

**Институт экономики переходного периода**

*Научные труды № 116Р*

**Дробышевский С.М., Трунин П.В.,  
Каменских М.В.**

**Анализ трансмиссионных механизмов  
денежно-кредитной политики  
в российской экономике**

**Москва  
ИЭПП  
2008**

УДК 336.77(470+571)(066)  
ББК 65.262.222(2Рос)я54  
Д75

Дробышевский, Сергей Михайлович

**Анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики в российской экономике** / Дробышевский С.М., Трунин П.В., Каменских М.В. – М.: ИЭПП, 2008. – 87 с.: ил. – (Научные труды / Ин-т экономики переходного периода; № 116Р). – ISBN 978-5-93255-254-4.

*Агентство СІР РГБ*

Данное исследование посвящено изучению механизмов денежной трансмиссии в российской экономике на основе эконометрического анализа макроданных, а также данных по балансам коммерческих банков. Авторы показали, что за последние несколько лет большую роль стали играть канал банковского кредитования и канал богатства домохозяйств, что отражает возросшую роль банковской системы в финансировании реального сектора и формировании потребительского спроса.

S. Drobyshevsky, P. Trunin, M. Kamenskikh. **Analysis of Transmission Mechanisms of Money and Credit Policy in Russia's Economy**

This paper is about the study of mechanisms of money transmission in Russia's economy based on the econometric analysis of macrodata as well as on the data about commercial banks balances. The authors demonstrated that for the last several years the channel of bank credit and the channel of household wealth played important role. This fact reflects an increased importance of the banking system in funding the real sector and in forming consumption demand.

*JEL Classification:* E52, E58, C32, C33.

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

УДК 336.77(470+571)(066)  
ББК 65.262.222(2Рос)я54

ISBN 978-5-93255-254-4

© Институт экономики переходного периода, 2008

# Содержание

<b>Введение</b> .....	5
<b>1. Основные подходы к анализу каналов денежной трансмиссии</b> .....	8
1.1. Дескриптивный подход.....	8
1.2. Метод векторных авторегрессий .....	13
1.3. Микроэкономический подход.....	28
<b>2. Эмпирический анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики Банка России</b> .....	41
2.1. Анализ механизмов денежной трансмиссии в рамках VAR-подхода.....	41
2.2. Анализ функционирования канала банковского кредитования с использованием панельных данных .....	63
<b>Заключение</b> .....	78
<b>Литература</b> .....	81



## Введение

В последние годы Россия столкнулась с очень быстрым ростом денежного предложения, связанного со значительными поступлениями в страну валюты в виде экспортной выручки. Кроме того, в 2006–2007 гг. у Российской Федерации сформировалось устойчивое положительное сальдо не только по текущему счету платежного баланса, но и по счету операций с капиталом и финансовыми инструментами, что не могло не способствовать повышательному давлению на курс рубля. Для недопущения чрезмерной ревальвации национальной валюты ЦБ РФ был вынужден расширять предложение денег, наращивая при этом золотовалютные резервы страны. Очевидным последствием такого шага является рост цен, но инфляция представляет собой лишь часть сложной цепочки взаимодействий в экономике, порождаемых изменением предложения денег. В частности, важнейшим вопросом (слабо изученным в отечественной экономической литературе), является влияние колебаний денежного предложения на реальный сектор. Рассмотрению указанной проблемы и посвящена данная работа.

Любой механизм денежной трансмиссии в общем виде может быть схематично представлен как:

- (1) изменение денежного предложения  
↓
- (2) влияние на финансовый сектор (процентные ставки, курс, цены финансовых активов, премия за риск и пр.)  
↓
- (3) влияние на реальный сектор (инвестиции, потребление, чистый экспорт и пр.)  
↓
- 4) изменение выпуска.

Цель этой работы состоит в изучении конкретных механизмов, функционирующих в рамках данной схемы. Иными словами, для исследования будут применены описанные в настоящее время в литературе методы анализа эффективности трансмиссионных каналов

денежно-кредитной политики (ДКП) для выявления тех каналов, которые функционировали в экономике России в 1999–2007 гг.

Вопрос о наличии и характере влияния денег и цен на реальный сектор экономики является ключевым в дискуссии о роли Банка России и Правительства РФ при проведении экономической политики, направленной на обеспечение 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 на сегодняшний день характер предполагаемых взаимодействий остается не до конца изученным.

В этом исследовании основное влияние уделено анализу краткосрочного взаимодействия между деньгами, ценами и реальным выпуском, а также рассматривается возможность существования различных каналов влияния ДКП на реальный сектор экономики. Последнее представляется особенно важным при выборе инструментов и механизмов стимулирования роста реального сектора с помощью средств денежно-кредитной политики.

Первая глава исследования посвящена рассмотрению основных подходов к эмпирическому анализу трансмиссионных механизмов ДКП. Следует заметить, что определение различных каналов денежной трансмиссии можно найти в предыдущем исследовании ИЭПП, посвященном анализу денежно-кредитной политики (*Дробышевский, Козловская, 2002*).

Во второй главе работы методы, описанные в первой главе, применяются для анализа трансмиссионных механизмов ДКП в России. Используются два подхода к изучению трансмиссионных механизмов – векторные авторегрессии и анализ с использованием панельных данных. В рамках VAR-подхода сначала осуществляется анализ влияния денежного предложения на выпуск. Для этого строится векторная авторегрессия, описывающая взаимосвязь денежного предложения, цен и выпуска. На основе анализа импульсных функций отклика данной модели гипотеза об отсутствии влияния денежного предложения на выпуск не была отвергнута. Однако этот результат

не означает, что влияния нет, так как, возможно, гипотеза об отсутствии влияния не была отвергнута из-за недостаточной мощности используемого критерия в силу малого количества наблюдений, а также вследствие неправильной спецификации модели. Поэтому далее в работе была сделана попытка решить данную проблему путем более точной спецификации VAR-модели с учетом различных трансмиссионных механизмов. Однако и с помощью оценки более точно специфицированных VAR не удалось отвергнуть гипотезу об отсутствии работающих каналов денежной трансмиссии в России. Иными словами, отсутствие работающих каналов денежной трансмиссии не противоречит эмпирическим данным. Однако не было исключено, что при большей мощности критерия (большем количестве наблюдений) гипотеза об отсутствии работающих механизмов денежной трансмиссии может быть отвергнута. Далее для идентификации возможных работающих каналов трансмиссии с помощью информационных критериев были отобраны модели, лучше всего описывающие эмпирические данные, и выдвинуты предположения о том, что трансмиссионные механизмы, соответствующие данным моделям, скорее всего, все же функционируют.

Так как результат, полученный в рамках методологии VAR, является достаточно сложно верифицируемым, далее в работе был применен альтернативный подход, заключающийся в эконометрическом анализе на панельных данных по отдельным банкам России. Использование данных о банковских балансах отдельных банков наряду с методом векторных авторегрессий является одним из основных подходов к изучению механизмов денежной трансмиссии. Анализ зависимости кредитов, выданных кредитными организациями РФ нефинансовому сектору, от процентных ставок на рынке межбанковского кредитования с учетом дополнительных факторов позволил отвергнуть гипотезу об отсутствии канала банковского кредитования в РФ.

# 1. Основные подходы к анализу каналов денежной трансмиссии

В настоящее время в работах, посвященных эмпирическому анализу трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики, используются три основных методологических подхода к идентификации каналов воздействия денежно-кредитной политики на реальный сектор экономики:

- дескриптивный подход;
- метод векторных авторегрессий;
- панельный анализ на микроданных.

Далее мы рассмотрим каждый из указанных подходов более подробно, чтобы оценить возможность их применения для анализа трансмиссионных механизмов ДКП Банка России.

## 1.1. Дескриптивный подход

При анализе каналов денежной трансмиссии очень важен вопрос идентификации экзогенных действий центрального банка, не связанных с денежно-кредитной политикой в предшествующие моменты времени. Иными словами, при оценке трансмиссионных механизмов важно четко определить причинно-следственную связь между экономическими переменными и мерами, принимаемыми ЦБ.

При дескриптивном подходе монетарные шоки определяются не с помощью формальных статистических процедур, а с помощью описательного анализа временных рядов экономических переменных. Кроме того, согласно работе Де Фиоре (*De Fiore, 1998*), дескриптивный подход допускает наличие качественных суждений при применении количественных оценок. Например, в анализе могут учитываться различные нормативные документы, содержащие описание ДКП и пояснения причин, приводивших к тем или иным изменениям политики.

При применении дескриптивного подхода можно выделить те изменения денежно-кредитной политики, которые не обуславливаются поведением реального сектора экономики, а затем уже анали-



зировать, насколько сильно отклоняется выпуск от своего естественного уровня в ответ на такие изменения. При проведении такого анализа можно ограничиться рассмотрением динамики одной или двух переменных, что дает определенные преимущества, если учесть, что оценки обычно проводятся на не очень больших выборках. Рассмотрим некоторые специфические проблемы, возникающие при применении такого подхода.

Точно идентифицировать монетарные шоки – достаточно трудная задача, поскольку не существует какого-либо стандартного правила, которое бы однозначно позволяло определить тот факт, что шок произошел. Кроме того, исследователь обычно располагает данными о динамике выпуска и денежных агрегатов, а значит, существует опасность, что выбор исследователя будет не объективным. В частности, он может анализировать, прежде всего, такие события, за которыми следовали наиболее резкие падения денег и выпуска. Отсюда возникают сомнения в объективности выводов, следующих из такого анализа.

Другое потенциальное затруднение возникает на этапе, когда шок уже установлен и требуется определить, является ли отклонение выпуска, следующее за шоком, значимым. В этом случае опять отсутствие четких статистических процедур может привести к необъективным выводам.

И наконец, описательный подход предполагает, что все монетарные шоки имеют одинаковую интенсивность и длительность. Данная предпосылка может привести к искажению результатов, поскольку анализируется лишь усредненное поведение переменных без учета силы шока (*De Fiore, 1998*).

Таким образом, описательный подход следует проводить очень аккуратно, а также по возможности сочетать его с альтернативными способами изучения механизмов денежной трансмиссии. При этом необходимо дать достаточно четкое определение события, которое можно было бы считать монетарным шоком.

Ромер и Ромер (*Romer, Romer, 1989*) в своей работе уделяют внимание лишь наиболее важным изменениям в денежно-кредитной политике США. Они предлагают считать монетарным шоком ситуа-

цию, в которой ФРС ужесточает ДКП для того, чтобы снизить инфляцию. Если причинами ужесточения политики являлись иные цели, такое событие не рассматривается в качестве монетарного шока. У данного подхода есть ряд преимуществ: узкое определение позволяет четко ограничить область интересов авторов событиями, имеющими ясную экономическую интерпретацию, и уменьшить опасность пристрастного выбора. Кроме того, разумно полагать, что решения о борьбе с инфляцией принимаются независимо от поведения реального сектора. Авторы выделяют 6 основных шоков для США, начиная с 1945 г. по 1990 г., причем ими не рассматриваются финансовые кризисы, поскольку говорить о независимом поведении денежных властей в этом случае затруднительно.

Аналогично в своей работе действует Бабиш (*Babich, 2001*). Для идентификации моментов шоков он проанализировал, как вели себя темпы прироста денежной базы, банковских резервов, агрегата  $M_2$ , банковских займов, процентных ставок, а также спрэд между целевым и реальным темпами прироста денежного агрегата  $M_2$  в Республике Корея в 1970-х – 1990-х гг., и выделил 4 шока.

Вангута и Икхид (*Uanguta, Ikhide, 2002*) идентифицировали эпизоды ужесточения ДКП в Намибии, опираясь на данные о различных финансовых переменных, ставке рефинансирования, учетной ставке, ставке по операциям РЕПО, краткосрочной процентной ставке. Выбор переменных авторы объясняют предположением, что если денежно-кредитная политика является главным источником изменения выпуска на выделенном отрезке времени, то должно быть заметно влияние инструмента ДКП на предложение денег, ставку по кредитам, объем выданных кредитов, частные инвестиции и потребительские цены.

Стоит заметить, что в Намибии действует режим валютного комитета («currency board»), и любое изменение денежной базы возможно только при изменении золотовалютных резервов центрального банка. Следовательно, при управлении обменным курсом денежные власти не способны осуществлять контроль над денежной базой. Поэтому авторы сделали предположение, что рост экспорта приводит к росту предложения денег, и, следовательно, можно уви-

деть последствия изменения экспорта при анализе динамики процентных ставок, выданных кредитов и доходов. Такое предположение позволило авторам рассматривать рост экспорта как шок монетарной политики.

После идентификации монетарных шоков при применении дескриптивного подхода проводится анализ графиков переменных, поведение которых интересует исследователей. Так, Ромер и Ромер (*Romer, Romer, 1989*) рассматривают значения выпуска и безработицы на всем периоде наблюдений, отмечают периоды монетарных шоков и анализируют реакцию на них экономических переменных.

Де Фиор (*De Fiore, 1998*) также проводит анализ различных каналов денежной трансмиссии: процентного канала, канала банковского кредитования и канала обменного курса. Автор пытается определить, какой из каналов эффективнее всего действовал в экономике страны на разных временных интервалах. Для того чтобы определить роль каждого канала, анализируется реакция ключевых переменных на изменения в выпуске. Рассматриваются следующие переменные: реальные денежные балансы, совокупный объем выданных кредитов, кредиты в отечественной и иностранной валютах, номинальный и реальный обменные курсы, дефицит торгового баланса.

При использовании дескриптивного подхода зачастую исследователи не ограничиваются только графическим анализом. Для повышения объективности получаемых оценок часто оценивается уравнение, описывающее поведение интересующей исследователя переменной в обычных условиях на всем периоде наблюдений. Для этого строится регрессия данной переменной ( $X_t$ ) на свои лагированные значения ( $X_{t-i}, i \in \mathbb{N}$ ), а также текущие ( $Y_t$ ) и лагированные ( $Y_{t-i}, i \in \mathbb{N}$ ) объемы выпуска, использование которого в качестве регрессора позволяет учесть циклические изменения в экономике.

Пусть переменная  $X$  используется для выявления определенного канала трансмиссии<sup>1</sup>. Тогда в общем случае уравнение для нее выглядит как

$$\Delta \ln X_t = a + bt + \sum_{i=1}^{18} c_i \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=6}^6 d_i \Delta \ln Y_{t-i} . \quad (1.1)$$

После этого строится прогнозное значение переменной, начиная с момента шока, и подсчитывается накопленная ошибка прогноза:

$$CFE_T^X = \sum_{t=1}^T (\Delta \ln X_t - \Delta \ln \tilde{X}_t), \text{ где } \tilde{X}_t - \text{прогнозное значение переменной } X.$$

Накопленную ошибку можно интерпретировать как такое отклонение от реального значения переменной  $X$ , которое можно было бы ожидать при условии, что связь между деньгами и выпуском в экономике постоянна.

Например, при рассмотрении процентного канала, если считать, что денежные власти используют ликвидные средства для контроля над ставкой процента, то отрицательное значение накопленной ошибки прогноза для спроса на деньги будет означать, что сокращение кассовых остатков обусловлено не только динамикой выпуска, и, следовательно, процентный канал – это работающий канал трансмиссии.

В целом дескриптивный метод выявления трансмиссионных механизмов ДКП можно охарактеризовать как способ предварительного анализа данных, используемых при построении эконометрических моделей. На наш взгляд, данный метод является гораздо менее строгим и объективным, чем метод векторных авторегрессий и анализ панельных данных, и может носить лишь иллюстративный характер.

---

<sup>1</sup> Иными словами, оценивается зависимость между выпуском и переменной  $X$ , которая должна присутствовать при функционировании того или иного трансмиссионного механизма.

## 1.2. Метод векторных авторегрессий

В настоящее время в экономической литературе чаще всего используется анализ 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. (*Sims, 1972; 1980*).

В основе методологии VAR лежит общая структура вида

$$Ay_t = C(L)y_{t-1} + \xi_t = C_1 y_{t-1} + \dots + C_p y_{t-p} + \xi_t, \quad y_t = (y_1, \dots, y_k)^T, \quad (2.1)$$

где  $\xi_t$  – инновационная последовательность независимых одинаково распределенных случайных ( $k \times 1$ )-векторов с нулевым математическим ожиданием. В приведенной форме

$$y_t = \Pi_1 y_{t-1} + \dots + \Pi_p y_{t-p} + u_t, \quad (2.2)$$

где  $\Pi_j = A^{-1}C_j$ ,  $u_t = A^{-1}\xi_t$ . При этом  $u_t$  также является инновационной последовательностью независимых одинаково распределенных случайных векторов с нулевым математическим ожиданием и ковариационной матрицей  $\Sigma$ .

В рамках приведенной системы можно выяснить, насколько изменятся значения  $y_{i,t+s}$  при изменении инноваций на одно стандартное отклонение. Вычисляя эти изменения последовательно для значений  $s = 0, 1, \dots$ , получают функции откликов на шоки инноваций. При этом вследствие наличия корреляции между инновациями (так как в общем случае  $Cov(u_{i,t}, u_{j,t}) \neq 0$ ) возникают затруднения с интерпретацией этих функций. В частности, в приведенной форме невозможно полностью изолировать шок для  $u_{i,t}$  от  $u_{j,t}$ , т.е. нельзя

произвольно изменять значение  $u_{i,t}$ , сохраняя при этом значения остальных инноваций неизменными.

Для преодоления этого затруднения предполагают, что система изменяется благодаря воздействию некоррелированных между собой «фундаментальных» инноваций  $\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{kt}$ . Обычно считается, что все они имеют единичные дисперсии, так что  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{kt})^T$  – независимые одинаково распределенные случайные векторы с нулевым математическим ожиданием и единичной ковариационной матрицей  $I_k$ . При этом предполагается, что инновации  $u_{1t}, \dots, u_{kt}$  являются линейными комбинациями фундаментальных инноваций, так что  $u_t = D\varepsilon_t$ .

С экономической точки зрения первоочередной интерес представляют реакции значений  $y_{it}$  на единичные импульсные изменения отдельных фундаментальных инноваций  $\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{kt}$  при фиксированных значениях всех остальных фундаментальных инноваций во все моменты времени. Именно на построение таких импульсных функций отклика нацелены алгоритмы, реализуемые на практике. При этом стоит отметить, что матрицу  $D$  идентифицировать невозможно, если не накладывать априорных ограничений на ее структуру. Данные ограничения накладываются, как правило, за счет упорядочивания инноваций в системе. Причем принятие предпосылки о том или ином порядке инноваций является серьезным недостатком методологии векторных авторегрессий, так как, используя различный порядок последовательного вхождения переменных, можно получить принципиально различное поведение импульсных функций отклика, вызванное коррелированностью инноваций в приведенной форме VAR. Одинаковые функции отклика при различных упорядочиваниях можно получить лишь при слабой коррелированности инноваций, которая встречается достаточно редко.

Таким образом, при применении метода векторных авторегрессий для оценки каналов денежной трансмиссии необходимо помнить о возможной неустойчивости получаемых с его помощью оценок. В

то же время следует отметить, что методология VAR является доминирующей в эмпирической монетарной экономике, так как она не только дает возможность описывать широкий спектр реальных данных, но и предоставляет возможность анализа альтернативных теорий и гипотез.

