важное ограничение на применение данного подхода накладывает тот, что модель напрямую не учитывает изменение государственной политики. Поскольку цели и инструменты государственного регулирования меняются с течением времени, это может выражаться в нестабильности коэффициентов оцениваемого регрессионного уравнения.

Stock и Watson (1999) провели исследование прогнозных моделей с помощью кривой Филлипса на данных для США. Хотя с теоретической точки зрения показатели денежного рынка должны играть большую роль в формировании инфляции, однако, прогнозы инфляции с помощью кривой Филлипса оказываются более точными, чем прогнозы, выведенные на основе моделирования взаимосвязи инфляции и макроэкономических переменных, таких как процентные ставки, деньги и потребительские цены. Поскольку основной целью было прогнозирование инфляции, Stock и Watson использовали несколько измененную кривую Филлипса, в которой ожидания определяются известными предшествующими значениями, а в качестве зависимой переменной используется изменение инфляции:

$$\pi_{t+h}^h - \pi_t = \phi + \beta(L)u_t + \gamma(L)\Delta\pi_t + e_{t+h} \quad (2)$$

где  $\pi_t^h$  –  $h$ -периодный уровень инфляции ценового индекса<sup>7</sup>,  $h$  – глубина прогноза (12 месяцев),  $\gamma(L)$ ,  $\beta(L)$  – лаговые операторы с глубиной лага  $L$ ,  $u_t$  – уровень безработицы в момент времени  $t$ ,  $\pi_t$  – инфляция в момент времени  $t$ .

Спецификация модели подразумевает два важных ограничения. Во-первых, предполагается, что временной ряд показателей инфляции является интегрированным первого порядка. К этому предположению авторы приходят при сравнении критериев качества модели (2) с моделью, предполагающей стационарность переменной инфляции. Такая модель отличается от (1) использованием лаговых значений (а не разностей) инфляции в качестве объясняющих переменных. Второе ограничение накладывает предположением, что уровень естественной безработицы в равновесии (NAIRU) постоянен. Такое представление модели дает возможность протестировать гипотезу о неизменности естественного уровня безработицы путем проверки стабильности константы и коэффициентов при лаговых значениях показателя безработицы.

<sup>7</sup> В работе Stock, Watson (1999)  $\pi_t^h = (1200/h)\ln(P_t/P_{t-h})$ .

Вневыборочные прогнозы по оцененным моделям строились итеративным методом. Например, для расчета прогноза с 01.1980 по 01.1981 сначала на основе данных вплоть до 01.1980 оценивались все модели, по информационным критериям выбиралось число лагов влияния. Затем, продвинувшись на один шаг (т.е. используя данные до 02.1980), заново переоценивалась модель, пересчитывались информационные критерии и выбиралось число лагов для построения прогноза инфляции с 02.1980 по 02.1981. Продолжая процедуру, строится прогноз на период с 01.1980 по 01.1981.

Наряду с предложенной спецификацией (2), Stock и Watson использовали также несколько измененные модели, где вместо показателя безработицы рассматривались некоторые показатели экономической активности: промышленное производство, реальный частный доход, оптовые и розничные продажи в реальном выражении, численность занятых в неаграрном производстве, коэффициент использования мощностей в производстве и другие. Оценивалась также модель множественной регрессии с использованием большого числа переменных, предположительно оказывающих влияние на инфляцию<sup>8</sup>. Для облегчения оценивания и прогноза, построение моделей производилось двумя способами. Первый способ заключался в прогнозировании инфляции с помощью модели регрессии, основанной на двух objaśniaющих показателях. Применялась следующая процедура. Сначала строилось большое число прогнозов моделей типа (2) с различными переменными в качестве показателя экономической активности. Затем на основании полученных прогнозов  $f_{i,t}$  составлялся комбинированный прогноз  $f_{c,t}$ . Комбинированный прогноз рассчитывался тремя способами: как среднее полученных прогнозов, как их медиана, либо с помощью взвешивания<sup>9</sup>:

$$f_{c,t} = \sum_{i=1}^n w_{i,t} f_{i,t},$$

где веса  $w_{i,t}$  определялись из оценивания регрессии<sup>10</sup>:

<sup>8</sup> В основе лежит работа Gordon (1982).

<sup>9</sup> При этом прогнозные свойства для третьего способа были явно лучше первых двух случаев. При этом ни один способ не оказался лучше, чем модель с одним показателем в качестве индикатора экономической активности.

<sup>10</sup> Для оценивания использовалась гребневая регрессия (*ridge regression*).

$$\pi_{t+h}^h - \pi_t = \sum_{i=1}^n w_{i,t} f_{i,s} + e_{s+h}, s=1, \dots, t.$$

Второй способ состоял в составлении небольшого числа агрегированных индексов из значительно большего числа переменных с помощью метода главных компонент. Прогнозы строились на основе модели множественной регрессии:

$$\pi_{s+h}^h - \pi_s = \phi + \beta(L)' D_s^t + \gamma(L) \Delta \pi_s + e_{s+h}, s=1, \dots, t; \quad (3)$$

где  $D_s^t$  – вектор индексов (главных компонент) в момент времени  $t$ ,  $\beta(L)'$  – вектор оцениваемых коэффициентов.

Путем сравнения результатов прогнозов моделей Stock и Watson показали, что прогнозы инфляции могут быть улучшены с использованием модифицированной кривой Филлипса, основанной на единственном показателе реальной агрегированной активности  $y$ , а не безработицы  $u$ . Авторы обнаружили, что существует статистическое доказательство изменения в течение рассматриваемого периода параметров условно специфицированной кривой. Однако возможно, что основной источник нестабильности – это изменения вклада лагов инфляции в кривой Филлипса.

Как показали эмпирические исследования<sup>11</sup>, модель Филлипса дает хорошие результаты применительно к развитым экономикам, таким как США и ЕС. Однако данный подход не всегда может быть применен к определению и прогнозированию уровня цен. Как известно, цены в экономике определяются не только отношениями между продавцом и покупателем. Поскольку ценность товаров измеряется посредством денег, характеристики денежного рынка зачастую оказывают сильное влияние на динамику общего уровня цен. Для развивающихся стран монетарная природа цен является определяющим фактором в формировании динамики инфляции.

#### *Монетарная теория ценообразования*

С точки зрения монетарной теории, формирование общего уровня цен происходит таким образом, чтобы покупательная сила денежного предложения была равна желаемому уровню реальных балансов. Если номинальное предложение денег считается заданным экзогенно, то уровень цен определяется спросом на реальные балансы. В качестве факторов, объясняющих необходимость хранения денежных остатков, Кейнс (1936) назвал трансакции, меры предосторожности и спекуляцию. Следуя теории пред-

<sup>11</sup>См., например, Stock, Watson (1999), Gali, Gertler, Lopez-Salido (2001).

почтения ликвидности, некоторые авторы оспаривали обоснование спекулятивного мотива спроса на деньги, предложенное Кейнсом. Baumol (1952) и Tobin (1956) обосновали различие между транзакционным и портфельным мотивами спроса на деньги. В модели Баумоля-Тобина предполагается, что домохозяйство существует в течение бесконечного числа периодов. Расходы домохозяйства в течение каждого периода распределены равномерно, а доход в форме процентного депозита получается в начале периода, однако домохозяйство может обналичивать чек несколько раз в месяц. Для простоты предполагается, что домохозяйство переводит в наличную форму часть средств со счета через равные промежутки времени таким образом, чтобы снять со счета всю сумму в течение одного периода. Тогда средний уровень реальных денежных балансов  $M/P$  в течение периода будет:

$$\frac{M}{P} = \frac{cP/n}{2},$$

где  $cP$  – номинальная величина дохода домохозяйства,  $n$  – количество осуществленных транзакций по обналичиванию средств.

Изъятие денег требует затрат, которые имеют два происхождения. Во-первых, каждое осуществление транзакции требует постоянных расходов  $g$ . Во-вторых, изъятие денег уменьшает доход от процентных выплат на величину, пропорциональную средней величине обналиченных средств. Если процент по доходу  $R$ , стоимость осуществления транзакции  $g$ , то оптимальное число транзакций будет определяться минимальной величиной издержек  $C$ :

$$C = RM + \frac{cgP^2}{2M}.$$

Решение минимизационной задачи дает:

$$\frac{M}{P} = \sqrt{\frac{cg}{2R}}. \quad (4)$$

Уравнение (4) представляет собой спрос домохозяйства на реальные балансы в рамках модели Баумоля-Тобина, который положительно зависит от потребления и отрицательно от ставки процента. В более общем виде реальные денежные балансы рассматриваются как функция переменной масштаба (измеряемой как доход, богатство или затраты), нормой дохода на деньги, прежде всего внутренней процентной ставкой и (или) ожидаемой инфляцией.

Согласно монетарному подходу, моделирование динамики цен строится в предположении равновесия спроса и предложения на рынке денег:

$$\left(\frac{M}{P}\right)^s = \left(\frac{M}{P}\right)^d = L(i, Y), \quad (5)$$

где  $\left(\frac{M}{P}\right)^s$  – реальное денежное предложение,  $\left(\frac{M}{P}\right)^d$  – спрос на деньги в

реальном выражении,  $M$  – денежное предложение в номинальном выражении,  $P$  – уровень цен в экономике,  $i$  – номинальная ставка процента по альтернативным активам,  $Y$  – уровень дохода в экономике (ВВП).

Модель (5), записанная в логарифмах, будет выглядеть следующим образом<sup>12</sup>:

$$\ln M - \ln P = a_0 + a_1 \ln Y + a_2 i.$$

При небольших темпах инфляции равенство Фишера позволяет приравнять номинальную ставку процента сумме реального процента ( $r$ ) и ожидаемой инфляции ( $\pi^e$ ) текущего периода ( $\pi^e$ ):

$$i = r + \pi^e,$$

где инфляционные ожидания  $\pi^e$  определяются экономическими агентами в предыдущий момент времени. Согласно адаптивной теории ожиданий, ожидаемая инфляция корректируется относительно ожиданий предыдущего периода на величину, пропорциональную отклонению фактического изменения цен от ожидаемого в предыдущем периоде:

$$\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + \lambda(\Delta p_{t-1} - \pi_{t-1}^e), \lambda \in [0, 1].$$

Предполагая реальный процент постоянным, приходим к выводу, что норма альтернативной доходности денег оказывает влияние на уровень цен через ожидания, определенные в данном случае предыдущими значениями ценового индекса.

Уровень цен в итоге будет определяться как функция денежной массы и выпуска, а его динамика (в логарифмах) будет носить авторегрессионный характер:

$$p = a_0 + a_1 p_{-1} + a_2 m + a_3 y. \quad (6)$$

С усилением финансовой глобализации в качестве объясняющей инфляцию переменной часто добавляется ожидаемая доходность по иностранным ценным бумагам. Это объясняется либо регулированием ино-

<sup>12</sup> Иногда в правой части вместо номинального процента используют натуральный логарифм процентной ставки. McCallum (1989) показал, что такое представление не улучшает, хотя и не ухудшает результатов модели.

странной процентной ставки за счет движения валютного курса, либо введением в функцию спроса на деньги меры ожидаемого обесценения валютного курса. Либо наоборот, предполагая абсолютную замещаемость активов, включается различие между внутренним и иностранным процентом (Arango, Nadiri, 1981).

В условии равновесия инфляция представляет собой авторегрессионный процесс, при котором цены растут с постоянным темпом, а их уровень определяется количеством денег в экономике и некоторыми реальными переменными. Внешние шоки могут стать причиной неконтролируемого роста цен. Такими шоками могут быть, например, действия государственной политики или политики центрального банка<sup>13</sup>. Зачастую развитие гиперинфляции обусловлено слабым правительством и гражданскими волнениями и беспорядками<sup>14</sup>.

Первые шаги в изучении причин гиперинфляции были сделаны Cagan (1956) и его последователями Allais (1966) и Вагго (1970). Согласно модели Кейгана, гиперинфляция вызвана ростом номинального уровня денежной массы, причем рост цен в период гиперинфляции настолько сильно превышает рост реальных макроэкономических переменных, что их влияние на динамику ценового индекса практически отсутствует. Модель спроса на реальные денежные балансы в логарифмическом виде у Кейгана тогда записывается как:

$$m_t - p_t = \gamma + \alpha \pi_t^e + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma^2), \quad (7)$$

где  $\pi_t^e$  – адаптивные инфляционные ожидания:

$$\pi_t^e - \pi_{t-1}^e = \lambda(\Delta p_t - \pi_{t-1}^e).$$

В условиях сильного роста цен иностранная валюта может рассматриваться как приносящий проценты актив, в случае чего формирование реального спроса на деньги определяется ожидаемым изменением валютного курса. При этом существуют различные варианты объяснения влияния валютного курса на спрос на деньги. Holtfreich (1976) утверждает, что темп роста валютного курса служит альтернативой процентной ставке, определяющей издержки, связанные с хранением денежных остатков населением. Такая ситуация особенно характерна для развивающихся стран со слабо функционирующим рынком активов (Domac, 1998). Engsted (1996) утверждает и на примере гиперинфляции в Германии в 1921–1923 гг. показывает, что в условиях сильной инфляции ожидания строятся на ожиданиях

<sup>13</sup> Cagan (1956), Cottarelli, Griffiths, Moghadam (1998).

<sup>14</sup> Capie (1986).



валютного курса, а не цен. Abel (1979) основывает свои рассуждения на предположении о том, что в период гиперинфляции возможно замещение между внутренними деньгами и иностранными активами. Курс доллара в модели Абеля выступает в качестве одной из переменных, оказывающих влияние на уровень реальных кассовых остатков:

$$(m - p)_t = \alpha \Delta p_{t+1}^e + \theta \Delta s_{t+1}^e + \zeta_t,$$

где  $\Delta s_{t+1}^e$  – значение темпов роста обменного курса.

Итак, спрос на деньги в рамках описанного выше подхода определяет равновесный уровень цен, и любые шоковые изменения в спросе на реальные балансы, вызванные изменением предпочтений населения либо изменением экономической конъюнктуры, будут сказываться на динамике ценового индекса. Такой подход к ценообразованию оправдывает себя лишь в долгосрочной перспективе, в краткосрочном же периоде необходимо учитывать влияние на цены со стороны государства. Государство может оказывать влияние на инфляцию с помощью инструментов денежной и фискальной политики. В качестве контролируемых переменных денежной политики наиболее часто используются денежные агрегаты, обменный курс или процентные ставки, поскольку именно эти показатели наиболее доступны для регулирования правительством.

Монетарный подход к ценообразованию, основанный на изучении функции спроса на деньги, использует тот факт, что реальные кассовые остатки, наряду с потреблением, имеют определенную ценность для экономического агента, а потому желаемый уровень денежных балансов должен определяться его полезностью. При этом предполагается, что цены имеют чисто монетарную природу, т.е. являются механизмом, выравнивающим спрос на деньги и денежное предложение в реальном выражении. Другой подход к моделированию уровня цен с предположением о том, что реальные кассовые остатки входят в функцию полезности, был предложен в работе Woodford (1998). Основное отличие состоит в предположении, что уровень цен служит для выравнивания текущего долга и будущих дисконтированных профицитов бюджета, т.е. уровень цен является теперь механизмом уравнивания фискальной политики. Фискальная политика оказывает влияние на равновесный уровень цен по простой причине. Увеличение уровня цен уменьшает реальное значение чистых (внешних) активов частного сектора, или, что то же самое, реальное значение чистого государственного долга. Уменьшение благосостояния частного сектора снижает потребление за счет эффекта дохода. По мере сокращения спроса,

цена будет снижаться до тех пор, пока агрегированный спрос не будет соответствовать агрегированному предложению.

Таким образом, в подходе Вудфорда фискальная политика играет решающую роль, поскольку воздействие изменения уровня цен на агрегированный спрос зависит от невыплаченного номинального долга правительства, а эффекты благосостояния зависят от ожидаемых будущих бюджетов правительства.

Влияние цен на агрегированный спрос за счет фискальной политики действительно даже в том случае, если денежные власти меняют предложение денег в ответ на изменение уровня цен таким образом, чтобы сохранить реальные балансы неизменными (что может случиться при проведении политики фиксированных номинальных процентных ставок), поскольку рыночные операции для увеличения денежного предложения (если они проводятся на рынке с неиндексированным государственным долгом) не изменяют номинального значения совокупных долгов правительства.

*Подход Вудфорда к формированию цен*

Woodford строит свои выводы в рамках модели MPU (Money in the Utility Function), предложенной Sidrauski (1967) и Brock (1974, 1975). Предполагается, что полезность экономических агентов определяется величиной потребления ( $c$ ) и уровнем реальных балансов ( $m$ ). При этом функция полезности  $U(c, m)$  идентична для каждого индивидуума, предполагается вогнутой и возрастающей по уровню потребления  $c$  и уровню реальных балансов  $m$ . Домохозяйства максимизируют полезность, выбирая оптимальные уровни потребления и реальных балансов в каждом периоде таким образом, чтобы максимизировать межвременную полезность  $U$ :

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, M_t/P_t), \quad (8)$$

где  $0 < \beta < 1$  – постоянный дисконтирующий множитель,  
 $c_t, M_t \geq 0$ .

(9)

Максимизация полезности домохозяйства проводится в рамках бюджетного ограничения, накладываемого благосостоянием ( $W_t$ ) и доходами ( $p_t y_t$ ) за вычетом налоговых выплат государству ( $T_t$ ) в каждом периоде времени:

$$p_t c_t + M_t + B_t \leq W_t + p_t y_t - T_t, \quad (10)$$

где  $p_t$  – стоимость потребления (производства),  $B_t$  – государственные облигации, выкупленные домохозяйством.

Woodford рассматривает модель экономики без сбережений в правительственном и частном секторе. Это означает, что все производство в периоде  $t$  расходуется на государственные закупки и частное потребление, т.е.:

$$y_t = c_t + g_t.$$

Номинальное благосостояние увеличивается в каждом периоде на величину процентных выплат по денежным обязательствам ( $R_{t-1}^m$ ) и по государственным облигациям ( $R_{t-1}^b$ )<sup>15</sup>:

$$W_t = M_{t-1}R_{t-1}^m + B_{t-1}R_{t-1}^b.$$

Предполагается, что величина государственных займов  $B_t$  может быть отрицательна, что позволяет домохозяйствам делать займы у государства. Тем не менее, каждое домохозяйство ограничено в займах величиной суммарных дисконтированных чистых доходов, т.е.:

$$W_t \geq - \sum_{j=0}^{\infty} \frac{p_{t+j}y_{t+j} - T_{t+j}}{\prod_{s=0}^{j-1} R_{t+s}^B}, \quad (11)$$

где  $T$  – величина налоговых сборов.

Предполагается, что государственные затраты в каждый период времени в точности соответствуют доходам, полученным от налогообложения, и изменению долга по сравнению с предыдущим периодом:

$$p_t g_t = T_t + (M_t - M_{t-1}R_{t-1}^m) + (B_t - B_{t-1}R_{t-1}^b), \quad (12)$$

Существование равновесия требует выполнения бюджетных ограничений (10), что эквивалентно требованиям неотрицательности потребления и реальных балансов в любой момент времени, а также ограничения (выше) при заданном начальном благосостоянии  $W_0$ . Левая и правая части межвременного ограничения должны быть конечны, иначе не существовало бы ограничения на потребление, а значит и оптимального конечного уровня потребления.

Решение, полученное с помощью условий первого порядка, является необходимым, но не достаточным для существования равновесия. Данные условия для произвольной функции полезности имеют следующий вид:

$$\frac{u_m(c_t, m_t)}{u_c(c_t, m_t)} = \Delta_t, \quad (13)$$

$$u_c(c_t, m_t) = \beta(1 + r_t^b)u_c(c_{t+1}, m_{t+1}). \quad (14)$$

<sup>15</sup> Как правило  $R_{t-1}^m = 1$ , однако Вудфорд рассматривает модель в общем случае.

Уравнение (13) с использованием свойств функции полезности может быть представлено как зависимость спроса на деньги от потребления и процента:

$$m_t = L(c_t, \Delta_t),$$

причем функция предпочтений ликвидности  $L$  возрастает по потреблению и убывает по относительному проценту  $\Delta_t$ , а значит представляет собой кривую  $LM$ , с тем отличием, что спрос на деньги зависит от частного потребления, а не от дохода. Подставляя спрос на деньги во второе условие первого порядка (14), можно аналогично получить уравнение для кривой  $IS$ :

$$\lambda(c_t, \Delta_t) = \beta(1+r^b) \lambda(c_{t+1}, \Delta_{t+1}),$$

где  $\lambda(c_t, \Delta_t) = u(c_t, L(c_t, \Delta_t))$ .

Из модели следует, что в равновесии для правительства также должно соблюдаться бюджетное ограничение, приведенное к сегодняшнему моменту времени. А значит, приведенная величина будущих бюджетных профицитов должна быть равна значению чистых текущих государственных обязательств. При этом величина  $\Delta_t m_t$  представляет собой процентные сбережения государства от выпуска денежных обязательств. Иными словами, начиная с любого момента  $t$ :

$$\frac{W_t}{P_t} = \sum_{s=t}^{\infty} \frac{(\tau_s - g_s) + \Delta_s m_s}{\prod_{j=t}^{s-1} (1+r_j^b)} \quad (15)$$

Итак, рассматривая теперь уравнение (15) как определяющее уровень цен, можно утверждать, что фискальная политика важна для определения равновесного уровня цен, поскольку увеличение номинального значения невыплаченных государственных обязательств, либо ожидаемых реальных бюджетных дефицитов не будет согласовываться с текущим уровнем цен. Это объясняется тем, что любое из этих изменений приводит к тому, что экономические агенты начинают думать, что их бюджетное ограничение расширяется, а значит спрос на потребление немедленно возрастет. Это приведет к увеличению цен (в предположении  $W_t > 0$ ) и снижению реального государственного долга. Изменение уровня цен будет зависеть от изменения спроса домохозяйств на потребление, которое в свою очередь определяется значением чистых невыплаченных активов.

Вудфорд показывает, что невыплаченный государственный долг и ожидаемое изменение дефицита государственного бюджета может оказывать влияние на равновесный уровень цен, даже когда они не влияют на уровень денежного предложения. Более того, при некоторых условиях

ожидаемое изменение денежного предложения может не оказывать прямого влияния на определение уровня цен, а лишь опосредовано влиять на цены через государственный бюджет. Рассматривается особый случай сепарабельной по частному потреблению и желаемому уровню балансов функции полезности:

$$U(c, m) = u(c) + v(m).$$

Предполагается, что функции  $u()$  и  $v()$  возрастают, вогнуты и дифференцируемы по своим аргументам. В случае заданной таким образом функции полезности реальный процент по государственным облигациям не зависит от  $r^b$ , величины реальных балансов и инфляции<sup>16</sup>, и равновесие в модели определяется уравнением кривой  $LM$  при заданных  $g_t, y_t, R^m$ .

При определенных выше условиях и дополнительных предположениях может оказаться, что уровень цен будет определяться уравнением (15), и изменение текущего или ожидаемого в будущем бюджетного дефицита правительства будет оказывать влияние на уровень цен, в то время как изменение текущего или ожидаемого в будущем денежного предложения в отсутствие изменений в фискальных переменных никак не скажется на равновесном значении ценового индекса<sup>17</sup>. Таким образом, возможно, что изменение уровня денежной массы не будет влиять на текущий уровень цен, хотя Вудфорд не отрицает, что в конечном итоге цены скорректируются в соответствии с изменением денежного предложения, что обусловлено откликом на изменение денежной массы заданных эндогенным образом фискальных переменных. Влияние денег на уровень цен в данном случае будет косвенным, т.е. корректировка цен в будущем будет происходить за счет влияния денежного предложения на величину задолженности государства. А именно, уменьшение предложения денег, не оказывая прямого эффекта на уровень цен, приведет к увеличению ставки по государственным обязательствам, что повлечет за собой увеличение номинального долга государства  $W_t$ . Поскольку уменьшение государственного долга изменяет правую часть (15), уровень цен увеличится. Таким образом, влияние на уровень цен происходит со стороны фискальной политики, поскольку

<sup>16</sup> В случае когда государственное потребление  $g_t$  задано экзогенно.

<sup>17</sup> Для того чтобы показать это, Вудфорд рассматривает частный случай модели, когда процентные доходы государства по денежным сбережениям возвращаются населению в виде паушального трансферта, и налог пропорционален доходу:  $T_t = r \cdot x_t - \Delta_t M_t$ . В условиях определенной таким образом налоговой системы изменения денежного предложения не будут оказывать влияния на ожидаемое значение государственных обязательств.

ку уровень цен в модели растет пропорционально увеличению задолженности государства  $W_t$ .

*Моделирование динамики цен с учетом колебаний денежного предложения*

Хотя в долгосрочной перспективе уровень цен в экономике определяется спросом населения на реальные денежные остатки, в краткосрочном периоде номинальное предложение денег находится под контролем государства. Следуя намеченным целям, денежные власти могут влиять на уровень цен через предложение денег путем контролирования наиболее доступных наблюдению и управлению показателей. В качестве контролируемых переменных наиболее часто используются денежные агрегаты, обменный курс или процентные ставки, поскольку именно эти показатели наиболее доступны и регулируемы для правительства.

Контроль инструментов государственной политики осуществляется для достижения определенных целей. Увеличение денежной массы в стабильной экономике с мобильностью капитала и плавающим обменным курсом может иметь целью расширение выпуска, поскольку такая политика способствует увеличению агрегированного спроса. В то же время уменьшение массы денег может быть направлено на сокращение темпов инфляции и стабилизацию цен в инфляционной экономике. Однако сокращение денежной массы, как правило, сопряжено с большими трудностями. Центральный банк печатает деньги по трем причинам. Во-первых, для изменения денежной базы как инструмента регулирования предложения денег в случае, если денежная база является инструментом денежной политики, во-вторых, для финансирования государственных расходов и долга и, в-третьих, для поддержания постоянного уровня реальных денег у частного сектора. Последняя причина объясняется необходимостью увеличивать объем денег для компенсации инфляции и изменения численности населения<sup>18</sup>.

Печатание денег для финансирования расходов и долга государства является одним из вариантов сеньоража. Сеньораж неизменно приводит к обесценению денег, т.е. к росту цен, а значит к уменьшению величины реальных балансов на руках у населения. Уменьшение реальных балансов в результате финансирования расходов с помощью сеньоража эквивалентно налоговым сборам (инфляционный налог). Таким образом, наряду с прямым налогообложением фискальными органами власти, правительство

---

<sup>18</sup> Walsh (1998).

может выбрать денежную политику в качестве источника получения доходов.

Действия в области денежной и фискальной политик связаны через бюджетное ограничение государства<sup>19</sup>. В расходы государства, помимо государственных закупок, входят процентные платежи по долговым обязательствам. Финансирование расходов происходит за счет налоговых сборов, дополнительного выпуска облигаций и денежных средств, полученных от центрального банка:

$$G_t + i_{t-1}B_{t-1}^T = T_t + (B_t^T - B_{t-1}^T) + RCB_t \quad (16)$$

где  $G_t$  – государственные расходы в момент времени  $t$ ,  $i_t$  – процентная ставка в момент времени  $t$ ,  $B_t^T$  – долговые обязательства государства в момент времени  $t$ ,  $RCB_t$  – денежные средства, полученные от центрального банка в момент времени  $t$ .