Кристиано и др. (*Christiano, Eichenbaum, Evans, 1998*) при изучении откликов экономики на действия органов денежно-кредитного регулирования определяют набор переменных, динамика которых интересует центральный банк, а также «инструменты» ЦБ, с помощью которых он проводит денежно-кредитную политику.

Заметим, что при выделении в векторной авторегрессии переменной, отвечающей за политику центрального банка, чаще всего делается предположение о том, что шок этой переменной ортогонален остальным переменным, т.е. шоки ДКП не коррелируют с возмущениями других переменных (это предположение называется «рекурсивным»). Данное предположение можно объяснить, в частности, лагами распространения информации. В случае принятия такой предпосылки, на шок переменной, отвечающей за денежно-кредитную политику, остальные переменные реагируют с запаздыванием, что позволяет проводить анализ импульсных функций отклика и делать на основании оценок соответствующие выводы.

В модели, оцениваемой Кристиано и др., предполагается, что центральный банк устанавливает значение инструмента  $S_t$  в соответствии с доступной ему информацией (набором макроэкономических переменных)  $(E_t)$ , т.е.  $S_t = f(E_t) + \sigma_s \varepsilon_t^s$ , где  $f$  – линейная функция, а  $\sigma_s \varepsilon_t^s$  – шок денежно-кредитной политики, который может происходить вследствие:

- 1) изменения предпочтений органов денежно-кредитного регулирования;
- 2) нежелания органов денежно-кредитного регулирования обмануть ожидания экономических агентов, которые по каким-то причинам ожидают определенных действий центрального банка;
- 3) наличия ошибок измерений.

Экономические переменные  $E_t$  разделяются на два блока: те, которые денежные власти наблюдают оперативно, и те, на которые они реагируют с лагом. При справедливости рекурсивного предположения оценка может быть проведена в два шага: на первом шаге проводится МНК оценка  $S_t = f(E_t) + \sigma_s \varepsilon_t^s$ , а на втором – анализируются импульсные отклики.

В модели, которую предлагают Барнанке и Блиндер (*Bernanke, Blinder, 1992*), вектор  $Z_t$  состоит из двух блоков,  $Z_t = (Y_t, P_t)'$ , где вектор  $Y_t$  включает в себя переменные, за которые центральный банк не отвечает (например, темп экономического роста), а вектор  $P_t$  – переменные, находящиеся под контролем ЦБ (например, процентные ставки или денежное предложение). То есть предполагается, что модель, описывающая экономику, выглядит как:

$$Y_t = B_0 Y_t + B_1 Y_{t-1} + C_0 P_t + C_1 P_{t-1} + u_t \quad (2.3)$$

$$P_t = D_0 Y_t + D_1 Y_{t-1} + G P_{t-1} + v_t, \quad (2.4)$$

где  $v_t, u_t$  – это структурные шоки, которые предполагаются независимыми (ортогональными), а  $B_0, B_1, C_0, C_1, D_0, D_1, G$  – оцениваемые коэффициенты.

Заметим, что в некоторых работах (см., например, (*Arnoštová, Hurnik, 2005*)) при оценке структурных VAR отдельно выделяют экзогенные переменные, отвечающие за внешние экономические условия, такие как уровень выпуска за границей или уровень мировых цен.

Система (2.3) – (2.4) не идентифицируема полностью. Для того чтобы можно было оценить влияние инноваций переменных, характеризующих ДКП в импульсных функциях отклика на макроэкономические показатели, необходимо наложить дополнительные огра-



ничения. Наиболее распространены два типа идентифицирующих предположений.

1. *Во-первых*, можно исключить  $Y_t$  из уравнения (2.4), если предположить, что переменные денежно-кредитной политики не реагируют мгновенно на изменения в экономике, то есть что  $D_0 = 0$ . В таком случае можно привести систему к виду стандартной векторной авторегрессии, подставляя (2.4) в (2.3):

$$P_t = D_1 Y_{t-1} + G P_{t-1} + v_t \quad (2.5)$$

$$Y_t = (I - B_0)^{-1} \left[ (B_1 + C_0 D_1) Y_{t-1} + (C_0 G + C_1) P_{t-1} + u_t + C_0 v_t \right] \quad (2.6)$$

В этом случае эффект ДКП может быть однозначно определен с помощью импульсных функций отклика переменной  $Y$  на предыдущие шоки  $v_t$  в VAR без ограничений, которая описывается уравнениями (2.5) и (2.6), и при этом переменная  $P_t$  ставится на первое место<sup>2</sup>.

2. *Во-вторых*, можно исключить  $P_t$  из уравнения (2.3), т.е. предположить, что  $C_0 = 0$ . Такие ограничения накладываются в том случае, если считается, что экономика не успевает реагировать на изменения денежно-кредитной политики в тот же период, когда они происходят. В этом случае переменная  $P$  ставится в упорядочении на последнее место.

$$Y_t = (I - B_0)^{-1} \left[ B_1 Y_{t-1} + C_1 P_{t-1} + u_t \right] \quad (2.7)$$

$$P_t = (D_1 + D_0 (I - B_0)^{-1} B_1) Y_{t-1} + (G + D_0 (I - B_0)^{-1} C_1) P_{t-1} + v_t + D_0 (I - B_0)^{-1} u_t \quad (2.8)$$

---

<sup>2</sup> См. также аналогичный анализ в работе (Ganev, Molnar, Rybiński, Woźniak, 2002).

Здесь  $V_t$  – это все еще инновации в ДКП, однако на переменную  $P_t$  кроме этого влияют также шоки переменной  $u_t$ , относящиеся к тому же периоду.

В работе Бернанке и Блиндера (*Bernanke, Blinder, 1992*) рассматриваются оба подхода. И в том и в другом случае индикатором денежно-кредитной политики является ставка по федеральным фондам (ставка на рынке межбанковского кредитования в США). Если такое предположение верно, то динамические отклики экономики на инновации ставки правильно описывают структурный отклик экономики на монетарную политику. В частности, раскрыть механизм денежно-кредитной трансмиссии можно, если проанализировать отклик на шок ставки по федеральным фондам переменных – показателей балансовой отчетности банков, таких как кредиты и депозиты, а также целевых переменных для ЦБ, таких как инфляция и безработица.

Однако предположение о том, что ставка по федеральным фондам является показателем ДКП, необходимо обосновать. Бернанке и Блиндер считают, что если она адекватно отражает денежно-кредитную политику, а та, в свою очередь, влияет на показатели реального сектора экономики, то ставка должна быть хорошим предиктором для основных макроэкономических переменных. В своей работе авторы показали, что согласно результатам теста причинности Грейнджера ставка по федеральным фондам обладает наилучшими предсказательными свойствами по сравнению как с денежными агрегатами, так и с другими ставками.

Кроме того, Бернанке и Блиндер считают, что если ставка по федеральным фондам адекватно описывает денежно-кредитную политику, то значения, которые она принимает, должны соответствовать представлениям Федеральной системы о состоянии экономики, т.е. должна существовать зависимость переменной, характеризующей ДКП, от макроэкономических показателей. Для того чтобы это проверить, авторы проводят оценку функции отклика ставки процента на шоки макроэкономических переменных.

При построении модели авторы делают предположение о том, что инновации ставки процента являются экзогенными шоками денежно-кредитной политики. Может оказаться, что инновации ставки процента объясняются в большей степени шоками спроса на банковские резервы, нежели независимыми решениями органов денежно-кредитного регулирования. Однако оцененное авторами влияние шоков спроса на банковские резервы на ставку по федеральным фондам оказалось незначительным, и это позволило сделать вывод о том, что изменения ставки объясняются преимущественно действиями центрального банка.

Помимо ставки по федеральным фондам в качестве альтернативной переменной Бернанке и Блиндер рассматривают также спрэд между ставкой по федеральным фондам и доходностью долгосрочных государственных облигаций. Аргументом в пользу использования данного показателя является представление о том, что в цены таких облигаций заложены инфляционные ожидания, как и в цены любых ценных бумаг, однако долгосрочные облигации очень слабо чувствительны к краткосрочным колебаниям ДКП. Поэтому при использовании спрэда устраняется влияние инфляционных ожиданий из значения краткосрочной ставки.

Вообще говоря, единого мнения насчет того, какой показатель лучше выбирать в качестве переменной, характеризующей денежно-кредитную политику, не существует. Так, Вонг (*Wong, 2000*) в своей работе предлагает рассматривать в качестве переменной ДКП изменения незаемных резервов коммерческих банков<sup>3</sup>. Можно предположить, что в качестве такой переменной можно использовать и денежные агрегаты, однако, как показывают Бернанке и Михов (*Bernanke, Blinder, 1992; Bernanke, Mihov, 1998*), подход, при котором изменение денежных агрегатов полагается показателем монетарной политики, не является адекватным, поскольку динамика денежных агрегатов зависит как от изменения спроса на деньги, так и от колебаний денежного предложения.

---

<sup>3</sup> Незаемные резервы банков представляют собой все банковские резервы за вычетом кредитов, полученных ими у центрального банка.

Если обобщить систему (2.3) – (2.4) для  $k$  периодов и предположить, что  $C_0 = 0$  (аналогично (2.7) – (2.8)), то получится следующая модель, рассматриваемая в работе Бернанке и Михова (*Bernanke, Mihov, 1998*):

$$Y_t = \sum_{i=0}^k B_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k C_i P_{t-i} + A^y w_t^y \quad (2.9)$$

$$P_t = \sum_{i=0}^k D_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k G_i P_{t-i} + A^p w_t^p \quad (2.10)$$

Для определения связи между рынком банковских резервов и действиями центрального банка авторы проводят дальнейшую спецификацию уравнения, связывающего наблюдаемые остатки VAR и структурные шоки экономики  $w$ . В модели, описывающей рынок резервов коммерческих банков и действия центрального банка, индикаторами денежно-кредитной политики полагаются: дисконтная ставка (DISC), спрос на заемные резервы (BR), общие резервы (TR), незаемные резервы (NBR), межбанковская ставка (FF). Спецификация модели имеет следующий вид:

$$u_{TR} = -\alpha u_{FF} + w^d \quad (2.11)$$

$$u_{BR} = \beta(u_{FF} - u_{DISC}) + w^b \quad (2.12)$$

$$u_{NBR} = \phi^d w^d + \phi^b w^b + w^s \quad (2.13)$$

Уравнение (2.11) представляет собой спрос на общие резервы, уравнение (2.12) – спрос на резервы, которые банки готовы занимать через дисконтное окно, а уравнение (2.13) описывает поведение центрального банка и его реакцию на изменения спроса на общие и незаемные резервы. При этом  $w^d$ ,  $w^b$ ,  $w^s$  отражают шоки спроса на об-

щие резервы, заемные и незаемные резервы, причем,  
 $u_{NBR} = u_{TR} - u_{BR}$ .

Полагается, что центральный банк реагирует на шоки спроса на общие резервы и шоки спроса на незаемные резервы в течение одного и того же периода. Для простоты инновации дисконтной ставки полагаются равными нулю. Тогда можно показать, что шок ДКП зависит от остатков VAR следующим образом:

$$w^s = -(\phi^d + \phi^b)u_{TR} + (1 + \phi^b)u_{NBR} - (\alpha\phi^d - \beta\phi^b)u_{FF}, \quad (2.14)$$

$$u = (u_{NBR} + u_{TR} + u_{BR})' \quad (2.15)$$

Таким образом, при изучении механизма денежной трансмиссии в рамках VAR-подхода на первом шаге необходимо исследовать, как меры денежно-кредитной политики отражаются на некоторой промежуточной переменной, отвечающей за трансмиссию, например, на займах, депозитах, денежных агрегатах и т.д. На втором шаге нужно определить, как поведение переменных влияет на общую экономическую ситуацию, т.е. на совокупный спрос, безработицу и т.д. Впрочем, стоит заметить, что иногда наличие связи между действиями центрального банка и промежуточными целями ДКП полагается очевидным и проверке не подвергается. Однако более правильным представляется анализ, позволяющий оценить всю цепочку зависимостей от мер денежно-кредитной политики до макроэкономических показателей, характеризующих тот или иной трансмиссионный механизм (*Ganev, Molnar, Rybiński, Woźniak, 2002*).

Так, например, Кейкс в своей работе (*Kakes, 1998*) проводит такой всесторонний анализ при изучении канала обменного курса в странах Центральной и Восточной Европы. Автор строит векторную авторегрессию, в которой переменные упорядочиваются, исходя из теоретических соображений относительно причинно-следственных связей между ними. Помимо инфляции и выпуска Кейкс включает в модель краткосрочную и долгосрочную процентные ставки, обменный курс, денежные агрегаты.

Бернанке, Бойвин и Ильяз (*Bernanke, Boivin, Eliaz, 2004*) отмечают две проблемы, возникающие при использовании моделей VAR для оценки механизмов денежной трансмиссии. Первая проблема заключается в том, что в таких моделях измерение инноваций политики будет сопряжено с ошибками, поскольку абсолютно точно учесть степень информированности центрального банка и частного сектора нельзя. Из-за этого может возникнуть так называемая «загадка цен»<sup>4</sup>, заключающаяся в том, что в ответ на ограничительную ДКП, которая описывается ростом ставки процента, наблюдается положительный скачок цен, хотя, исходя из теоретических соображений, можно было ожидать обратной реакции. Симс (*Sims, 1992*) в своей работе замечает, что такая ситуация может возникнуть в том случае, если органы денежно-кредитного регулирования владеют большим объемом информации относительно будущего поведения цен, чем это может быть объяснено переменными, входящими в модель. Поскольку число переменных, входящих в модель векторной авторегрессии, ограничено, то вполне вероятно наличие пропущенных переменных и, следовательно, возникновение «загадки цен».

Помимо «загадки цен» стоит упомянуть еще и так называемую «загадку ликвидности». Исходя из теоретических соображений, в ответ на непредвиденный положительный шок денежного агрегата, т.е. при экзогенном росте денежного предложения, стоит ожидать падения ставки процента. Однако очень часто на практике наблюдается незначительное падение, или же ставка процента вопреки теоретическим предположениям поднимается. Бернанке, Бойвин и Ильяз (*Bernanke, Boivin, Eliaz, 2004*) также сталкиваются с этой проблемой, однако они решают ее, когда проводят оценку с помощью факторного анализа. В качестве объяснения данной загадки можно, как и в случае с «загадкой цен», рассматривать наличие пропущенных переменных, не включенных в модель.

Вторая проблема состоит в том, что импульсные отклики возможно рассчитать лишь для включенных в модель переменных, которые, вообще говоря, составляют лишь малую долю тех показате-

---

<sup>4</sup> См., например, в работах (*Sims, Zha, 1998; Leeper, Sims, Zha, 1996; Christiano, Eichenbaum, Evans, 1998; Wong, 2000*).

лей, за динамикой которых следит центральный банк. Хотя число показателей, на которые обращают внимание центральные банки, исчисляется десятками, стандартные модели векторной авторегрессии не включают больше 6–8 переменных, поскольку это отразится на числе степеней свободы в модели. Модель, которую оценивают Бернанке, Бойвин и Ильяз, направлена на решение этих проблем. Как подчеркивают авторы, динамические факторные модели позволяют обобщить информацию, содержащуюся в большом массиве временных рядов, и свести ее к сравнительно небольшому числу индексов.

Оцениваемая авторами модель описывается следующим образом. Пусть  $Y_t$  – это  $M \times 1$  вектор наблюдаемых экономических переменных, имеющих влияние на всю экономику в целом. Можно было бы оценивать модель векторной авторегрессии с использованием только данных о значениях вектора  $Y_t$ . Но исследователю может понадобиться учесть дополнительную информацию, не учтенную в  $Y_t$ . Можно считать, что эти ненаблюдаемые факторы описывают «экономическую активность» или «кредитные условия», которые сложно описать одним или двумя временными рядами. Пусть этот дополнительный набор информации может быть описан вектором  $F_t$  размерности  $K \times 1$ . Тогда предполагается, что совместная динамика рядов описывается уравнением

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t, \quad (2.16)$$

где  $\Phi(L)$  – соответствующий лаговый оператор порядка  $d$ , который может содержать априорные ограничения, как в структурной VAR. Случайная ошибка  $v_t$  имеет нулевое среднее и матрицу ковариаций  $Q$ .

Уравнение (2.16) – это система, сводящаяся к стандартной модели VAR для  $Y_t$ , если все составляющие оператора  $\Phi(L)$ , которые связывают  $Y_t$  и  $F_{t-1}$ , равны нулю. Уравнение (2.16) носит название «дополненной факторами модели векторной авторегрессии (FAVAR)». Причем, если истинной является модель FAVAR, то оценки коэффициентов стандартной VAR для  $Y_t$  получаются смещенными.

Пусть имеется  $N \times 1$  вектор  $X_t$  (причем  $N \gg M + K$ ), определяющий набор доступной информации, который связан с наблюдаемыми ( $Y_t$ ) и ненаблюдаемыми ( $F_t$ ) параметрами следующим образом:

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t, \quad (2.17)$$

где матрицы  $\Lambda^f$ ,  $\Lambda^y$  имеют размерность  $N \times K$ ,  $N \times M$ , соответственно. Векторы ошибок  $e_t$  размерности  $N \times 1$  с нулевым средним предполагаются либо слабо коррелированными, либо не коррелированными вовсе. В работе Бернанке, Бойвина и Ильяза (*Bernanke, Boivin, Elias, 2004*)  $X_t$  содержит 120 временных рядов. Таким образом, уравнение (2.17) основывается на представлении о том, что векторы  $Y_t$  и  $F_t$  могут описать поведение экономики в целом. Уравнение (2.15) позволяет при наличии информации об  $Y_t$  и  $X_t$  получить оценку  $F_t^*$  для набора ненаблюдаемых переменных.

Бернанке и Гертлер (*Bernanke, Gertler, 1995*) выделяют четыре основных результата, которые они получили при изучении откликов экономики на шоки денежно-кредитной политики.

1. Хотя непредвиденное ужесточение ДКП обычно имеет временное влияние на процентные ставки, оно тем не менее приводит к устойчивому падению реального выпуска и уровня цен.



2. Конечный спрос падает достаточно быстро после ограничительного шока ДКП. Выпуск также падает, но с запаздыванием, а значит, в краткосрочном периоде наблюдается рост товарных запасов. Постепенно товарные запасы сокращаются, что обуславливает значительную часть падения ВВП.
3. Самое быстрое и самое значительное падение отмечается в таких компонентах конечного спроса, как инвестиции и потребление.
4. Инвестиции в основной капитал падают в ответ на ужесточение денежно-кредитной политики, но несколько позже, чем инвестиции в строительство и запасы, и значительно позже падения ВВП. Причем падение инвестиций в основной капитал начинается уже после того, как значение ставки процента вернется на первоначальный уровень.

Бернанке и Гертлер подчеркивают, что в то время как большинству исследователей удается идентифицировать наличие кредитного канала, получение количественных оценок амплитуды откликов и их временных характеристик вызывает значительные затруднения.

Стоит отметить, что модели векторной авторегрессии часто приходится оценивать в первых разностях из-за нестационарности временных рядов. При этом одним из направлений улучшения статистических характеристик модели является поиск и включение в модель коинтеграционных соотношений<sup>5</sup>.

Зачастую влияние ДКП на экономику очень сложно определить однозначно, так оно может быть разным как по силе, так и по времени, через которое оно становится заметным. Причем конкретные масштабы влияния определяются неоднозначно даже в пределах одной страны. Работа Вонга (*Wong, 2000*) посвящена изучению этого вопроса.

Для эмпирической проверки автор использовал ежемесячные данные за 1959–1994 гг. по экономике США. Была построена модель структурной векторной авторегрессии, оценка которой проводилась на разных временных интервалах, а затем осуществлялось сравнение полученных результатов. Автор включал в векторную авторегрес-

---

<sup>5</sup> См., например, (*Ganev, Molnar, Rybiński, Woźniak, 2002*), а также (*Abradu-Otoo, Amoah, Bawumia, 2003*).

сию следующие переменные: индекс промышленного производства ( $Y$ ), потребительские цены ( $P$ ), незаемные резервы ( $NBR$ ), индекс цен на товары ( $PCOM$ ), общие резервы ( $TR$ ), а также ставку по федеральным фондам ( $FF$ ). В качестве переменной денежно-кредитной политики были выбраны незаемные резервы<sup>6</sup>. В оцениваемой модели шоки ДКП не влияют на выпуск и цены в текущем периоде, но при этом ставка процента и общие резервы характеризуются одновременной связью.

Если вектор рассматриваемых переменных представить как  $Z_t = (Y_t, P_t, PCOM_t, NBR_t, FF_t, TR_t)'$ , то модель векторной авторегрессии в структурном виде можно записать следующим образом:

$$Z_t = C_0 + B_0 Z_t + \sum_{i=1}^{\infty} B_1 Z_{t-i} + De_t, \quad (2.18)$$

где  $e_t$  – вектор взаимно некоррелированных шоков. Если предположить, что матрица  $B_0$  – нижняя треугольная, а матрица  $D$  – единичная, то можно оценить коэффициенты структурной формы и посчитать импульсные функции отклика.

Вонг анализирует поведение функций отклика выпуска и цен на шоки ДКП. Значения откликов через различные промежутки времени (от 3 до 60 месяцев) дают возможность описать как долгосрочное, так и краткосрочное поведение переменных. В краткосрочном периоде было обнаружено увеличение выпуска после отрицательного шока, что противоречит представлениям о том, что выпуск должен падать. На интервалах средней длины выпуск падает в большинстве случаев, а в долгосрочном периоде эффект шока сходится к нулю. Что касается сопоставления откликов для разных периодов наблюдения, отклик выпуска на шок денежно-кредитной политики становится слабее для более поздних периодов, что согласуется с представлением о большей гибкости цен в долгосрочном периоде.

---

<sup>6</sup> Согласно исследованиям (*Cristiano, Eichenbaum, Evans, 1996*).

Автор также показал, что отклики выпуска на шоки ДКП были сильнее в том случае, когда ЦБ заявлял о стремлении снизить инфляцию, и слабее, когда центральный банк стимулировал экономический рост. Неоднозначность откликов можно объяснить пропущенными переменными, которые не принимаются во внимание при расчетах. В качестве примера таких показателей можно привести некоторые переменные, характеризующие фискальную политику, а также финансовую стабильность.

В завершение следует заметить, что при анализе механизмов денежно-кредитной трансмиссии в развивающихся странах необходимо учитывать их отличие от развитых экономик. В частности, Ганев (*Ganev, Molnar, Rybiński, Woźniak, 2002*) отмечает, что экономическая ситуация в развивающихся странах вряд ли может быть описана при помощи неоклассических моделей.

*Во-первых*, в течение переходного периода некоторые инструменты ДКП могут быть менее эффективными, чем предполагается в теории, поскольку многие важные институты еще недостаточно развиты, а процессы, препятствующие либо искажающие денежную трансмиссию, могут иметь очень большие масштабы (в частности, бюджетный дефицит, просроченные ссуды и т.п.). Зачастую действия органов денежно-кредитного регулирования в течение переходного периода были обусловлены политическими и социальными причинами, которые практически невозможно учесть в анализе. Кроме того, в странах с развивающимися рынками вызывает сомнения независимость центрального банка.

*Во-вторых*, переходный период связан с постоянными структурными изменениями экономики, и, следовательно, говорить об однородности данных в течение переходного периода нельзя. Так, например, Гайотти и Женераль (*Gaiotti, Generale, 2001*) показали, что в экономике Перу шоки спроса имеют большее влияние на инфляцию, чем шоки предложения.

Таким образом, на сегодняшний день построение и оценка векторных авторегрессий являются самым популярным методом изучения трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики. В то же время получаемые с его помощью результаты могут быть

весьма неустойчивыми в зависимости от порядка включения переменных в модель. Иными словами, модели VAR не представляют собой истину в последней инстанции, но являются полезным инструментом для прояснения взаимодействий между различными переменными. Во второй части работы мы также применим данный подход для анализа трансмиссионных механизмов в России.

### **1.3. Микроэкономический подход**

Использование данных индивидуальных балансов коммерческих банков является распространенным подходом при проверке наличия в стране эффективно работающего канала банковского кредитования. Гамбакорта (*Gambacorta, 2001*) отмечает, что для наличия такого канала должны быть выполнены определенные условия: во-первых, функционирование фирм и домохозяйств должно зависеть от доступности банковских кредитов, и, во-вторых, органы денежно-кредитного регулирования должны быть способны изменять объем предложения банками кредитных ресурсов.

При этом важной гипотезой, проверяемой в рамках микроэкономического подхода, является то, что банки, обладающие различными характеристиками, реагируют на шоки денежно-кредитной политики по-разному. В частности, проверяется предположение о том, что для банков с меньшей долей высоколиквидных активов влияние ДКП будет заметнее, так как ужесточение денежно-кредитной политики ограничит их доступ к «дешевым» деньгам в большей степени, чем тех кредитных организаций, у которых есть запас прочности в виде ликвидных ресурсов.

В работе Кашьяпа и Штайна (*Kashyap, Stein, 2000*) проводилось сравнение балансовой отчетности банков разных размеров (по величине активов) на примере США. Авторы показали, что малые банки имеют больше ценных бумаг в активах и предоставляют меньше ссуд. Деятельность малых банков связана с большим риском, поэтому им труднее привлекать внешнее финансирование, так как вкладчики охотнее понесут свои средства в большие банки. Следовательно, малым банкам приходится держать больше резервов. Кроме того, небольшие банки почти полностью финансируются посредством

привлечения депозитов и выпуска обыкновенных акций. Напротив, большие банки меньше используют депозиты и акции, но привлекают другие виды финансирования (например, им легче получать финансирование на межбанковском рынке, тогда как маленькие банки редко имеют доступ на межбанковский рынок).

Как правило, авторы, применяющие микроэкономический подход к выявлению каналов денежной трансмиссии, группируют банки тремя различными способами: по размеру активов, по объему доступной ликвидности и по достаточности собственного капитала.

При анализе в рамках микроэкономического подхода обычно используется ряд специфических переменных. Так, для характеристики объема выданных кредитов можно рассматривать как общий объем займов, так и их отдельные виды, например, такие, как займы юридическим и физическим лицам. Займы различных типов могут характеризоваться разной динамикой и изменяться в противоположных направлениях в течение бизнес-цикла.

Как правило, в исследованиях с использованием микроданных рассматриваются *три* возможных показателя жесткости денежно-кредитной политики:

- индекс жесткости ДКП, предложенный Бошеном и Милсом (*Boschen, Mills, 1991*), который был построен на основании официальных документов комитета по операциям на открытом рынке ФРС США (FOMC); в каждый момент времени проводимую денежно-кредитную политику на основе экспертных оценок они относят к одной из пяти категорий: сильно стимулирующая, стимулирующая, нейтральная, ограничительная и жестко ограничительная;
- ставка процента на межбанковском рынке;
- незаемные резервы.

Рассмотрим спецификацию модели, которая часто используется при микроэкономическом анализе каналов денежной трансмиссии. Пусть  $L_{it}$  отвечает за кредитную деятельность банка (это могут быть все кредиты банка или кредиты, выданные только одному типу экономических агентов, например, юридическим лицам),  $B_{it}$  описывает

индивидуальные банковские характеристики (например, размер банка),  $M_t$  характеризует ДКП, причем большему значению  $M_t$  соответствует более экспансионистская политика. Тогда можно сказать, что величина  $\partial L_{it} / \partial B_{it}$  показывает, насколько индивидуальные характеристики влияют на выдачу кредитов банками, а значение производной  $\partial L_{it} / \partial M_t$  характеризует чувствительность объемов выдаваемых кредитов и ссуд к действиям органов денежно-кредитного регулирования.

Проверяемая гипотеза состоит в том, что чувствительность объемов кредитов к денежно-кредитной политике выше для банков с более «плохими» индивидуальными характеристиками (небольшой размер, меньший объем выданных кредитов, меньшее отношение собственного капитала к активам), т.е. что  $\partial^2 L_{it} / \partial B_{it} \partial M_t < 0$ .

Например, для измерения величины  $\partial^2 L_{it} / \partial B_{it} \partial M_t$  банков различных размеров в работе Кашьяпа и Штейна (*Kashyap, Stein, 2000*) проводится оценка следующего уравнения на различных временных интервалах:

$$\Delta \ln(L_{it}) = \sum_{j=1}^4 \alpha_{ij} \Delta \ln(L_{it-j}) + \beta_t B_{it-1} + \sum_{k=1}^{12} \Psi_{kt} FBR_{ik} + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

В уравнении (3.1) дамми-переменная  $FBR_{ik}$  отвечает за различные федеральные резервные округа и позволяет учесть различия в экономических характеристиках разных округах, а  $\varepsilon_{it}$  – случайные независимые ошибки.

Коэффициент  $\beta_t$  показывает существенность ограничений, связанных с ликвидностью для банков данного класса, в период  $t$ . На втором этапе анализа авторами проводится оценка для коэффициента  $\beta_t$  при двух различных спецификациях.

В первой спецификации учитывается лишь изменение ДКП:

$$\beta_t = \eta + \sum_{j=0}^4 \phi_j \Delta M_{t-j} + \delta TIME_t + u_t, \quad (3.2)$$

где  $TIME_t$  отвечает за временной тренд.

Во второй спецификации учитывается темп прироста ВВП:

$$\beta_t = \eta + \sum_{j=0}^4 \phi_j \Delta M_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \gamma_j \Delta GDP_{t-j} + \delta TIME_t + u_t. \quad (3.3)$$

В обоих случаях гипотеза состоит в том, что для малых банков расширительная денежно-кредитная политика должна вести к уменьшению величины  $\beta_t$ , т.е. сумма коэффициентов перед  $M_t$  ( $\sum_{j=0}^4 \phi_j$ ) должна быть статистически значимой и отрицательной. Авторы показали, что поведение банков сильно различается в зависимости от их размеров: если для крупных банков сумма коэффициентов перед  $M_t$  часто бывает положительной, для маленьких банков она чаще всего отрицательна.

При использовании такого двухшагового подхода может возникнуть ряд проблем. Во-первых, на первом шаге в уравнении (3.1) справа стоит эндогенная переменная  $B_{it}$ , что может привести к смещению параметра  $\beta_t$  на первом шаге. Причем такие смещения могут быть как положительными, так и отрицательными. В частности, в активах некоторых банков больший вес имеют вложения в ценные бумаги по сравнению с кредитами. Поэтому может существовать тенденция к большим значениям величины  $B_{it-1}$  при медленном росте  $L_{it}$ , и, следовательно, коэффициент  $\beta_t$  будет занижен.

Кроме того, при реализации двухшагового подхода могут возникнуть более существенные проблемы, связанные с эндогенностью  $B_{it}$ , которые будут отражаться на величине параметра  $\phi_j$ . Такая ситуа-

ция возможна, если существует эндогенная связь между  $B_{it}$  и циклической чувствительностью спроса на кредиты. Например, может иметь место так называемое «гетерогенное неприятие риска», которое состоит в том, что одни банки являются более консервативными, чем другие. Консервативные банки стремятся защитить себя, имея при этом высокое значение  $B_{it}$  и стремясь предоставлять займы более предсказуемым, менее чувствительным к циклам клиентам. Например, крупные банки предоставляют кредиты крупным заемщикам, и поэтому они менее чувствительны к циклам. Это означает, что если есть отрицательная корреляция между  $B_{it}$  и циклами, то  $\varphi_j$  будет иметь смещение в отрицательную сторону. Кроме того, существует вероятность наличия «рациональных резервных запасов», когда все банки имеют одинаковую склонность к риску, но у одних есть больше возможностей предоставления кредитов чувствительным к экономическим циклам клиентам. Для таких банков величина  $B_{it}$  должна быть больше, поскольку их деятельность связана с большими рисками. Но тогда смещение коэффициента  $\varphi_j$  будет положительным.

Одним из способов, позволяющих исключить возможные смещения, является включение на втором шаге переменной, характеризующей экономическую динамику. Еще одним вариантом получения несмещенных оценок является отдельная оценка уравнений (3.2) – (3.3) для больших банков. Если коэффициент  $\varphi_j$  для этих банков окажется отрицательным и статистически значимым, то можно будет заключить, что имеет место «гетерогенное неприятие риска». Если же он окажется положительным, то, скорее всего, верно предположение о «рациональных резервных запасах».

Помимо двухшагового подхода, рассмотренного выше, ряд авторов применяет альтернативный одношаговый подход, при котором уравнение для коэффициента  $\beta_i$  отдельно не оценивается. Сделав некоторые упрощения, уравнения (3.1) – (3.3) можно представить в виде:



$$\Delta \ln(L_{it}) = \sum_{j=1}^4 \alpha_j \Delta \ln(L_{it-j}) + \sum_{j=0}^4 \mu_j \Delta M_{t-j} + \theta TIME_t + \sum_{j=0}^4 \mu_j \Delta \sum_{k=1}^3 \rho_k QUARTER_{kt} +$$

$$+ \sum_{k=1}^{12} \Psi_k FBR_{ik} + B_{it-1} \left( \eta + \delta TIME_t + \sum_{j=0}^4 \phi_j \Delta M_{t-j} \right) + \varepsilon_{it} \quad (3.4)$$

$$\Delta \ln(L_{it}) = \sum_{j=1}^4 \alpha_j \Delta \ln(L_{it-j}) + \sum_{j=0}^4 \mu_j \Delta M_{t-j} \Delta \ln(L_{it}) =$$

$$= \sum_{j=1}^4 \alpha_j \Delta \ln(L_{it-j}) + \sum_{j=0}^4 \mu_j \Delta M_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \pi_j \Delta GDP_{t-j} + \theta TIME_t +$$

$$+ \sum_{k=1}^3 \rho_k QUARTER_{kt} + \sum_{k=1}^{12} \Psi_k FBR_{ik} + B_{it-1} \left( \eta + \delta TIME_t + \sum_{j=0}^4 \phi_j \Delta M_{t-j} \right) + \varepsilon_{it} \quad (3.5)$$

Здесь  $L_{it}$  отвечает за кредитную деятельность банка,  $B_{it}$  описывает состояние балансовой отчетности,  $M_t$  характеризует денежно-кредитную политику. Также в уравнение включены: дамми-переменная  $FBR_{ik}$ , которая отвечает за различные федеральные резервные округа, квартальная переменная  $QUARTER_{kt}$  и временной тренд  $TIME_t$ .

Данный подход применен в работе Гамбакорты (*Gambacorta, 2001*), который также делает попытку проверить чувствительность банковских кредитов и займов к ДКП с учетом таких характеристик банков, как размер активов, ликвидность и величина собственного капитала. Автор выдвигает гипотезу о том, что маленькие банки обычно более ликвидны и характеризуются меньшим отношением собственного капитала к активам. Используется модель с фиксированными индивидуальными эффектами  $\eta_i$ , причем из-за наличия единичного корня во временных рядах соответствующих переменных они рассматриваются в первых разностях. Оценивается модель вида:

$$\Delta \ln(L_{it}) = \eta_i + \sum_{j=1}^4 \alpha_j \Delta \ln(L_{it-j}) + \sum_{j=1}^4 \beta_j \Delta M_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \mu_j \Delta M_{t-j} Z_{it-j} + \\ + \lambda Z_{it-j} + \varphi_i \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \delta_j \Delta \ln GDP_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (3.6)$$

Переменная  $Z_{it}$  соответствует индивидуальным характеристикам банка (размер, ликвидность или капитализация), тогда коэффициент  $\lambda$  отражает долгосрочный эффект, который имеет наличие той или иной характеристики на прирост кредитов, а  $\mu_j$  показывает, насколько сильно влияет ДКП на банки различных видов. Причем, если  $N_t$  – число банков на момент  $t$ ,  $A_{it}$  – совокупные активы банков,  $C_{it}$  – собственный капитал, то  $Z_{it}$  определяется как (Ehrmann, 2000; Ehrmann, Gambacorta, Martinez-Pages, Sevestre, Worms, 2001; Gambacorta, 2001):

$$\text{размер} \quad S_{it} = \ln A_{it} - \frac{\sum_i \ln A_{it}}{N_t}, \quad (3.7)$$

$$\text{ликвидность} \quad Liq_{it} = \frac{L_{it}}{A_{it}} - \left( \sum_t \frac{\sum_i L_{it} / A_{it}}{N_t} \right) / T \quad (3.8)$$

$$\text{капитализация} \quad Cap_{it} = \frac{C_{it}}{A_{it}} - \left( \sum_t \frac{\sum_i C_{it} / A_{it}}{N_t} \right) / T. \quad (3.9)$$

Заметим, что можно рассматривать модели, в которые входят не все три переменные, отвечающие за специфические характеристики банков. Хотя, как замечают Лупиас и пр. (Loupias, Savignac, Sevestre, 2002), если не включать какую-либо из переменных в уравнение, существует опасность вызвать смещение оценок коэффициентов регрессии, возникающее по причине пропущенных переменных.

Вывод о наличии канала банковского кредитования при анализе панельных данных может быть сделан на основе знака и значимости коэффициентов регрессии, измеряющих влияние монетарной политики, а также учитывающих взаимодействие показателей ликвидности, капитализации банков и размера банковских активов с действиями органов денежно-кредитного регулирования. Если небольшие (низколиквидные или недостаточно капитализированные) банки сталкиваются с дополнительными трудностями при поиске внешнего финансирования после ужесточения ДКП, то они будут уменьшать свои займы в большей степени. Если это так, то в случае, когда коэффициент при инструменте ДКП отрицателен, следует ожидать положительный коэффициент перед переменными, отвечающими за взаимодействие инструмента ДКП, индивидуальными банковскими характеристиками.

Стоит отметить, что ликвидность банков можно измерять при помощи различных показателей. Так, например, Лупиас и др., рассматривают *три индикатора ликвидности*:

- сумма наличных средств и выданных межбанковских кредитов, деленная на активы банка;
- сумма наличных средств, выданных межбанковских кредитов и вложений в ценные бумаги, деленная на активы банка;
- (выданные межбанковские кредиты – полученные межбанковские кредиты) /  $(A_t - \min(C_t, L_t))$ , где  $A_t$  – общие активы,  $C_t$  – выданные межбанковские кредиты,  $L_t$  – полученные межбанковские кредиты (МБК); такой подход к определению ликвидности позволяет учесть тот факт, что банки с большим размером выданных межбанковских кредитов не обязательно будут более ликвидны, поскольку им придется выполнять свои обязательства по полученным МБК.