Наряду с финансированием государственных расходов, центральный банк расходует средства также на покупку части государственного долга. Покупка государственного долга центральным банком подразумевает получение в будущем процентных выплат по долгу от государства. Процентные выплаты составляют часть доходов центрального банка. Другим источником получения доходов центральным банком является увеличение собственных обязательств, т.е. расширение денежной базы ( $H_t - H_{t-1}$ ). Таким образом, в упрощенном виде бюджетное ограничение для центрального банка выглядит следующим образом:

$$(B_t^M - B_{t-1}^M) + RCB_t = i_{t-1}B_{t-1}^M + (H_t - H_{t-1}) \quad (17)$$

где  $B_t^M$  – выкупленные центральным банком долговые обязательства государства в момент времени  $t$ ,  $H_t$  – денежная база в момент времени  $t$ .

Часть государственных обязательств ( $B = B^G - B^M$ ), не выкупленная центральным банком, остается на руках у населения и является чистым процентным платежом в консолидированном бюджете государственного сектора (правительство плюс центральный банк):

$$G_t + i_t B_{t-1} = T_t + (B_t - B_{t-1}) + (H_t - H_{t-1}) \quad (18)$$

Легко заметить, что консолидированный государственный сектор имеет три источника финансирования собственных расходов: налогообложение, выпуск государственных облигаций и расширение денежной базы. Однако выполнение межвременного ограничения государственного бюджета подразумевает, что государство имеет возможность возратить долг в

---

<sup>19</sup> Bohn (1995).

будущем. Это возможно, когда чистая приведенная стоимость будущих доходов государства в момент времени  $t$  будет не меньше величины накопленного к этому моменту долга. Заимствование у населения через выпуск государственных облигаций возможно для финансирования дефицита в краткосрочном периоде, но такой способ не решает задачи снижения нагрузки государственного долга на экономику.

Финансирование реального долга может осуществляться за счет сбора налогов, причем налоговые сборы могут быть результатом как налогообложения экономических агентов регулярными налогами, так и инфляционным налогом, возникающим в результате увеличения денежной массы в экономике. Регулирование прямого налогообложения входит в полномочия фискальных органов управления (государства), в то время как финансирование долга за счет инфляционного налога осуществляется денежными властями (центральным банком). Согласно Sargent и Wallace (1981), способ финансирования долга зависит от доминирования фискальной или денежной политики. Политика является доминирующей (или активной), если ее параметры нечувствительны к шоковым изменениям величины государственного долга. Таким образом, финансирование осуществляется за счет изменения параметров не доминирующей (пассивной) политики. В случае, если доминирует денежная политика, государственный долг финансируется за счет фискальных органов управления, поэтому неожиданные изменения государственного долга не влияют на равновесный уровень цен, процентные ставки или реальные балансы. В то же время доминирование фискальной политики ведет к финансированию долга за счет инфляционного налога, возникающего вследствие обесценения внутренней валюты из-за увеличения номинальной массы денег в экономике. Такая политика возможна лишь в развивающихся странах, и вряд ли она может быть применима при усложненной финансовой системе, поскольку в таких условиях государству нелегко получать доходы от сеньоража, так как всегда возможно замещение малопродуктивных денежных активов на другие, более доходные.

Итак, динамика ценового индекса будет зависеть от типа доминирующей политики. Leeper (1991) исследовал одновременно денежную и фискальную политику. Он показал, что тот факт, что правила установления налогов и процентной ставки полностью определяют фискальную и денежную политику, зависит от степени активности как денежной, так и фискальной политики. Таким образом, способ финансирования государственного долга будет определяться не просто доминирующей (активной)



политикой, а тем, как обе политики сочетаются друг с другом. То есть последствия увеличения государственного долга зависят как от проводимой денежной, так и от фискальной политики. В случае активной денежной и пассивной фискальной политики происходит таргетирование номинальных процентных ставок; денежная политика при этом не реагирует на изменения государственного долга, в то время как фискальная политика должна управлять налогами для обеспечения межвременного бюджетного баланса. Напротив, в случае активной фискальной и пассивной денежной политики обеспечение баланса бюджета происходит за счет сеньоража, фискальная же политика не реагирует на изменения величины долга. Если же активны как фискальная, так и денежная политики, нарушается межвременное бюджетное ограничение государства, поскольку шоковые изменения государственного долга не финансируются ни государством, ни центральным банком, а в случае пассивности обеих политик оптимальная политика не полностью специфицирована, поэтому функция цен недоопределена.

Woodford (2001) исследовал фискальную природу цен. Предполагая, что инструментом денежной политики является процентная ставка, а целью – снижение инфляции до определенного уровня, он показал, что фискальная политика оказывает влияние на стабильность цен независимо от взаимных отношений фискальной и денежной политики. Это влияние происходит за счет шоков фискальной политики, затрагивающих бюджеты частного сектора, поскольку они влияют на агрегированный спрос. Действия этих шоков нейтрализуются в условиях рациональности ожиданий и неинерционности финансовых рынков в том случае, когда будущая фискальная политика направлена на то, чтобы нейтрализовать эффекты шоков государственного бюджета. Таким образом, центральный банк, в цели которого входит поддержание стабильности цен, не может быть безразличен к тому, каким образом определена фискальная политика.

При рассмотрении консолидированного бюджета государства следует понимать, что любой способ получения доходов имеет определенные ограничения. Как налоговые сборы, так и доходы от сеньоража в долгосрочной перспективе не могут превышать некоторого максимального равновесного уровня, определяемого кривой Лаффера для налогов и инфляции соответственно. С доминирующей фискальной, а не денежной, политикой, увеличение государственного долга непременно потребует увеличения сеньоража. Если преобладает денежная политика, направленная на сдерживание инфляции и уменьшение сеньоража, то долг будет расти. В итоге это приведет к более высокой инфляции (Sargent and Wallace 1985), поскольку за

счет уменьшения текущих инфляционных налоговых доходов растет дефицит, а размер долга увеличивается. Большой долг предполагает увеличение текущих приведенных значений будущих налоговых доходов, включая доходы от сеньоража. Если налоговые органы управления не регулируют сеньораж, инфляция будет расти. Таким образом, неправильная политика может быть причиной гиперинфляции. Исследования гиперинфляции у Кейгана ограничивались экзогенностью предложения денег. В связи с этим Jacobs (1977) внес коррективы в модель гиперинфляции Кейгана, подробно описав процесс формирования предложения денег. Моделируя поведение правительства, Jacobs предположил, что рост денег вызван попыткой правительства увеличить доходы от сеньоража.

Доходы от сеньоража  $R_t$  в предложенной Якобсом модели пропорциональны величине реальных балансов, причем коэффициент пропорциональности  $\theta$  представляет собой инфляционную налоговую ставку:

$$R_t = \theta \left( \frac{M}{P} \right)_t.$$

Различие между желаемым и реальным уровнем доходов от сеньоража порождает дефицит доходов государства  $V_t$ , определяемый в первом приближении следующим образом:

$$V_t = V_0 + \int_0^t (R^* - R) d\tau, \quad (19)$$

где  $V_0$  – первоначальный дефицит.

Увеличение дефицита правительство пытается покрыть повторным печатанием денег, стараясь увеличить доходы от сеньоража. Увеличение доходов от сеньоража порождает меньший дефицит:

$$\frac{dR}{dt} = \delta V_t, \quad 0 < \delta < 1, \quad (20)$$

Изменение уровня доходов  $dR_t$  можно также записать с помощью первых разностей формулы:

$$\frac{dR}{dt} = \left( \frac{M}{P} \right)_t \frac{d\theta}{dt} + \left( \frac{M}{P} \right)_t \theta_t \left( \theta_t - \frac{1}{P} \frac{dP}{dt} \right). \quad (21)$$

Однако государство контролирует не величину дохода от сеньоража, а ставку инфляционного налога, которая является темпом роста номинальной денежной массы:

$$\frac{d \ln M}{dt} = \theta, \quad (22)$$

Таким образом, для описания поведения государства необходимо определить изменение во времени параметра  $\theta$ . На основании формул (20) и (21) получаем:

$$\frac{d\theta}{dt} = \frac{\delta V_t}{(M/P)_t} - \theta_t \left( \theta_t - \frac{1}{P} \frac{dP}{dt} \right), \quad (23)$$

здесь  $(M/P)_t$  задается функцией спроса населения на реальные денежные балансы. В модели Jacobs (1977) функция спроса<sup>20</sup> имеет вид:

$$m - p = \gamma - \alpha \sqrt{\pi^e} + \psi p,$$

где  $\pi^e$  – ожидаемая инфляция, представляющая собой адаптивные ожидания, причем скорость корректировки ожиданий увеличивается при усилении инфляции. Формально модель ожиданий записывается следующим образом:

$$\frac{d\pi^e}{dt} = \frac{\beta \sqrt{\pi^e} (\theta - \pi^e)}{1 - \beta \alpha / 2} \quad (24)$$

Одновременное решение системы, состоящей из уравнений (19), (22), (23), (24), определяет полную модель гиперинфляции, а значит позволяет оценить динамику цен в гиперинфляционной экономике.

Итак, формирование денежного предложения определяется государственной политикой, в цели которой входит поддержание реального долга на таком уровне, чтобы быть в состоянии обслужить его в будущем. В качестве характеристики денежного предложения обычно используется денежная масса (как правило  $M_2$ ), при этом инструментом, непосредственно регулирующим предложение денег, является денежная база  $H$ . Как известно,  $H$  и  $M_2$  связаны между собой денежным мультипликатором  $\mu$ :

$$M_2 = \mu H.$$

Использование денежного агрегата для описания предложения денег возможно в том случае, если динамика мультипликатора не зависит от значений денежного агрегата и стабильна во времени, т.е. изменение  $\mu$  одинаковым образом определяются некоторыми параметрами в любой момент времени. В таком случае контроль за денежным предложением может осуществляться прямым воздействием центрального банка на денежную базу, либо косвенно, за счет переменных, определяющих денежный мультипликатор.

<sup>20</sup> Денежная масса и цены в логарифмах.

Следуя Brunner и Meltzer (1964), определяющие денежный мультипликатор параметры можно подразделить на регулируемые, т.е. находящиеся под непосредственным контролем центрального банка, и поведенческие, т.е. эндогенные переменные, определяемые предпочтениями населения относительно способа хранения богатства. Для стабильности мультипликатора необходимо, чтобы поведенческие параметры находились в строгом соответствии с их объясняющими переменными.

*Моделирование денежного мультипликатора*

Поскольку денежная масса  $M_2$  определяется как сумма наличности в руках у населения и депозитов, а денежная база включает в себя наличность и резервы центрального банка, денежный мультипликатор может быть записан как

$$\mu = \frac{cu + 1}{cu + re}, \quad (25)$$

где  $cu$  – отношение наличности к депозитам,  $re$  – отношение резервов к депозитам.

Отношение наличности к депозитам определяется поведением населения, а точнее, стоимостью хранения денег в виде депозитов при альтернативе хранения бумажных денег. Как правило,  $cu$  рассматривается как постоянная величина, однако по депозитам выплачивается процент. Решение о переводе наличности в бессрочные депозиты определяется обычно величиной процента по вкладу и издержками изъятия средств со счета, однако хранение наличных денег дает преимущество ликвидности. Veenstock (1989), моделируя динамику денежного мультипликатора для Великобритании, разделил все депозиты на срочные (time deposits) и депозиты до востребования (sight deposits). В этом случае мультипликатор представим как:

$$\mu = \frac{\alpha + \beta + 1}{\alpha + \gamma(1 + \beta)},$$

где  $\alpha$  – отношение наличности к бессрочным депозитам (вкладам до востребования),  $\beta$  – отношение срочных депозитов (вкладов с определенным заранее оговоренным сроком) к бессрочным депозитам,  $\gamma$  – отношение банковских резервов к суммарным депозитам.

Разделение депозитов на срочные и бессрочные обусловлено предположением, что коэффициент  $\beta$ , а, следовательно, и сам мультипликатор должен определяться прямо пропорционально процентной ставке по срочным вкладам и обратно пропорционально проценту по бессрочным вкладам.

Beenstock (1989) находит основания предположить, что параметр  $\alpha$  определяется отношением наличности к чековым транзакциям (cheque transactions). В то же время Cagan (1965) утверждает, что параметр  $\alpha$  определяется сложностью системы финансовых рынков. В соответствии с его гипотезой, чем больше набор доступных ликвидных финансовых активов, тем меньше спрос на деньги. Другое предположение касается влияния на показатель институциональных изменений. Например, использование банковской системы предприятиями для выдачи и хранения заработной платы уменьшает показатель  $\alpha$ , поскольку уменьшается наличность на руках у населения. Paroush, Ruthenberg (1986) основываясь на этом предположении, считают, что введение системы банкоматов (cash-dispensing technology) уменьшает спрос на наличность, увеличивая при этом объем депозитов, а следовательно, уменьшает коэффициент  $\alpha$ .

Спрос на наличные деньги должен зависеть от размеров «черного рынка»<sup>21</sup>. Поскольку операции на черном рынке осуществляются преимущественно в наличности, увеличение черного рынка приводит к относительному увеличению спроса на наличность по сравнению со спросом на депозиты и, как следствие, к росту коэффициента  $\alpha$ .

Уровень экономической активности или его составляющих также определяют  $\alpha$ <sup>22</sup>. Если наличные расходы корпораций (corporate spending) менее интенсивны, чем расходы потребителей, отношение наличности к депозитам, вероятно, будет изменяться обратно пропорционально доле инвестиций в ВВП. В случае если  $\alpha$  не является независимой от темпов экономического роста, может оказаться, что  $\alpha$  будет временно отклоняться за счет изменений этого показателя.

Отношение резервов к депозитам определяется двумя факторами. Во-первых, нормой обязательного резервирования, устанавливаемой центральным банком в целях регулирования объема резервов. Во-вторых, некоторые банки могут увеличивать объем своих резервов в центральном банке – создавать избыточные резервы. Сознательное создание избыточных резервов может иметь несколько объяснений. Во-первых, с точки зрения страхования на случай непредвиденного увеличения спроса на наличность. Во-вторых, для создания репутации надежного банковского учреждения с целью привлечения клиентов.

---

<sup>21</sup> Matthews, Minford (1983).

<sup>22</sup> Beenstock (1989).

Beenstock (1989) предполагает, что на отношение резервов к депозитам косвенно влияет отношение наличности к депозитам  $\alpha$ . Для заданного  $\alpha$  спрос на резервы должен изменяться обратно пропорционально ставке процента по банковским активам<sup>23</sup>. Поскольку банковские резервы не приносят проценты, их альтернативные издержки пропорциональны процентной ставке. Спрос на резервы также должен зависеть от частотного распределения изъятий средств: чем больше среднее и дисперсия распределения изъятий, тем больше должен быть спрос на резервы. Поскольку изъятие срочных депозитов предопределено, спрос на резервы должен обратно пропорционально зависеть от  $\beta$ . Howard (1982) предполагает, что денежная политика оказывает влияние на спрос на резервы. Если бы банк всегда воздействовал рынку через свое «front window», т.е. через рынок, а не через штрафные ставки, банковский спрос на резервы имел бы тенденцию к снижению. Таким образом, спрос на резервы будет меняться прямо пропорционально с той степенью, с которой центральный банк применяет штрафные санкции.

Итак, мультипликатор может определяться достаточно большим набором параметров. При моделировании мультипликатора, как правило, используют только доступные наблюдениям переменные, а именно: рыночный процент, ставка дисконта, требуемая норма резервов, величиной процента по депозитным вкладам<sup>24</sup>.

---

<sup>23</sup> Niehans (1978).

<sup>24</sup> Howard, Johnson (1983), Meltzer (1990).

## 1.2. Моделирование динамики инфляции в российской экономике

В данной части работы анализируются причины и характер динамики потребительских цен в экономике России за период с февраля 1992 г. по август 2001 г. на основе месячных наблюдений. Для нашего исследования инфляционных процессов мы будем действовать преимущественно в рамках монетарного подхода. Положения двух других 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 стои-

мость 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  $\Delta e_t^f$  – ожидаемое изменение валютного курса,  $\varepsilon_t$  – 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:

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

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

Спецификация данного линейного уравнения предполагает, что номинальное денежное предложение задается экзогенно. В случае, если 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 экономике<sup>25</sup> 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 переменных<sup>26</sup>, 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

---

<sup>25</sup> Например, ИЭПП (1999).

<sup>26</sup> В соответствии с так называемым подходом Лондонской школы экономики к эконометрическому моделированию реальных экономических процессов.

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 переменной состоянием (*state space models*, на основе фильтра Калмана) и модели с переключением режимов (*regime switching models*). Последняя часть исследования включает некоторые предварительные результаты по оценке системы одновременных уравнений, описывающих процесс установления равновесия на денежном рынке.

### 1.2.1. 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. 1.1*). 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. 1.1*).

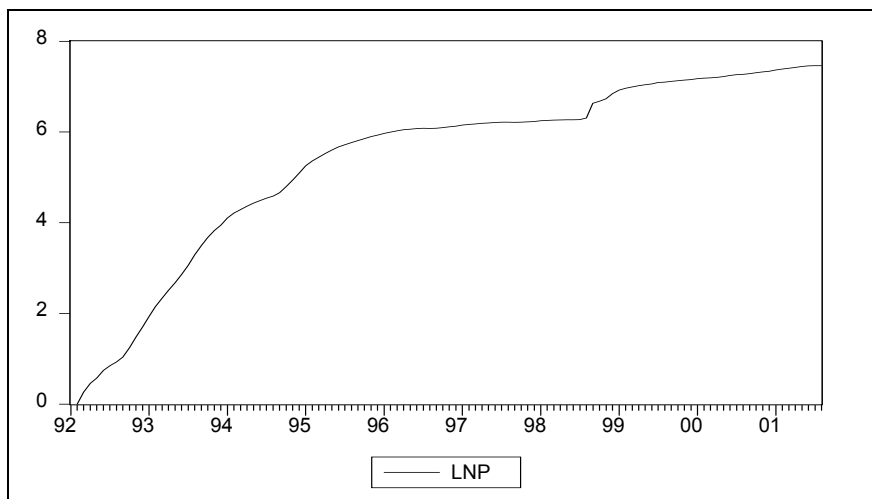


Рис. 1.1.

Таблица 1.1.

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 выводов, сделанных в рамках предыдущего исследования ИЭПП<sup>27</sup>. 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 рассматриваемых 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 наблюда-

<sup>27</sup> Дробышевский, Носко, Энтов, Юдин (2001).

лись 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.

Согласно обоим тестам на единичный корень ряд логарифмов денежной массы  $M_0$  ряд может считаться стационарным (с учетом линейного тренда, см. табл. 1.2), хотя визуально ряд напоминает стационарный в разностях или относительно квадратичного тренда (см. рис. 1.2).

Таблица 1.2.

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

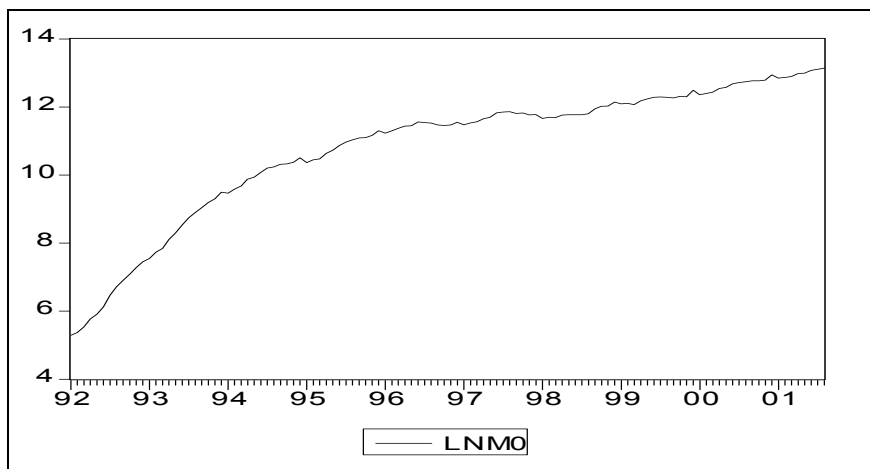


Рис. 1.2.

Ряд логарифмов денежной массы  $M_2$  стационарен в разностях относительно тренда с уровнем значимости 0.05 (см. табл. 1.3). Наличие явного излома в тренде для номинальных значений показателя позволяет с большей достоверностью полагаться на тест Филлипса-Перрона (см. рис. 1.3).

Таблица 1.3.

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

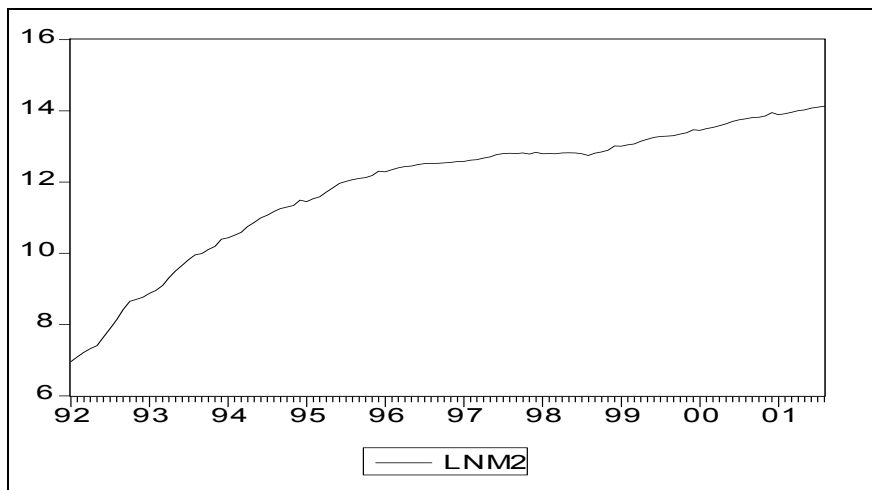


Рис. 1.3.

Напомним, что в предыдущих исследованиях ИЭПП<sup>28</sup> 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. 1.4, рис. 1.4). Данный вывод согласуется с полученными ранее результатами о наличии единичного корня в ряде уровней номинального

<sup>28</sup> Дробышевский, Носко, Энтов, Юдин (2001).

обменного курса рубля к доллару. Ряд темпов приростов курса по своим свойствам близок к ряду первых разностей курса.

Таблица 1.4.

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

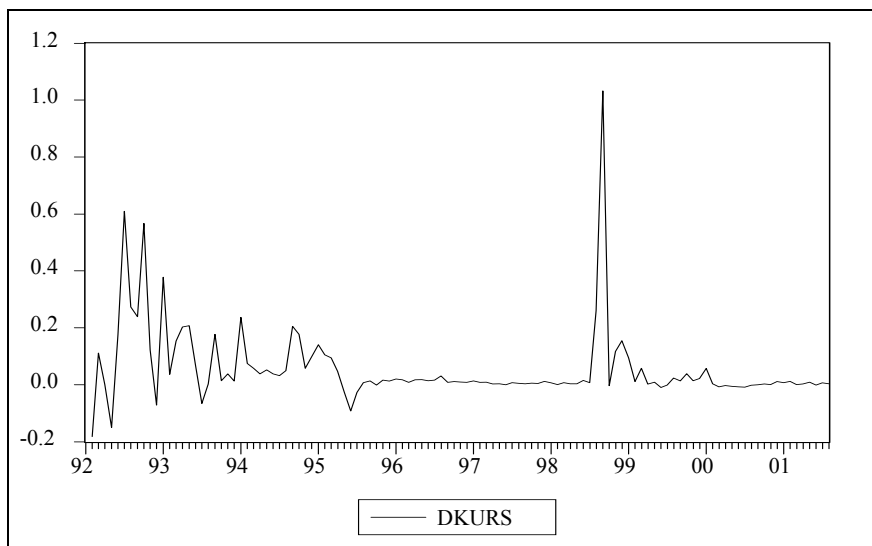


Рис. 1.4.

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. 1.5).

Таблица 1.5.

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. 1.5), а также выводы, полученные в наших предыдущих исследованиях, далее мы будем придерживаться результатов теста Дикки-Фуллера и считать ряд стационарным в первых разностях.

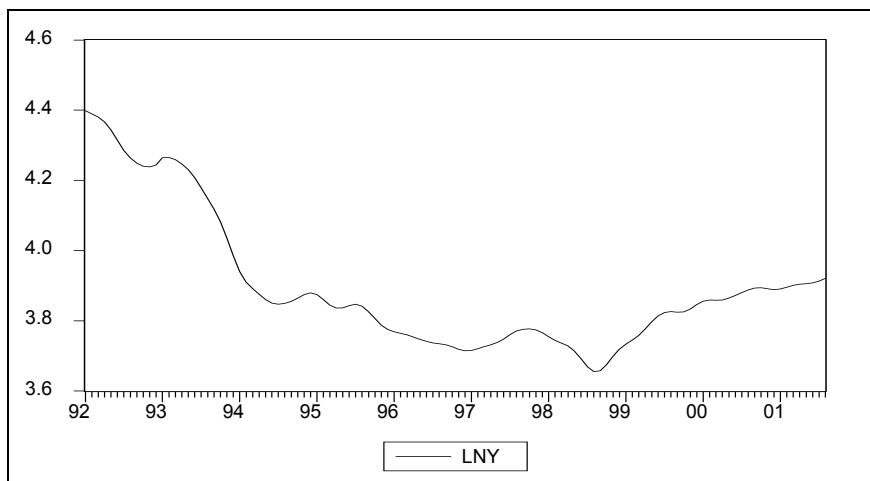


Рис. 1.5.

### 1.2.2. Исследование инерционности цен

Анализ автокорреляционной и частной автокорреляционной функций ряда первых разностей логарифма цен (рис. 1.6. и 1.7.) показывает, что значения автокорреляционной функции постепенно убывают, начиная со вто-

рого 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).

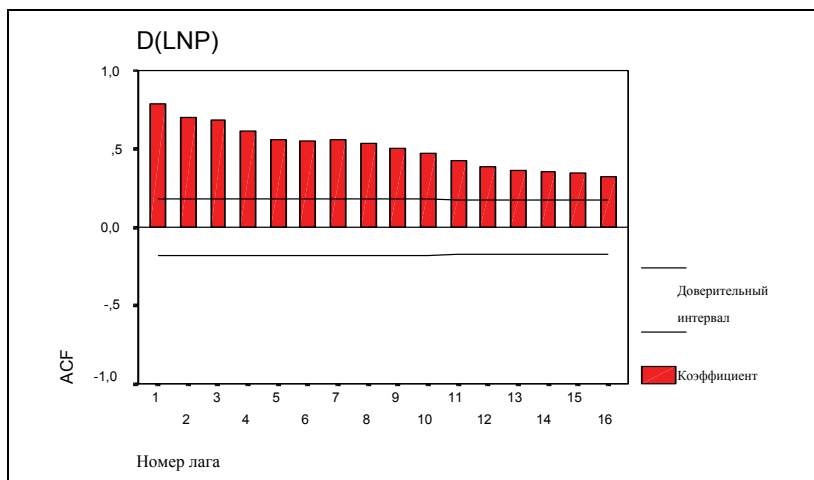


Рис. 1.6.

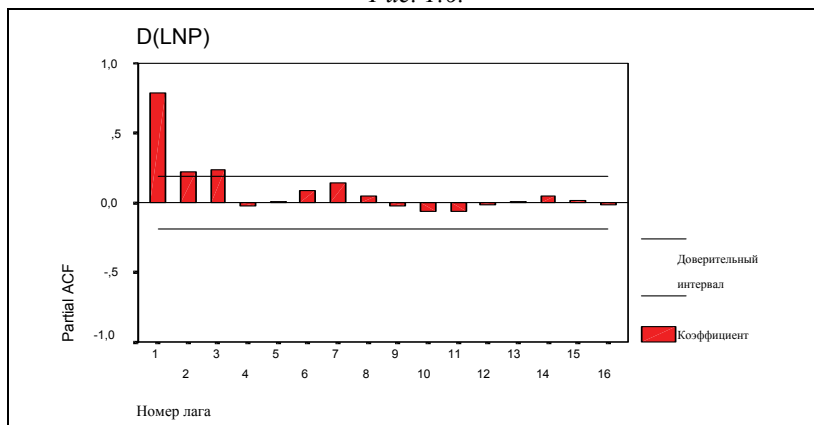


Рис. 1.7.