С помощью микроданных возможно также изучать канал денежно-кредитной трансмиссии на уровне не только отдельных банков, но и фирм. Если существует совершенный рынок капитала, то инвестиционные решения фирм не должны зависеть от используемых ими способов привлечения капитала. Те не менее в мире, где суще-

ствуют моральный риск, агентские издержки, неблагоприятный отбор и провалы рынка, внутреннее и внешнее финансирование не может быть абсолютно взаимозаменяемо. Так как ДКП влияет на доступность кредитов, то анализ механизма трансмиссии на уровне фирм осуществляется с помощью исследования вопроса о том, влияет ли денежно-кредитная политика на инвестиционные решения.

С точки зрения канала балансовой отчетности, если рост реальной ставки процента приведет к изменению финансового положения фирм, то они будут вынуждены сократить свои инвестиции. Чем хуже финансовое состояние фирмы (например, чем выше ее задолженность), тем менее охотно ей будут предоставлять средства кредиторы и тем выше будут издержки, связанные с привлечением внешнего финансирования, что, в свою очередь, может усилить отрицательные монетарные шоки.

Опираясь на ряд теоретических предпосылок, Вальдеррама (*Valderrama, 2001*) в своей работе показывает, что уравнение спроса на инвестиции можно оценить в следующем виде:

$$\begin{aligned} \frac{I_{it}}{K_{it-1}} = & \lambda \left( \frac{I_{it-1}}{K_{it-2}} \right) + \sum_{j=0}^T \beta_j \Delta \ln S_{it-j} - \sum_{h=0}^T \gamma_h \Delta \ln UC_{it-h} + \\ & + \sum_{m=0}^T w_m \frac{LA_{it-m}}{p_{t-m}^I K_{t-1-m}} + \eta_i + v_t + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (3.10)$$

где  $I_{it}$  – это инвестиции фирмы  $i$  в период  $t$ ,  $K_{it}$  – запас капитала,  $S_{it}$  – выпуск,  $UC_{it}$  – издержки владения капиталом,  $LA_{it}$  – ликвидные активы, а  $p_{it}^I$  – уровень цен на инвестиционные товары в экономике. Издержки владения капиталом определялись исходя из совокупности факторов: ставки процента, уровня цен, уровня налогов, дивидендов и др.

Оценка такого уравнения проводится обобщенным методом моментов, чтобы учесть возможное смещение оценок коэффициентов, которое может возникнуть из-за ненаблюдаемых эффектов, связан-

ных с фирмами и эндогенными объясняющими переменными. При оценке автор также учитывал размер и возраст фирмы, вводя соответствующие дамми-переменные.

В целом проведенный анализ подтвердил существование кредитного канала, поскольку финансовые переменные оказывают значимое влияние на спрос на инвестиции, а реакция различных групп фирм на ужесточение ДКП заметно различается.

Вальдеррама в качестве важного фактора рассматривает влияние торгового кредита и наличия «своего» банка. Когда фирма получает товары или услуги и обязуется выплатить их стоимость и проценты в будущем, она получает так называемый торговый кредит. При оценке переменная, описывающая торговый кредит, рассчитывается как отношение полученных торговых кредитов к общей краткосрочной задолженности фирмы. Предполагается, что фирмы могут использовать торговый кредит в случае, если банковский кредит они получить не могут. Использование торгового кредита имеет преимущество перед использованием банковского кредита, поскольку фирма раскрывает кредитору больше информации.

«Свой» банк – это такой банк, с которым фирма ведет тесное долговременное сотрудничество. Если у фирмы есть «свой» банк, она имеет доступ к краткосрочным ликвидным средствам. Обычно наличие такого банка оценивают по длительности кредитных отношений банка и фирмы. Но в силу недоступности данных Вальдеррама определял наличие «своего» банка исходя из ряда других характеристик:

- 1) количество банков, с которыми у фирмы имеются кредитные отношения;
- 2) доля кредитов от банка, предоставляющего наибольшее количество кредитов данной фирме, в общем объеме кредитов;
- 3) доля краткосрочных кредитов от банка, предоставляющего наибольшее количество краткосрочных кредитов данной фирме, в общем объеме краткосрочных кредитов;
- 4) доля долгосрочных кредитов от банка, предоставляющего наибольшее количество долгосрочных кредитов фирме, в общем объеме долгосрочных кредитов.

На деятельности фирм действия органов денежно-кредитного регулирования будут отражаться не так сильно, если фирмы имеют возможность заменить банковские кредиты иными видами внешнего финансирования. Одним из способов получения такого финансирования является использование торговых кредитов. Следовательно, необходимо проверять гипотезу о том, что эластичность спроса на инвестиции по отношению к ликвидным ресурсам должна быть ниже у фирм с большей долей торговых кредитов в общей краткосрочной задолженности.

Хотя существование «своего» банка может препятствовать выявлению кредитного канала, поскольку такой банк не будет сокращать объемы предоставляемых кредитов в периоды ужесточения ДКП, однако могут возрасти издержки использования капитала, из-за которых общий объем займов может уменьшиться. Дело в том, что банк может увеличить стоимость кредитов, поскольку будет обладать монопольной властью над клиентом. Таким образом, при оценке проверяется гипотеза о том, что спрос на инвестиции для фирм, которые имеют «свой» банк, более чувствителен к издержкам использования капитала и менее чувствителен к ликвидным ресурсам.

Гайотти и пр. (*Gaiotti, Secchi, 2004*) в своей работе делают попытку исследовать наличие канала денежной трансмиссии, связанного с издержками фирмы (*cost channel*). Для этого необходимо отделить влияние ДКП на агрегированный спрос от влияния, которое оказывает на цены выпуск фирмы. Так как оценка канала, связанного с издержками фирмы, проводится с использованием данных на уровне фирм и позволяет учесть индивидуальные особенности каждой фирмы, то с помощью такого подхода можно оценить прямой эффект изменения ставки процента на выпуск и ценовую политику фирмы.

При построении подобных моделей, как правило, предполагается, что фирмы находятся в условиях совершенной конкуренции, а производственный процесс описывается функцией Кобба-Дугласа, зависящей от материальных затрат  $M_{it}$ , труда  $N_{it}$ , капитала и технологии. При этом учитывается, что фиксированная часть материаль-

ных затрат должна быть сохранена в качестве товарно-материальных запасов.

Если общие издержки зависят от затрат на факторы производства и от ставки процента, можно получить уравнение для ценовой политики фирм. Изменение цены продукции  $P_{it}$  описывается уравнением:

$$\begin{aligned} \dot{P}_{it} = & \dot{\mu}_t + \alpha_1 \left( (1 - \gamma_i) \dot{w}_{st} \right) + \alpha_2 \left( \gamma_i \dot{v}_{st} \right) + \alpha_3 \left( y_{it} - \gamma_i \dot{M}_{it} - (1 - \gamma_i) \dot{N}_{it} \right) + \\ & + \alpha_4 \left( h_i \Delta r_{it} \right) + \alpha_5 \left( (1 - \gamma_i) \Delta r_{it} \right) + \alpha_6 \left( CU_{it} \right) \end{aligned} \quad (3.11)$$

Здесь  $v_{st}, w_{st}$ , цена единицы материальных затрат и труда соответственно,  $CU_{it}$  показывает интенсивность использования капитала,  $\gamma_i \dot{v}_{st}$  – изменение цен факторов производства, умноженное на долю материальных затрат по отношению к общим издержкам фирмы, изменение производительности фирмы определяется величиной  $\left( y_{it} - \gamma_i \dot{M}_{it} - (1 - \gamma_i) \dot{N}_{it} \right)$ , слагаемое  $h_i \Delta r_{it}$  – это произведение изменения процентной ставки и доли используемого капитала в общих издержках фирмы, а слагаемое  $(1 - \gamma_i) \Delta r_{it}$  – произведение изменения ставки процента и отношения добавленной стоимости к общим издержкам. Ставка процента, по которой фирмы могут получить кредит, варьируется для разных фирм.

Согласно Гайотти и пр. (Gaiotti, Secchi, 2004), коэффициенты  $\alpha_1 - \alpha_3$  должны быть близки к единице, а коэффициенты  $\alpha_4, \alpha_5$  – положительны. Авторы провели оценку подобной модели на панельных данных для итальянских фирм с использованием фиксированных эффектов. Результаты оценки оказались в целом соответствующими предположениям, причем авторам удалось показать, что ДКП влияет на экономику, в том числе через изменение совокупного предложения.

\* \* \*

Таким образом, мы рассмотрели основные подходы к анализу механизмов денежной трансмиссии, используемые в мировой экономической литературе. На наш взгляд, наибольший интерес представляет использование данных индивидуальных банковских балансов для оценки эффективности канала банковского кредитования. Применение методологии векторных авторегрессий является широко распространенным подходом в современной монетарной экономике, однако оно сопряжено со значительной неустойчивостью получаемых результатов. При этом дескриптивный подход представляется нам слишком субъективным, причем фактически он представляет собой упрощенную версию эконометрических подходов.

Далее в нашей работе мы применим описанные выше методы для оценки механизмов денежной трансмиссии в России. Заметим, что отечественных исследований, посвященных анализу механизмов денежной трансмиссии в Российской Федерации, практически нет. Помимо работы Дробышевского и Козловской (*Дробышевский, Козловская, 2002*), являющейся предыдущим этапом данного исследования, можно отметить лишь статью Моисеева (*Моисеев, 2002*), рассмотревшего функционирование каналов валютного курса, банковского кредитования и богатства домохозяйств. Автор сделал вывод об отсутствии в России рыночной финансовой системы и ограниченности механизмов воздействия денежно-кредитной политики ЦБ РФ на реальный сектор, используя эконометрический анализ.

Таким образом, если векторные авторегрессионные модели ранее применялись российскими авторами для анализа трансмиссионных механизмов ДКП, то использование микроданных по отдельным банкам в нашей работе является одним из первых российских исследований такого рода.



## **2. Эмпирический анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики Банка России**

### **2.1. Анализ механизмов денежной трансмиссии в рамках VAR-подхода**

Для выявления трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики в Российской Федерации в рамках данного подхода сначала изучается влияние денежного предложения на выпуск. Однако анализ импульсных функций отклика векторной авторегрессии, описывающей взаимосвязь денежного предложения, цен и выпуска, не позволил отвергнуть гипотезу об отсутствии влияния денежного предложения на выпуск. Но мы полагаем, что данная гипотеза не была отвергнута из-за недостаточной мощности используемого критерия в силу малого количества наблюдений, а также из-за возможной неправильной спецификации модели. Поэтому на втором этапе мы попытаемся более точно специфицировать VAR-модель с учетом различных трансмиссионных механизмов.

Иными словами, мы добавляем в модель переменные, позволяющие учесть функционирование следующих каналов денежной трансмиссии:

- процентного канала;
- канала банковского кредитования;
- канала денежных потоков;
- канала непредвиденного роста уровня цен;
- канала богатства домохозяйств;
- канала  $q$ -Тобина;
- курсового канала.

Но и оценка более точно специфицированных моделей не позволила нам отвергнуть гипотезу об отсутствии работающих каналов денежной трансмиссии в России. Таким образом, отсутствие работающих каналов денежной трансмиссии не противоречит эмпирическим данным. В то же время не исключено, что при наличии более

длинных рядов данных мы бы обнаружили функционирующие трансмиссионные механизмы. Следовательно, перед нами возникла задача выбора тех каналов, гипотеза об отсутствии которых была бы отвергнута при оценке моделей на большем временном интервале. Для решения данной задачи с помощью информационных критериев мы отобрали модели, лучше всего описывающие эмпирические данные. Можно предположить, что трансмиссионные механизмы, соответствующие данным моделям, все же функционируют в российской экономике.

### 2.1.1. Деньги и выпуск в экономике России

Перед анализом механизмов денежной трансмиссии в экономике России мы изучили влияние денежного предложения и цен на динамику реального выпуска. Оценки осуществлялись на основе построения импульсных функций отклика векторной авторегрессионной модели:

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

$$Y_t = (M_t, Y_t, P_t)^T,$$

$$Z_t = (OIL_t, TREND_t)$$

где  $M$  – показатель денежного предложения,  $Y$  – реальный выпуск,  $P$  – уровень цен,  $OIL$  – цена на нефть марки Brent, а  $TREND$  – линейный тренд.

В качестве показателя реального выпуска мы выбрали индекс выпуска базовых отраслей промышленности, а в качестве индекса цен – ИПЦ. Для всех показателей строился базовый индекс, причем значение на 1 января 1999 г. принималось равным 1. Мы будем рассматривать 3 показателя денежного предложения – денежную базу (резервные деньги,  $H$ ), денежную массу  $M_2$  ( $M2$ ) и денежную массу  $M_3$  ( $M3$ ). Вектор экзогенных переменных включает цены на нефть марки Brent. Данные о денежных агрегатах взяты из материалов Банка России, об индексе потребительских цен и индексе выпуска базовых отраслей промышленности – из материалов Росстата, а це-

ны на нефть – из сборника «International financial statistics». Оценка модели проводится на месячных данных с января 1999 г. по июнь 2007 г. (102 наблюдения). Все ряды рассматриваются в логарифмах. Перед оцениванием моделей из рядов была исключена сезонная составляющая.

Результаты тестов на единичный корень для рассматриваемых временных рядов приведены в *табл. 2.1*<sup>7</sup>.

*Таблица 2.1*

**Результаты тестов на единичный корень  
(расширенный тест Дикки-Фуллера)**

Показатель	Значение статистики	Критическое значение при 5%-м уровне значимости
Индекс реального эффективного курса рубля	-7	-3,5
Уровень цен	-3	-2,9
Индекс обменного курса рубля к доллару США	-2,9	-1,7
Денежная база	-3,3	-1,7
Денежная масса M2	-3,49	-3,46
Денежная масса M3	-3,52	-3,46
<i>Стационарность в первых разностях</i>		
Индекс выпуска базовых отраслей экономики	-3,53	-3,46
Цены на нефть марки Brent	-10,1	-3,5

Таким образом, большинство переменных на рассматриваемом временном интервале являются стационарными относительно линейного тренда, и поэтому в число экзогенных переменных модели мы включили линейный тренд. Что касается рядов выпуска базовых

<sup>7</sup> Здесь и далее приведены результаты тестирования рядов на единичный корень с помощью ADF-теста. В то же время выбор оцениваемой статистической модели осуществлялся с помощью процедуры Доладо и пр.

отраслей экономики и цен на нефть, то они рассматриваются в первых разностях.

Так как в числе рассматриваемых рядов есть только два ряда ненулевого порядка интегрированности, то коинтеграционные соотношения для анализируемых рядов построить нельзя, поэтому мы будем оценивать векторную авторегрессию без коррекции ошибок.

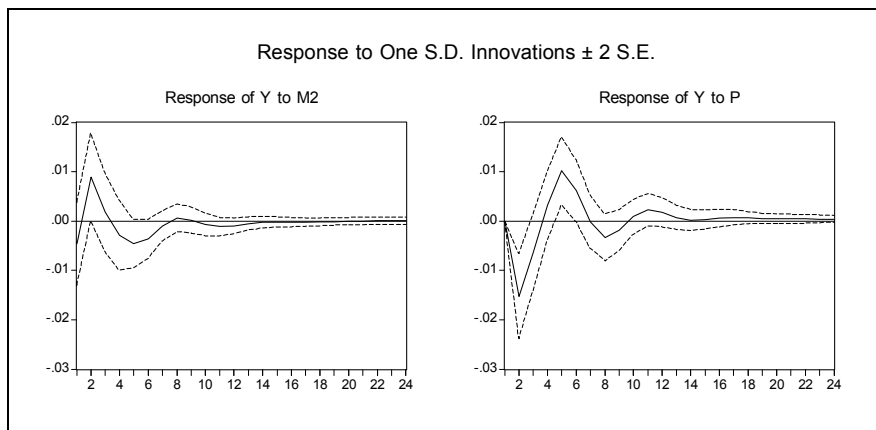
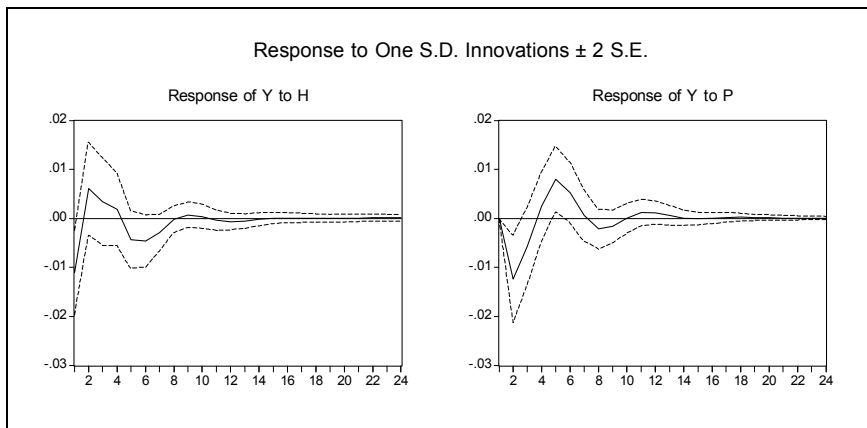
Для выбора количества лагов в модели векторной авторегрессии мы оценили варианты модели с количеством лагов от 0 до 12. Как видно из *табл. 2.2*, согласно информационному критерию Акаике при использовании показателей денежного предложения наилучшие статистические качества имеют модели с количеством лагов, равным 12. В то же время критерий Шварца говорит о том, что наилучшей являются модели с 3-мя лагами. Однако, поскольку критерий Акаике часто завышает порядок модели, критерий Шварца состоятелен, и при выборе конечной спецификации мы в данном случае больше полагаемся на критерий Шварца.

*Таблица 2.2*

**Значения информационных критериев для моделей векторной авторегрессии с различным числом лагов**

	M1			M2			M3		
	LR	AIC	SIC	LR	AIC	SIC	LR	AIC	SIC
0	422,57	-9,29	-9,04	478,03	-10,54	-10,29	500,78	-11,05	-10,80
1	624,06	-13,62	-13,12	679,23	-14,86	-14,36	703,96	-15,41	-14,91
2	670,39	-14,46	-13,70	730,03	-15,80	-15,04	748,50	-16,21	-15,46
3	693,18	-14,77	<b>-13,76</b>	757,74	-16,22	<b>-15,21</b>	780,01	-16,72	<b>-15,71</b>
4	698,00	-14,67	-13,42	762,19	-16,12	-14,86	784,12	-16,61	-15,35
5	709,64	-14,73	-13,22	772,56	-16,15	-14,64	796,71	-16,69	-15,18
6	718,59	-14,73	-12,97	787,31	-16,28	-14,51	812,99	-16,85	-15,09
7	726,26	-14,70	-12,69	795,15	-16,25	-14,24	824,39	-16,91	-14,89
8	745,84	-14,94	-12,68	807,11	-16,32	-14,05	841,75	-17,10	-14,83
9	769,19	-15,26	-12,75	827,23	-16,57	-14,05	857,26	-17,24	-14,73
10	784,63	-15,41	-12,64	844,76	-16,76	-13,99	873,99	-17,42	-14,65
11	807,23	-15,71	-12,69	873,46	-17,20	-14,18	905,26	-17,92	-14,90
12	<b>823,55</b>	<b>-15,88</b>	-12,61	<b>897,10</b>	<b>-17,53</b>	-14,26	<b>926,05</b>	<b>-18,18</b>	-14,91

Импульсные функции отклика изменения логарифма выпуска на шоки цен и денежного предложения ( $H$ ,  $M_2$  и  $M_3$ ) для моделей векторной авторегрессии приведены на *рис. 2.1*. Как видно из представленных графиков, значения функций откликов во всех случаях статистически незначимы, т.е. гипотеза об отсутствии влияния денег на объем выпуска на всем периоде не отвергается.



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

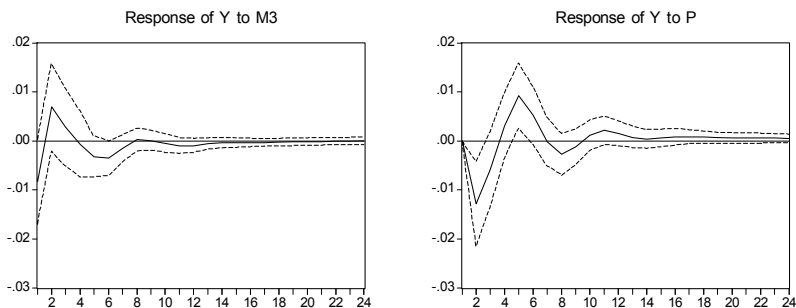


Рис. 2.1. Импульсные функции отклика логарифма выпуска на шоки цен и денежного предложения.

\* \* \*

Проведенный анализ взаимосвязи предложения денег, цен и выпуска в экономике России не позволил выявить прямое влияние шоков денежного предложения на динамику выпуска на рассматриваемом периоде времени (1999–2007 гг.).

На наш взгляд, данный вывод объясняется особенностями и быстротечностью процессов в реальном секторе экономики на протяжении рассматриваемого периода времени. Так, традиционный анализ взаимосвязи денег и выпуска проводится на основе данных, очищенных не только от сезонных и календарных, но и от 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 (при этом достаточно короткого) среднесрочного экономического цикла.

На динамику выпуска также накладывался восстановительный рост после кризиса 1998 г., все влияние которого не может быть учтено включенными в модель экзогенными переменными. Так, наши оценки также показали, что ценовые шоки в течение полугода оказывают некоторое влияние на динамику выпуска. Однако данное

влияние не носит какого-либо однонаправленного характера, а изменение выпуска имеет колебательный характер. По всей видимости, данный результат отражает адаптацию экономики в случае ценовых шоков.

Кроме того, мы полагаем, что гипотеза об отсутствии влияния предложения денег на выпуск, возможно, не была отвергнута из-за недостаточно точной спецификации модели. Поэтому на следующем этапе анализа мы уточним оцениваемую модель за счет включения в число переменных показателей, соответствующим различным механизмам денежной трансмиссии.

### *2.1.2. Анализ наличия каналов денежной трансмиссии*

Проведенный выше анализ не позволил отвергнуть гипотезу об отсутствии влияния денежного предложения на реальный выпуск в экономике России. Однако данный результат не означает, что такого влияния нет, так как, возможно, вследствие малого числа наблюдений мощность используемого критерия оказалась низкой. Это дает нам право провести анализ возможных каналов денежной трансмиссии в экономике России. Для эмпирического исследования каналов денежной трансмиссии в экономике России в данном разделе мы будем использовать традиционный подход (см. *McCallum, 1999*), 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:

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

$$Y_t = (H_t, Y_t, X_t)^T,$$

$$Z_t = (TREND_t)$$

где  $X$  обозначает переменные, характеризующие тот или иной канал денежной трансмиссии<sup>8</sup>. В качестве показателя денежного предложения в данной части работы мы будем использовать резервные деньги ( $H$ ) 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 рублевым кредитам нефинансовым организациям сроком до 1 года (данные Банка России,  $R$ );

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,  $M_2$ );

4) для канала непредвиденного роста уровня цен ( $UPL$ ) – индекс потребительских цен (данные Росстата,  $P$ );

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

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

6) для теории  $q$ -Тобина ( $QT$ ) – логарифм фондового индекса РТС (данные РТС,  $RTS$ );

7) для курсового канала ( $ER$ ) – логарифм реального эффективного курса рубля (данные Банка России,  $REER$ ).

---

<sup>8</sup> Описание различных каналов денежной трансмиссии см. в работе (Дробышевский, Козловская, 2002).



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, а корпоративные ценные бумаги составляют крайне незначительную долю активов домохозяйств.

Мы также признаем условность выбора переменных, отвечающих за определенные каналы денежной трансмиссии. 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, а 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<sup>9</sup> в качестве показателя богатства домохозяйств, поскольку в России депозиты не могут рассматриваться как ликвидные средства для осуществления платежей.

Оценка моделей векторных авторегрессий проводилась за период с января 1999 г. по июнь 2007 г. Результаты теста Дикки-Фуллера на единичный корень для всех переменных, используемых в данной части исследования, показаны в *табл. 2.3*. 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.

---

<sup>9</sup> Данный показатель также можно было бы рассматривать в процентах ВВП, однако надежных оценок ежемесячного ВВП России не существует.

Таблица 2.3

**Результаты тестов на единичный корень  
(расширенный тест Дикки-Фуллера)**

Показатель	Значение статисти- стики	Критическое значение при 5% уровне значимости
Ставка процента по кредитам	– 3,52	– 3,46
Доля кредитов нефинансовому сектору экономике в общем объеме активов бан- ковской системы	– 3,29	– 1,7
Логарифм фондового индекса РТС	– 3,67	– 3,45
<i>Стационарность в первых разностях</i>		
Доля частных депозитов в общем объеме обязательств банковской системы	– 9,61	– 3,46

Поскольку большинство рядов являются стационарными относительно линейного тренда, в данном параграфе мы будем оценивать модели векторной авторегрессии без учета коррекции ошибок. В то же время в число экзогенных переменных будет включен линейный тренд, а нестационарные переменные будут рассматриваться в соответствующих разностях.

Так же, 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. 2.4*, согласно статистическим критериям наилучшие статистические качества имеют модели с количеством лагов, равным двум, во всех случаях, кроме канала непредвиденного роста уровня цен и теории q-Тобина. В двух последних случаях число лагов в лучшей спецификации равно трем и одному, соответственно. Как и при изучении взаимосвязи денежного предложения и выпуска, мы отдавали предпочтение результатам, полученным с использованием критерия Шварца, так как критерий Акаике часто завышает порядок модели, а критерий Шварца является состоятельным.

Таблица 2.4

**Значения информационных критериев для моделей  
векторной авторегрессии с различным числом лагов**

	%			BL			CF		
	LR	AIC	SIC	LR	AIC	SIC	LR	AIC	SIC
0	60,96	-1,23	-1,07	498,29	-11,06	-10,89	460,25	-10,21	-10,04
1	174,05	-3,57	-3,15	592,46	-12,98	-12,56	537,02	-11,73	-11,31
2	194,56	-3,83	<b>-3,16</b>	613,84	-13,25	<b>-12,58</b>	561,89	-12,09	<b>-11,42</b>
3	206,91	-3,91	-2,99	623,26	-13,26	-12,34	574,96	-12,18	-11,26
4	210,47	-3,79	-2,61	636,69	-13,36	-12,19	578,59	-12,06	-10,88
5	215,30	-3,69	-2,27	640,81	-13,25	-11,83	590,55	-12,12	-10,70
6	221,19	-3,62	-1,94	653,44	-13,34	-11,66	597,89	-12,09	-10,41
7	224,06	-3,48	-1,56	668,19	-13,46	-11,54	611,87	-12,20	-10,27
8	234,41	-3,51	-1,33	680,38	-13,54	-11,36	624,71	-12,29	-10,10
9	259,53	-3,88	-1,44	702,90	-13,84	-11,41	652,40	-12,71	-10,27
10	281,42	-4,17	-1,48	723,63	-14,10	-11,42	676,79	-13,05	-10,37
11	308,03	-4,56	-1,63	755,51	-14,62	-11,68	701,30	-13,40	-10,46
12	<b>320,72</b>	<b>-4,65</b>	-1,46	<b>770,37</b>	<b>-14,75</b>	-11,56	<b>734,94</b>	<b>-13,95</b>	-10,77

	UPL			HLE			QT		
	LR	AIC	SIC	LR	AIC	SIC	LR	AIC	SIC
0	421,89	-9,35	-9,18	600,05	-13,35	-13,18	280,55	-6,17	-6,00
1	620,95	-13,62	-13,20	635,27	-13,94	-13,52	369,49	-7,97	<b>-7,55</b>
2	667,91	-14,47	-13,80	659,20	-14,27	<b>-13,60</b>	389,59	-8,22	-7,54
3	688,14	-14,72	<b>-13,80</b>	665,64	-14,22	-13,29	396,13	-8,16	-7,24
4	692,97	-14,63	-13,45	674,00	-14,20	-13,03	402,52	-8,10	-6,93
5	704,31	-14,68	-13,26	679,42	-14,12	-12,70	408,55	-8,03	-6,61
6	713,65	-14,69	-13,01	684,62	-14,04	-12,36	414,56	-7,97	-6,29
7	721,26	-14,66	-12,73	690,60	-13,97	-12,04	416,16	-7,80	-5,87
8	740,97	-14,90	-12,72	702,01	-14,02	-11,84	430,19	-7,91	-5,73
9	761,81	-15,16	-12,73	723,18	-14,30	-11,86	454,94	-8,27	-5,84
10	776,78	-15,30	-12,61	742,69	-14,53	-11,85	479,75	-8,62	-5,94
11	798,92	-15,59	-12,66	760,99	-14,74	-11,81	513,65	<b>-9,18</b>	-6,25
12	<b>814,64</b>	<b>-15,74</b>	-12,56	<b>774,46</b>	<b>-14,84</b>	-11,65	<b>521,51</b>	-9,16	-5,97

	ER		
	LR	AIC	SIC
0	404,95	-8,97	-8,80
1	563,54	-12,33	-11,91
2	591,02	-12,74	<b>-12,07</b>
3	597,24	-12,68	-11,76
4	601,37	-12,57	-11,40
5	604,92	-12,45	-11,02
6	613,94	-12,45	-10,77
7	615,42	-12,28	-10,35
8	629,17	-12,39	-10,20
9	651,85	-12,69	-10,26
10	676,18	-13,04	-10,35
11	698,45	-13,34	-10,40
12	<b>718,47</b>	<b>-13,58</b>	-10,40

Графики импульсных функций откликов выпуска на шоки резервных денег и переменной, отвечающей за определенный канал денежной трансмиссии, а также реакции такой переменной на шок резервных денег показаны на *рис. 2.2–2.8*.

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

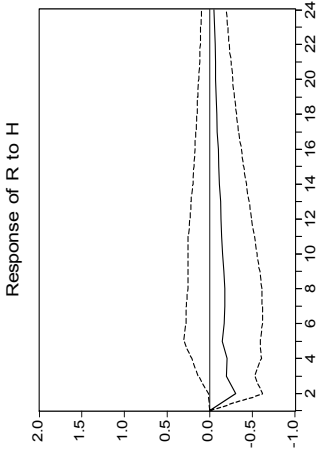
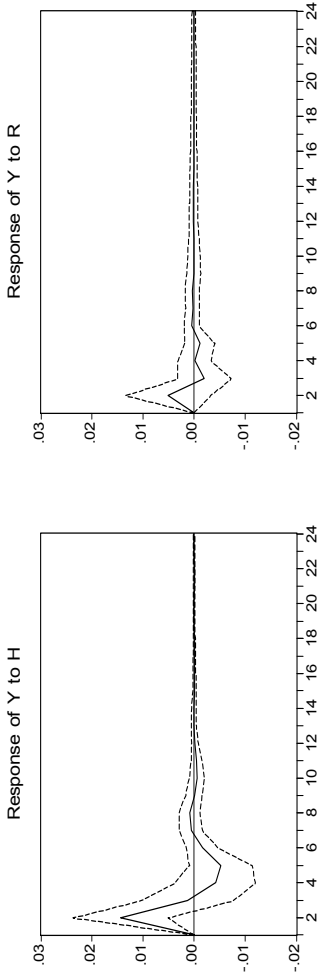