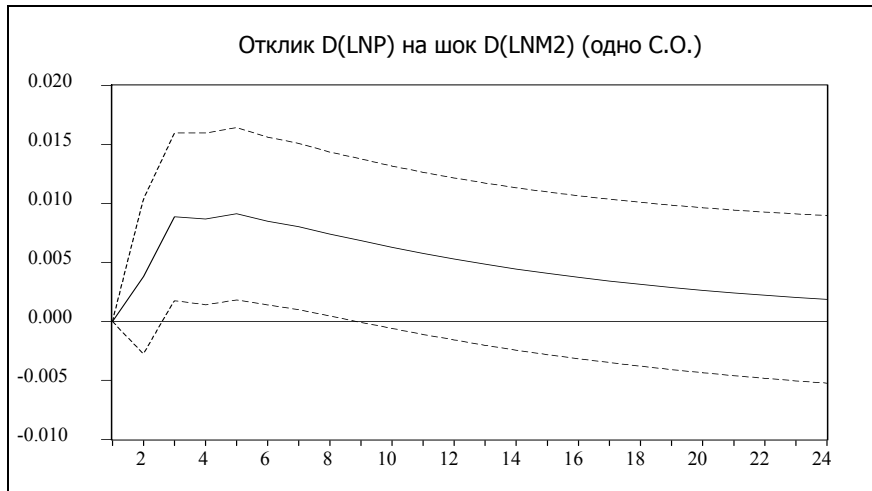
### *1.2.3. Определение глубины воздействия объясняющих переменных (денежных агрегатов, курса и инфляционной инерции), выбор денежного агрегата*

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 взаимосвязей в случае коинтеграции). При этом критериями для выбора лага были информационные критерии Шварца и Акаике, а также значения функции максимального правдоподобия.

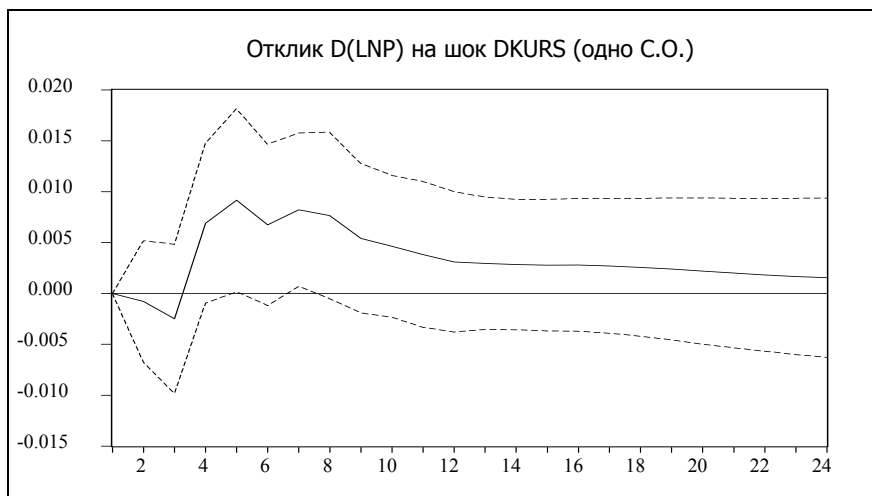
Тестирование моделей векторной авторегрессии для логарифмов цен и денежных агрегата  $M_0$  и  $M_1$  с различным числом лагов не выявляет наличия коинтеграции, кроме того статистики качества модели (коэффициент максимального правдоподобия,  $R^2$ ) для моделей с более узкими денежными агрегатами ухудшаются. 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. 1.8–1.10*.



*Рис. 1.8.*



*Рис. 1.9.*

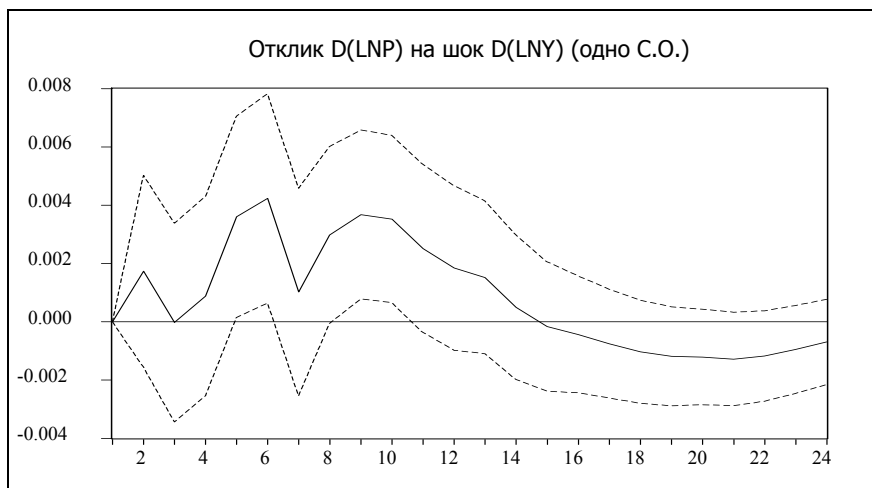


Рис. 1.10.

#### 1.2.4. 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 (темпы 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, ЕС) между нестационарными составляющими, т.е. построении VEC-модели – модели векторной авторегрессии с коррекцией ошибок.

В рамках первого подхода уравнение регрессии будет выглядеть следующим образом:

$$\begin{aligned} \Delta p_t &= \alpha_1 + \alpha_2 \Delta p_{t-1} + \sum_{i=1}^9 \alpha_{3i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=1}^8 \alpha_{4i} dkurs_{t-i} + \\ &+ \sum_{i=1}^{11} \alpha_{5i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \alpha_{6i} D_i + \alpha_7 \eta_t + \varepsilon_t \\ \eta_t &= p_{t-1} + a_1 m_{t-1} + a_2 \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (26)$$

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 (26) в предположении, что дисперсия остатков  $\sigma^2$  имеет вид:

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^k \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \psi_{t-i}^2, \quad (27)$$

где  $\psi_{t-i}$  – 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, альтернативным 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

соотношение<sup>29</sup> 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:

$$\begin{aligned} \eta_t &= \ln P_t + a_1 \ln M_t + a_2 \ln Y_t + a_3 \\ \Delta(\ln P_t) &= b_1 \eta_{t-1} + b_2 \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta(\ln P_{t-i}) + \\ &\sum_{i=1}^k \mu_i \Delta(\ln M_{t-i}) + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta(\ln Y_{t-i}) + \varepsilon_t \\ \Delta(\ln M_t) &= c_1 \eta_{t-1} + c_2 \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta(\ln P_{t-i}) + \\ &\sum_{i=1}^k \rho_i \Delta(\ln M_{t-i}) + \sum_{i=1}^k \vartheta_i \Delta(\ln Y_{t-i}) + \nu_t \\ \Delta(\ln Y_t) &= d_1 \eta_{t-1} + d_2 \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta(\ln P_{t-i}) + \\ &\sum_{i=1}^k \pi_i \Delta(\ln M_{t-i}) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta(\ln Y_{t-i}) + \xi_t \end{aligned}$$

где  $\varepsilon_t$ ,  $\nu_t$ ,  $\xi_t$  – случайные остатки в модели,  $\eta_t$  – коинтеграционное соотношение.

В случае существования стационарной линейной комбинации  $\eta$ , 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).

<sup>29</sup> Тест Йохансена не отрицает гипотезу о существовании единственного коинтеграционного соотношения для вектора трех рассматриваемых переменных.

### 1.2.5. 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 независимых 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  $\psi$  при моделировании динамики дисперсии ошибок позволила произвести оценку более простым методом ARCH(1)<sup>30</sup>. Оценки коэффициентов при объясняющих переменных в уравнении регрессии (26) с учетом уравнения дисперсии остатков (27) представлены в *табл. 1.6*.  $R^2 = 0.795$ , нормированный  $R^2 = 0.770$ .

Как видно из *табл. 1.6*, оценки коэффициентов при денежной массе значимы на 5% 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

---

<sup>30</sup> Коэффициенты при ARCH- и GARCH-переменных высшего порядка в уравнении для дисперсии статистически не значимы.

и в будущем. Таким образом, инфляционный процесс в российской экономике обладает высокой степенью инерционности, ценовые ожидания экономических агентов в значительной степени адаптивны.

Таблица 1.6.

	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 <sub>898</sub>	0.061015	0.020072	0.0024
D <sub>998</sub>	0.227790	0.067499	0.0007
$\eta_t$	-0.013236	0.001944	0.0000
<b>Кointеграционное соотношение</b>			
$\ln P_{t-1}$	1.000000		
$\ln M2_{t-1}$	-1.095226	0.024116	0.0000
C	7.626849	0.293449	0.0000
<b>Уравнение дисперсии ARCH(1)</b>			
C	1.20E-05	4.15E-06	0.0038
ARCH(1)	2.196867	0.477855	0.0000

Примечание. Сходимость достигнута после 29 итерации.

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). Знак при индикаторе выпуска с лагом 6 месяцев оказался значим на 5% уровне, но имеет положительный знак, что противоречит начальным предположениям. С другой стороны, нами получена статисти-

чески 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 отклонение 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.

### *1.2.6. 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-стат (-28.96) (-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-стат (-2.342) (-1.686) (-13.088)

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

t-стат (-5.092) (-4.9788) (-1.7575)

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

t-стат (-1.565) (-1.8438) (-3.3916)

R<sup>2</sup> = 0.902, нормированный R<sup>2</sup> = 0.883.

#### Коэффициенты при лаговых переменных:

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

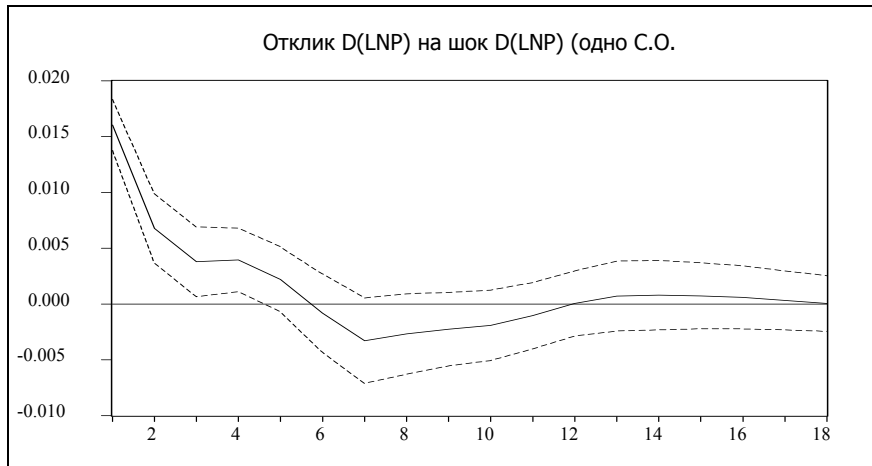
	$\Delta m_{-4}$	$\Delta m_{-5}$	$\Delta m_{-6}$	$\Delta y_{-1}$	$\Delta y_{-2}$	$\Delta y_{-3}$	$\Delta y_{-4}$	$\Delta y_{-5}$	$\Delta y_{-6}$
$\Delta p$	0.118	0.146	0.073	-0.027	-0.758	1.257	-0.567	-0.584	1.136
t-st	-2.185	-2.643	-1.274	-0.044	-0.660	-1.036	-0.471	-0.527	-1.951
$\Delta m$	-0.109	-0.286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

#### Матрица корреляций остатков (инноваций) VEC-модели:

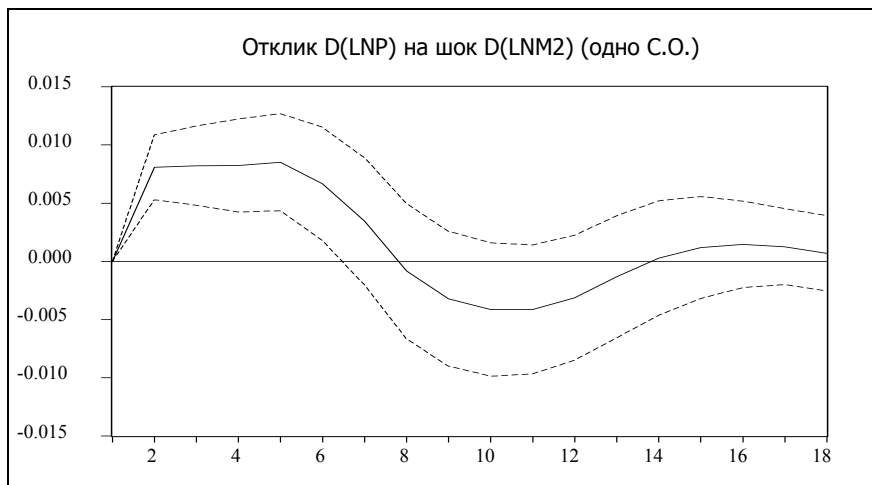
	LOG(P)	LNМ2	LNУ
LOG(P)	1.000000	-0.077823	-0.231734
LNМ2	-0.077823	1.000000	0.200124
LNУ	-0.231734	0.200124	1.000000

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. 1.11–1.13*.



*Рис. 1.11*



*Рис. 1.12*

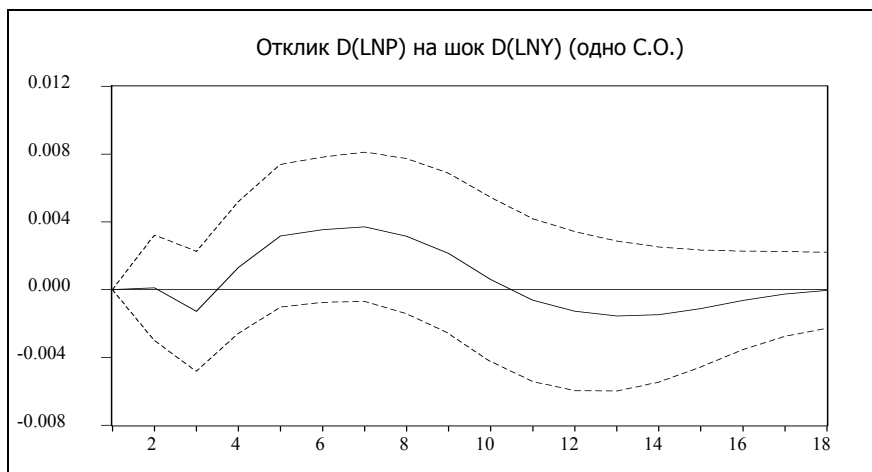


Рис. 1.13

Из рис. 1.11 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. 1.12) 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. 1.13). По нашему мнению, такой результат может быть вызван как сезонными колебаниями темпов инфляции<sup>31</sup>, 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 потребительских цен. Кроме того, по мере расширения производства происходил рост дохо-

<sup>31</sup> Индекс интенсивности промышленного производства является сезонно сглаженным.

дов 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.

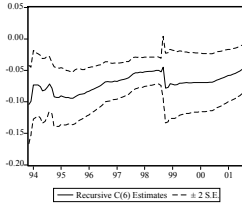
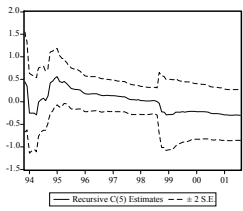
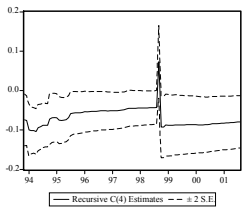
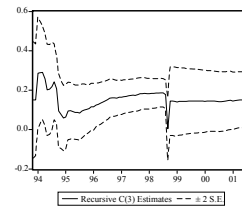
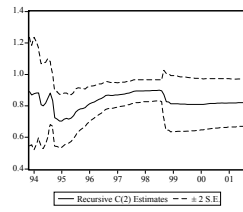
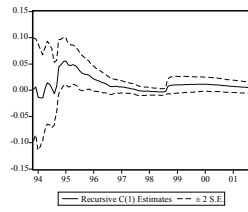
### 1.2.7. Анализ стабильности коэффициентов

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:

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

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. Заметим, 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. 1.14*.



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 объясняться 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.

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% 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 темпов 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 плава-

ющего 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.

#### *1.2.8. 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.

**1) Определение порядка интегрированности исследуемых переменных на подпериоде с 02.1992 по 02.1995.**

*Ряд логарифмов цен.* Тест Филлипса-Перрона (как и расширенный тест Дикки-Фуллера) говорит в пользу стационарности вторых разностей логарифма цен на рассматриваемом промежутке с 02.1992 по 02.1995. Таким образом, можно утверждать, что цены имеют тенденцию к стабильности лишь в долгосрочном периоде, тогда как в краткосрочной перспективе они с большей вероятностью нестабильны.

Стационарность вторых разностей	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Тест Д-Ф	-4.801	-1.9517
Тест Ф-П	-5.3434	-1.9514

*Ряд логарифмов денежной массы  $M_2$*  стационарен в разностях относительно тренда и константы с уровнем значимости 0.05.

Стационарность в разностях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости коэффициента при константе	Уровень значимости для коэффициента при тренде
Тест Д-Ф	-3.637153	-3.5514	0.0016	0.0112
Тест Ф-П	-3.874169	-3.5468	0.0013	0.0212

Проверка на стационарность ряда темпов прироста обменного курса позволяет делать выводы в пользу стационарности переменной в уровнях относительно константы.

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости коэффициента при константе
Тест Д-Ф	-3.908545	-2.9499	0.0087
Тест Ф-П	-5.006202	-2.9472	0.0032

*Ряд логарифмов индекса промышленного производства* стационарен в уровнях, причем тест Дикки-Фуллера подразумевает стационарность относительно тренда и константы. Как и для всего периода, в выводах будем придерживаться результатов теста Дикки-Фуллера.

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости коэффициента при константе	Уровень значимости для коэффициента при тренде
Тест Д-Ф	-4.566368	-3.5468	0.0001	0.0003
Тест Ф-П	-2.877187	-1.9507		

Итак, в результате исследования переменных порядок интегрированности переменных логарифмов цен повысился до второго.



**2) Определение порядка интегрированности исследуемых переменных на подпериоде с 03.1995 по 09.1998.**

*Ряд логарифмов цен.* Исследование ряда на стационарность затрудняется тем, что в данный подпериод попадает кризис августа 1998 г. Исследовать стационарность имеет смысл при исключении из рассмотрения двух последних месяцев подпериода (август и сентябрь 1998 г.) с высокими показателями индекса. Тест Филлипса-Перрона (как и расширенный тест Дикки-Фуллера), примененный к укороченному ряду, говорит в пользу стационарности вторых разностей логарифма цен относительно тренда и константы на рассматриваемом промежутке с 03.1995 по 09.1998 гг.

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости коэффициента при константе	Уровень значимости для коэффициента при тренде
Тест Д-Ф	-3.3858	-3.5348	0.0676	0.0525
Тест Ф-П	-4.5507	-3.5312	0.0278	0.0245

*Ряд логарифмов денежной массы  $M_2$*  стационарен в разностях относительно тренда и константы с уровнем значимости 0.05.

Стационарность в разностях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости коэффициента при константе	Уровень значимости для коэффициента при тренде
Тест Д-Ф	-3.956381	-3.5279	0.0082	0.0124
Тест Ф-П	-5.996668	-3.5247	0.0002	0.0007

Проверка на стационарность ряда темпов прироста обменного курса осложняется тем, что в рассматриваемый подпериод попадает кризис 1998 г. Здесь, как и для ряда логарифмов цен, данные за август 1998 г. были исключены при исследовании стационарности. Результаты тестов при этом позволяют делать выводы в пользу стационарности переменной в уровнях относительно константы.

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05
Тест Д-Ф	-2.493443	-1.9495
Тест Ф-П	-1.978487	-1.9492

*Ряд логарифмов индекса промышленного производства* стационарен в разностях согласно статистике и Дикки-Фуллера, и Филлипса-Перрона.

Стационарность разностей	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости коэффициента при константе
Тест Д-Ф	-4.425639	-2.9378	0.0299
Тест Ф-П	-3.354534	-1.9495	

**3) Определение порядка интегрированности исследуемых переменных на подпериоде с 10.1998 по 08.2001.**

*Ряд логарифмов цен.* Согласно обоим тестам, гипотеза о стационарности ряда не отвергается (относительно детерминированного линейного тренда).

Стационарность в уровнях относительно тренда	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости коэффициента при константе	Уровень значимости для коэффициента при тренде
Тест Д-Ф	-10.9445	-3.5514	11.00	10.09
Тест Ф-П	-7.1222	-3.5468	7.04	5.15

Ряд логарифмов денежной массы  $M_2$  стационарен в разностях относительно константы с уровнем значимости 0.05.

Стационарность в разностях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости коэффициента при константе	Уровень значимости для коэффициента при тренде
Тест Д-Ф	-5.555998	-2.9558	0.0001	
Тест Ф-П	-7.914577	-2.9527	0.0000	

*Проверка на стационарность ряда темпов прироста обменного курса* позволяет делать выводы в пользу стационарности переменной в уровнях, однако, структура динамики индекса позволяет отвергнуть предположение теста Филлипса-Перрона. Примем предположение о стационарности ряда без трендовой составляющей.

Стационарность в уровнях	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости коэффициента при константе	Уровень значимости для коэффициента при тренде
Тест Д-Ф	-3.461070	-1.9514		
Тест Ф-П	-4.163214	-3.5468	-2.281661	0.0295

*Ряд логарифма индекса промышленного производства* стационарен в разностях согласно статистике Дикки-Фуллера, однако тест Филлипса-Перрона говорит в пользу стационарности переменной.

Стационарность уровней	Значение статистики	Критическое значение при уровне значимости 0.05	Уровень значимости коэффициента при константе	Уровень значимости для коэффициента при тренде
Тест Д-Ф*	-6.309240	-3.5562	0.0001	0.0010
Тест Ф-П**	-3.781729	-3.5468	0.0001	0.0715

\*статистика для проверки гипотезы об интегрированности первого порядка.

\*\*статистика для проверки гипотезы об интегрированности нулевого порядка.

Результаты исследования стационарности показателей на отдельных подпериодах обобщены в табл. 1.7.

Таблица 1.7.

Рассматриваемый период	Логарифм индекса цен	$\ln(M2)$	Темпы прироста курса доллара	$\ln(y)$
	$p$	$m2$	$dkurs$	$y$
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 неопериодах (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. 1.8, в спецификации уравнения оставлены только переменные со статистически значимыми оценками коэффициентов).

Таблица 1.8.

	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
$\eta_t$	-0.082002	0.023944	0.0006
<b>Коинтеграционное соотношение</b>			
$\ln P_{t-1}$	1.000000		
$\ln M2_{t-1}$	-1.186995	0.024997	0.0000
C	8.509431	0.242818	0.0000
<b>Уравнения дисперсии ARCH(1)</b>			
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:

$$\eta = \Delta \ln P - 0.05 * \ln M_2 + 0.343$$

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. 1.15 и 1.16. Коэффициент корреляции инноваций относительно мал (-0.305).

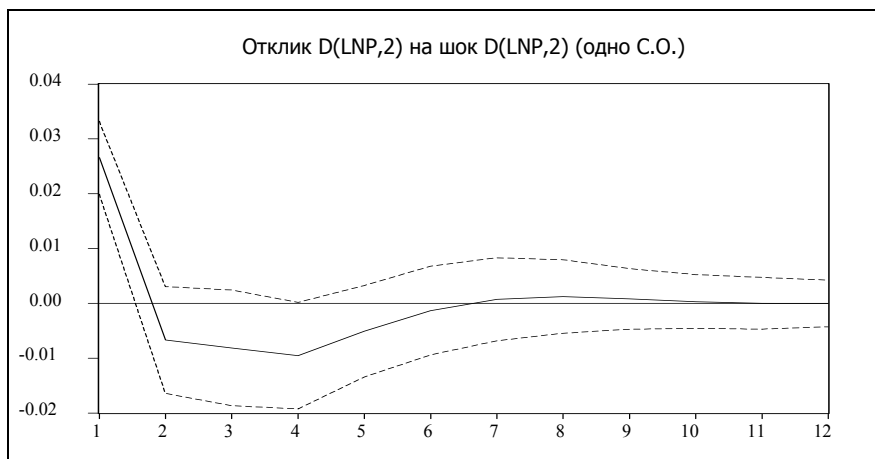


Рис. 1.15.

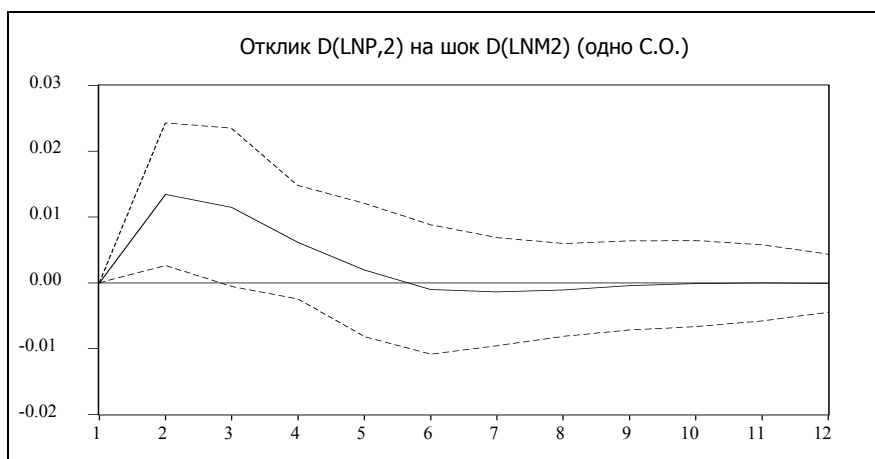


Рис. 1.16

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. 1.9). Тесты на автокорреляцию и гетероскедастичность в остатках отвергают соответствующие гипотезы на 5% уровне значимости.

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

Таблица 1.9.

	Коэффициент при объясняющей переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Уровень значимости коэффициента
C	-0.005254	0.001120	0.0000
$(E_{t1}-E_{t2})/E_{t2}$	0.129142	0.056936	0.0294
$\eta_t$	-1.109503	0.079882	0.0000
<b>Коинтеграционное соотношение</b>			
$\ln P_{t-1}$	1.000000		
$\ln M2_{t-1}$	0.004562	0.00375	
C	-0.059192	0.04792	

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

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», контролируя 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 инерцион-

ности цен (оценки коэффициента при авторегрессионном члене статистически незначимы). Иными словами, ценовые ожидания хотя и являлись скорее адаптивными, но определялись предыдущей историей не 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:

$$\eta = \Delta \ln P + 0.091 * \ln M_2 - 0.001582 * t - 1.129$$

$$t\text{-стат} \quad (-4.94) \quad (-3.318)$$

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

$$t\text{-стат} \quad (-0.178) \quad (-2.872) \quad (-0.487) \quad (-0.707)$$

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

$$t\text{-стат} \quad (-3.355) \quad (-2.695) \quad (-4.25) \quad (-0.464)$$

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. 1.17 и 1.18, корреляция между инновациями эндогенно заданных переменных  $-0.584$ ) ценовой шок убывает медленнее, чем это наблюдалось на первом подпериоде (до 3 месяцев).