Рис. 2.2. Импульсные функции отклика для процентного канала

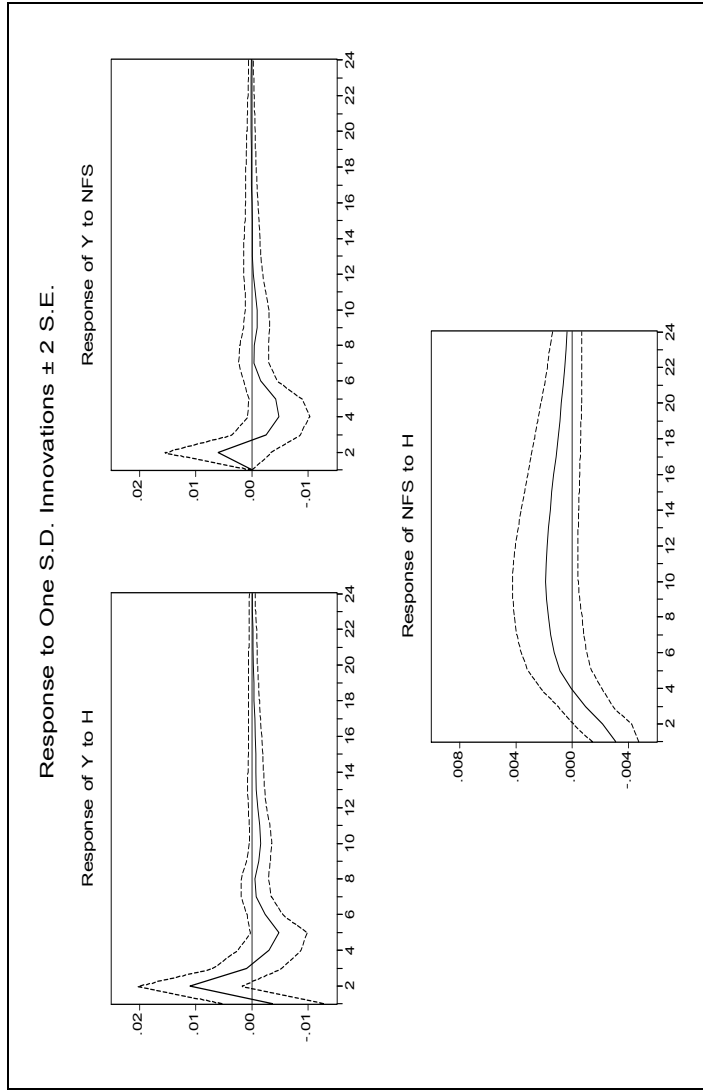


Рис. 2.3. Импульсные функции отклика для канала банковского кредитования

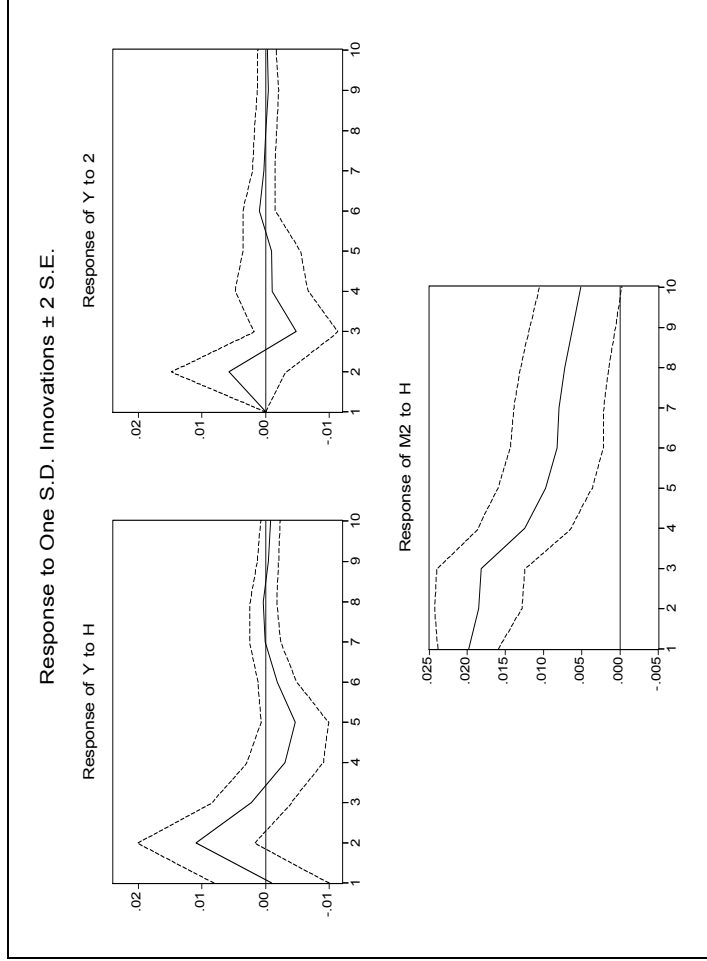


Рис. 2.4. Импульсные функции отклика для канала денежных потоков

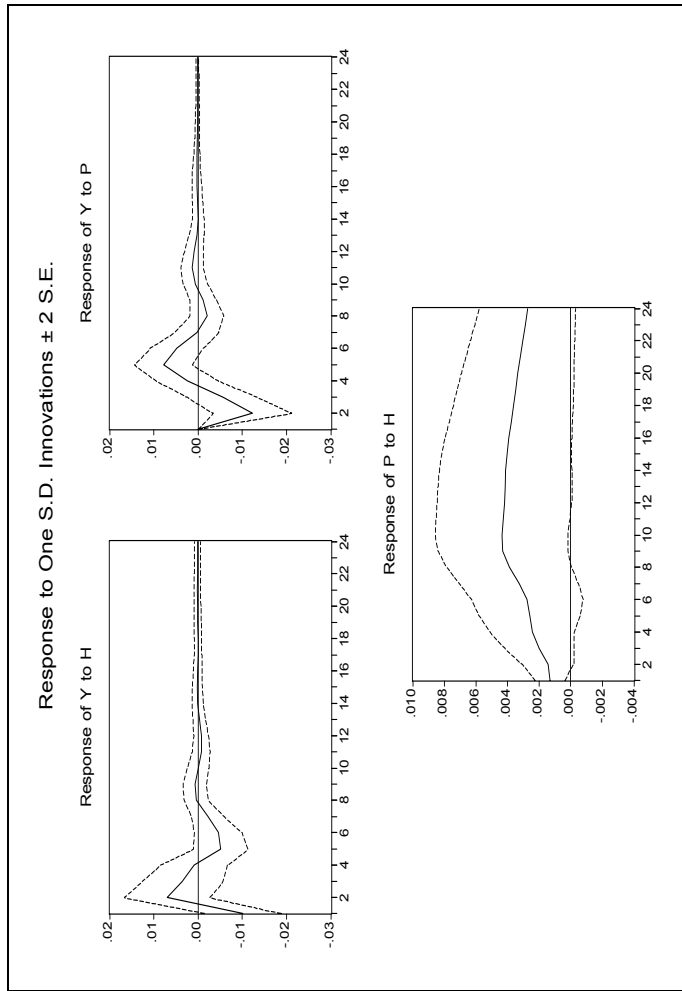


Рис. 2.5. Импульсные функции отклика для непредвиденного роста уровня цен



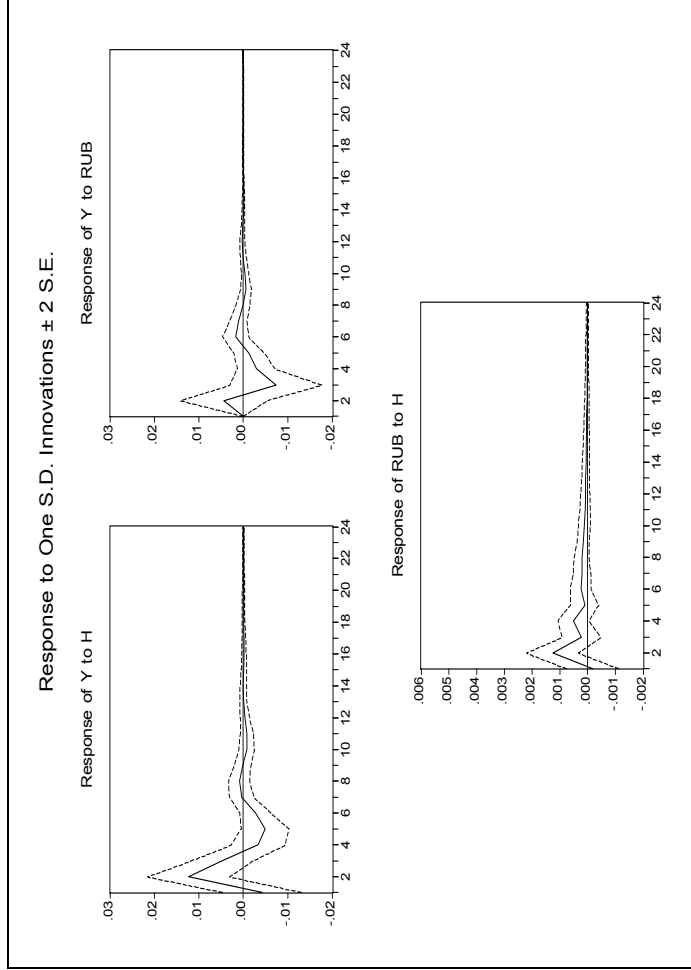
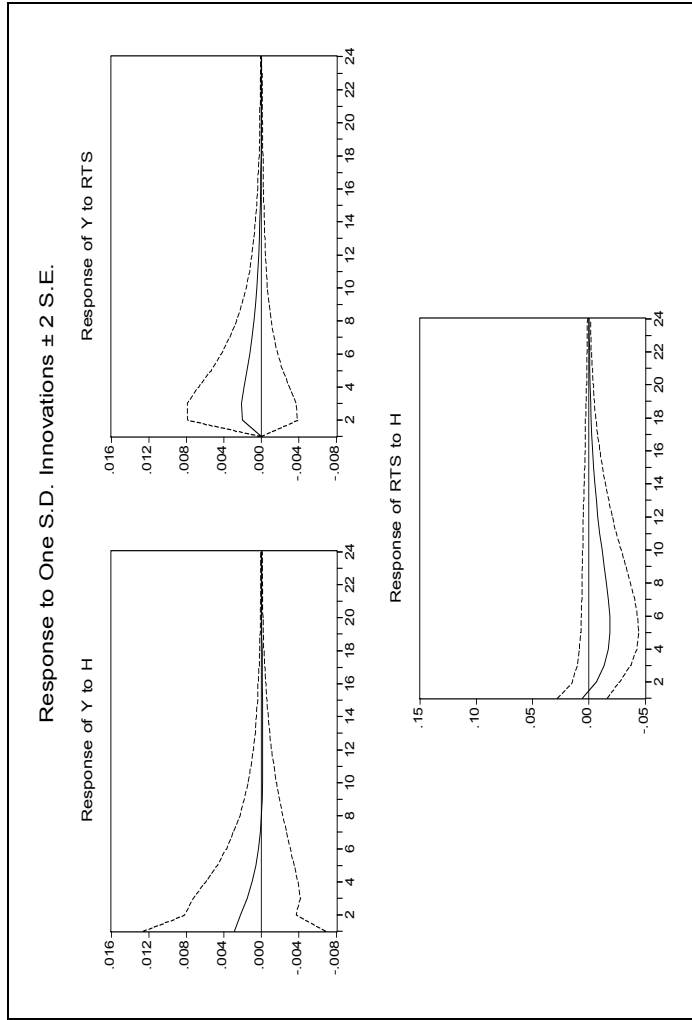


Рис. 2.6. Импульсные функции отклика для канала богатства домохозяйств



*Рис. 2.7. Импульсные функции отклика для теории  $q$ -Тобина*

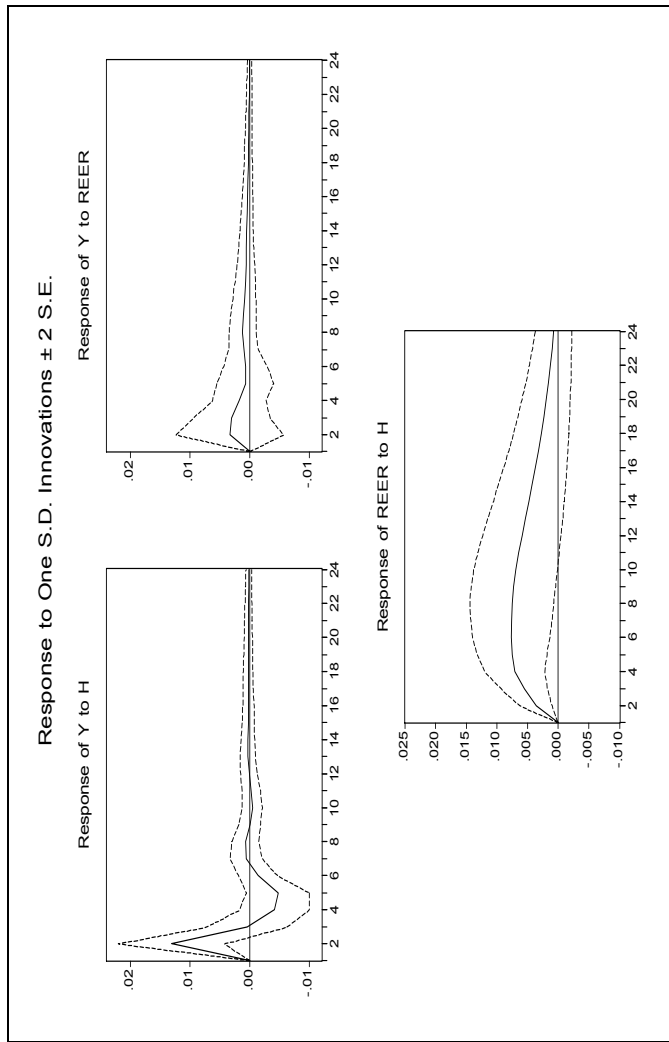


Рис. 2.8. Импульсные функции отклика для курсового канала

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 колебательной реакцией на ценовой шок, но и данная реакция является краткосрочной и неустойчивой (см. *рис. 2.5*).

Таким образом, мы получили фактически отрицательные результаты для всех каналов денежной трансмиссии на основе графиков импульсных функций отклика. Однако такой результат мог быть получен вследствие низкой мощности используемого критерия (малого числа наблюдений). В такой ситуации, сравнивая статистические характеристики оцененных моделей, мы можем понять, какая модель в наибольшей степени соответствует эмпирическим данным. Иными словами, мы можем выбрать из нескольких моделей, соответствующих различным каналам денежной трансмиссии, наилучшую с точки зрения информационных критериев. Значения статистик, характеризующих статистические качества уравнения выпуска в моделях векторных авторегрессий, приведены в *табл. 2.5*. В скобках указано число лагов эндогенных переменных.

*Таблица 2.5*

**Значения информационных критериев для моделей векторной авторегрессии с различным числом лагов**

	% (2)	BL (2)	CF (2)	UPL (3)	HLE (2)	QT (1)	ER (2)
<b>LR</b>	170,3669	171,0989	170,5580	<b>174,2740</b>	172,3147	162,9053	170,4803
<b>AIC</b>	-3,280140	<b>-3,294928</b>	-3,283999	-3,332123	-3,319488	-3,158105	-3,282431
<b>SIC</b>	-3,070433	-3,085222	-3,074292	-3,041973	<b>-3,109782</b>	-3,027847	-3,072725

Следовательно, с точки зрения используемых статистических критериев в экономике России, скорее всего, действуют три разных канала денежной трансмиссии: канал непредвиденного роста уровня цен, канал банковского кредитования и канал богатства домохо-

зайств. При этом согласно всем критериям наихудшими статистическими характеристиками обладает модель, проверяющая выполнения теории  $q$ -Тобина. Следовательно, из трех основных каналов денежной трансмиссии (процентный канал, канал цен активов и кредитный канал) в Российской Федерации, скорее всего, наибольшее значение имеет именно последний. На наш взгляд, такие результаты вполне согласуются с общими представлениями о характере взаимодействия реального и финансового секторов в экономике России.

В частности, канал непредвиденного роста уровня цен объясняется наличием выявленной ранее реакции выпуска на ценовые шоки, хотя мы не получили статистически значимых результатов для выпуска и шоков денежного предложения. В то же время на рассматриваемом промежутке времени темпы инфляции в РФ постоянно снижались, тогда как темпы экономического роста оставались на достаточно высоком уровне. Следовательно, положительная реакция выпуска на снижение цен являлась естественным следствием экономических процессов в России.

Роль канала банковского кредитования также нельзя отрицать на основе наблюдений в 1999–2007 гг., когда рост общего объема ликвидности в экономике привел к увеличению активов банковской системы, что в результате положительно сказалось на объемах кредитования реального сектора экономики. В конечном счете, увеличение инвестиционной активности компаний, в том числе за счет заемных средств, стало одним из факторов быстрого роста выпуска в 2006–2007 гг., когда закончился период восстановительного роста после кризиса 1998 г.

Наконец, существование канала богатства домохозяйств можно объяснить бурным ростом доходов населения в последние годы, который привел к значительному увеличению потребительского спроса, ставшего одним из ведущих факторов экономического роста. Что касается отсутствия канала, соответствующего теории  $q$ -Тобина, то такое положение вещей связано с незначительной степенью развития фондового рынка в РФ.

Таким образом, хотя проведенный анализ не позволил отвергнуть гипотезу об отсутствии в РФ работающих каналов денежной транс-

миссии, мы считаем, что данный результат является следствием низкой мощности используемых статистических критериев из-за малого числа наблюдений. Поэтому можно предположить, что в российской экономике функционируют те трансмиссионные механизмы, при оценке наличия которых были получены наилучшие со статистической точки зрения модели.

В завершение данного раздела следует отметить, что наши результаты аналогичны выводам, полученным в предыдущем исследовании на тему изучения механизмов денежной трансмиссии в 1992–2001 гг. (*Дробышевский, Козловская, 2002*). Как и в более ранней работе, мы не обнаружили статистически значимых работающих каналов денежной трансмиссии в российской экономике в 1999–2007 гг. Данный результат, по всей видимости, отражает практическое отсутствие у Банка России реальных рычагов воздействия на денежно-кредитную политику в стране, и, следовательно, слабое ее влияние на реальный сектор экономики РФ. Важным фактором экономического роста в последние годы были высокие цены на энергоносители, вследствие которых основным каналом формирования денежного предложения в России стала покупка Банком России валюты. В таких условиях говорить о целенаправленной и самостоятельной ДКП представляется неоправданным.

В то же время финансовый сектор России все еще находится в стадии становления, что неизбежно оказывает влияние на все экономические процессы. В таких условиях традиционные каналы денежной трансмиссии, описываемые экономической теорией, вполне могут оказаться неработающими.

Заметим также, что в 1999–2007 гг. наилучшие статистические результаты были получены при проверке наличия канала банковского кредитования, канала непредвиденного роста уровня цен и канала богатства домохозяйств, тогда как в соответствии с результатами более раннего исследования в 1992–2001 гг. аналогичный вывод был сделан относительно процентного канала, канала денежных потоков и канала непредвиденного роста уровня цен. Следовательно, лишь канал непредвиденного роста уровня цен оставался функционирующим на протяжении практически всей новейшей истории РФ.

## **2.2. Анализ функционирования канала банковского кредитования с использованием панельных данных**

Использование данных о банковских балансах отдельных банков наряду с методом векторных авторегрессий является одним из основных подходов к изучению механизмов денежной трансмиссии. При этом если методология VAR позволяет тестировать функционирование всех теоретически возможных каналов, то панельный анализ с использованием балансов коммерческих банков дает возможность проверить эффективность функционирования лишь кредитных каналов, в целом, и канала банковского кредитования, в частности. Заметим, что канал банковского кредитования по результатам проведенного нами VAR-анализа оказался одним из тех, которые могут функционировать в российской экономике. Причем мы полагаем, что функционирование данного канала представляется наиболее вероятным, так как работа канала ликвидности домохозяйств была крайне затруднена из-за весьма небольшой доли финансовых активов в распоряжении домохозяйств. Что касается канала непредвиденного роста уровня цен, то, несмотря на быстрый рост денежного предложения в 1999–2007 гг., темпы инфляции в РФ снижались, что согласно теоретическим предпосылкам о функционировании данного канала должно было бы привести к замедлению экономической активности. Напомним, что механизм работы канала непредвиденного изменения цен предполагает, что непредвиденное снижение цен приводит к уменьшению чистых активов компаний, что обостряет проблемы морального риска и неблагоприятного отбора, вызывая сокращение банковского кредитования, а, следовательно, инвестиций и ВВП.

Таким образом, в данном разделе мы будем изучать канал банковского кредитования, который акцентирует внимание на той роли, которую в процессе денежной трансмиссии играют коммерческие банки. Напомним, что функционирование данного канала предполагает, что в случае ужесточения денежно-кредитной политики Центральным банком ставки на рынке МБК растут, что снижает предложение кредитных ресурсов. В такой ситуации часть банков сможет найти альтернативные источники средств, например, выпустить

облигации. В то же время другая часть банков столкнется с оттоком депозитов и будет вынуждена сократить объемы кредитования нефинансовых организаций, что приведет к снижению выпуска в экономике<sup>10</sup>.

В работе мы будем использовать квартальные данные индивидуальных банковских балансов с I квартала 2000 по III квартал 2007 г. Кроме того, мы будем применять макроэкономическую статистику, публикуемую Росстатом и ЦБ РФ. Данные, используемые в нашей работе, предоставлены агентством «Интерфакс – ЦЭА (Центр экономического анализа)».

При построении регрессионных моделей мы рассматривали такие показатели, как активы коммерческих банков, их капитал, объемы выданных кредитов (нефинансовому сектору в целом, а также юридическим и физическим лицам по отдельности) и ликвидные ресурсы кредитных организаций.

Одним из основных показателей функционирования банковской системы являются активы банков. Как видно из *рис. 2.9*, на протяжении рассматриваемого периода времени активы банковской системы постоянно росли, как в абсолютном выражении, так и в процентах ВВП.

Одной из ключевых черт банковской системы РФ является ее высокая концентрация. Динамика коэффициента Герфиндаля для отечественных банков приведена на *рис. 2.10*. Отметим, что при равномерном распределении активов коммерческих банков (совершенной конкуренции) данный коэффициент не превышал бы 0,001 (при числе банков порядка 1000). В реальности в последние годы указанный коэффициент находился в пределах 0,08–0,10, что свидетельствует о высокой концентрации активов. В то же время можно заметить, что в последние кварталы концентрация несколько снизилась.

---

<sup>10</sup> В частности, в работе (*Дробышевский, Трунин и др., 2007*) было показано, что в ряде российских регионов изменение объемов банковского кредитования действительно оказывает статистически значимое влияние на инвестиционные процессы.



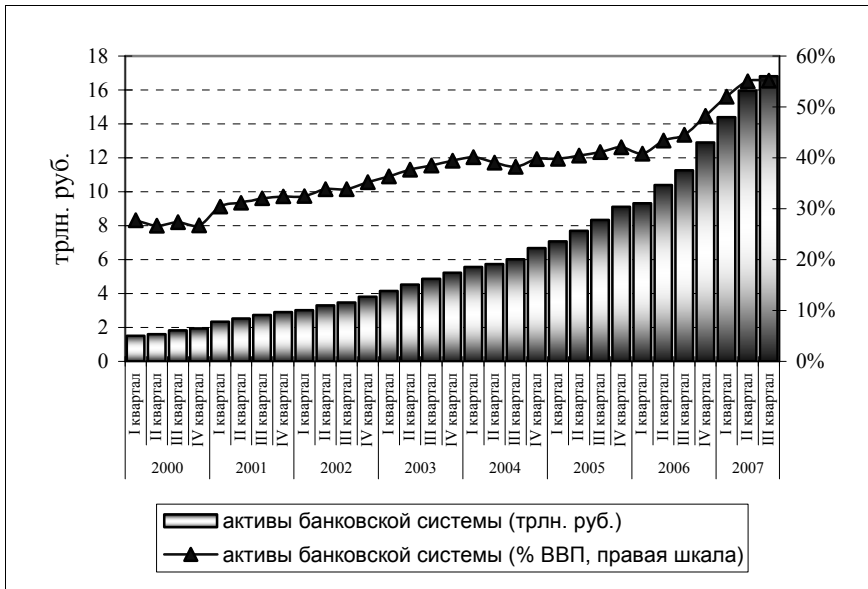


Рис. 2.9. Динамика активов банковской системы РФ в 2000–2007 гг.

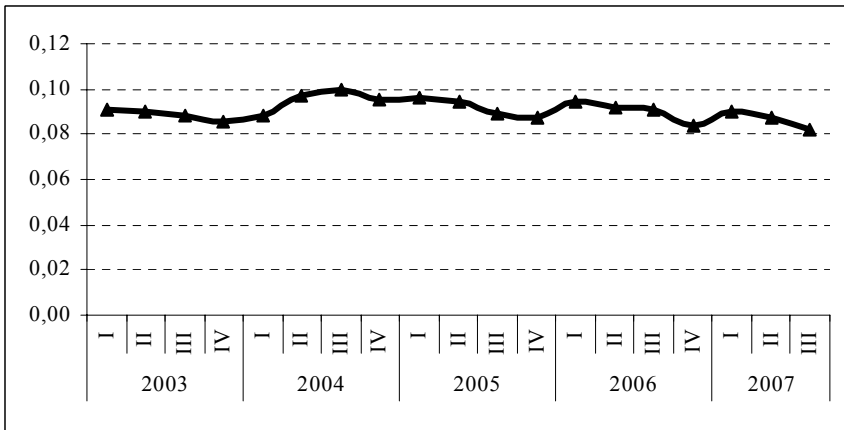
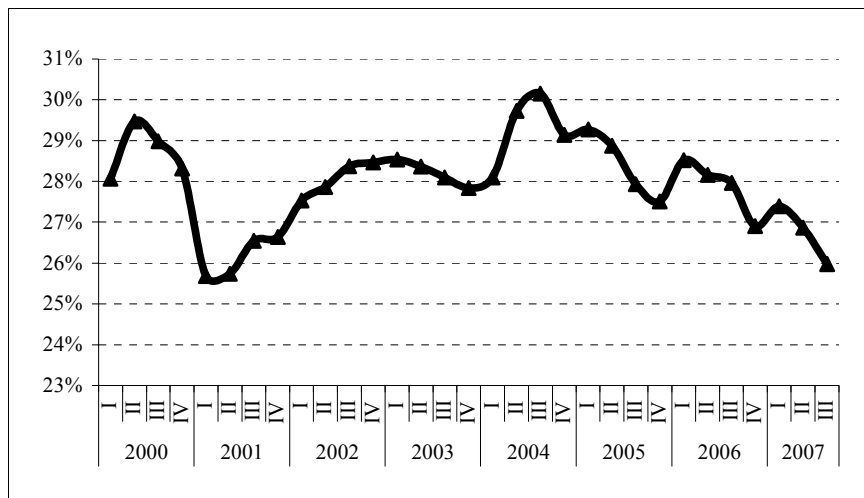


Рис. 2.10. Динамика коэффициента Герфиндаля в 2003–2007 гг.