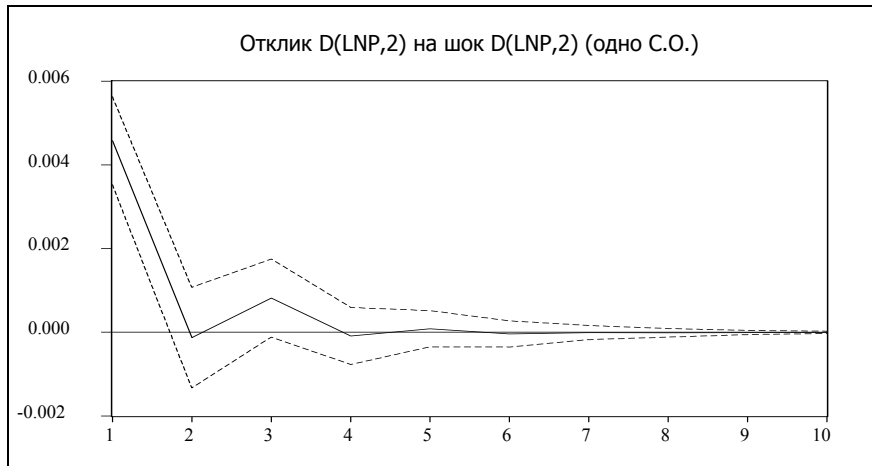


Рис. 1.17

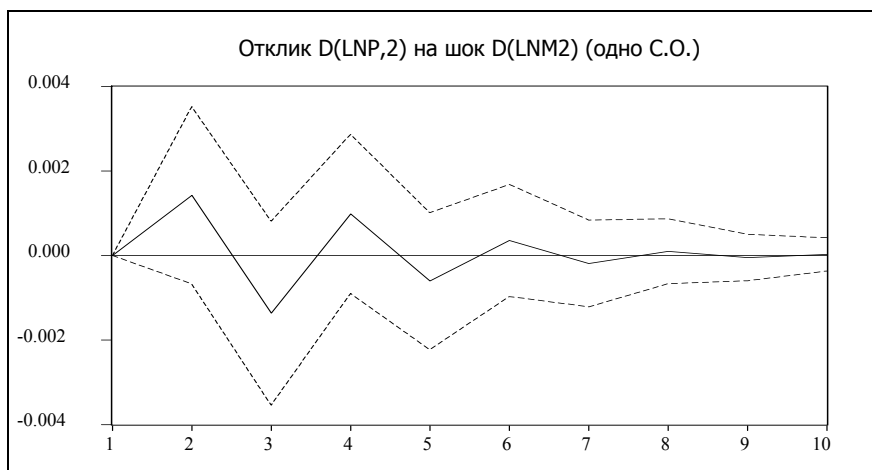


Рис. 1.18

Модель VEC указывает на отрицательную взаимосвязь между расширением денежной массы и темпами изменения цен на рассматриваемом периоде. Реакция цен на шок денежного предложения остается статистически 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 детрендированном 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. 1.10.

Таблица 1.10.

	Коэффициент при объясняющей переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Уровень значимости коэффициента
C	0.972626	0.088240	0.0000
$(\ln P_{t-1})^{\text{detr}}$	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  $R^2 = 0.955$ .

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

t-st                      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 переменную 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, происходивших преимущественно при 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 денежные 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)

$$\ln P_t = 0.349 - 0.305p_{t-1} + 0.203p_{t-2} + 0.0016\Delta m_{t-1} + 0.007\Delta m_{t-2} + 1.602y_{t-1} - 0.692y_{t-2} + \varepsilon_t$$

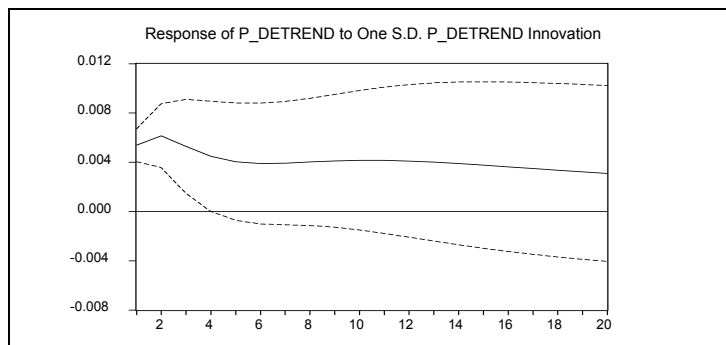
t-стат (3.067) (-2.612) (2.676) (0.069) (0.321) (10.342) (-4.605)

Функции импульсного отклика, графики которых приведены на рис. 1.19–1.21, 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.

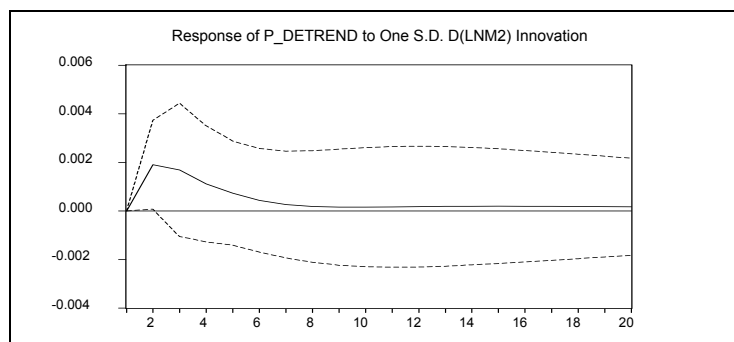
Импульсный отклик на шок в денежной массе  $M_2$  остается положительным на протяжении первых 3–4 месяцев, после чего стремится к нулю, что подтверждает вывод о существовании короткого (около 3 месяцев) лага между шоками денежного предложения и реакцией цен в 1999–2001 гг.

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 одно-временных уравнений не позволяет получить дополнительную информацию о зависимостях между переменными.



*Рис. 1.19.*



*Рис. 1.20*

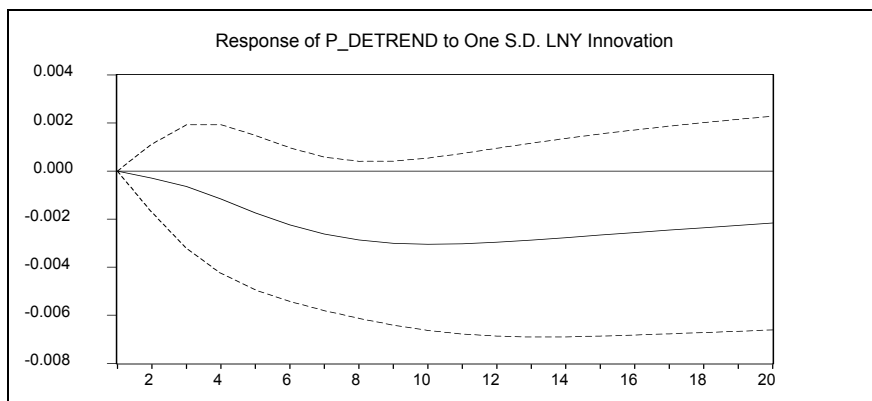


Рис. 1.21

### 1.3. Исследование нелинейности в поведении спроса на деньги

#### 1.3.1. 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  $\xi$  – вектор ненаблюдаемых переменных состояния (фазовых переменных). Первое уравнение известно как уравнение наблюдения, второе носит название уравнения со-

стояния, или уравнение перехода. Предполагается также, что векторы возмущений  $w_t$  и  $v_t$  представляют собой независимые белые шумы со следующими параметрами:

$$\text{var}(w_s) = R, \text{var}(v_s) = Q, E(w_s, v_t) = 0 \text{ для всех } s \text{ и } t.$$

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, которая заключается 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:

$$a_t^i = a_{t-1}^i + v_t \quad (28)$$

$$a_t^i = \rho + \kappa_i a_{t-1}^i + v_t. \quad (29)$$

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. 1.11*.

*Таблица 1.11.*

$a_3$	$a_5$				
	Функция (28)		Функция (29)		Не стохастический
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 эконо-

мике России на протяжении всего периода с 1992 по 2001 гг. как при краткосрочных шоках, так и в долгосрочном соотношении. Во-вторых, необъясненная 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.

### 1.3.2. 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 и 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:

$$y_t = \begin{cases} \varphi_{0.1} + \varphi_{0.2}y_{t-1} + \varepsilon_{0t}, & y_{t-1} \leq c, \\ \varphi_{1.1} + \varphi_{1.2}y_{t-1} + \varepsilon_{1t}, & y_{t-1} > c, \end{cases} \quad (30)$$

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 (26) можно будет записать в следующем виде:

$$d(\text{Ln}P_t) = c_0 + c_1 d(\text{Ln}P_{t-1}) + c_2 d(\text{Ln}M_{2,t}) + c_3 d(\text{Ln}M_{2,t-1}) + c_4 d(\text{Ln}P_{t-1})I_t + c_5 d(\text{Ln}M_{2,t})I_t + c_6 d(\text{Ln}M_{2,t-1})I_t + c_7 \eta_{t-1} + c_8 d_{898} + c_9 d_{998}.$$

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 неподверженной влиянию режимов переменной взято коинтеграционное отношение  $\eta_{t-1}$ , полученное при моделировании векторной авторегрессии, а значит динамика режимов будет интерпретироваться как переключение параметров системы относительно стационарного положения. В модель также добавлены логически переменные, отвечающие за кризис в августе 1998 г. –  $d_{898}$  и  $d_{998}$ .

**Оценка SETAR модели.** Оценивание модели SETAR для определенного 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 заданного 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 разностей цен, большие порогового значения, относятся к состоянию низкого спроса на деньги (высокому росту цен), а остальные значения характеризуют высокий спрос на деньги (низкий темп роста цен).



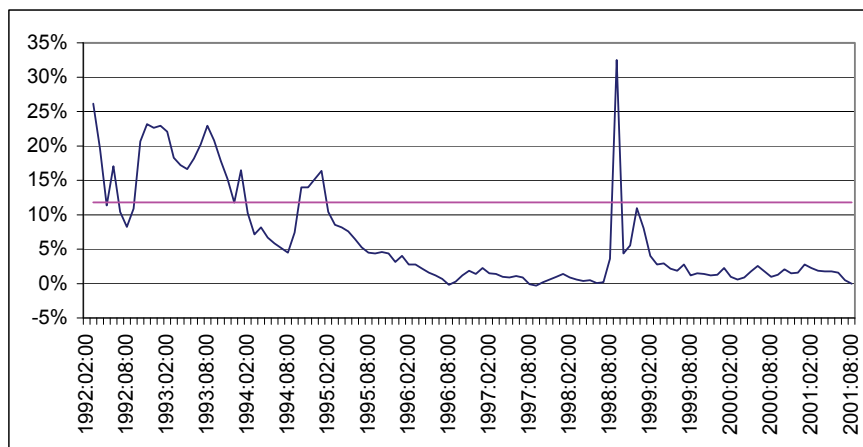


Рис. 1.22 Динамика индекса потребительских цен и пороговые значения модели SETAR

Оценивание модели SETAR при пороговом значении 0,118 с поправкой на условную гетероскедастичность остатков дает следующие результаты (см. табл. 1.12, нормированный  $R^2 = 0.901$ ).

Таблица 1.12.

	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
$\eta_t$	-0.004325	0.000673	0.0000
<b>Кointеграционное соотношение</b>			
$\ln P_{t-1}$	1.000000		
$\ln M2_{t-1}$	0.076285	0.028751	
C	-8.772493	0.379885	
<b>Уравнения дисперсии ARCH(1)</b>			
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  $\chi^2$ :

$$F(\hat{c}) = n \left( \frac{\tilde{\sigma}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{\sigma}^2} \right)$$

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 применяются 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 (30) 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:

$$d(\ln P_t) = a_0 + a_1 d(\ln p_{t-1})G(d(\ln P_{t-1}), \gamma, c) + a_2 d(\ln M2_t)G(d(p_{t-1}), \gamma, c) + + a_3 d(\ln M2_{t-1})G(d(p_{t-1}), \gamma, c) + b_1 d(\ln P_{t-1})(1 - G(d(p_{t-1}), \gamma, c)) + b_2 d(\ln M2_t)(1 - G(d(p_{t-1}), \gamma, c)) + b_3 d(\ln M2_{t-1})(1 - G(d(p_{t-1}), \gamma, c)) + a_4 n_{t-1} + a_5 d_{898} + a_6 d_{998}$$

**Тестирование на линейность против нелинейности в виде STAR модели.** Как было показано Luukkonen, Saikkonen и Terasvirta (1998), тестирование на линейность при альтернативе модели в виде STAR эквивалентно проведению теста на незначимость коэффициентов в модели:

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t q_t + \zeta_t \quad (31)$$

Тестирование на линейность спроса на деньги при альтернативе нелинейности в виде STAR будем проводить для следующей спецификации уравнения (31):

$$d(\ln P_t) = a_0 + a_1 d(\ln P_{t-1}) + a_2 d(\ln M2_t) + a_3 d(\ln M2_{t-1}) + b_1 d(\ln P_{t-1}) \cdot d(\ln P_{t-1}) + b_2 d(\ln M2_t) \cdot d(\ln P_{t-1}) + b_3 d(\ln M2_{t-1}) \cdot d(\ln P_{t-1}).$$

Проверка тестом Вальда гипотезы о равенстве нулю коэффициентов в уравнении с поправкой на условную гетероскедастичность дала следующие результаты:

Wald Test:			
Нулевая гипотеза:	B <sub>1</sub> =0, B <sub>2</sub> =0, B <sub>3</sub> =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. 1.23).

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. 1.13* (нормированный  $R^2 = 0.821$ ).

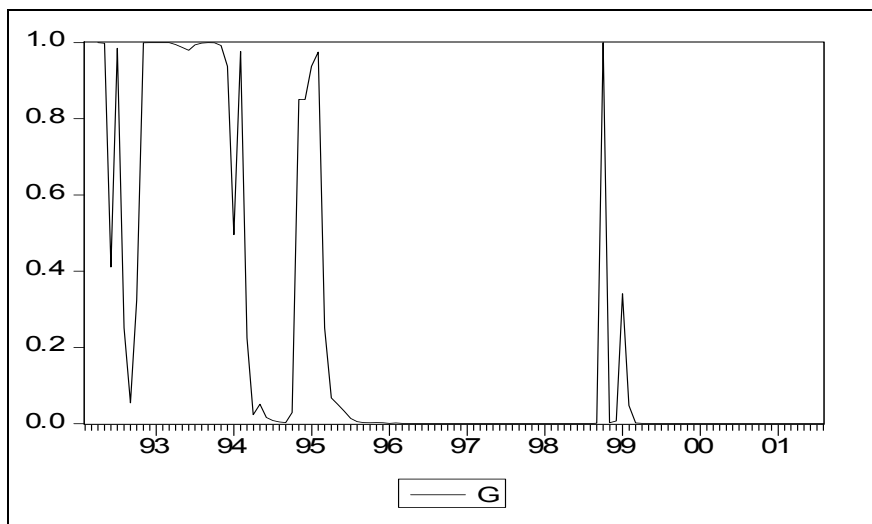


Рис. 1.23

Таблица 1.13.

	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
$d_{898}$	0.025039	0.003908	0.0000
$d_{998}$	0.350930	0.006988	0.0000
$\eta_t$	-0.004666	0.000731	0.0000
<b>Кointеграционное соотношение</b>			
$\ln P_{t-1}$	1.000000		
$\ln M2_{t-1}$	0.076285	0.028751	
C	-8.772493	0.379885	
<b>Уравнения дисперсии ARCH(1)</b>			
C	1.99E-05	9.39E-06	0.0337
ARCH(1)	1.952792	0.365231	0.0000

#### 1.4. 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 предпочтительным, 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 не эффективным) 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:

$$M^s = M^s(X)$$

$$M^s = M^d$$

Здесь  $X$  – набор факторов, определяющих динамику предложения денег в экономике. Как было показано в разделе 1.1, 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):

$$m^d - p = f(x_1) \text{ (спрос на рынке денег)}$$

$$\mu = f(x_2) \text{ (динамика мультипликатора)}$$

$$h = f(x_3) \text{ (динамика денежной базы)}$$

$m^s = \mu + h$  (взаимосвязь между базой, мультипликатором и предложением денег)

$m^s = m^d$  (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 (см. раздел 1.1), 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. С другой стороны, 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 долларизованной 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 (темпы 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 золото-

валютных 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 денежными властями (существующий в России с первого 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 оценивание 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 до-



статочны 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:

$$\ln P_t = 1.921 + 1.074 \ln M_{2t} - 2.459 \ln Y_{t-6} + \varepsilon_{1t} \quad \text{Adj. } R^2 = 0.918$$

$$\text{t-st } (1.31) \quad (24.41) \quad (-5.12)$$

$$\mu_t = 4.781 - 0.851 \text{cred}_t + 1.439 \text{deposit}_t - 0.879 \ln Y - 2.225 M0/M2 + \varepsilon_{2t} \quad \text{Adj. } R^2 = 0.796$$

$$\text{t-st } (4.90) \quad (2.42) \quad (2.09) \quad (-3.87) \quad (-2.70)$$

$$\ln \text{Reserv}_t = 5.828 + 0.946 \ln P_t + 0.023 \text{zolres}_t + \varepsilon_{3t} \quad \text{Adj. } R^2 = 0.982$$

$$\text{t-st} \quad (47.65) \quad (46.73) \quad (13.96)$$

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 (см. раздел 1.2), 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 депозитам<sup>32</sup>, т.е. с ростом процентной ставки уве-

<sup>32</sup> Процентная ставка по депозитам юридических лиц примерно соответствует ставке по депозитам физических лиц.

личивается 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 кредитованием именно реального сектора. В 1996–1997 гг. рост мультипликатора объяснялся увеличением объема транзакций 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 рационарированию кредита банками, несмотря на формирование «избыточной ликвидности». С другой стороны, 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.

\* \* \*

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) 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.

3) 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.

4) Анализ изменения спроса на деньги на трех выделенных подпериодах (1992–1995, 1995–1998 и 1998–2001) 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.

5) 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 за период 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 эффекты денежных и курсовых факторов выделяются достаточно хорошо.

6) 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.

7) 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.

8) Полученные модели динамики цен обладают удовлетворительными прогностическими свойствами, что показано на сопоставлении вневыборочного прогноза темпов инфляции в сентябре – декабре 2001 г. с фактическими темпами роста ИПЦ в этот период. При этом точность прогноза в

зависимости от временного горизонта прогноза зависит от вида спецификации модели. В частности, модель для всего периода, построенная с учетом предпосылки о нестационарности ряда и учитывающая как отклонения от долгосрочного соотношения между ценами и денежной массой, так краткосрочные эффекты дает относительно точные прогнозы на один–три месяца, в дальнейшем ошибка прогноза накапливается.

	ИПЦ (факт)	Модель для всего периода (1992–2001)	Модель для третьего подпериода (1998–2001)
09.2001	0,6%	0,61%	1,12%
10.2001	1,1%	1,31%	1,71%
11.2001	1,4%	1,52%	1,59%
12.2001	1,6%	1,84%	1,63%

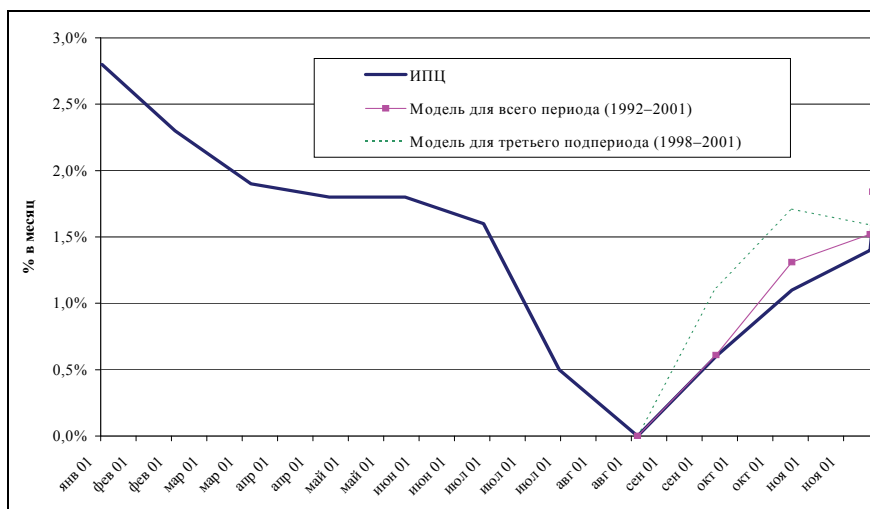


Рис. 1.24.

В то же время модель для подпериода после кризиса 1998 г., специфицированная с учетом формальных критериев о стационарности на малой выборке является, по сути, долгосрочной моделью. Прогноз по этой модели на один-два ближайших месяца дает очень высокую погрешность, тогда как к четвертому месяцу прогнозные и фактические значения начинают сближаться. Последнее можно также рассматривать как сохранение статистических свойств ряда ИПЦ (стационарность относительно детерминированного линейного тренда) на третьем подпериоде при добавлении еще четырех месяцев.

## **2. Анализ внутренних аспектов денежно-кредитной политики в России в 1992–2001 гг.**

### **2.1. Цели и механизмы трансмиссии денежно-кредитной политики**

В числе основных теоретических проблем денежно-кредитной политики, изучаемых в современной экономической литературе, необходимо назвать, в первую очередь, вопрос следования определенным правилам или свобода действий, соотношение целей и инструментов денежно-кредитной политики и анализ денежно-кредитной политики в открытой экономике<sup>33</sup>. Теоретическая дискуссия по названным проблемам была начата еще в классических работах Дж. М. Кейнса, М. Фридмана, Р. Лукаса и Т. Сарджента, но на многие вопросы до сих пор не существует однозначного ответа. Ключевой проблемой является выбор оптимальной денежно-кредитной политики в конкретных экономических условиях. В зависимости от последних для обеспечения оптимальности денежно-кредитной политики выбираются те или иные цели, критерии и инструменты денежно-кредитной политики, отдается предпочтение правилам или свободе действий денежных властей, определяются пределы возможностей денежно-кредитной политики и ее взаимосвязь с фискальной политикой.

За последние несколько десятилетий взгляды экономистов на возможности денежно-кредитной политики существенным образом трансформировались: от революции рациональных ожиданий, наличие которых придавало денежно-кредитной политике ключевую роль в макроэкономическом регулировании, к доминированию теории реальных циклов деловой активности, отрицающей способность денежно-кредитной политики сглаживать циклические колебания реальных переменных. В последнее время интерес к изучению денежно-кредитной политики вновь возрос как с теоретической, так и с эмпирической точки зрения. Большинство разработанных моделей основаны на соединении анализа в рамках теории реальных циклов деловой активности и гипотез о влиянии денежно-кредитной политики на реальные переменные при краткосрочной жесткости цен<sup>34</sup>.

---

<sup>33</sup> Friedman, Hahn (1990).

<sup>34</sup> Подробнее см. McCallum (1999a).

Современный анализ денежной политики строится на изучении всей цепочки взаимодействий в экономике от принятия решений денежными властями до конкретного механизма воздействия денежных шоков на реальный сектор, с учетом обратных связей, т.е. реакции денежных властей на изменение ситуации в реальном секторе экономики после реализации мер в области 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 целей денежные власти выбирают определенный набор промежуточных и оперативных целей (*intermediate and operating targets*), подконтрольных действиям денежных властей.

Выбор *промежуточных целей* денежно-кредитной политики, или режима денежно-кредитной политики, в наибольшей степени характеризует предпочтения денежных властей, но, одновременно, в значительной мере зависит от текущих макроэкономических и институциональных условий и преобладающего канала денежной трансмиссии<sup>35</sup>. В экономической литературе выделяют четыре основных типа режимов денежно-кредитной политики<sup>36</sup>:

1. Таргетирование обменного курса;
2. Таргетирование денежных агрегатов;
3. Таргетирование инфляции;
4. Денежно-кредитная политика без явного номинального якоря.

Таргетирование обменного курса (*exchange-rate targeting*) – исторически наиболее ранний режим денежно-кредитной политики. В качестве примера такого режима можно привести опыт стран, придерживавшихся золотого стандарта. В последнее время данный режим предполагает либо

---

<sup>35</sup> Подробнее см. McCallum (1999b).

<sup>36</sup> См., например., Mishkin (1999).



фиксирование обменного курса национальной валюты по отношению к валюте страны с низким уровнем инфляции (в расчете на то, что внутренние темпы роста постепенно сравняются с уровнем инфляции в стране валюты-якоря), либо установление горизонтального или наклонного коридора, в пределах которого обменный курс национальной валюты может двигаться свободно (в этом случае возможна ситуация, когда внутренняя инфляция будет превышать темпы роста цен в стране иностранной валюты).

Таргетирование обменного курса имеет ряд очевидных преимуществ. Во-первых, установление номинального якоря привязывает внутренний уровень инфляции к темпам роста цен торгуемых товаров и, таким образом, сдерживает инфляцию. Во-вторых, в случае если есть доверие к политике таргетирования обменного курса, ожидания будущей инфляции стремятся к уровню инфляции в стране валюты-якоря. В-третьих, таргетирование обменного курса устанавливает простое правило проведения денежно-кредитной политики, что решает проблему непоследовательности политики (*time-inconsistency problem*). В-четвертых, данный режим имеет простое и очевидное объяснение для общественности – «твердая и устойчивая национальная валюта».

Таргетирование обменного курса широко распространено, в первую очередь, в развивающихся странах и странах с переходной экономикой, в том числе, в России в 1995–1998 гг. Особенно эффективно применение таргетирования обменного курса для борьбы с высокой инфляцией. Однако данный режим денежно-кредитной политики в отдельные периоды использовали денежные власти ряда европейских государств (Германия, Франция, Великобритания, Европейская валютный механизм).

Международный опыт применения режима таргетирования обменного курса позволил выявить также ряд серьезных недостатков такой политики. Во-первых, при режиме таргетирования обменного курса денежные власти фактически лишаются возможности управлять внутренней денежно-кредитной политикой. С одной стороны, необходимость поддержания установленных пределов изменения номинального обменного курса национальной валюты ограничивает возможности использования этого инструмента денежно-кредитной политики для стабилизации ситуации в случае внутренних экономических потрясений. С другой стороны, экономика страны становится уязвимой для экономических шоков, происходящих в стране валюты-якоря. Во-вторых, таргетирование обменного курса открывает возможности для валютных спекулянтов для атаки на национальную

валюту. Среди развитых стран такие события в свое время наблюдались в Швеции, Испании, Франции, Италии и Великобритании<sup>37</sup>.

Ф. Мишкин в ряде работ<sup>38</sup> показал, что использование режима таргетирования обменного курса в развивающихся странах может привести к еще худшим последствиям, чем в развитых странах. По его мнению данный режим денежно-кредитной политики для развивающихся стран чрезвычайно опасен и способствует развитию тяжелых финансовых кризисов. Высокая степень долларизации таких экономик, низкое доверие к денежным властям и их способности удерживать номинальный курс национальной валюты в будущем резко повышают вероятность атаки на национальную валюту. Кроме того, ожидания девальвации вызывают рост инфляционных ожиданий и номинальных процентных ставок, что замедляет процесс финансовой стабилизации. Открытие экономики, либерализация внутреннего финансового рынка, которые обычно следуют за введением режима таргетирования обменного курса усиливают уязвимость национальной валюты со стороны иностранных потоков капитала и международных спекулянтов. Привязка номинального обменного курса национальной валюты к номинальному якорю лишает участников внутреннего финансового рынка информации о текущем состоянии денежно-кредитной политики, а в случае успешной атаки на курс возникают серьезные политические и социальные трудности, препятствующие проведению реформ.