Высокая концентрация банковской системы РФ становится еще более очевидной, если посмотреть на долю крупнейшего банка страны – Сбербанка России – в активах банковской системы (см. *рис. 2.11*).



*Рис. 2.11.* Изменение доли активов Сбербанка России в совокупных активах банковской системы РФ

Из *рис. 2.11* видно, что колебания доли Сбербанка находились в течение последних 7 лет в пределах 5 процентных пунктов. При этом, несмотря на постепенное снижение доли с середины 2004 г., делать вывод о том, что данная тенденция будет продолжена, на наш взгляд, несколько преждевременно.

Что касается динамики достаточности капитала (см. *рис. 2.12*), то в 2004–2006 гг. она постепенно снижалась вследствие бурного развития банковского сектора и резкого увеличения объемов кредитования нефинансового сектора (см. *рис. 2.13*), однако в 2007 г. она вновь выросла, что стало результатом увеличения собственного капитала Сбербанка России и Внешторгбанка после дополнительной эмиссии акций.

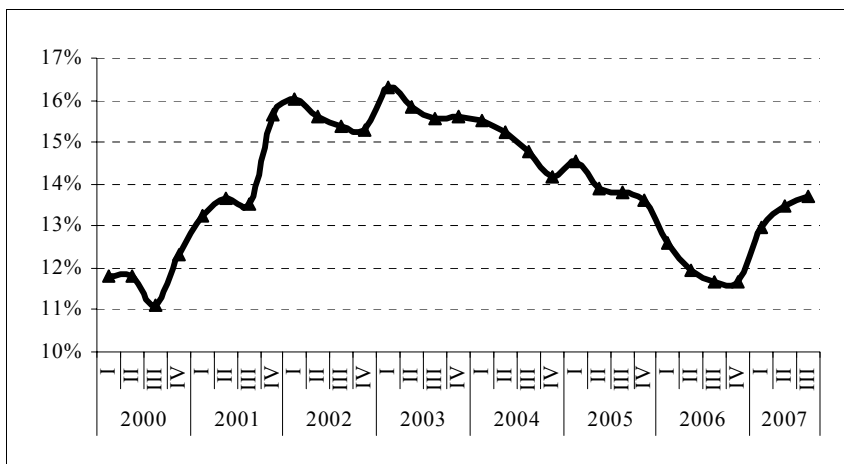


Рис. 2.12. Динамика достаточности капитала в банковской системе РФ в 2000–2007 гг.

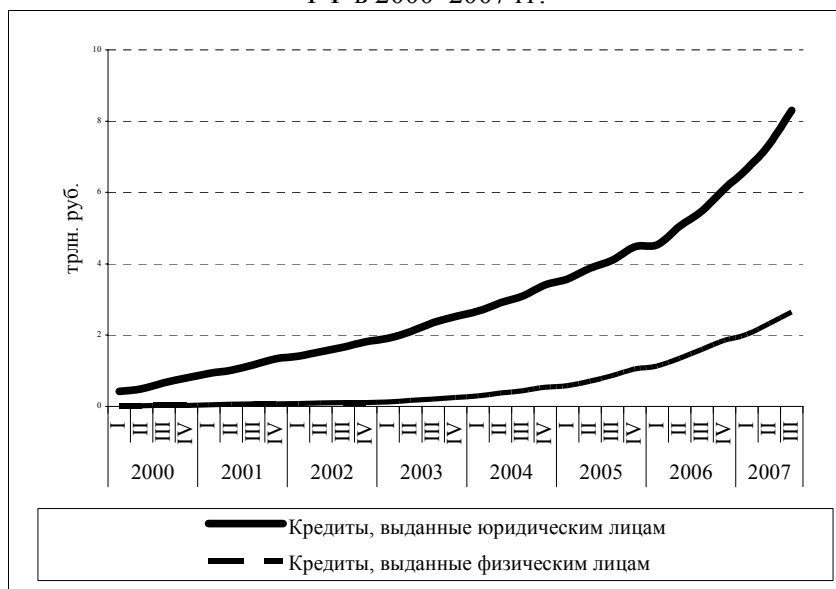


Рис. 2.13. Динамика объема кредитов, выданных российскими банками нефинансовому сектору в 2000–2007 гг.

На рис. 2.14–2.15 показана структура активов и обязательств российской банковской системы на 1 октября 2007 г.

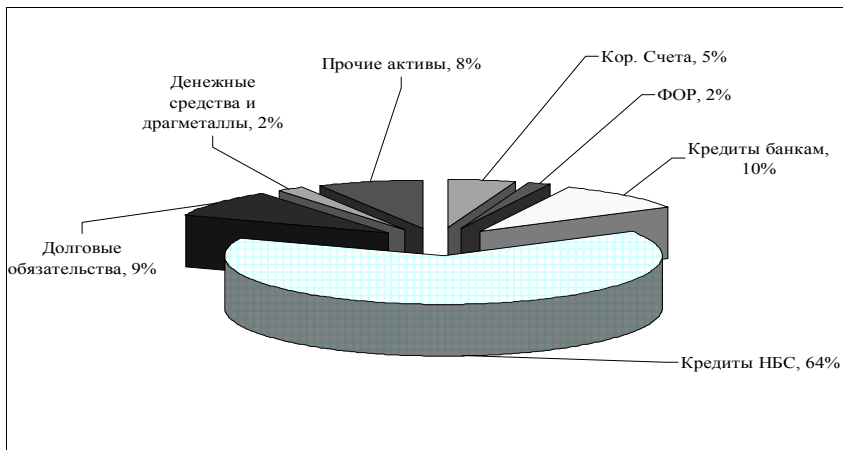


Рис. 2.14. Структура активов банковской системы России на 1 октября 2007 г.

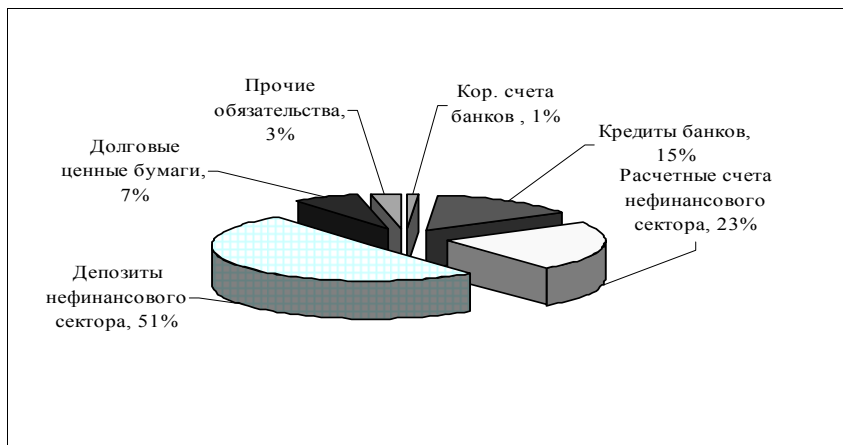


Рис. 2.15. Структура обязательств банковской системы России на 1 октября 2007 г.

Как можно видеть из *рис. 2.14–2.15*, основную часть активов российской банковской системы в настоящее время составляют кредиты нефинансовому сектору, что позволяет предположить, что канал банковского кредитования может действительно играть значительную роль при проведении ДКП. Большую часть обязательств отечественных кредитных организаций составляют депозиты нефинансового сектора, ставшие в последние годы основным источником пополнения средств банковской системы.

Так как ключевым элементом функционирования канала банковского кредитования является различная реакция на ужесточение денежно-кредитной политики банков с разными индивидуальными характеристиками, рассмотрим характеристики российских банков по квартилям (см. *табл. 2.6*). По данным в таблице видно, что подавляющая доля всех основных статей активов и обязательств российских коммерческих банков приходится на первые 25% банков по величине активов: по всем статьям кроме корсчетов и денежных средств доля первого квартиля превышает 90%. Роль второго квартиля в банковской системе на порядок меньше, а третий и четвертый квартили практически не имеют никакого значения в функционировании российского финансового рынка.

*Таблица 2.6*

**Распределение основных статей активов и обязательств банков в зависимости от величины совокупных активов**

	Квартили (по величине активов)			
	<25%	25–50%	50–75%	>75%
1	2	3	4	5
Совокупные активы (%)	94,1	4,0	1,5	0,4
Средняя величина активов (млн руб.)	63 085,8	2 698,6	965,4	264,8
	Активы (%)			
Корсчета и денежные средства	78,99	11,48	6,20	3,33
Кредиты банкам	93,37	4,54	1,77	0,32
Кредиты небанковскому сектору	94,89	3,60	1,18	0,33
Вложение в ценные бумаги	96,76	2,63	0,51	0,10

Продолжение таблицы 2.6

1	2	3	4	5
	<b>Обязательства (%)</b>			
Корсчета банков	96,16	2,80	0,64	0,40
Кредиты банков	97,28	2,20	0,45	0,07
Расчетные счета	90,39	6,19	2,68	0,74
Депозиты небанковского сектора	95,33	3,42	1,03	0,22
Долговые ценные бумаги банков	94,51	4,01	1,28	0,20
	<b>Собственный капитал (%)</b>			
Собственный капитал	91,92	5,00	2,18	0,90

Источник: данные «Интерфакс-ЦЭА», расчеты авторов.

Эмпирический анализ роли банков в механизме работы канала банковского кредитования фокусируется на зависимости предложения кредитных ресурсов банками нефинансовому сектору от изменений ДКП. При этом возникает вопрос о выборе индивидуальных характеристик банков, с помощью которых можно было бы идентифицировать те кредитные организации, которые в значительной мере подвержены сокращению объема депозитов и выдаваемых кредитов. В качестве таких переменных мы будем рассматривать:

- *размер банка*: небольшим банкам труднее привлечь ресурсы в случае ужесточения денежно-кредитной политики (доля активов банка в совокупных активах банковской системы);
- *ликвидность активов*: банки со значительными запасами ликвидных активов легче перенесут ужесточение денежно-кредитной политики, чем менее ликвидные банки (экономические нормативы Н2 и Н3);
- *капитализация*: банки с меньшим капиталом, скорее всего, имеют меньший доступ к кредитным ресурсам, и поэтому при ужесточении денежно-кредитной политики вынуждены сокращать выдачу кредитов в большей степени, чем более капитализированные кредитные организации.

Для ответа на вопрос о том, как различные группы банков реагируют на изменение денежно-кредитной политики (в качестве инди-

катора которой будем рассматривать процентную ставку на рынке МБК), мы применим панельный анализ для получения зависимости выдаваемых коммерческими банками кредитов нефинансовому сектору от индикатора ДКПс учетом индивидуальных банковских характеристик, указанных выше.

Динамическая структура оцениваемой модели будет определяться лагированной эндогенной переменной (с запаздыванием в один квартал), а также лагами экзогенных переменных, которые необходимы для учета сезонных эффектов. В таком случае модель имеет следующий вид:

$$loan_{it} = \alpha + \beta \cdot loan_{it-1} + \mathbf{x}'_t \cdot \gamma + \lambda \cdot i_t + \mathbf{z}'_{it} \cdot \delta + i_t \mathbf{z}'_{it} \cdot \phi + u_{it},$$

где  $loan_{it}$  – темп прироста выданных кредитов (к аналогичному периоду предыдущего года);  $\mathbf{x}_t$  – вектор макроэкономических контрольных переменных, которые необходимы для учета шоков со стороны спроса (в нашем случае в число таких переменных входит темп роста ВВП, а также темп прироста реального эффективного курса рубля к аналогичному периоду предыдущего года (АППГ));  $i_t$  – переменная, характеризующая денежно-кредитную политику в момент  $t$  (в нашем случае это реальная ставка процента на рынке МБК);  $\mathbf{z}_{it}$  – вектор индивидуальных банковских характеристик (ликвидность, размер и капитализация);  $u_{it}$  – нормальные независимо распределенные остатки (по предположению);  $\alpha, \beta, \gamma, \lambda, \delta, \phi$  – оцениваемые коэффициенты.

Заметим, что вектор индивидуальных банковских характеристик  $\mathbf{z}_{it}$  включается в уравнение с лагом в один квартал для устранения проблемы эндогенности. При оценке приведенного выше уравнения шоки со стороны спроса и шоки со стороны предложения на рынке кредитных ресурсов различаются с помощью коэффициентов  $\phi$  при произведениях макроэкономических и индивидуальных банковских характеристик. При этом, если канал банковского кредитования дей-

ствительно функционирует в экономике, то данные коэффициенты должны быть статистически значимыми и положительными.

*Таблица 2.7*

**Результаты оценки уравнения для кредитов  
нефинансовому сектору**

<b>Эндогенная переменная</b>	<b>Темп прироста кредитов финансовому сектору</b>	
<b>Период оценивания</b>	<b>2001:1-2007:3</b>	
<b>Количество наблюдений</b>	<b>23519</b>	
<b>Количество банков</b>	<b>1003</b>	
	<b>Коэффициент</b>	<b>Probability</b>
Свободный член	0,09	
Темп прироста кредитов финансовому сектору с лагом 1 квартал	0,0006	0,063
Темп прироста физического объема ВВП к аналогичному периоду предыдущего года с лагом 4 квартала	0,31	0,000
Темп прироста реального эффективного курса рубля к предыдущему кварталу с лагом 3 квартала	-0,15	0,003
Реальная процентная ставка на рынке МБК	-0,11	0,000
Доля активов банка в совокупных активах банковской системы (размер банка)	0,13	0,001
Отношение собственного капитала банка к его активам (достаточность капитала)	-0,06	0,000
Норматив текущей ликвидности (НЗ)	статистически незначим	
Произведение реальной процентной ставки на рынке МБК и размера банка	1,94	0,000
Произведение реальной процентной ставки на рынке МБК и достаточности капитала банка	0,41	0,001
Произведение реальной процентной ставки на рынке МБК и норматива НЗ	статистически незначим	



Таблица 2.8

**Результаты оценки уравнения для кредитов  
юридическим лицам**

Эндогенная переменная	Темп прироста кредитов юридическим лицам	
Период оценивания	2001:2-2007:3	
Количество наблюдений	22003	
Количество банков	1003	
	Коэффициент	Probability
Свободный член	0,08	
Темп прироста кредитов юридическим лицам с лагом 2 квартала	0,0009	0,000
Темп прироста физического объема ВВП к аналогичному периоду предыдущего года с лагом 5 кварталов	0,19	0,04
Темп прироста реального эффективного курса рубля к предыдущему кварталу с лагом 3 квартала	-0,27	0,000
Реальная процентная ставка на рынке МБК	-0,22	0,000
Доля активов банка в совокупных активах банковской системы (размер банка)	0,16	0,001
Отношение собственного капитала банка к его активам (достаточность капитала)	-0,06	0,000
Норматив текущей ликвидности (НЗ)	статистически незначим	
Произведение реальной процентной ставки на рынке МБК и размера банка	2,24	0,000
Произведение реальной процентной ставки на рынке МБК и достаточности капитала банка	0,5	0,001
Произведение реальной процентной ставки на рынке МБК и норматива НЗ	статистически незначим	

Результаты оценки наличия канала банковского кредитования приведены в *табл. 2.7* и *2.8*. Статистически значимые зависимости удалось получить для общего объема ссуд, выданных нефинансовому сектору, и ссуд юридическим лицам. Что касается ссуд физиче-

ским лицам, то, по всей видимости, их очень быстрый рост в последние годы объясняется ростом доходов населения и повышенной привлекательностью данного вида кредитования для банков, а не денежно-кредитной политикой. При этом имевшие место колебания процентных ставок на рынке МБК не оказывали статистически значимого влияния на изменение темпов роста ссуд физическим лицам.

В то же время, что касается двух других зависимостей, то наши гипотезы об отрицательном влиянии роста процентных ставок в реальном выражении на рынке МБК на темпы прироста кредитов нефинансовому сектору, в целом, и юридическим лицам, в частности, не была отвергнута. Полученные результаты позволяют утверждать, что увеличение реальной процентной ставки на рынке МБК на 1 п.п. вызывает сокращение темпа прироста кредитов нефинансовому сектору на 0,11 п.п., а кредитов юридическим лицам – на 0,22 п.п., так как средства, взятые в долг на рынке МБКЮ, являются для банков ресурсами, удорожание которых заставляет кредитные организации сокращать кредитование нефинансового сектора или поднимать ставки по кредитам. Учитывая обозначенный выше факт, что выявить статистически значимую зависимость кредитов физическим лицам от процентных ставок на рынке МБК не удалось, можно отметить, что именно кредиты юридическим лицам реагируют в наибольшей степени на ужесточение ситуации на межбанковском рынке.

Проведенный нами анализ также показал, что ускорение темпа роста ВВП оказывает положительное влияние на темп прироста кредитования банками нефинансового сектора, а увеличение реального курса рубля, напротив, замедляет его. На наш взгляд, данный результат учитывает колебания спроса на кредитные ресурсы со стороны нефинансового сектора по мере изменения экономической конъюнктуры.

Индивидуальные банковские характеристики также влияют на темпы прироста кредитования нефинансового сектора. Наиболее крупные банки быстрее наращивали свой кредитный портфель, чем небольшие кредитные организации. При этом большая достаточность капитала связана с меньшим темпом прироста кредитного

портфеля банка. По-видимому, большой капитал по сравнению с активами банка можно считать характеристикой неэффективного использования ресурсов. В такой ситуации вполне логично ожидать, что такие банки более медленно увеличивают объем выданных кредитов, чем менее капитализированные банки.

Наконец, построенные зависимости показывают, что индивидуальные банковские характеристики оказывают существенное влияние на изменение банками кредитования нефинансового сектора в ответ на колебания ставок на рынке МБК. Однако такой результат удалось получить лишь для размера и уровня капитализации банков. Что касается ликвидности, то статистически значимой зависимости между ее изменением и реакцией банков на изменение ситуации на рынке МБК обнаружить не удалось.

Таблица 2.9

**Влияние роста ставок на рынке МБК на 1 п.п. на темп прироста выданных кредитов (п.п.)**

Вид кредитов	Размер банка <sup>11</sup>			Достаточность капитала <sup>12</sup>		
	Первые 10 банков	Банки с 11-го по 50-й	Остальные банки	Первые 700 банков	Банки с 701-го по 900-й	Остальные банки
Кредиты нефинансовому сектору	-0,004	-0,0987	-0,11	0	-0,069	-0,082
Кредиты юридическим лицам	-0,098	-0,207	-0,22	-0,087	-0,17	-0,186

Из табл. 2.9 можно заметить, что для первых 10 банков по величине активов (на 1 октября 2007 г.) увеличение ставок на рынке МБК практически не оказывает влияния на объем выданных креди-

<sup>11</sup> Доля активов банка в совокупных активах банковской системы.