Таргетирование денежных агрегатов (*monetary targeting*) обычно используется странами, чьи экономики достаточно велики или традиционно замкнуты, чтобы быть привязанными к какой-либо из международных валют. Примерами данного режима являются США и Великобритания (в 1970-х гг.), Канада, Германия, Япония, Швейцария, Европейский Союз.

Основным преимуществом таргетирования денежных агрегатов является то, что данный режим дает центральному банку широкие возможности по приведению денежно-кредитной политики в соответствие с внутренними потребностями экономики, независимо от внешних шоков. Кроме того, рынок практически мгновенно получает информацию о текущем положении в денежной сфере (денежная статистика публикуется с задержкой в несколько недель), что способствует стабилизации инфляционных ожиданий и помогает избежать проблем, связанных с непоследовательностью денежно-кредитной политики.

---

<sup>37</sup> Подробное обсуждение недостатков режима таргетирования обменного курса дано в статье Obstfeld, Rogoff (1995).

<sup>38</sup> Например, Mishkin (1996); Mishkin (1999) и др.

Тем не менее, таргетирование денежных агрегатов сопряжено с двумя важными проблемами. Во-первых, для достижения эффективности данного режима денежно-кредитной политики необходимо наличие сильной и устойчивой связи между целевыми ориентирами (инфляция, объем производства, занятость) и динамикой выбранного денежного агрегата. Во-вторых, динамика выбранного денежного агрегата должна полностью контролироваться денежными властями. Центральный банк способен в большей степени контролировать узкие денежные агрегаты (например, денежная база), тогда как динамика денежной массы ( $M_2$  или  $M_3$ ) зависит от решений многих экономических агентов. В то же время более устойчивая связь между изменениями реальных переменных и динамикой денежной массы наблюдается как раз для широких денежных агрегатов.

США, Великобритания и Канада отказались от использования таргетирования денежных агрегатов в начале 1980-х гг., так как неустойчивость соотношения между динамикой денежных агрегатов и поведением целевых переменных фактически лишила денежные власти этих стран возможности добиваться макроэкономических целей<sup>39</sup>. Примерами успешного использования данного режима денежно-кредитной политики являются Германия и Швейцария<sup>40</sup>.

Таргетирование инфляции (*inflation targeting*) является достаточно новым режимом денежно-кредитной политики, который, тем не менее, в настоящее время широко распространен в мире. Впервые о переходе к прямому таргетированию уровня инфляции заявила Новая Зеландия в 1990 г. В последствие данный режим был принят денежными властями Канады, Великобритании, Швеции, Финляндии, Австралии, Испании, Израиля, Чехии и Чили. В России отдельные элементы таргетирования инфляции провозглашались ЦБ РФ с 1996 г.

Таргетирование инфляции включает несколько элементов: 1) публичное объявление среднесрочных численных значений целевого уровня инфляции; 2) институциональный выбор стабильности цен как основной долгосрочной цели денежно-кредитной политики; 3) информационную стратегию, уделяющую меньше внимание промежуточным целям; 4) более высокую прозрачность исполнения денежно-кредитной политики и планов денежных властей; 5) повышение ответственности центрального банка за достижение целевых значений инфляции.

---

<sup>39</sup> Bernanke, Mishkin (1992).

<sup>40</sup> Clarida, Gertler (1996).

Таргетирование инфляции имеет ряд важных преимуществ. Во-первых, как и таргетирование денежных агрегатов, оно дает возможность денежным властям сосредоточиться на внутренних проблемах экономики. Поскольку денежные власти в данном случае не устанавливают для себя жестких соотношений между динамикой денежных агрегатов и темпом роста цен, таргетирование инфляции позволяет более гибко реагировать на изменение макроэкономической ситуации. Во-вторых, таргетирование инфляции как таргетирование обменного курса очевидно и понятно для общественности. Установление конкретных цифровых ориентиров темпов инфляции повышает ответственность центрального банка за его действия и помогает решить проблему непоследовательности в денежно-кредитной политике.

Необходимо отметить, что режим таргетирования инфляции зачастую подвергается критике со стороны экономической теории<sup>41</sup>. Во-первых, инфляционные процессы сами по себе не контролируются денежными властями. В периоды экономических потрясений (финансовый кризис, внешние ценовые шоки) немонетарные факторы приобретают большую роль в динамике инфляции, и использование инструментов, доступных денежным властям, в этих условиях может оказаться недостаточным для достижения целевых значений. Данный недостаток особенно важен для развивающихся стран и переходных экономик, где после достижения средних и низких темпов инфляции резко возрастает влияние на цены обменного курса, структурных изменений в экономике и в ценах, внешних шоков и т.д.

Во-вторых, таргетирование инфляции неявно предполагает, что денежные власти сосредотачиваются на одной из макроэкономических целей (инфляции), не уделяя большого внимания динамике других целевых переменных (в первую очередь, занятости и темпам роста выпуска). Из соотношения, выражаемого кривой Филлипса-Фелпса, следует, что в краткосрочном периоде таргетирование инфляции ведет к медленному и неустойчивому темпу роста выпуска, а в среднесрочном и долгосрочном периодах – к большим колебаниям занятости и ВВП<sup>42</sup>.

В-третьих, существует достаточно продолжительный лаг между действиями денежных властей и изменением темпов роста цен. Если в периоды стабильного развития экономики это не имеет значения, то в условиях экономических потрясений (когда действия государства наиболее важны)

---

<sup>41</sup> См., например, Friedman, Kuttner (1996); McCallum (1996).

<sup>42</sup> См., например, Cecchetti, Ehrmann (1999).

таргетирование инфляции приводит к необходимости решения денежными властями задачи межпериодной оптимизации с жестко заданными краевыми условиями, причем им приходится бороться, в том числе, с последствиями своих предыдущих решений.

В настоящее время данный режим денежно-кредитной политики является одной из наиболее популярных тем исследований в области денежно-кредитной политики<sup>43</sup>.

Денежно-кредитная политика без явного номинального якоря (*monetary policy with an implicit but not an explicit nominal anchor*) является другим режимом денежно-кредитной политики, принятым денежными властями многих стран после отказа от таргетирования денежных агрегатов. В первую очередь, к их числу относятся США, а также, частично, Германия<sup>44</sup>.

Особенностью данного режима денежно-кредитной политики является отказ денежных властей от принятия каких-либо обязательств по достижению конкретных значений номинальных показателей (обменного курса, уровня инфляции, темпов роста денежных агрегатов). В то же время, заявляя лишь долгосрочные цели (стабильный рост экономики, высокая занятость, низкая инфляция), денежные власти устанавливают для себя промежуточные ориентиры, их поведение является опережающим (*forward-looking*) по отношению к изменению экономической ситуации.

Необходимо отметить, что важнейшим аргументом в пользу проведения денежно-кредитной политики без явного номинального якоря является ее успех в США в 1980–90-х гг. В то же время отмечается несколько серьезных недостатков данного режима. Во-первых, отсутствие прозрачности в действиях денежных властей. Во-вторых, текущая денежно-кредитная политика в этом случае оказывается в сильной зависимости от предпочтений, навыков и политических взглядов лиц, возглавляющих центральный банк. Указанные недостатки могут практически не проявлять себя в экономике США, однако, для развивающихся стран и стран с переходной экономикой их влияние, фактически, ставит запрет на принятие режима денежно-кредитной политики без явного номинального якоря<sup>45</sup>.

---

<sup>43</sup> См., например, Green (1996); Beddies (1999); Bernanke, Laubach, Posen, Mishkin (1999).

<sup>44</sup> Clarida, Gali, Gertler (1997); Chinn, Dooley (1997).

<sup>45</sup> Анализ опыта применения различных режимов денежно-кредитной политики в переходных экономиках приведен в Wagner (1998).

## 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 отдается вспомогательная роль. Поскольку у центрального банка при осуществлении операций на открытом рынке возможен выбор между «ценой» и «количеством», то возникает проблема выбора инструмента: центральный банк может либо контролировать процентную ставку по которой покупает или продает облигации, либо осуществлять покупку или продажу ценных бумаг на определенную сумму<sup>46</sup>. Другими словами, денежные власти выбирают между контролем процентной ставки (*interest rate targeting*) или контролем денежного предложения (*money targeting*).

Классической работой, посвященной проблеме выбора инструмента денежно-кредитной политики, является статья Пула, опубликованная в 1970 г.<sup>47</sup> Он показал каким образом стохастический характер экономических процессов – природа и относительная значимость различных типов возмущений – определяет выбор оптимального инструмента. Исходной точкой анализа Пула является предположение о том, что денежные власти не знают какие возмущения в экономике происходят в текущем периоде и не могут отслеживать текущие изменения в объеме выпуска. Проводя анализ в рамках модели IS–LM, Пул получил результат, что в случае возмущений, связанных со спросом на деньги, денежные власти должны поддерживать процентную ставку, а если возмущения происходят на рынке товаров – поддерживать объем денежного предложения. Следовательно, для сглаживания колебаний в объеме выпуска при шоковых изменениях спроса на деньги выбор в пользу процентной ставки должен преобладать над выбором в пользу денежного предложения.

Сарджент и Уоллес в 1975 г.<sup>48</sup> рассмотрели несколько видоизмененную модель по отношению к модели Пула, добавив в нее предпосылку о рациональных ожиданиях у экономических агентов. В их модели деньги нейтральны: они определяют уровень цен, но не могут оказывать влияние

---

<sup>46</sup> Подробнее см. Friedman (1990).

<sup>47</sup> Poole (1970).

<sup>48</sup> Sargent, Wallace (1975).

на объем выпуска. С другой стороны, в такой модели номинальные процентные ставки вообще не являются инструментом денежно-кредитной политики, и определяются эндогенно вместе с ценами. Таким образом, в предпосылке о наличии рациональных ожиданий проблема выбора инструментов отсутствует.

Более поздние работы по проблеме выбора инструмента денежно-кредитной политики рассматривают модели экономики с предпосылкой о наличии рациональных ожиданий, но деньги в моделях не нейтральны. В таких моделях выбор между процентными ставками и денежным предложением зависит от соотношения параметров модели, определяемых начальными условиями, степенью нейтральности денег и межвременными предпочтениями экономических агентов<sup>49</sup>.

С выбором инструментов денежной политики тесно связана проблема «правила или свобода действий»<sup>50</sup>. В 60-70-е годы XX в. в теории и практике денежно-кредитной политики предпочтение отдавалось установлению жестких правил в денежно-кредитной политике, что было связано с распространением монетаристских взглядов и авторитетом М. Фридмана. Принятие денежными властями жестких правил в проведении денежно-кредитной политики делает их независимыми от краткосрочных потребностей правительства, снижает неопределенность ожиданий экономических агентов. В качестве наиболее известных правил денежно-кредитной политики можно назвать: постоянный темп роста денежного предложения (правило Фридмана)<sup>51</sup>, достижение номинального объема ВВП (правило Тейлора)<sup>52</sup>, поддержание заданного уровня инфляции (правило И.Фишера–Симонса).

Выбор инструмента денежно-кредитной политики и эффективность выбранного принципа ее реализации непосредственно связаны с преобладающим механизмом денежной трансмиссии в экономике, т.е. каким образом денежно-кредитная политика оказывает воздействие на экономику в целом. Современный подход к анализу механизма (канала)

---

<sup>49</sup> Подробное обсуждение новейших разработок в области проблемы выбора инструментов денежно-кредитной политики представлено в Friedman (1990) и Walsh (1998).

<sup>50</sup> Подробнее см. Friedman (1990).

<sup>51</sup> Friedman (1959).

<sup>52</sup> Taylor (1985).

денежной трансмиссии основывается на работе Тобина, опубликованной в 1978 г.<sup>53</sup>

Наиболее часто называются три механизма денежной трансмиссии:

- 1.Процентный канал;
- 2.Кредитный канал;
- 3.Канал цен активов.

Процентный канал (*interest rate channel*) денежно-кредитной политики, указанный еще в работах Дж. М. Кейнса, действует, преимущественно, в экономике США. Эмпирические исследования американской экономики показывают, что данный механизм денежной трансмиссии преобладает над другими механизмами, в первую очередь, над каналом банковского кредитования<sup>54</sup>. Данный механизм основан на предположении о том, что денежные власти используют объем ликвидных средств в экономике для контроля над процентными ставками и, следовательно, для стимулирования инвестиций и других компонентов совокупного спроса. 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 (*credit channel*) представляется более разнообразным. В частности, выделяются несколько вариантов трансмиссии: банковского кредитования, балансовый, денежных потоков, неожиданных изменений в уровне цен и ликвидности домохозяйств. Кредитный канал в наибольшей степени распространен в странах Европы<sup>55</sup>. Данный механизм основан на предположении, что денежные власти могут оказывать влияние не только на процентные ставки, но и на уровень премии (превышения над безрисковой ставкой) по различным финансовым активам. Следовательно, фирмы сталкиваются с изменением соотношения между стоимостью внешних заимствований (путем эмиссии долговых обязательств или акций) и альтернативными издержками инвестирования собственных средств. Денежно-кредитная политика в таких моделях<sup>56</sup> имеет дополнительные эффекты, не связанные с непосредственным воздействием на уровень процентных ставок. Большое внимание уделяется проблеме асимметрии информации в отношениях между банком и заемщиком, и ее

---

<sup>53</sup> Tobin (1978).

<sup>54</sup> Miron, Romer, Weil (1993).

<sup>55</sup> Favero, Giavazzi, Flabbi (1999).

<sup>56</sup> Например, Bernanke, Gertler (1995).



влиянию на стоимость кредитования реального сектора и степень рационализации кредита банками<sup>57</sup>.

Канал банковского кредитования (*bank lending channel*) работает благодаря тому, что с расширением денежного предложения, в первую очередь, увеличивается объем депозитов в банках. Соответственно, с ростом объема ликвидных средств коммерческие банки расширяют предложение кредитных ресурсов. Данный механизм наиболее вероятен в экономике, в которой банки являются основным источником заемных средств для фирм. Схема функционирования канала банковского кредитования может быть представлена как: денежная масса  $\uparrow \Rightarrow$  депозиты  $\uparrow =$  кредиты  $\uparrow \Rightarrow$  инвестиции  $\uparrow \Rightarrow$  выпуск  $\uparrow$ .

Если канал банковского кредитования предполагает, что расширение предложения кредитных ресурсов банками происходит вследствие увеличения их ликвидности, то другие модификации кредитного механизма денежной трансмиссии основаны на эффекте снижения риска кредитования при увеличении общего объема денежной массы в экономике. В частности, канал баланса активов и пассивов (*balance sheet channel*) предполагает, что с ростом денежного предложения происходит инфляция цен финансовых активов, в частности, - рост стоимости акций компаний. При этих условиях банки расширяют предложение кредитных ресурсов, так как высокая цена акций фирм-заемщиков служит определенной гарантией возврата средств. Схема работы данного механизма выглядит следующим образом: денежная масса  $\uparrow \Rightarrow$  капитализация  $\uparrow \Rightarrow$  риск (асимметрия информации)  $\downarrow =$  кредиты  $\uparrow \Rightarrow$  инвестиции  $\uparrow \Rightarrow$  выпуск  $\uparrow$ .

Аналогичные предположения о причинах расширения кредитования в экономике при денежном шоке принимаются в других трех разновидностях кредитного канала денежной трансмиссии. Так, в случае канала денежных потоков (*cash flow channel*) снижение риска кредитования объясняется ростом денежных потоков у фирм при расширении денежной массы, т.е. повышением ликвидности фирм, что гарантирует возврат выданных ресурсов. Другими словами, 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 (*unanticipated price level channel*) снижение риска кредитования связано с предположением, что в случае роста общего уровня цен (инфляции) улучшается финансовое поло-

---

<sup>57</sup> См. Walsh (1998).

жение фирм. Финансовые обязательства реального сектора выражены, как правило, в номинальных величинах и, соответственно, обесцениваются при росте цен. С другой стороны, фирмы располагают реальными активами, стоимость которых не изменяется при повышении уровня цен в экономике: 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 (*households liquidity effect*), действует через другую компоненту агрегированного выпуска - потребление. В частности, рост цен финансовых активов вызывает увеличение чистых активов домохозяйств (в предположении, что их долги фиксированы в номинальных величинах, а сбережения хранятся в финансовых активах). Соответственно, снижается вероятность финансовых затруднений, и домохозяйства увеличивают расходы на потребление предметов длительного пользования и недвижимость. Схема данного канала устроена 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 (*asset price channel*). Исторически первым вариантом данного механизма трансмиссии является теория q Тобина (*Tobin's q theory*). Как и в случае кредитного канала денежной трансмиссии предполагается, что с увеличением денежного предложения происходит рост цен акций. Однако дальнейшие рассуждения строятся не на основе оценки риска заемщиков со стороны кредитора, а на предположениях относительно поведения самого заемщика. Так, по мере роста капитализации фирмы ее балансовая стоимость возрастает относительно восстановительной стоимости, и фирма получает возможность наращивать свои активы, осуществляя новые инвестиции. Другими словами, денежная масса  $\uparrow \Rightarrow$  капитализация  $\uparrow \Rightarrow$  q-коэффициент Тобина  $\uparrow \Rightarrow$  инвестиции  $\uparrow \Rightarrow$  выпуск  $\uparrow$ .

Другой важной разновидностью механизма денежной трансмиссии на основе цен активов является курсовой канал (*exchange rate channel*). Важность данного механизма отмечается, в первую очередь, в развивающихся странах с открытой экономикой (например, Израиль<sup>58</sup>). В странах с фиксированным обменным курсом национальной валюты курсовой канал не дей-

---

<sup>58</sup> De Fiore (1998).

стствует, так как внутренние процентные ставки в такой системе эндогенны. В наибольшей степени курсовой канал проявляется в экономике со свободным плавающим обменным курсом национальной валюты, где все движения процентных ставок отражаются на поведении обменного курса и на ситуации в секторе торгуемых товаров. Несмотря на то что в долгосрочном периоде обменный курс определяется фундаментальными факторами (например, паритетом покупательной способности), его движения в краткосрочном периоде зависят от равновесия на рынке финансовых активов. При снижении внутренних процентных ставок (например, вследствие мягкой денежно-кредитной политики) спрос на национальную валюту снижается, что приводит к снижению номинального и реального курсов национальной валюты, а, следовательно, - к росту чистого экспорта и совокупного выпуска: денежная масса  $\uparrow \Rightarrow$  внутренняя процентная ставка  $\downarrow \Rightarrow$  обменный курс национальной валюты  $\downarrow \Rightarrow$  чистый экспорт  $\uparrow \Rightarrow$  выпуск  $\uparrow$ .

Существование курсового канала денежной трансмиссии часто подвергается сомнению. Так, М. Фридман<sup>59</sup> отрицал роль обменного курса в механизме денежной трансмиссии, поскольку денежно-кредитная политика оказывает влияние на выпуск и цены непосредственно через изменения в структуре портфелей финансовых активов и инвестиционных решениях. Движения обменного курса являются лишь следствием воздействия денежно-кредитной политики на цены и выпуск. Если наличие курсового канала и может быть обосновано на основе портфельной теории обменных курсов, то независимость данного механизма от процентного канала остается под вопросом, поскольку в открытой экономике с плавающим обменным курсом движения номинального обменного курса и номинальных процентных ставок не разделимы.

Тем не менее существование независимого курсового канала возможно в развивающихся экономиках с ограничениями на движение капитала, высокой степени долларизации экономики или при режиме «грязного» плавления обменного курса, в частности, при нахождении обменного курса в области, близкой к границам валютного коридора<sup>60</sup>.

Последним вариантом механизма цен активов, близким по сути к эффекту ликвидности домохозяйств, является канал эффекта богатства (*wealth effect*). Также как и в случае эффекта ликвидности рост денежного

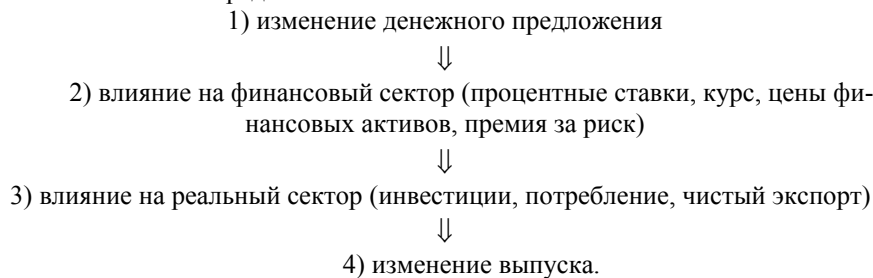
---

<sup>59</sup> Friedman (1980).

<sup>60</sup> IMF (1997).

предложения, ведущий к повышению цен акций, вызывает увеличение богатства домохозяйств. Соответственно, увеличивается их текущее потребление (в данном случае - всех видов товаров). Схема данного канала может быть представлена в следующем виде: 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:



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.

## **2.2. Основные подходы к эмпирическому анализу механизма денежной трансмиссии и выявлению фактических целей денежно-кредитной политики**

### *2.2.1. Денежные шоки и реальный сектор экономики*

В своей книге «Денежная теория и политика», в главе «Эмпирические свидетельства относительно денег и выпуска», К. Уолш<sup>61</sup> выделяет два типа взаимодействий между денежным и реальными секторами экономики, т.е. между денежными агрегатами, инфляцией и выпуском: долгосрочный и краткосрочный. Анализу долгосрочных взаимосвязей в литературе уделено не слишком много внимания. В частности, МакКэндлисс и Вебер<sup>62</sup>, проводившие анализ взаимовлияний между различными показателями денежных агрегатов, инфляцией и реальным выпуском на протяжении тридцатилет-

---

<sup>61</sup> Walsh (1998).

<sup>62</sup> McCandless, Weber (1995).

него периода по 110 странам, пришли к следующим двум основным выводам.

Во-первых, коэффициент корреляции между темпами роста денежного предложения и инфляцией составляет от 0,92 до 0,96 в зависимости от выбора денежного агрегата.

Во-вторых, отсутствует какая-либо корреляция между темпами роста денежной массы, а также темпами инфляции, и темпом роста реального выпуска.

Аналогичные результаты были получены и в большинстве других исследований долгосрочных взаимосвязей между деньгами, инфляцией и реальным выпуском<sup>63</sup>.

Значительно большее внимание и разнообразие подходов к анализу привлекает изучение влияния денег на цены и реальный сектор в краткосрочном периоде. Классическими работами в данном направлении являются исследования М. Фридмана по анализу взаимосвязи между денежным предложением и реальными циклами<sup>64</sup>. Полученная в работах положительная взаимосвязь между деньгами и реальным выпуском (на основе корреляционного анализа и линейных регрессионных моделей) интерпретировалась как зависимость реального выпуска от денежного предложения.

Однако такая интерпретация была подвергнута критике в работах Тобина, Кинга-Плоссера и Колемана<sup>65</sup>, которые утверждали о возможности обратной зависимости, т.е. увеличения спроса на деньги (и, соответственно, предложения денег) при расширении реального выпуска. Однако большинство проведенных исследований на причинность по Грейнджеру<sup>66</sup> свидетельствуют о направлении зависимости от денег к реальному выпуску.

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.<sup>67</sup> Основное отличие данного подхода от традиционного эконометрического моделирования экономиче-

---

<sup>63</sup> См., например, Kormendi, Meguire (1984); Geweke (1986).

<sup>64</sup> Friedman, Schwartz (1963a); Friedman, Schwartz (1963b); Friedman, Meiselman (1963).

<sup>65</sup> Tobin (1970); King, Plosser (1984); Coleman (1996).

<sup>66</sup> Например, Sims (1972).

<sup>67</sup> Sims (1972); Sims (1980).

ских 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 поиск эмпирических свидетельств относительно реакции макроэкономических переменных на шоки экономической политики и выявление адекватной теоретической модели экономики<sup>68</sup>. 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:

$$Y_t = A(L^i)Y_{t-i} + Z_t + E_t,$$

где  $Y$  – вектор рассматриваемых переменных,  $Z$  – вектор экзогенных (внешних по отношению к вектору  $Y$ ) переменных,  $E$  – вектор случайных ошибок,  $A(L^i)$  – матрица лаговых операторов. 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, Айхенбаум<sup>69</sup>) 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 Шиоджи<sup>70</sup>. 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)<sup>71</sup>.

Важной особенностью анализа денежной политики на основе подхода векторных авторегрессий является серьезная статистическая обработка рядов до конечной оценки. В частности, помимо стандартных процедур

---

<sup>68</sup> Favero (2001).

<sup>69</sup> Sims (1992); Eichenbaum (1992).

<sup>70</sup> Christiano, Eichenbaum, Evans (1996); Bernanke, Mihov (1998); Shioji (1997).

<sup>71</sup> Leeper, Sims, Zha (1996).

проверки на стационарность и коинтеграцию, для выявления краткосрочных зависимостей между деньгами и реальным выпуском необходимо провести очистку рядов от сезонных (при работе с месячными и квартальными данными) и циклических составляющих (преимущественно, с помощью фильтра Ходрика-Прескота).

Вместе с тем необходимо привести также некоторые замечания относительно правомерности использования метода векторных авторегрессий при анализе денежно-кредитной политики и его адекватности для решения рассматриваемой задачи<sup>72</sup>. Основными претензиями к подходу векторных авторегрессий являются:

1) Зачастую получаемые импульсные отклики рассматриваемых переменных на шоки экономической политики не соответствуют, либо противоречат всем существующим теоретическим представлениям.

2) Остатки регрессионных уравнений в модели векторной авторегрессии, которые используются для конструирования импульсных функций отклика и интерпретируются как шоки экономической политики, имеют мало общего с фактическими шоками, кроме того они сильно зависят от выбора конкретной спецификации модели. Таким образом, ставится под сомнение правомерность интерпретации полученных функций отклика как реакции переменных на реальные шоки экономической политики.

3) Поскольку часто векторная авторегрессия включает в качестве эндогенной переменной базовую ставку процента, которая, в свою очередь, является функцией реакции политики денежных властей на изменения в макроэкономической ситуации, нарушается экономическая логика построения модели: система одновременно включает переменные, контролируемые властями, и переменные, чья динамика изменяется в зависимости от принятых решений в экономической политике.

4) Векторная авторегрессионная модель описывает, в лучшем случае, эндогенные взаимодействия в рамках включенного набора переменных, тогда как изменения как в денежном, так и реальном секторе экономики могут происходить и под воздействием третьих, общих для них, факторов, что повышает вероятность получения «ложных» импульсных функций откликов.

Кроме того, необходимо отметить серьезную техническую проблему, связанную с оценкой моделей векторных авторегрессий. Поскольку с правой стороны в модели стоит набор лаговых значений эндогенных перемен-

---

<sup>72</sup> Rudebusch (1997).

ных, возникает проблема мультиколлинеарности, что приводит к ухудшению статистических свойств получаемых с помощью МНК оценок коэффициентов (оценки не являются больше эффективными, т.е. завышены их стандартные ошибки, в то же время они остаются несмещенными). В настоящее время не существует решения данной проблемы, равно как и окончательного вывода относительно правомерности использования данной техники. Симс в своих работах утверждал, что поскольку оценки остаются несмещенными, а наиболее важным результатом модели являются импульсные функции откликов, статистическая значимость отдельных коэффициентов в векторной авторегрессии не играет большой роли. Бланшар и Ква<sup>73</sup> придерживались аналогичного взгляда, предполагая, что поскольку мультиколлинеарность увеличивает оценки стандартных ошибок оценок коэффициентов, достаточно чтобы в модели хотя бы несколько оценок коэффициентов были статистически значимы, т.е. в отсутствии мультиколлинеарности их статистическая значимость была бы еще выше.

Подход векторных авторегрессий является также преобладающим при анализе механизма денежной трансмиссии, что отмечается в работе Б. Маккалума<sup>74</sup>. 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 Израиле<sup>75</sup>. 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.

Альтернативные подходы к эмпирическому анализу механизма денежной трансмиссии менее популярны. В числе наиболее важных работ по рассматриваемой проблеме, в которых использовались альтернативные по отношению к подходу векторных авторегрессий методы анализа каналов денежной трансмиссии, следует назвать исследования Мирона, Ромера,

---

<sup>73</sup> Blanchard, Quah (1989).

<sup>74</sup> McCallum (1999c).

<sup>75</sup> De Fiore (1998).



Вейла<sup>76</sup> и Фаверо, Джавацци, Флабби<sup>77</sup>. В первой, относительно старой, работе для выявления важности канала банковского кредитования оценивалась простая линейная регрессия объема выпуска на ряд значений объема выданных кредитов, сдвинутых во времени. Во второй работе изучение действия канала баланса активов и пассивов проводилось на основе страновых регрессий изменения объема выданных кредитов в зависимости от структуры балансов отдельных коммерческих банков.

### 2.2.2. 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 вопросу<sup>78</sup>, предлагающая методологию анализа и представляющая результаты соответствующих оценок для США, ФРГ, Японии, Великобритании, Франции и Италии, написанная Кларидой, Гали и Гертлером, была опубликована только в 1997 г.<sup>79</sup> Альтернативные подходы представляют собой, по сути, упрощенную версию метода Клариды, Гали и Гертлера<sup>80</sup>.

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,  $\pi$ ), от целевых значений, т.е.:

$$r_t^* = \bar{r} + \beta E_t(\pi_{t+n} | \Omega_t - \pi^*) + \gamma E_t(y_t | \Omega_t - y^*),$$

<sup>76</sup> Miron, Romer, Weil (1993).

<sup>77</sup> Favero, Giavazzi, Flabbi (1999).

<sup>78</sup> Согласно Taylor (1999).

<sup>79</sup> 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 (Clarida, Gertler, 1996).

<sup>80</sup> Упрощение может касаться как спецификации уравнения, описывающего реакцию денежных властей на изменения целевых показателей, так и методов оценки (Taylor, 1999).

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  $\rho$  – коэффициент, отвечающий за степень сглаживания динамики процентной ставки.

Объединяя оба условия, а также заменяя ненаблюдаемые ожидаемые значения переменных их фактическими значениями, мы получаем следующую спецификацию уравнения для проверки правил денежно-кредитной политики:

$$\begin{aligned} r_t &= (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t+n} + (1 - \rho)\gamma_t + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= -(1 - \rho)\{\beta(\pi_{t+n} - E_t\pi_{t+n}|\Omega_t) + \gamma(y_t - E_t y_t|\Omega_t)\} + v_t \end{aligned}$$

Теперь предположим, что существует вектор  $U_t$ , состоящий из переменных, входящих в информационное множество, доступное денежным властям при выборе значения базовой ставки, ортогональный к  $\varepsilon_t$ . Обычно элементы вектора  $U_t$  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  $v_t$ . Тогда, поскольку  $E_t(\varepsilon_t|U_t) = 0$ , оценки параметров модели  $(\alpha, \beta, \gamma, \rho)$  могут быть получены с помощью обобщенного метода моментов.

Обобщенный метод моментов (ОММ) (*Generalized Method of Moments, GMM*), разработанный Хансеном в 1982 г.<sup>81</sup>, имеет ряд преимуществ, которые позволяют рассматривать его в качестве наиболее подходящей техники для оценки процесса динамики базовой ставки.

Во-первых, ОММ не требует нормального распределения изменений ставки. В асимптотическом приближении достаточным условием является стационарность и эргодичность рассматриваемых временных рядов, а также существование соответствующих моментов.

Во-вторых, оценки ОММ и их стандартные ошибки состоятельны, даже если остатки имеют условную гетероскедастичность. Поскольку при оценке непрерывного процесса по дискретным наблюдениям возникает проблема агрегирования данных во времени, влияющая на распределение

---

<sup>81</sup> Hansen (1982).

остатков, данное свойство ОММ позволяет уменьшить воздействие дискретной аппроксимации на ошибку оценки параметров.

В то же время ОММ применим только для оценок *больших* выборок, т.е. указанные свойства достигаются при большом числе наблюдений. В большинстве случаев оценки ОММ асимптотически эффективны, однако, они редко эффективны на конечных выборках.

В основе метода лежит «теоретическое» (*a priori*) утверждение о выполнении условия ортогональности для генеральной совокупности (*population orthogonality condition*), записываемое в виде  $E[\mathbf{z}'g(\mathbf{y}, \mathbf{X}, \boldsymbol{\theta})] = \mathbf{0}$ , где  $g(\bullet)$  – непрерывная функция от матрицы наблюдаемых значений эндогенных и экзогенных переменных ( $\mathbf{y}$ ,  $\mathbf{X}$ ) и вектора параметров  $\boldsymbol{\theta}$ ,  $\mathbf{z}$  – вектор инструментальных переменных, независящих от параметров. Далее строится выборочный аналог условия ортогональности  $m(\mathbf{y}, \mathbf{X}, \boldsymbol{\theta}, \mathbf{z})$ , и минимизируется по  $\bar{\boldsymbol{\theta}}$  следующее выражение:

$$J(\bar{\boldsymbol{\theta}}) = m(\mathbf{y}, \mathbf{X}, \bar{\boldsymbol{\theta}}, \mathbf{z})' \cdot \mathbf{W} \cdot m(\mathbf{y}, \mathbf{X}, \bar{\boldsymbol{\theta}}, \mathbf{z}),$$

где  $\mathbf{W}$  – наилучшим образом выбранная ковариационная матрица Ньюи-Уэста<sup>82</sup>. Если выбор матрицы  $\mathbf{W}$  оптимален, то значения данного выражения асимптотически распределены как  $\chi^2$ . Произведение  $J(\bar{\boldsymbol{\theta}})$  на число наблюдений, известное как  $J$ -статистика, также распределено как  $\chi^2$  с числом ограничений, равным разнице между количеством накладываемых на моменты ограничений и числом оцениваемых параметров. Согласно нулевой гипотезе все ограничения выполняются. Данная статистика является показателем качества регрессионной модели, оцениваемой с помощью ОММ.

Поскольку в нашем случае размерность множества доступной денежным властям информации и, следовательно, число ортогональных условий, превышают 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

---

<sup>82</sup> Newey, West (1987).

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 ( $\beta, \gamma, \phi$ ) 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 также исследования Chinn, Dooley (1997); Bernanke, Gertler

(2000); Clarida, Gali, Gertler (2001); Clark, Laxton, Rose (2001); Rudebush (2001).

## 2.3. Анализ механизмов трансмиссии денежно-кредитной политики в российской экономике

### 2.3.1. Деньги и выпуск в экономике России

Прежде чем приступить к анализу механизмов денежной трансмиссии в экономике России, мы провели анализ влияния денежного предложения и цен на динамику реального выпуска. Анализ проводился на основе построения импульсных функций отклика векторной авторегрессионной модели:

$$\begin{aligned} Y_t &= A(L^i)Y_{t-i} + Z_t + E_t \\ Y_t &= (\ln M \quad \ln Y \quad \ln P)^T, \\ Z_t &= (X_1 \dots X_n) \end{aligned}$$

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, также как и ранее, мы выбираем индекс промышленного производства (очищенный от сезонных и календарных эффектов). Мы 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 ( $RER$ ), 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 Банка 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 4 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 которого имеется ряд наблюдений резервных денег и которые мы будем использовать в качестве показателя денежного предложения).

Результаты тестов на единичный корень для рассматриваемых временных рядов на выбранных временных интервалах приведен в *табл. 2.1*. 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.

*Таблица 2.1.*

	<b>01.1992–12.2001</b>	<b>01.1992–07.1998</b>	<b>10.1998–12.2001</b>	<b>06.1995–12.2001</b>
lnY	-1,425	-2,129	-3,134	-2,020
$\Delta$ lnY	<b>-2,815</b>	<b>-2,298</b>	<b>-7,726</b>	<b>-2,849</b>
lnM0	-3,105	-2,018	-3,055	-3,010
$\Delta$ lnM0	<b>-9,925</b>	<b>-4,167</b>	<b>-5,094</b>	<b>-10,015</b>
lnH	–	-2,623	-2,355	-1,549
$\Delta$ lnH	–	<b>-4,789</b>	<b>-4,488</b>	<b>-8,133</b>
lnM1	–	-2,125	-2,329	-2,063
$\Delta$ lnM1	–	<b>-4,453</b>	<b>-4,873</b>	<b>-10,585</b>
lnM2	-2,648	-2,480	-2,042	-1,780
$\Delta$ lnM2	<b>-7,334</b>	<b>-5,748</b>	<b>-4,971</b>	<b>-8,156</b>
lnP	-2,080	-2,832	<b>-5,365*</b>	-1,024
$\Delta$ lnP	<b>-5,497</b>	<b>-3,781</b>	–	<b>-6,707</b>
DER	<b>-8,793</b>	<b>-3,886</b>	<b>-23,157</b>	<b>-7,049</b>
$\Delta$ DER	–	–	–	–
lnRER	-1,817	-2,550	-2,269	-1,892
$\Delta$ lnRER	<b>-7,142</b>	<b>-4,529</b>	<b>-11,526</b>	<b>-6,219</b>

*Примечания:* Жирным шрифтом выделены статистики теста для временных рядов, для которых гипотеза о наличии единичного корня отвергается на 95% уровне.

\* Стационарность относительно детерминированного линейного тренда.

Таким образом, 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 рубль к доллару США (на всех периодах) и логарифм цен (за период 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 за период 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  $M_2$  (см. *табл. 2.2*).

*Таблица 2.2.*

Собственные значения	Likelihood Ratio	Критическое значение (5%)	Критическое значение (1%)	Предположительное число КС
<b>lnY - lnM0 - lnP</b>				
0.198975	40.68101	29.68	35.65	0**
0.105073	15.38869	15.41	20.04	≤ 1
0.023690	2.733132	3.76	6.65	≤ 2
L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости				
<b>lnY - lnM2 - lnP</b>				
0.295684	50.80138	29.68	35.65	0**
0.095190	11.54218	15.41	20.04	≤ 1
0.003020	0.338749	3.76	6.65	≤ 2

L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости

\*(\*\*) обозначает отвержение гипотезы на 5% (1%) уровне значимости

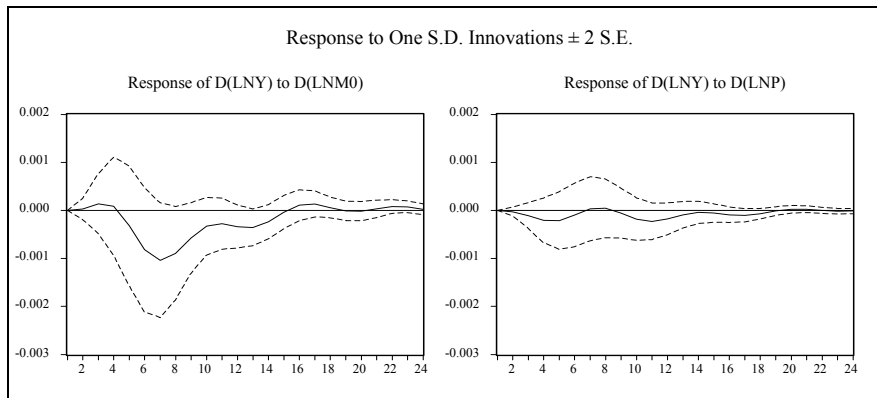
Для выбора количества лагов в модели векторной авторегрессии с коррекцией ошибок мы оценили варианты модели с количеством лагов от 1 до 12. Как видно из *табл. 2.3*, согласно информационному критерию Шварца для обоих показателей денежного предложения наилучшие статистические качества имеют модели с количеством 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 мы в данном случае больше полагаемся на критерий Шварца.



Таблица 2.3.

	M0			M2		
	LR	AIC	BIC	LR	AIC	BIC
1	793.4086	-15.96685	-15.24562	851.9839	-17.18716	-16.46594
2	840.6744	-16.76405	-15.80242	895.3578	-17.90329	-16.94166
3	908.5036	-17.98966	-16.78762	975.6828	-19.38922	-18.18719
4	<b>941.1343</b>	<b>-18.48196</b>	<b>-17.03952</b>	<b>1005.983</b>	<b>-19.83298</b>	<b>-18.39054</b>
5	952.4400	-18.53000	-16.84715	1018.886	-19.91430	-18.23144
6	966.7404	-18.64043	-16.71716	1042.186	-20.21220	-18.28894
7	983.7324	-18.80693	-16.64326	1064.916	-20.49825	-18.33458
8	1003.784	-19.03716	-16.63309	1082.319	-20.67332	-18.26924
9	1012.307	-19.02722	-16.38274	1090.900	-20.66459	-18.02011
10	1025.122	-19.10671	-16.22182	1104.424	-20.75883	-17.87394
11	1029.050	-19.00104	-15.87574	1110.960	-20.70750	-17.58220
12	1077.522	-19.82337	-16.45766	1139.940	-21.12375	-17.75805

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. 2.1. 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% уровне значимости.



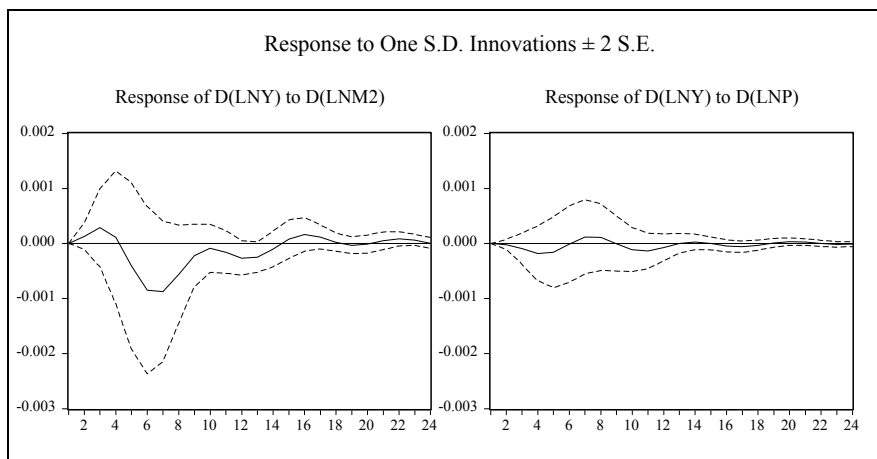


Рис. 2.1

**Оценка за период 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 (см. табл. 2.4).

Таблица 2.4.

Собственные значения	Likelihood Ratio	Критическое значение (5%)	Критическое значение (1%)	Предположительное число КС
<b><math>\ln Y - \ln M0 - \ln P</math></b>				
0.288164	55.29210	42.44	48.45	0**
0.240315	29.45913	25.32	30.45	$\leq 1^*$
0.106643	8.570435	12.25	16.26	$\leq 2$
L.R тест показывает 2 коинтеграционных соотношения на 5% уровне значимости				
<b><math>\ln Y - \ln H - \ln P</math></b>				
0.491833	33.67980	29.68	35.65	0*
0.177034	9.986709	15.41	20.04	$\leq 1$
0.086520	3.167279	3.76	6.65	$\leq 2$
L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости				
<b><math>\ln Y - \ln M1 - \ln P</math></b>				
0.471816	30.03533	29.68	35.65	0*
0.159285	7.694485	15.41	20.04	$\leq 1$
0.045283	1.621898	3.76	6.65	$\leq 2$

Таблица 2.4 продолжение

Собственные значения	Likelihood Ratio	Критическое значение (5%)	Критическое значение (1%)	Предположительное число КС
L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости				
$\ln Y - \ln M2 - \ln P$				
0.355360	55.51524	29.68	35.65	0**
0.255416	23.90273	15.41	20.04	$\leq 1$ **
0.036374	2.667757	3.76	6.65	$\leq 2$

L.R тест показывает 2 коинтеграционных соотношения на 5% уровне значимости  
 \*(\*\*) обозначает отвержение гипотезы на 5% (1%) уровне значимости

Выбор количества лагов в моделях векторной авторегрессии с коррекцией ошибок осуществлялся по алгоритму, аналогичному тому, который был применен на всем периоде наблюдений. Как видно из *табл. 2.5*, 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.

Таблица 2.5.

	M0			M2		
	LR	AIC	BIC	LR	AIC	BIC
1	479.9679	-16.28457	-15.41656	506.0241	-17.21515	-16.34714
2	517.0288	-17.28674	-16.09323	538.6784	-18.05994	-16.86643
3	553.3563	-18.26272	-16.74371	583.7876	-19.34956	-17.83054
4	<b>577.1060</b>	<b>-18.78950</b>	<b>-16.94498</b>	607.9514	-19.89112	-18.04661
5	590.8582	-18.95922	-16.78920	629.0380	-20.32279	-18.15277
6	600.0830	-18.96725	-16.47173	<b>649.4902</b>	<b>-20.73179</b>	<b>-18.23627</b>
7	615.3115	-19.18969	-16.36867	662.9095	-20.88962	-18.06860

Таблица 2.5. продолжение

	M0			M2		
	LR	AIC	BIC	LR	AIC	BIC
8	631.4826	-19.44581	-16.29928	685.7029	-21.38225	-18.23572
9	651.4454	-19.83733	-16.36530	692.1673	-21.29169	-17.81966
10	664.7763	-19.99201	-16.19448	711.1801	-21.64929	-17.85175
11	688.7139	-20.52550	-16.40246	722.7452	-21.74090	-17.61786
12	712.1794	-21.04212	-16.59358	742.3043	-22.11801	-17.66947
	H			M1		
1	379.8412	-19.93562	-19.01190	371.0033	-19.44463	-18.52091
2	402.8338	-21.30479	-19.97163	385.9604	-20.34060	-19.00744
3	415.1420	-22.12600	-20.37517	403.1591	-21.42112	-19.67030
4	447.6288	-24.21993	-22.04319	427.8238	-23.01963	-20.84289
5	465.3083	-25.51927	-22.90843	437.0711	-23.75444	-21.14360
6	474.4055	-26.34874	-23.29574	449.3559	-24.73264	-21.67963
7	<b>511.1310</b>	<b>-29.07540</b>	<b>-25.57241</b>	<b>495.2217</b>	<b>-28.01478</b>	<b>-24.51178</b>

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. 2.2), 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.

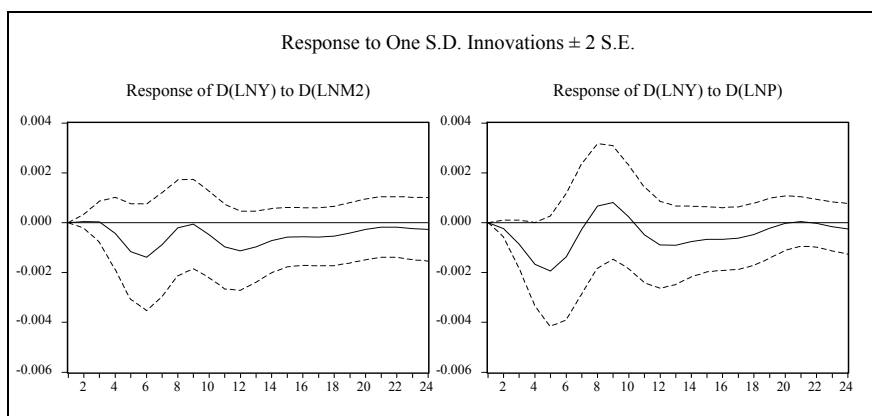
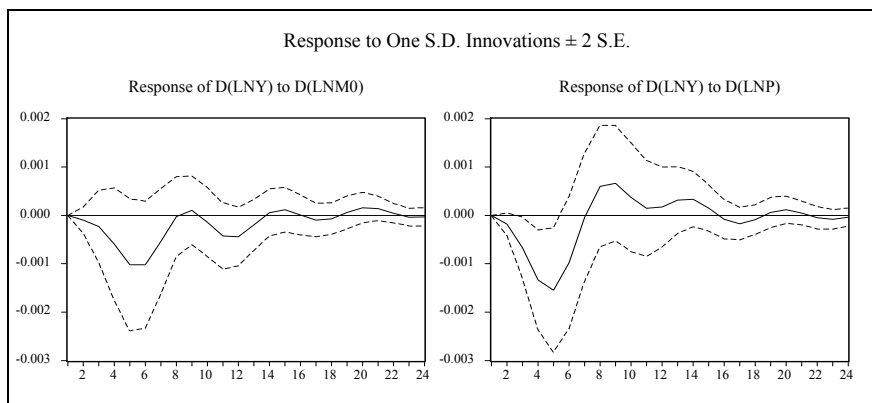


Рис. 2.2

**Оценка за период 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,  $M_1$ ,  $M_2$ ) (см. табл. 2.6).

Таблица 2.6.

Собственные значения	Likelihood Ratio	Критическое значение (5%)	Критическое значение (1%)	Предположительное число КС
<b>lnY - lnM0</b>				
0.459623	23.63024	15.41	20.04	0**
0.006341	0.241721	3.76	6.65	≤ 1
L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношения на 5% уровне значимости				
<b>lnY - lnH</b>				
0.328825	18.79198	15.41	20.04	0*
0.091354	3.640385	3.76	6.65	≤ 1
L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости				
<b>lnY - lnM1</b>				
0.481051	26.24599	15.41	20.04	0**
0.034139	1.319931	3.76	6.65	≤ 1
L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости				
<b>lnY - lnM2</b>				
0.488218	26.63949	15.41	20.04	0**
0.030702	1.184946	3.76	6.65	≤ 1

L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости  
 \*(\*\*) обозначает отвержение гипотезы на 5% (1%) уровне значимости

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, как видно из *табл. 2.7*, 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.

Таблица 2.7.

	M0			M2		
	LR	AIC	BIC	LR	AIC	BIC
1	343.7957	-17.44842	-16.53411	367.9218	-18.75253	-17.83822
2	395.9660	-20.33145	-19.01185	409.3950	-21.07750	-19.75790
3	415.3671	-21.50669	-19.77359	428.9045	-22.28026	-20.54715
4	429.5826	-22.44604	-20.29117	436.4131	-22.84783	-20.69296

Таблица 2.7 продолжение

	M0			M2		
	LR	AIC	BIC	LR	AIC	BIC
5	446.5905	-23.61155	-21.02667	445.1860	-23.52642	-20.94155
6	467.2171	-25.07607	-22.05299	455.2844	-24.33028	-21.30720
7	<b>486.8273</b>	<b>-26.56950</b>	<b>-23.10018</b>	<b>485.6786</b>	<b>-26.49539</b>	<b>-23.02607</b>
	H			M1		
1	358.9289	-18.26643	-17.35212	356.8446	-18.15376	-17.23946
2	394.1327	-20.22959	-18.90999	400.5365	-20.58536	-19.26576
3	413.0150	-21.37228	-19.63918	420.3683	-21.79247	-20.05937
4	424.6805	-22.15768	-20.00282	429.9727	-22.46898	-20.31412
5	437.5574	-23.06408	-20.47921	439.0826	-23.15652	-20.57165
6	451.0933	-24.06833	-21.04525	447.9895	-23.87435	-20.85127
7	<b>481.4922</b>	<b>-26.22531</b>	<b>-22.75598</b>	<b>480.7489</b>	<b>-26.17735</b>	<b>-22.70802</b>

**Оценка за период 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 (см. табл. 2.8).

Таблица 2.8.

Собственные значения	Likelihood Ratio	Критическое значение (5%)	Критическое значение (1%)	Предположительное число КС
<b><math>\ln Y - \ln M0 - \ln P</math></b>				
0.281692	40.22919	29.68	35.65	0**
0.149121	14.42238	15.41	20.04	$\leq 1$
0.023145	1.826512	3.76	6.65	$\leq 2$
L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости				
<b><math>\ln Y - \ln H - \ln P</math></b>				
0.226753	39.39514	42.44	48.45	0
0.148040	20.62267	25.32	30.45	$\leq 1$
0.115106	8.926940	12.25	16.26	$\leq 2$
L.R тест отрицает коинтеграцию на 5% уровне значимости				
<b><math>\ln Y - \ln M1 - \ln P</math></b>				
0.277788	39.23522	29.68	35.65	0**
0.164835	14.82749	15.41	20.04	$\leq 1$
0.017420	1.318007	3.76	6.65	$\leq 2$

Таблица 2.8 продолжение

Собственные значения	Likelihood Ratio	Критическое значение (5%)	Критическое значение (1%)	Предположительное число КС
L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости				
$\ln Y - \ln M2 - \ln P$				
0.482058	56.24568	29.68	35.65	0**
0.057661	4.930139	15.41	20.04	$\leq 1$
0.003809	0.297708	3.76	6.65	$\leq 2$

L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости  
 \*(\*\*) обозначает отвержение гипотезы на 5% (1%) уровне значимости

Как видно из *табл. 2.9*, согласно информационному критерию Шварца для всех денежных агрегатов наилучшие статистические качества имеют модели с количеством лагов, равным четырем. Также как и 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.

Таблица 2.9.