<sup>12</sup> Отношение собственного капитала банка к его активам.

тов. Скорее всего, эти банки могут воспользоваться альтернативными способами привлечения средств (например, получение кредитов ЦБР или выпуск облигаций), которые менее доступны малым банкам. Для банков, занимающих места с 11-го по 50-й по величине активов, повышение процентных ставок на рынке МБК уже гораздо более болезненно: рост ставки процента в реальном выражении на 1 п.п. приводит к сокращению темпа прироста кредитного портфеля на 0,1 п.п. При этом влияние роста стоимости заимствований на остальные банки практически такое же: увеличение реальной ставки процента на 1 п.п. вызывает уменьшение темпа прироста кредитов, выданных ими нефинансовому сектору, на 0,11 п.п. Что касается кредитов юридическим лицам, то темпы их снижения по мере роста процентных ставок также быстро растут при уменьшении размера банков.

Реакция банков на рост процентных ставок очень быстро возрастает по мере снижения размера банка. Данная ситуация объясняется высокой концентрацией российской банковской системы, в которой на долю Сбербанка России приходится 26% активов, а на долю 10 крупнейших банков – 54% активов.

Достаточность капитала также существенно влияет на реакцию российских коммерческих банков на ситуацию на рынке МБК. Первые 700 банков по величине достаточности капитала при увеличении реальной процентной ставки на рынке МБК на 1 п.п. практически не снижают темпы кредитования нефинансового сектора, а темпы прироста кредитования юридических лиц уменьшаются на 0,09 п.п. В то же время, на наш взгляд, результаты данной группы не следует считать показательными, так как средняя достаточность капитала по указанным 700 банкам составляет 27% при нормальном значении 12–13%. Такая ситуация опять же объясняется тем, что большая часть российских банков занимаются не классическим банковским бизнесом, а используются для реализации схем минимизации налогообложения.

Однако результаты двух других групп банков все же позволяют говорить о наличии канала банковского кредитования. В частности, банки, занявшие места с 701 по 900 по величине достаточности ка-

питала, при увеличении процентной ставки на рынке МБК в реальном выражении на 1 п.п. снижают темп прироста кредитов, выданных нефинансовому сектору, на 0,07 п.п., а юридическим лицам – на 0,17 п.п. При этом для остальных банков соответствующие коэффициенты равняются 0,08 и 0,19.

Таким образом, наш анализ позволил подтвердить функционирование в Российской Федерации канала банковского кредитования. Увеличение процентных ставок на рынке МБК приводит к снижению темпов прироста кредитования нефинансового сектора (прежде всего, юридических лиц), причем данное снижение оказывается тем более существенным, чем меньше размер и достаточность капитала кредитной организации.

## Заключение

В данной работе были изучены основные подходы к анализу механизмов денежной трансмиссии, а также проведено исследование работающих трансмиссионных механизмов в посткризисный период в России (1999–2007 гг.), которое проводилось как с помощью построения векторных авторегрессий, так и с применением микроэкономических данных по балансам коммерческих банков РФ. Представленная работа содержит комплексный анализ работающих механизмов денежной трансмиссии. При этом можно сделать следующие выводы.

Наиболее распространенными подходами к анализу трансмиссионных механизмов являются дескриптивный подход, метод векторных авторегрессий, а также использование данных индивидуальных банковских балансов для оценки эффективности канала банковского кредитования. При этом дескриптивный подход представляется нам слишком субъективным, причем фактически он представляет собой упрощенную версию эконометрических подходов.

Проведенный анализ взаимосвязи денег, цен и выпуска в экономике России не позволил отвергнуть гипотезу об отсутствии влияния денежного предложения на динамику выпуска на рассматриваемом периоде времени. На наш взгляд, данный вывод объясняется особенностями и быстротечностью процессов в реальном секторе экономики на протяжении рассматриваемого периода времени, а также малым количеством наблюдений. 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. Кроме того, на динамику выпуска накладывался восстановительный рост после кризиса 1998 г., все влияние которого не может быть учтено включенными в модель экзогенными переменными. Так, наши оценки также показали, что ценовые шоки в течение полугода оказывают некоторое влияние на динамику выпуска. Однако данное влияние не носит какого-либо однонаправленного характера, а изменение выпуска имеет

колебательный характер. По всей видимости, данный результат отражает адаптацию экономики в случае ценовых шоков.

Мы получили отрицательные результаты при тестировании существования всех каналов денежной трансмиссии на основе графиков импульсных функций отклика, что, по всей видимости, является следствием недостаточно большого количества наблюдений. Однако анализ статистических качеств уравнения выпуска в оцениваемых моделях позволяет выделить *три канала трансмиссии*, функционирование которых не противоречит эмпирическим данным: канал непредвиденного роста уровня цен, канал банковского кредитования и канал богатства домохозяйств. На наш взгляд, такие результаты вполне согласуются с общими представлениями о характере взаимодействия реального и финансового секторов в экономике России.

В частности, канал непредвиденного роста уровня цен объясняется наличием выявленной ранее реакцией выпуска на ценовые шоки. Роль канала банковского кредитования также нельзя отрицать на основе наблюдений в 1999–2007 гг., когда рост общего объема ликвидности в экономике привел к увеличению активов банковской системы, что в конечном итоге положительно сказалось на объемах кредитования реального сектора экономики. Существование канала богатства домохозяйств можно объяснить бурным ростом доходов населения в последние годы, который привел к значительному увеличению потребительского спроса, ставшего одним из ведущих факторов экономического роста.

Заметим, что наши результаты аналогичны выводам, полученным в предыдущем исследовании на тему изучения механизмов денежной трансмиссии в 1992–2001 гг. (*Дробышевский, Козловская, 2002*). Как и в более ранней работе, мы не смогли отвергнуть гипотезу об отсутствии ни для одного из каналов денежной трансмиссии в российской экономике в 1999–2007 гг. Данный результат, по всей видимости, отражает практическое отсутствие у Банка России реальных рычагов воздействия на ДКП в стране и, следовательно, слабое ее влияние на реальный сектор экономики РФ. Основным фактором экономического роста в последние годы были высокие цены на энергоносители, вследствие которых основным каналом формиро-

вания денежного предложения в России стала покупка Банком России валюты. В таких условиях говорить о самостоятельной денежно-кредитной политике представляется неоправданным.

Так как одним из возможных работающих каналов денежной трансмиссии в 1999–2007 гг. стал канал банковского кредитования, мы провели дополнительную проверку его функционирования с помощью панельного анализа на данных по балансам коммерческих банков РФ. Увеличение процентных ставок на рынке МБК приводит к снижению темпов прироста кредитования нефинансового сектора (прежде всего, юридических лиц), причем данное снижение оказывается тем более существенным, чем меньше размер и достаточность капитала кредитной организации.

В целом проведенное исследование отражает, на наш взгляд, фактическую экзогенность денежно-кредитной политики РФ, которая определялась на протяжении рассматриваемого периода времени необходимостью ЦБ РФ скупать поступающую в страну валюту, наращивая тем самым предложение денег. В то же время по сравнению с предыдущим исследованием данной проблемы экспертами ИЭПП ситуация несколько улучшилась, так как большую роль стали играть канал банковского кредитования и канал богатства домохозяйств, что отражает возросшую роль банковской системы в финансировании реального сектора и формировании потребительского спроса.



## Литература

1. Дробышевский С., Козловская А. (2002) Внутренние аспекты денежно-кредитной политики России, Научные труды ИЭПП.
2. Дробышевский С., Трунин П., Трошкин Д., Четвериков С., Ледерман Л., (2007) Региональные банковские системы и инвестиционные процессы. М.: ИЭПП. № 45Р.
3. Моисеев С.Р. (2002) Трансмиссионный механизм денежно-кредитной политики // Финансы и кредит, № 18, с. 38–51.
4. Abradu-Otoo P., B. Amoah, M. Bawumia (2003): “An Investigation of the Transmission Mechanism of Monetary Policy in Ghana: A Structural Vector Error Correction Analysis”, Bank of Ghana, Working Paper 2003/02.
5. Alfaro R., H. Franken, C. Garcia, A. Jara (2004): “The Bank Lending Channel and the Monetary Transmission Mechanism: The Case of Chile”, Central Bank of Chile, Working Paper № 223/ August 2003. <http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc/pdf/dtbc223.pdf>
6. Altavilla C. (2000): “Measuring Monetary Policy Asymmetries Across EMU Countries”, Working Group International Economics, Center for Economic Studies, Working Paper CES DPS 00.22/ May 2000.
7. Antohi D., I. Udrea, H. Braun (2003): “Monetary Policy Transmission in Romania”, National Bank of Romania, Occasional Paper № 3/ March 2003.
8. Arnoštová K., J. Hurnik (2005): “The Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic (evidence from VAR analysis)”, Czech National Bank, Working Paper № 4.
9. Babich V. (2001): “Monetary Transmission in Latvia”, Baltic Economic Trends, 2001:2, pp. 16–28.
10. Bernanke B. S., A. S. Blinder (1992): “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission”, American Economic Review, Vol. 82, № 4, pp. 901–921.
11. Bernanke B. S., J. Boivin, P. Elias (2004): “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive

- (FAVAR) Approach”, National Bureau of Economic Research, Working Paper 10220/ January 2004.
12. Bernanke, B. S., M. Gertler (1995): “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, № 4/ Autumn 1995, pp. 27–48.
  13. Bernanke, B. S., I. Mihov (1998): “Measuring Monetary Policy”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, №. 3, August 1998, pp. 869–902.
  14. Besimi F., G. Pugh, N. Adnett (2006): “The monetary transmission mechanism in Macedonia: implications for monetary policy”, Institute For Environment & Sustainability Research, Centre for Research on Emerging Economies, IESR Working Paper 02-2006.
  15. Bogetic Ž., Z. Mladenović (2006): “Inflation and the Monetary Transmission Mechanism in Belarus, 1996-2001”, *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 1, January 2006. [www.eurojournals.com/IRJFE1%20-1%20Bogetic.pdf](http://www.eurojournals.com/IRJFE1%20-1%20Bogetic.pdf)
  16. Boschen, J., Mills, L. (1991): “The Effects of Countercyclical Policy on Money and Interest Rates: An Evaluation of Evidence from FOMC Documents”, Working Paper № 91-20, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
  17. Brissimis S. N., N. S. Magginas (2006): “Forward-looking information in VAR models and the price puzzle”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, Issue 6, pp. 1225–1234.
  18. Canova F., M. Ciccarelli (2006): “Estimating Multi-Country VAR Models”, European Central Bank, Working Paper № 603/ April 006.
  19. Cassola N., C. Morana (2002): “Monetary Policy And The Stock Market In The Euro Area”, European Central Bank, Working Paper № 119/ January 2002.
  20. Christiano L. J., M. Eichenbaum, Ch. L. Evans (1998): "Monetary policy shocks: what have we learned and to what end?", National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper 6400/ February 1998.
  21. Coricelli F., B. Égert, R. MacDonald (2006): “Monetary transmission mechanism in Central and Eastern Europe: Gliding on a wind of

- change”, BOFIT Discussion Papers № 8/2006. <http://www.bof.fi/bofit/fin/6dp/06abs/06pdf/dp0806.pdf>
22. De Fiore F. (1998): “The Transmission of Monetary Policy in Israel”, International Monetary Fund, IMF Working Paper № 114/ August 998.
  23. Ehrmann M., L. Gambacorta, J. Martinez-Pages, P. Sevestre, A. Worms (2001): “Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area”, European Central Bank, Working Paper № 105/ December 2001.
  24. Elbourne A., J. de Haan (2006): “Financial structure and monetary policy transmission in transition countries”, Journal of Comparative Economics, Vol. 34, Issue 1, pp. 1–23.
  25. Gaiotti E., A. Generale (2001): “Does Monetary Policy Have Asymmetric Effects? A Look At The Investment Decisions Of Italian Firms”, European Central Bank, Working Paper № 110/ December 2001.
  26. Gaiotti E., A. Secchi (2004): “Is There a Cost Channel of Monetary Policy Transmission? An Investigation into the Pricing Behavior of 2,000 Firms”, EconWPA, Macroeconomics, Paper № 0412010. <http://129.3.20.41/eps/mac/papers/0412/0412010.pdf>
  27. Gambacorta L. (2001): “Bank-specific characteristics and monetary policy transmission: the case of Italy”, European Central Bank, Working Paper № 103/ December 2001.
  28. Ganev G., K. Molnar, K. Rybiński, P. Woźniak (2002): “Transmission Mechanism Of Monetary Policy In Central And Eastern Europe”, Center for Social and Economic Research, Case Reports № 52/2002.
  29. Garbuza Yuriy (2003): “The Transmission Mechanism Of Monetary Policy: Investigating The Exchange Rate Channel For Central And Eastern European Countries”, National University of “Kyiv – Mohyla Academy”, MA thesis.
  30. Gaytan Gonzales A., Gonzales-Garcia J. R. (2006): “Structural Changes in the Transmission Mechanism of Monetary Policy in Mexico: A Non-linear VAR Approach”, Banco de México, Dirección General de Investigación Económica, Working Paper 2006-06.

- www.banxico.org.mx/eInfoFinanciera/DoctosBM/%7B91E88DD9-EC0D-49FA-8DB5-8B212D0B3781%7D.pdf
31. Golodniuk I. (2006): “Evidence on the bank-lending channel in Ukraine”, *Research in International Business and Finance*, Vol. 20, Issue 2, pp. 180–199.
  32. Ehrmann M. (2000): “Firm Size and Monetary Policy Transmission: Evidence From German Business Survey Data”, *European Central Bank, Working Paper № 21/ May 2000*.
  33. Kakes J. (1998): “Monetary transmission and bank lending in the Netherlands”, *University of Groningen, Research Institute SOM (Systems, Organizations and Management), Research Report № 98C30/ June 1998*. <http://irs.uib.rug.nl/ppn/17297089X>
  34. Kashyap A. K., J. C. Stein (2000): “What Do a Million Observations on Banks Say About the Transmission of Monetary Policy?”, *American Economic Review*, Vol. 90, № 3.
  35. Leeper E. M., Ch. A. Sims, T. Zha (1996): “What Does Monetary Policy Do?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996(2), pp. 1–63.
  36. Loupias C., F. Savignac, P. Sevestre (2002): “Is There a Bank Lending Channel in France? Evidence from Bank Panel Data”, *Banque de France, Notes D'Études et de Recherche, NER № 92/ November 2002*.
  37. McCallum, B. (1999) «Analysis of the monetary transmission mechanism: Methodological issues», *NBER Working paper, 7395*.
  38. Pandit B. L., A. Mittal, M. Roy, S. Ghosh (2006): “Transmission of Monetary Policy and the Bank Lending Channel: Analysis and Evidence for India”, *Reserve Bank of India, Department of Economic Analysis and Policy, Study № 25/ January 2006*.
  39. Poddar T., R. Sab, H. Khachatryan (2006): “The Monetary Transmission Mechanism in Jordan”, *International Monetary Fund, IMF Working Paper № 48/ March 2006*. [www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2006/wp0648.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2006/wp0648.pdf)
  40. Romer Ch. D., D. H. Romer (1989): “Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz”, *National*

Bureau of Economic Research, NBER Working Paper № 2966/ February 1990.

41. Sims, C. (1972) “Money, income and causality”, *American Economic Review*, 652, pp. 540–542.
42. Sims, C. (1980) “Comparison of interwar and postwar business cycles”, *American Economic Review*, 70, pp. 250–257.
43. Sims Ch. A. (1992): “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy”, Cowles Foundation, Yale University, Cowles Foundation Discussion Paper № 1011/ March 1992. <http://cowles.econ.yale.edu/P/cd/d10a/d1011.pdf>
44. Sims Ch. A., T. A. Zha (1998): “Does Monetary Policy Generate Recessions?”, Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper 98-12/ July 1998.
45. Uanguta E., S. Ikhide (2002): “Monetary Policy Transmission Mechanism in Namibia”, Bank of Namibia, Research Department, BON Working Paper № 2/ November 2002. [www.bon.com.na/ocs/pub/Monetary%20Policy%20Transmission%20Mechanism%20in%20Namibia.pdf](http://www.bon.com.na/ocs/pub/Monetary%20Policy%20Transmission%20Mechanism%20in%20Namibia.pdf)
46. Valderrama M. (2001): “Credit channel and investment behavior in Austria: a micro-econometric approach”, European Central Bank, Working Paper № 108/ December 2001.
47. Wong, Ka-Fu (2000): “Variability in the Effects of Monetary Policy on Economic Activity”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 32, № 2/ May 2000, pp. 179–198.
48. Yiding Y., Z. Shuanghong (2006): “Empirical Analysis of the Monetary Policy Transmission Through Interest Rate Channel in China”, University of Brighton, Paper presented at EACES 9th Bi-Annual Conference, September 2006. [www.brighton.ac.uk/bs/eaces/papers/7d1.pdf](http://www.brighton.ac.uk/bs/eaces/papers/7d1.pdf)

---

***Институтом экономики переходного периода с 1996 года  
издается серия "Научные труды". К настоящему времени  
в этой серии вышло в свет более 100 работ.***

---

**Последние опубликованные работы  
в серии "Научные труды"**

№ 115Р Дежина И., Киселева В. **Государство, наука и бизнес в инновационной системе России.** 2008.

№ 114Р Тихонова Т., Шик О. **Альтернативная занятость в сельской местности России.** 2008.

№ 113Р Коллектив авторов. **Муниципальная реформа в 2007 году: особенности реализации.** 2008.

№ 112Р Коллектив авторов. **Кризис института семьи в постиндустриальном обществе: анализ причин и возможности преодоления.** 2008.

№ 111Р Трунин П.В., Каменских М.В. **Мониторинг финансовой стабильности в развивающихся экономиках (на примере России).** 2007.

№ 110Р Быстрицкий С.П., Заусаев В.К. **Россия - Северо-Восточная Азия Дальневосточный экономический мост на рубеже эпох.** 2007.

№ 109Р Дробышевский С.М., Полевой Д.И. **Финансовые аспекты валютной интеграции на территории СНГ.** 2007.

№ 108Р Коллектив авторов. **Проблемы налогообложения некоммерческих организаций в России.** 2007.

№ 107Р Коллектив авторов. **Институты закрытых демократий: попытка сравнительного анализа.** 2007.

**Дробышевский Сергей Михайлович**

**Трунин Павел Вячеславович**

**Каменских Марина Викторовна**

**Анализ трансмиссионных механизмов  
денежно-кредитной политики  
в российской экономике**

*Редакторы:* Н. Главацкая, К. Мезенцева

*Корректор:* Н. Андрианова

*Компьютерный дизайн:* В. Юдичев

Подписано в печать 28.05.2008.

Тираж 300 экз.

125993, Москва, Газетный пер., 5

Тел. (495) 629–6736

Факс (495) 203–8816

[www.iet.ru](http://www.iet.ru)

E-mail: [info@iet.ru](mailto:info@iet.ru)