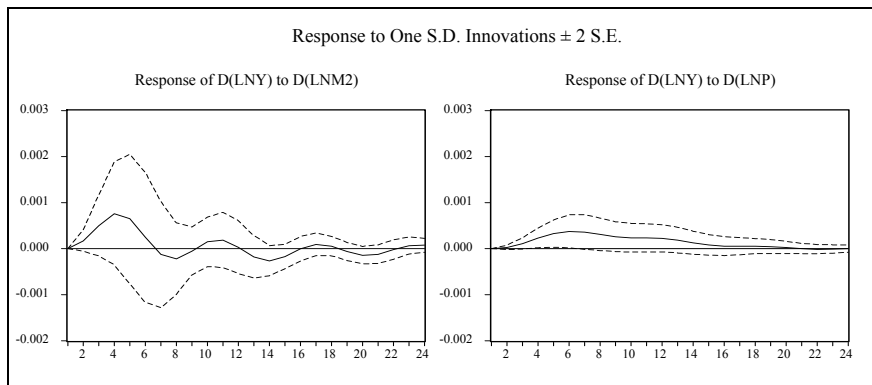
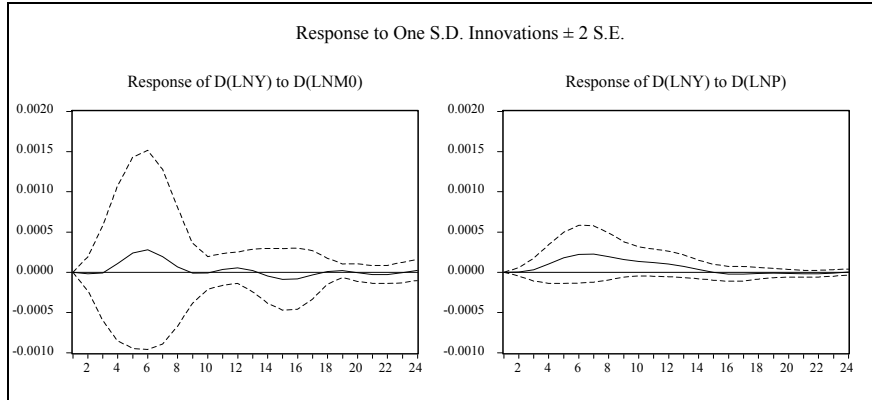
	M0			M2		
	LR	AIC	BIC	LR	AIC	BIC
1	691.7199	-17.04410	-16.22832	757.0799	-18.72000	-17.90421
2	730.1490	-17.79869	-16.71098	787.8714	-19.27875	-18.19104
3	805.4890	-19.49972	-18.14008	877.4466	-21.34478	-19.98514
4	<b>838.9251</b>	<b>-20.12628</b>	<b>-18.49472</b>	<b>903.1687</b>	<b>-21.77356</b>	<b>-20.14199</b>
5	846.1248	-20.08012	-18.17663	913.5800	-21.80974	-19.90625
6	866.5737	-20.37368	-18.19826	934.3517	-22.11158	-19.93616
7	891.9020	-20.79236	-18.34501	952.0852	-22.33552	-19.88817
8	901.0698	-20.79666	-18.07738	962.5810	-22.37387	-19.65459
9	905.8808	-20.68925	-17.69805	966.5233	-22.24419	-19.25298
10	919.2843	-20.80216	-17.53903	981.9459	-22.40887	-19.14573
11	938.0432	-21.05239	-17.51733	999.1802	-22.62001	-19.08494
12	968.9780	-21.61482	-17.80783	1008.700	-22.63333	-18.82634



Таблица 2.9 продолжение

	H			M1		
1	701.5660	-17.83068	-17.09466	701.2647	-17.74381	-16.91578
2	727.8764	-18.53004	-17.51034	731.6989	-18.55197	-17.43958
3	785.0050	-20.08122	-18.77350	785.5912	-20.01598	-18.61486
4	<b>804.8534</b>	<b>-20.65352</b>	<b>-19.05333</b>	<b>808.0404</b>	<b>-20.65864</b>	<b>-18.96433</b>
5	803.6251	-20.65625	-18.75903	804.4818	-20.59672	-18.60463
6	810.4289	-20.88532	-18.68638	816.0249	-20.95845	-18.66390
7	812.1488	-20.97568	-18.47021	824.0931	-21.23123	-18.62940
8	809.8442	-20.95201	-18.13509	825.4793	-21.31824	-18.40419
9	801.9196	-20.76234	-17.62892	822.1681	-21.26965	-18.03831
10	803.4831	-20.85024	-17.39513	827.1542	-21.46729	-17.91346
11	804.7736	-20.93253	-17.15040	846.6339	-22.11012	-18.22846
12	810.3606	-21.14956	-17.03495	853.2163	-22.37589	-18.16092

Графики импульсных функций отклика выпуска на ценовые денежные и ценовые шоки показаны на *рис. 2.3*. Как видно из представленных графиков, отклики выпуска на денежные шоки являются статистически незначимыми на 95% 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 за период 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 последевальвационный импортозамещающий рост экономики.



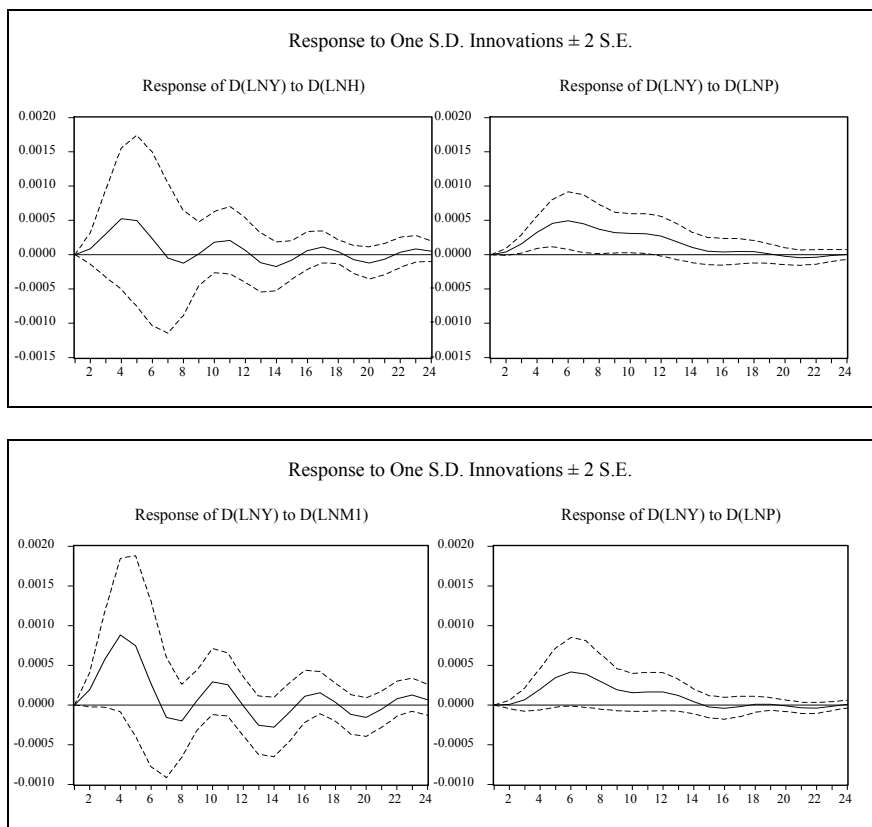


Рис. 2.3

\* \* \*

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 не достаточно 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, в первую очередь 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 взаимодействия 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 недежные 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.

### **2.3.2. 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 (см. результаты анализа спроса на деньги в главе 1 настоящей работы) свидетельствуют о том, что номи-

нальные денежные шоки не были полностью нейтральны. Это дает нам право провести анализ возможных каналов денежной трансмиссии в экономике России, хотя *a priori* можно ожидать, что большинство результатов такого исследования окажутся отрицательными, т.е. нам не удастся строго формально выделить какой-либо преобладающий механизм денежной трансмиссии, и мы можем лишь получить свидетельства в пользу возможности существования одного либо нескольких каналов.

Для эмпирического исследования каналов денежной трансмиссии в экономике России мы будем использовать традиционный подход<sup>83</sup>, основанный на анализе импульсных функций откликов и статистических качеств уравнения выпуска в модели векторной авторегрессии (с учетом коррекции ошибок, где необходимо). Нами рассматривалась следующая спецификация модели:

$$\begin{aligned} Y_t &= A(L^i)Y_{t-i} + Z_t + E_t \\ Y_t &= (\Delta(\ln H_t) \quad \Delta(\ln Y_t) \quad X_t)^T, \\ Z_t &= (D_{998}) \end{aligned}$$

где  $X$  обозначает переменные, характеризующие тот или иной канал денежной трансмиссии, описанные в параграфе 2.2.1. Модель включает одну экзогенную переменную – логическую переменную, отвечающую за кризисные явления в сентябре 1998 г.<sup>84</sup> В качестве показателя денежного предложения в данной части работы мы 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) Для процентного канала (%) – средневзвешенная ставка по кредитам юридических лиц в коммерческих банках (включая Сбербанк России) сроком до 1 года (данные Банка России, IL);

<sup>83</sup> McCallum, B. (1999) «Analysis of the monetary transmission mechanism: Methodological issues», *NBER Working paper*, 7395.

<sup>84</sup> 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.

2) Для канала банковского кредитования (BL) – доля кредитов нефинансовому сектору экономике в общем объеме активов банковской системы (данные Банка России,  $BL = \frac{loans}{assets}$ );

3) Для канала денежных потоков (CF) – денежная масса  $M_2$  как показатель общего объема рублевых платежных средств в экономике (данные банка России,  $\ln M_2$ );

4) Для канала непредвиденного роста уровня цен (UPL) – изменение логарифма цен (расчеты авторов на основе данных Госкомстата РФ,  $CPI = \Delta \ln P$ );

5) Для канала денежной трансмиссии, связанного с эффектом ликвидности домохозяйств (HLE) – доля частных депозитов (остатков на рублевых счетах населения в коммерческих банках) в общем объеме обязательств банковской системы (данные Госкомстата РФ и Банка России,

$$HD = \frac{deposits}{liabilities};$$

6) Для теории  $q$  Тобина (QT) – логарифм фондового индекса РТС (данные РТС, LRTS);

7) Для курсового канала (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 rationирования 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 мы не имеем надежных данных о месячном ВВП поскольку для обеспечения достаточного числа степеней свободы мы вынуждены работать с месячными данными.

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, мы отмечали, что 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 за период 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, показаны в *табл. 2.1* и *2.10*. Как видно из приведенных статистик, 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.

*Таблица 2.10.*

	<b>IL</b>	<b>BL</b>	<b>HD</b>	<b>LRTS</b>
уровень	-3,389	<b>-6,463</b>	-2,517	-1,786
$\Delta$	<b>-10,324</b>	–	<b>-6,912</b>	<b>-8,202</b>

*Примечание:* Жирным шрифтом выделены статистики теста для временных рядов, для которых гипотеза о наличии единичного корня отвергается на 95% уровне.

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, в данном параграфе 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. Как видно из *табл. 2.11*, 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.

*Таблица 2.11.*

	%	BL	CF	UPL	HLE	QT	ER
1	547.8832	682.4300	634.6145	575.5836	726.3573	458.2677	285.6490
	-14.10219	-17.64289	-16.38459	-14.83115	-18.71993	-11.98021	-7.122341
	-13.73418	-17.27488	-16.01658	-14.46314	-18.25992	-11.51317	-6.662328
2	581.3749	713.8480	668.9437	603.1486	753.6507	482.4317	317.0878
	-14.94333	-18.47595	-17.27850	-15.52396	-19.45735	-12.55977	-7.815675
	-14.29443	-17.82705	-16.62960	-14.87507	-18.71576	-11.80674	-7.074079
3	624.0332	748.9389	700.6094	646.4124	785.0037	516.8682	367.5233
	-16.05495	-19.43078	-18.12458	-16.65979	-20.32443	-13.44078	-9.041171
	-15.12087	-18.49670	-17.19050	-15.72571	-19.29694	-12.39731	-8.013683
4	648.6583	<b>770.9251</b>	723.0059	<b>662.9735</b>	<b>801.3079</b>	<b>540.3719</b>	<b>388.3751</b>
	-16.70297	<b>-20.05274</b>	-18.73989	<b>-17.09516</b>	<b>-20.80296</b>	<b>-14.03864</b>	<b>-9.489730</b>
	-15.47930	<b>-18.82907</b>	-17.51622	<b>-15.87149</b>	<b>-19.48516</b>	<b>-12.70016</b>	<b>-8.171932</b>
5	649.7514	765.4012	718.6331	660.8706	799.3856	537.6950	390.5490
	-16.71532	-19.92781	-18.62870	-17.02418	-20.78849	-13.90557	-9.431916
	-15.19754	-18.41003	-17.11092	-15.50641	-19.17585	-12.26738	-7.819277
6	<b>653.4513</b>	766.5056	<b>726.3436</b>	658.8593	801.1345	541.0056	394.2502



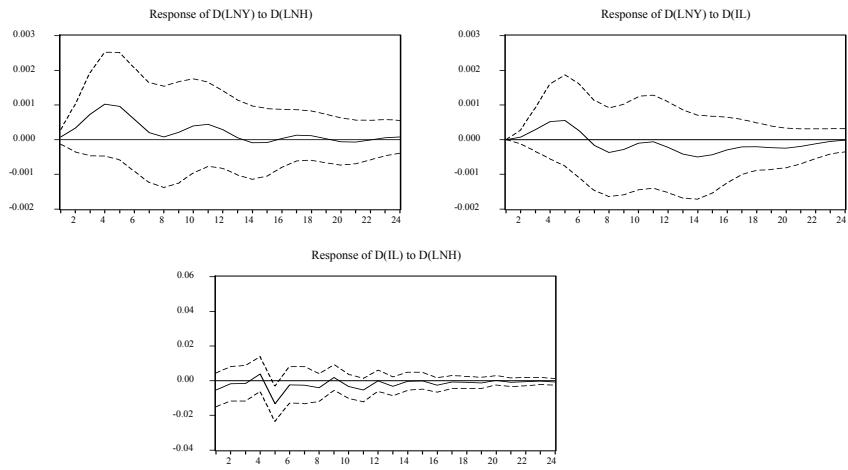
Таблица 2.11 продолжение

	%	BL	CF	UPL	HLE	QT	ER
	<b>-16.80144</b>	-19.98607	<b>-18.85475</b>	-16.95378	-20.87703	-13.94219	-9.415499
	<b>-14.98493</b>	-18.16956	<b>-17.03823</b>	-15.13727	-18.96490	-11.99949	-7.503375
7	651.0306	758.4695	724.5440	652.1314	799.4324	539.5284	395.1677
	-16.71516	-19.78484	-18.81554	-16.74661	-20.86950	-13.83907	-9.319077
	-14.59515	-17.66483	-16.69553	-14.62660	-18.65312	-11.58692	-7.102704
8	649.1491	759.9612	720.3717	655.9451	798.1291	537.2443	400.0466
	-16.64200	-19.85395	-18.70643	-16.83899	-20.87331	-13.70878	-9.334683
	-14.21363	-17.42557	-16.27805	-14.41061	-18.34779	-11.14213	-6.809172
9	644.2403	757.8124	721.2598	649.0953	792.7344	543.7410	397.0670
	-16.47766	-19.81801	-18.74294	-16.62045	-20.75689	-13.84064	-9.119618
	-13.73591	-17.07627	-16.00119	-13.87870	-17.91723	-10.95427	-6.279953
10	643.8137	759.9953	717.8825	653.1468	798.3650	563.5069	405.5133
	-16.44220	-19.91031	-18.65321	-16.72080	-20.96612	-14.38483	-9.239204
	-13.38196	-16.85006	-15.59296	-13.66055	-17.80716	-11.17342	-6.080241
11	641.0402	755.8623	710.0279	648.9696	796.5469	571.3879	410.6826
	-16.33455	-19.81401	-18.42509	-16.57484	-20.95597	-14.57462	-9.263110
	-12.95054	-16.43000	-15.04107	-13.19083	-17.47243	-11.03270	-5.779568
12	661.2735	765.4526	722.1360	649.2344	796.4606	586.0673	407.1984
	-16.93149	-20.13700	-18.11188	-16.17644	-20.61417	-14.98626	-9.244567
	-13.21831	-16.42382	-14.39869	-13.46326	-17.80063	-11.10821	-6.131026

*Примечание:* первая цифра для каждого из лагов обозначает значение LogLikelihood Ratio, вторая цифра – статистику информационного критерия Акаике, третья цифра – статистику информационного критерия Шварца.

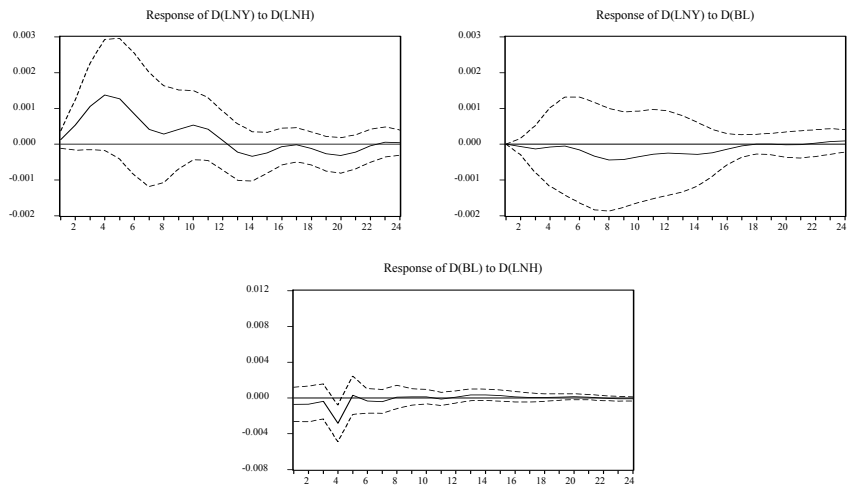
Графики импульсных функций откликов выпуска на шоки резервных денег и переменной, отвечающий за определенный канал денежной трансмиссии, а также реакции такой переменной на шок резервных денег показаны на *рис. 2.4–2.10*.

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



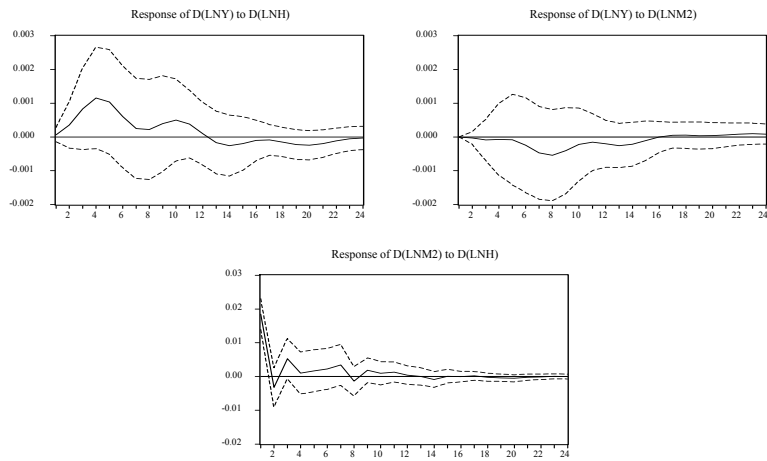
*Puc. 2.4*

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



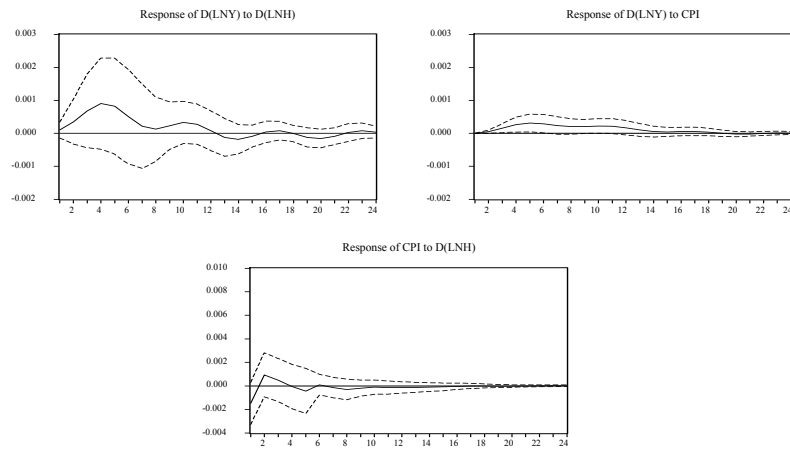
*Puc. 2.5*

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



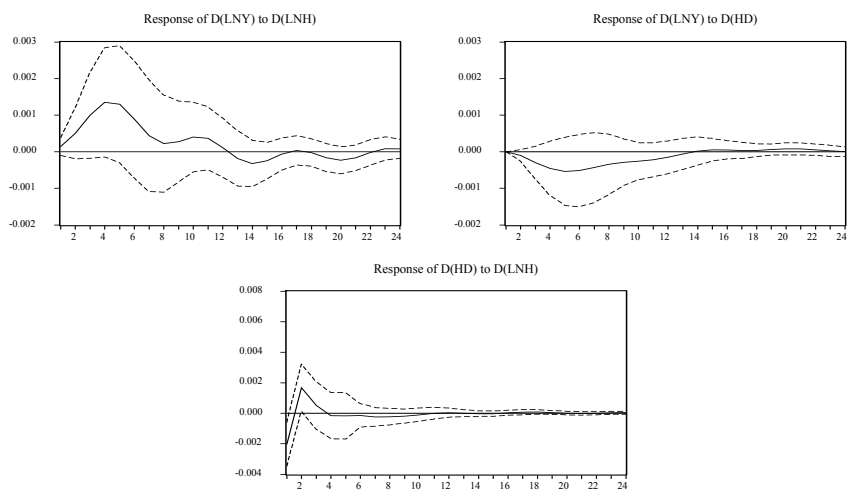
*Puc. 2.6*

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



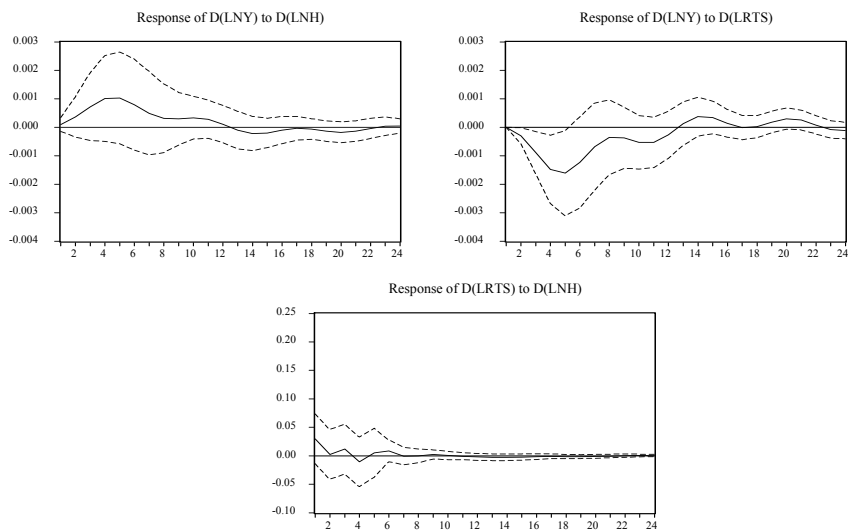
*Puc. 2.7*

Response to One S.D. Innovations  $\pm$  2 S.E.

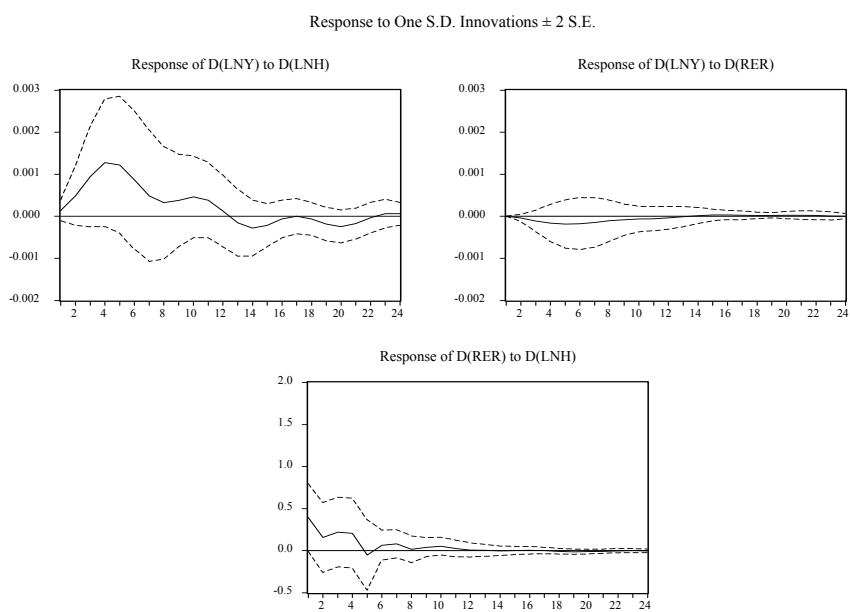


*Puc. 2.8*

Response to One S.D. Innovations  $\pm$  2 S.E.



*Puc. 2.9*



*Рис. 2.10*

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 нашего 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 фактически отрицательные результаты для всех каналов денежной трансмиссии на основе графиков импульсных функций отклика, и анализ статистических качеств уравнения для уровня выпуска в модели может скорее показать вероятность отсутствия какого-либо канала, но не выделить канал, роль которого имеет наибольшее значение, среди нескольких альтернативных вариантов, имеющих статистически значимые функции отклика выпуска. Значения статистик, характери-

зующих статистические качества уравнения выпуска в моделях векторных авторегрессий, приведены в *табл. 2.12*. В скобках указано число лагов эндогенных переменных.

*Таблица 2.12.*

	<b>% (6)</b>	<b>BL (4)</b>	<b>CF (6)</b>	<b>UPL (4)</b>	<b>HLE (4)</b>	<b>QT (4)</b>	<b>ER (4)</b>
LR	397.1177	397.3355	397.0945	398.2436	397.3939	387.3716	396.5300
AIC	-10.62303	-10.50234	-10.62238	-10.52722	-10.50394	-10.51751	-10.48027
BIC	-9.985660	-10.06308	-10.08796	-9.985006	-10.06468	-10.07135	-10.04101

Таким образом, все (три) используемые критерии указывают на то, что с наиболее низкой вероятностью отсутствуют три разных канала денежной трансмиссии: LR – канала непредвиденного роста уровня цен, AIC – процентного канала и BIC – 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, 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 значимы 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 в 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.

#### **2.4. Выявление фактических целей денежно-кредитной политики, проводимой Банком России**

Для анализа фактических промежуточных целей денежно-кредитной политики, проводимой 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 не регулярно. 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 однодневным 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 внутридневным 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, т.е. 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  $\pi^*$ .

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 мы 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  $M_0$  ( $M_0$ , ЦБ РФ);

5) логарифм денежной массы  $M_1$  ( $M_1$ , ЦБ РФ);

6) логарифм денежной массы  $M_2$  ( $M_2$ , ЦБ РФ);

7) логарифм узкой денежной базы (МВ, ЦБ РФ);

8) логарифм резервных денег (Н, ЦБ РФ);

9) логарифм золотовалютных резервов ЦБ РФ (ZVR, ЦБ РФ);

10) отношение золотовалютных резервов к резервным деньгам (РН).

Результаты расширенного теста Дикки-Фуллера либо теста Филлипса-Перрона, в зависимости от наличия очевидного сдвига в динамике временного ряда, для рассматриваемых переменных на трех указанных периодах приведены в *табл. 2.13*.



Таблица 2.13.

	<b>05.1994–12.2001</b>	<b>05.1994–07.1998</b>	<b>01.1999–12.2001</b>
MBK	-3,035	-2,817	-2,666
$\Delta$ MBK	<b>-6,448</b>	<b>-7,020</b>	<b>-6,623</b>
CPI	-3,154	-2,862	<b>-9,004</b>
$\Delta$ CPI	<b>-7,931</b>	<b>-4,453</b>	–
Y	-1,242	<b>-3,555</b>	-1,908
$\Delta$ Y	<b>-3,340</b>	–	<b>-6,778</b>
DER	<b>-4,105</b>	<b>-3,831</b>	<b>-6,225</b>
$\Delta$ DER	–	–	–
RER	-1,811	-2,524	-2,230
$\Delta$ RER	<b>-4,287</b>	<b>-4,232</b>	<b>-4,668</b>
M0	-2,396	-2,886	-3,337
$\Delta$ M0	<b>-5,161</b>	<b>-3,665</b>	<b>-5,048</b>
M1	-1,750	-2,125	-2,040
$\Delta$ M1	<b>-5,452</b>	<b>-4,920</b>	<b>-5,214</b>
M2	-2,719	<b>-4,914</b>	-1,270
$\Delta$ M2	<b>-3,838</b>	–	<b>-5,468</b>
MB	-2,277	<b>-3,843</b>	-2,883
$\Delta$ MB	<b>-4,709</b>	–	<b>-4,360</b>
H	-1,586	-2,623	-1,664
$\Delta$ H	<b>-4,067</b>	<b>-4,789</b>	<b>-3,840</b>
ZVR	-2,173	<b>-4,465</b>	-2,194
$\Delta$ ZVR	<b>-3,743</b>	–	<b>-3,527</b>
RH	-2,129	-2,518	-2,281
$\Delta$ RH	<b>-4,152</b>	<b>-4,346</b>	<b>-3,815</b>

*Примечание:* Жирным шрифтом выделены статистики теста для временных рядов, для которых гипотеза о наличии единичного корня отвергается на 95% уровне.

Оценки уравнений для альтернативных целевых переменных, полученные с помощью обобщенного метода моментов, показаны в *табл. 2.14*. 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 месяцев 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 2.14.

Z	$\rho$	$\beta$	$\gamma$	$\phi$	J-статистика
<b>Оценки за период 05.1994–12.2001.</b>					
–	0,299 (8,04)	3,807 (2,60)	-2,371 (-2,53)	–	<b>6,606</b>
DER	-0,515 (-7,84)	1,669 (1,49)	-0,148 (-0,06)	-5,398 (-8,92)	9,776
RER	-0,480 (-22,68)	0,185 (0,69)	-1,883 (-4,36)	0,011 (5,95)	11,666
CPI <sub>t</sub>	0,299 (4,91)	3,781 (2,24)	-2,363 (-2,45)	-0,0002 (-0,001)	<b>6,605</b>
M0	0,203 (6,77)	-1,229 (-1,29)	-0,739 (-1,02)	0,183 (2,05)	10,748
M1	0,019 (0,71)	-2,312 (-2,97)	-5,74 (-10,78)	0,438 (3,74)	11,207
M2	0,227 (7,82)	-0,971 (-1,19)	-1,526 (-2,32)	0,326 (3,25)	13,158
MB	0,246 (8,45)	-1,076 (-1,09)	-0,873 (-1,09)	0,218 (1,97)	11,323
H	-0,043 (-2,16)	-1,919 (-2,79)	-8,199 (-10,84)	1,125 (6,56)	13,468
ZVR	-0,710 (-17,66)	0,164 (0,73)	-2,642 (-10,76)	1,266 (6,24)	11,161
RH	-0,404 (-12,42)	-0,106 (-0,25)	-2,937 (-6,24)	2,411 (17,96)	13,651
<b>Оценки за период 05.1994–07.1998.</b>					
–	0,340 (10,89)	0,844 (1,48)	-0,269 (-0,30)	–	9,996
DER	-0,832 (-14,07)	0,162 (0,31)	-1,963 (-2,46)	-1,690 (-3,36)	8,584
RER	-0,280 (-18,44)	-0,225 (-0,89)	-0,589 (-0,94)	-0,012 (-0,046)	13,505
CPI <sub>t</sub>	-0,212 (-4,76)	0,513 (1,22)	1,522 (1,65)	-1,546 (-1,81)	12,375
M0	-0,394 (-18,90)	-0,285 (-1,65)	-1,071 (-2,14)	-0,169 (-1,72)	13,138
M1	0,101 (5,19)	0,415 (18,76)	-3,015 (-9,13)	1,142 (19,59)	<b>8,829</b>
M2	-0,437 (-24,81)	-0,120 (-0,97)	-0,703 (-1,16)	-0,199 (-1,72)	13,133
MB	0,115 (4,71)	0,265 (1,13)	-1,381 (-2,19)	0,832 (4,51)	<b>9,650</b>
H	-0,065 (-2,79)	0,678 (6,04)	-1,143 (-8,42)	0,080 (1,26)	12,077

Таблица 2.14 продолжение

Z	$\rho$	$\beta$	$\gamma$	$\phi$	J-статистика
ZVR	0,662 (11,59)	12,637 (3,50)	4,617 (1,50)	0,360 (2,71)	13,207
RH	-0,643 (-44,65)	-0,122 (-3,52)	-0,055 (-0,30)	1,319 (19,78)	11,726
<b>Оценки за период 01.1999–12.2001.</b>					
–	0,042 (0,33)	2,196 (2,92)	-1,850 (-1,76)	–	8,503
DER	0,273 (7,26)	0,260 (3,27)	-1,320 (-12,17)	0,071 (2,18)	<b>7,215</b>
RER	0,297 (3,87)	0,302 (2,10)	-2,968 (-7,63)	-0,159 (-5,01)	<b>7,755</b>
CPI <sub>t</sub>	-0,603 (-14,30)	2,417 (8,97)	-2,411 (-31,58)	0,657 (13,15)	12,580
M0	-0,469 (-22,90)	0,075 (4,55)	-1,647 (-35,44)	0,022 (2,58)	13,029
M1	-0,309 (-10,16)	0,560 (4,63)	-2,151 (-43,19)	0,174 (9,074)	13,782
M2	-0,229 (-5,04)	0,867 (4,81)	-2,692 (-37,73)	0,328 (10,76)	13,582
MB	-0,796 (-27,29)	-0,356 (-13,66)	-2,447 (-47,81)	0,262 (11,10)	13,087
H	0,630 (11,20)	-0,601 (-1,14)	9,436 (3,74)	-0,494 (-11,24)	14,215
ZVR	-0,418 (-24,19)	0,261 (7,75)	-1,482 (-29,03)	-0,012 (-1,04)	13,093
RH	-0,410 (-29,45)	0,528 (12,55)	-1,644 (-32,77)	0,163 (32,71)	13,314

*Примечание:* Жирным шрифтом выделены значения J-статистики для уравнений, для которых гипотеза о выполнении ограничений не отвергается на 5% уровне значимости.

Как видно из приведенных результатов, для большинства уравнений накладываемые ограничения не выполняются, и, следовательно, оценки таких уравнений являются ложными. Гипотеза о выполнении ограничений не отвергается лишь в 6 из 33 случаев. 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 периоде (05.1994–12.2001) гипотеза о выполнении ограничений не отвергается только для общего уравнения (без дополни-

тельных 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  $\rho$  составляет около 0,3 (оценки для развитых стран – 0,90–0,95<sup>85</sup>), 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 т. е.  $>1$ ) 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 единицы<sup>86</sup>), означающее политику стабилизации, 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. Однако такой результат, хотя и отражает антиинфляционную политику денежных властей, не может интерпретироваться как свидетельство таргетирования ин-

---

<sup>85</sup> Clarida, Gali, Gertler, 1997.

<sup>86</sup> Оценки соответствующего коэффициента при будущих темпах инфляции превышают единицу и для большинства случаев в развитых странах.

фляции, 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  $\rho$  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 удавалось. Необходимо отметить, что для развитых экономик оценки коэффициентов при переменной денежного предложения не превышают 0,6.

Аналогично результатам, полученным на всем периоде, 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 не заслуживающими доверия в большей степени. Таким образом, на данном периоде 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 динамика номинального обменного курса рубля к доллару США протекала вдали от границ коридора, и ЦБ РФ не имел 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 рубля<sup>87</sup>. 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, по-

---

<sup>87</sup> 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 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.

мимо 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, но 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 определяет, на наш взгляд, невозможность отвергнуть гипотезу о таргетировании и реального курса рубля. В то же время, очевидно, что ЦБ РФ не проводил в данном периоде чистого таргетирования номинального или реального обменного курса, либо темпов инфляции.

Необходимо отметить, что в данном периоде увеличилась инерционность процентной ставки (до 0,27–0,3), что объясняется, по нашему мнению, снижением средних темпов инфляции и расширению рынка рублевых межбанковских кредитов.

Таким образом, на данном периоде Банк России проводил адаптационную политику таргетирования номинального и/ли реального обменного 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.

\* \* \*

Проведенный анализ влияния денег на экономику России и каналов денежной трансмиссии в экономике России в 1992–2001 гг., а также выявление истинных целей Банка России при проведении денежно-кредитной политики позволяет сделать следующие основные выводы:

1) Шоки денежного предложения не оказывали прямого влияния на динамику выпуска при рассмотрении всего периода времени (1992–2001 гг.), в то же время количество имеющихся наблюдений на посткризисном периоде (с осени 1998 г. до конца 2001 г.) пока не достаточно для проверки гипотезы об изменении характера взаимодействия между деньгами и выпуском в экономике России по сравнению с докризисным периодом.

2) В то же время ценовые шоки имели значимые реальные эффекты. В 1992–1996 гг. влияние ценовых шоков на динамику выпуска было негативным: наблюдалось сокращение объема выпуска на протяжении примерно полугодия после шока. Однако в 1997–2001 гг. ценовые шоки имели положительный эффект на динамику выпуска: наблюдалось ускорение темпов роста выпуска на протяжении 7–8 месяцев после шока.

3) Полученные выводы объясняются, преимущественно, особенностями и быстротечностью процессов в реальном секторе экономики на протяжении рассматриваемого, достаточно короткого, периода времени. 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. 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, экономика России характеризуется высокой степенью долларизации. Таким образом, роль шоков рублевого денежного предложения была ограниченной.

4) Мы получили отрицательные результаты для всех каналов денежной трансмиссии на основе графиков импульсных функций отклика. На основе статистических качеств уравнения выпуска в моделях выделены три возможных канала трансмиссии: канал непредвиденного роста уровня цен, процентный канал и канал денежных потоков.

5) Оценка уравнения для проверки истинных промежуточных целей денежных властей свидетельствует об отсутствии единого правила денежно-кредитной политики на всем периоде наблюдений (05.1994–12.2001). На всем периоде наблюдается крайне низкая инерционность процентной ставки по МБК (оценка соответствующего коэффициента составляет 0,1–0,3 против 0,90–0,95 для развитых стран).

6) Важным результатом является отрицательный знак коэффициента при переменной объема выпуска. Другими словами, денежные власти реа-



гировали на колебания выпуска, изменяя процентную ставку в направлении, противоположном направлению стабилизации выпуска. При этом абсолютное значение оценки коэффициента (более единицы) свидетельствует, что ЦБ РФ «достигал» своей цели, усиливая колебания выпуска. 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.

7) Оценки коэффициентов при будущей инфляции, означающие политику стабилизации, т.е. успешного противодействия ценовым шокам, определяется тем, что за рассматриваемый период действительно проходила финансовая стабилизация, и быстрое снижение темпов инфляции. Однако такой результат, хотя и отражает антиинфляционную политику денежных властей, не может интерпретироваться как свидетельство таргетирования инфляции.

8) Оценки уравнения на подпериодах показали, что на первом подпериоде (1994–1998 гг.) Банк России проводил адаптационную политику таргетирования темпов роста узкой денежной базы, направленную на снижение темпов инфляции, без учета колебаний выпуска.

9) На втором подпериоде (1999–2001 гг.) Банк России проводил адаптационную политику таргетирования номинального и/или реального обменного 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) 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 (определение объемов государственной поддержки сельского хозяйства в рамках переговоров по вступлению России в ВТО).

2) Лаг между реакцией цен на шоки денежного предложения в настоящее время сократился до 3–4 месяцев по сравнению с 8–9 месяцами в 1997–1998 гг., 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.

3) Критическое значение темпов инфляции для перехода из режима высокого спроса на реальные денежные остатки к режиму низкого спроса на деньги в российской экономике находится на крайне высоком уровне по сравнению с большинством развивающихся и развитых стран и составляет около 12,5% в месяц (300% в год исчислении). Тем не менее необходимо учитывать, что данная оценка 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-кредитная политика, ведущее к ускорению роста цен, становится более опасной с точки зрения формирования инфляционных ожиданий и доверия населения к национальной валюте.

4) За имеющийся период наблюдений (1992–2001 гг.) статистические данные не подтверждают гипотезу 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.

5) 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 ликвидных 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, и поддержание 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.

6) 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.

7) 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 индикаторов<sup>88</sup>. 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.

8) 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 позволила достичь быстрого снижения темпов инфляции, однако, в силу выбранного варианта финансовой стабилизации – ортодоксальная стабилизация с номинальным

---

<sup>88</sup> Это противоречит официальным заявлениям Председателя ЦБ РФ в 1998–2002 гг. В. Геращенко о том, что поддержание реального сектора является для него приоритетной задачей по сравнению со снижением инфляции или поддержанием определенного курса рубля.

якорем – не позволяла разрешить 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 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 Правительства 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<sup>89</sup>, 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.

9) 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.

---

<sup>89</sup> Krugman (1989).

## Библиография

1. Abel, A., R. Dornbush, J. Huizinda, A. Marcus (1979) "Money demand during Hiperinflation", *Journal of Monetary Economics*, 5, pp. 97–104.
2. Allais, M. (1966) "A Restatement of the Quantity Theory of Money", *American Economic Review*, 56, pp. 1123–1157.
3. Arango, S., I. Nadiri (1981) "Demand for Money in Open Economies", *Journal of Monetary Economics*, 17, pp. 69–83.
4. Arrow, K. (1959) "Toward a theory of Price Adjustment" in *The Allocation of Economic Resources : Essays in honor of Bernard Francis Haley*, ed. by M. Abramovitz. Stanford University press.
5. Barro, R. (1970) "Inflation, the Payments Period, and the Demand for Money", *Journal of Political Economy*, 78, pp. 1128–1163.
6. Barro, R. (1972) "A Theory of Monopolistic Price Adjustment", *Review of Economic Studies*, 39, pp. 17–26.
7. Baumol, W. (1952) "The Transactions Demand for Cash", *Quarterly Journal of Economics*, 67, pp. 545–556.
8. Beddies, C. (1999) 'Monetary policy and public finances: Inflation targeting in a new perspective', *IMF Staff Papers*, 46, pp. 293–314.
9. Beenstock, M. (1989) "Determinants of the Money Multiplier in the UK", *Journal of Money, Credit and Banking*, 21, pp. 464–480.
10. Bernanke, B., F. Mishkin (1992) 'Central bank behavior and the strategy of monetary policy: Observations from six industrialized countries' in *NBER Macroeconomics Annual*, ed. by O. Blanchard, S. Fisher, pp. 183–238. Cambridge: MIT Press.
11. Bernanke, B., I. Mihov (1998) 'Measuring monetary policy', *Quarterly Journal of Economics*, 113, pp. 869–902.
12. Bernanke, B., M. Gertler (1995) 'Inside the black box: The credit channel of monetary transmission mechanism', *Journal of Economic Perspectives*, 9, pp. 27–48.
13. Bernanke, B., M. Gertler (2000) 'Monetary policy and asset price volatility', *NBER Working paper*, 7559.
14. Bernanke, B., T. Laubach, A. Posen, F. Mishkin (1999) *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton, NY: Princeton University Press.
15. Blanchard, O., D. Quah (1989) "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", *American Economic Review*, 79, pp. 655–673.

16. Bohn, H. (1995) "The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, pp. 257–271.
17. Brock, W. (1974) "Money and Growth: the case of Long-Run Perfect Foresight", *International Economic Review*, 15, pp. 750-777.
18. Brock, W. (1975) "A Simple Perfect Foresight Monetary Rule", *Journal of Monetary Economics*, 1, pp. 133-150.
19. Brunner, K., A. Meltzer (1964) "Some Further Investigation of Demand and Supply Functions For Money", *Journal of Finance*, 19, pp. 240–283.
20. Caballero, R., E. Engel (1992) "Price Rigidities, Asymmetries, and Output Fluctuation", *NBER Working paper*, 4091.
21. Cagan, P. (1956) 'The monetary dynamics of hyperinflation', in *Studies in the Quantity Theory of Money*, ed. by M. Friedman. Chicago: Chicago University Press, pp. 25–47 and 86–88.
22. Capie, F. (1986) "Conditions in Which Very Rapid Inflation Has Appeared", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 24, pp. 115–168.
23. Caplin, A., D. Spulber (1987) "Menu Costs and the Neutrality of Money", *Quarterly Journal of Economics*, 102, pp. 703–726.
24. Cecchetti, S., M. Ehrmann (1999) 'Does inflation targeting increase output volatility? An international comparison of policymakers' preferences and outcomes', *NBER Working paper*, 7426.
25. Chinn, M., M. Dooley (1997) 'Monetary policy in Japan, Germany and the United States: Does one size fit all?', *NBER Working paper*, 6092.
26. 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, pp. 16–34.
27. Clarida, R., J. Gali, M. Gertler (1997) 'Monetary policy rules in practice: Some international evidence', *CEPR Discussion paper*, 1750.
28. Clarida, R., J. Gali, M. Gertler (2001) "Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory", *Quarterly Journal of Economics*, 115, pp. 147–180.
29. Clarida, R., M. Gertler (1996) 'How the Bundesbank conducts monetary policy', *NBER Working paper*, 5581.
30. 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, pp. 42–64.
31. Coleman, W. (1996) "Money and output: A test of reverse causation", *American Economic Review*, 86, pp. 90–111.



32. Cottarelli, C., M. Griffiths, R. Moghadam (1998) 'The nonmonetary determinants of inflation: A panel data study', *IMF Working paper*, 98/23.
33. De Fiore, F. (1998) 'The transmission of monetary policy in Israel', *IMF Working paper*, 98/114.
34. Domac, I. (1998) "The Main Determinants of Inflation in Albania". The World Bank. Доступно на <http://www.worldbank.org/html/dec/Publications/Workpapers/WPS1900series/wps1930/wps1930.pdf>.
35. Eichenbaum, M. (1992) "Comments: 'Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy' by Christopher Sims", *European Economic Review*, 36, pp. 1001–1011.
36. Engsted, T. (1996) "Cointegration and Cagan's Model of Hiperinflation under Rational Expectations", *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, pp. 351–360.
37. Favero, C. (2001) *Applied Macroeconometrics*. Oxford: Oxford University Press.
38. Favero, C., F. Giavazzi, L. Flabbi (1999) 'The transmission mechanism of monetary policy in Europe: Evidence from banks' balance sheets', *NBER Working paper*, 7231.
39. Fisher, I. (1973) "I discovered the Phillips Curve", *Journal of Political Economy*, 81, pp. 496-502.
40. 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.
41. Friedman, B., F. Hahn (1990) *Handbook of Monetary Economics*, ed. by Elsevier Science B.V.
42. Friedman, B., K. Kuttner (1996) 'A price target for U.S. monetary policy? Lessons from the experience with money growth targets', *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 77–125.
43. Friedman, M. (1959) *A Program for Monetary Stability*. NY: Fordham University Press.
44. Friedman, M. (1968) 'The role of monetary policy', *American Economic Review*, 58, pp. 1–17.
45. Friedman, M. (1980) 'Memorandum on monetary policy in treasury and civil service committee', *Memoranda on Monetary Policy*, series 1979–1980, HSMO.
46. Friedman, M., A. Schwartz (1963) "Money and business cycle", *Review of Economics and Statistics*, 45, pp. 32–64.

47. Friedman, M., A. Schwartz (1963) *A Monetary History of the United States, 1867–1960*. Princeton University Press.
48. Friedman, M., D. Meiselman (1963) “The relative stability of monetary velocity and the investment multiplier in the United States, 1897–1958”, in *Stabilization Policies*, pp. 165–268. Prentice Hall.
49. Gali, J., M. Gertler, J. Lopez-Salido (2001) “European Inflation Dynamic”, *NBER Working paper*, 8212.
50. Geweke, J. (1986) “The superneutrality of money in the United States: An interpretation of the evidence”, *Econometrica*, 54, pp. 1–22.
51. Gordon (1982) “Inflation, Flexible Exchange Rates, and the Natural Rate of Unemployment” in *Workers, Jobs, and Inflation*, ed. by M. Baily. The Brookings Institution.
52. Gordon, R. (1982) “Price Inertia and Ineffectiveness in the United States”, *Journal of Political Economy*, 90, pp. 1087–1117.
53. Green, J. (1996) ‘Inflation targeting: Theory and policy implications’, *IMF Staff Papers*, 43, pp. 779–795.
54. Hansen, L. P. (1982) ‘Large sample properties of Generalized Method of Moments estimators’, *Econometrica*, 50, pp. 1029 – 1054.
55. Holtfreich, A. (1976) “Domestic and International Factors in a case of Hiperinflation”, *University of Berlin Discussion paper*.
56. Hovard, D., K. Johnson (1983) “The Behavior of Monetary aggregates in Major Industrial Countries”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 15, pp. 455–468.
57. Howard, D. (1982) “The British Banking System’s Demand for Cash Reserves”, *Journal of Monetary Economics*, 9, pp. 21-41.
58. Hsiao, A. (1997) “Statistical Properties of the Two-Stage Least Squares Estimator Under Cointegration”, *The Review of Economic Studies*, 64, pp. 385–398.
59. IMF (1997) ‘Monetary and financial sector policies in transition countries’, *World Economic Outlook*, October, pp. 98 – 118.
60. Jacobs (1977) “Hyperinflation and the Suply of Money”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 9, pp. 287-303.
61. Keynes, J. (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan Publishing Company.
62. King, G., C. Plosser (1984) “Money, credit and prices in a real business cycle”, *American Economic Review*, 74, pp. 363–380.

63. Kormendi, R., P. Meguire (1984) "Cross-regime evidence of macroeconomic rationality", *Journal of Political Economy*, 92, pp. 875–908.
64. Krugman, P. (1989) 'Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rates', *European Economic Review*, 33, pp. 1031–1054.
65. Leeper, E. (1991) "Equilibria under "Active" and "Passive" Monetary and Fiscal Policies", *Journal of Monetary Policy*, 27, pp. 129–147.
66. Leeper, E., C. Sims, T. Zha (1996) "What does monetary policy do?", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 1–63.
67. Luukkonen, R., P. Saikkonen, T. Terasvirta (1998) "Testing linearity against smooth transition autoregressive models", *Biometrika*, 74, pp. 491–499.
68. Mankiw, N. (1985) "Small Menu Costs and Large Business Cycle: a Macroeconomic Model of Monopoly", *Quarterly Journal of Economics*, 10, pp. 529–538.
69. Matthews, K., P. Minford (1983) "Private Sector Expenditure and Financial Asset Accumulation in the U.K.", *Journal of Money, Credit and Banking*, 15, pp. 644–653.
70. McCallum, B. (1981) "Price Level Determinacy with an Interest Rate Policy Rule and Rational Expectations", *Journal of Monetary Economics*, 8, pp. 319–329.
71. McCallum, B. (1989) *Monetary Economics: Theory and Policy*. NY: Macmillan Publishing Company.
72. McCallum, B. (1996) 'Inflation targeting in Canada, New Zealand, Sweden, the United Kingdom, and in general', *NBER Working paper*, 5579.
73. McCallum, B. (1999a) 'Issues in the design of monetary policy rules' in *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1C, ed. by J. Taylor, M. Woodford. Elsevier Science B.V.
74. McCallum, B. (1999b) 'Recent developments in monetary policy analysis: The roles of theory and evidence', *NBER Working paper*, 7088.
75. McCallum, B. (1999c) 'Analysis of the monetary transmission mechanism: Methodological issues', *NBER Working paper*, 7395.
76. McCandless, G., W. Weber (1995) "Some monetary facts", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 19, pp. 2–11.
77. Meltzer, A. (1990) "Controlling Money" in *Monetarism, Schools of Thought in Economics II* ed by Chrystal K. Vol. I, pp. 379–387. Edward Elgar Publishing.
78. Miron, J., C. Romer, D. Weil (1993) 'Historical perspectives on the monetary transmission mechanism', *NBER Working paper*, 4326.

79. Mishkin, F. (1996) 'Understanding financial crises: A developing country perspective', *NBER Working paper*, 5600.
80. Mishkin, F. (1999) 'International experiences with different monetary policy regimes', *NBER Working paper*, 6965.
81. Newey, W., K. West (1987) 'A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix', *Econometrica*, 55, pp. 703–708.
82. Niehans, J. (1978) *The Theory of Money*. Baltimore and London: John Hopkins University Press.
83. Obstfeld, M., K. Rogoff (1995) 'The mirage of fixed exchange rates', *Journal of Economic Perspectives*, 9, pp. 73–96.
84. Paroush, J., D. Ruthenberg (1986) "Automated Teller Machines and the Share of Demand Deposits in the Money Supply: The Israeli Experience", *European Economic Review*, 30, pp. 1207–1215.
85. Phelps, E. (1968) "Money Wage Dynamics and Labour Market Equilibrium", *Journal of Political Economy*, 76, pp. 678–11.
86. Phillips, A. (1958) "The Relations between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, 48, pp. 348–363.
87. Poole, W. (1970) 'Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model', *Quarterly Journal of Economics*, 84, pp. 197–216.
88. Rudebusch, G. (1997) "Do measures of monetary policy in a VAR make sense?", Federal Reserve Bank of San Francisco, June.
89. Rudebusch, G. (2001) 'Is the Fed too timid? Monetary policy in an uncertain world', *Review of Economics and Statistics*, 83, pp. 203–217.
90. Sargent, T., N. Wallace (1975) "Rational expectations', the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule", *Journal of Political Economy*, 83, pp. 241–254.
91. Sargent, T., N. Wallace (1985) 'Some unpleasant monetarist arithmetic', *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 9, pp. 15–31.
92. Shioji, E. (1997) 'Identifying monetary policy shocks in Japan', *CEPR Discussion paper*, 1733
93. Sidrauski, M. (1967) "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy", *American Economic Review*, 57, pp. 534-544.
94. Sims, C. (1972) "Money, income and causality", *American Economic Review*, 62, pp. 540–542

95. Sims, C. (1980) "Comparison of interwar and postwar business cycles", *American Economic Review*, 70, pp. 250–257.
96. Sims, C. (1992) "Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy", *European Economic Review*, 36, pp. 975–1000.
97. Stock, J., M. Watson (1999), "Forecasting Inflation", *Journal of Monetary Economics*, 44, pp. 293–335.
98. Taylor, J. (1985) 'What would nominal GNP targeting do to the business cycle?' in Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 22, *Understanding Monetary Regimes*, pp. 61–84.
99. Taylor, J. (1999) *Monetary Policy Rules*, ed. by. NBER.
100. Taylor, M. (1991) "The Hiperinflation Model of Money Demand Revisited", *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, pp. 327–351.
101. Tobin, J. (1970) "Money and income: Post hoc ergo proctor hoc?", *Quarterly Journal of Economics*, 84, pp. 301–317.
102. Tobin, J. (1978) 'Monetary policies and the economy: the transmission mechanism', *Southern Economic Journal*, 44, pp. 421–431.
103. Tobin, J. "The Interest Elasticity of The Transactions Demand for Cash", *Review of Econommics and Statistics*, 38, pp. 241–247.
104. Tong, H. (1978) "On a threshold model" in Chen, C. H. (ed. by) *Pattern Recognition and Signal Processing*. Amsterdam: Sijthoff and Noordhoff.
105. Tong, H., K. Lim (1980) "Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data" (with discussion), *Journal of the Royal Statistical Society*, 42, pp. 245–292.
106. Tong, H. (1990) "Non-linear Time Series: A Dynamical Systems Approach", *Oxford Statistical Science Series*, vol. VI. Oxford University Press.
107. Tsiddon, D. (1993) "The (Mis)Behaviour of the Agregate Price Level", *The Review of Economic Studies*, 60, pp. 889–902.
108. Wagner, H. (1998) 'Central banking in transition countries', *IMF Working paper*, 98/126
109. Walsh, C. (1998) *Monetary Theory and Policy*. Cambridge: MIT Press.
110. Woodford, M. (1995) "Price Level Determinacy without Control of a Monetary Aggregate", *NBER Working paper*, 5204.
111. Woodford, M. (2001) "Fiscal Requirements for Price Stability", *NBER Working paper*, 8072.
112. Дробышевский С. Денежно-кредитная политика в посткризисный период. //Некоторые проблемы денежно-кредитной политики в переходной экономике. Научные труды ИЭПП, №28Р. – М.: ИЭПП, 2001.

113. Дробышевский С., Носко В., Энтов Р., Юдин А. Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей. *Научные труды ИЭПП*, №34Р. - М.: ИЭПП, 2001; см. также [www.iet.ru](http://www.iet.ru).
114. 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>.
115. Экономика переходного периода. Очерки экономической политики посткоммунистической России 1991 – 1997. – М.: ИЭПП, 1998.