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

2.1. Цели и механизмы трансмиссии денежно-кредитной политики

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

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

---

[33] Friedman, Hahn (1990).

[34] Подробнее см. McCallum (1999a).

Современный анализ денежной политики строится на изучении всей цепочки взаимодействий в экономике от принятия решений денежными властями до конкретного механизма воздействия денежных шоков на реальный сектор, с учетом обратных связей, т.е. реакции денежных властей на изменение ситуации в реальном секторе экономики после реализации мер в области денежно-кредитной политики.

Цели денежно-кредитной политики

Поскольку денежно-кредитная политика является одним из ключевых инструментов государства по регулированию экономик, конечные (стратегические) цели денежно-кредитной политики совпадают с общими целями государственной экономической политики (*macroeconomic goals*): обеспечение устойчивого экономического роста, высокой занятости, низких темпов инфляции и стабильности в финансовом секторе. Проблема денежных властей (центрального банка), которые непосредственно осуществляют денежно-кредитную политику, заключается в том, что они не имеют возможности контролировать и управлять поведением целевых переменных. Для достижения конечных целей денежные власти выбирают определенный набор промежуточных и оперативных целей (*intermediate and operating targets*), подконтрольных действиям денежных властей.

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

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

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

[35] Подробнее см. McCallum (1999b).
[36] См., например., Mishkin (1999).

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

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

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

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

ту. Среди развитых стран такие события в свое время наблюдались в Швеции, Испании, Франции, Италии и Великобритании[37].

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

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

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

---

[37] Подробное обсуждение недостатков режима таргетирования обменного курса дано в статье Obstfeld, Rogoff (1995).

[38] Например, Mishkin (1996); Mishkin (1999) и др.

могает избежать проблем, связанных с непоследовательностью денежно-кредитной политики.

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

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

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

Таргетирование инфляции включает несколько элементов: 1) публичное объявление серднесрочных численных значений целевого уровня инфляции; 2) институциональный выбор стабильности цен как основной долгосрочной цели денежно-кредитной политики; 3) информационную стратегию, уделяющую меньшее внимание промежуточным целям; 4) более высокую прозрачность исполнения денежно-кредитной политики и планов

---

[39] Bernanke, Mishkin (1992).
[40] Clarida, Gertler (1996).

денежных властей; 5) повышение ответственности центрального банка за достижение целевых значений инфляции.

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

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

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

В-третьих, существует достаточно продолжительный лаг между действиями денежных властей и изменением темпов роста цен. Если в периоды стабильного развития экономики это не имеет значения, то в условиях эко-

---

[41] См., например, Friedman, Kuttner (1996); McCallum (1996).

[42] См., например, Cecchetti, Ehrmann (1999).

номических потрясений (когда действия государства наиболее важны) таргетирование инфляции приводит к необходимости решения денежными властями задачи межпериодной оптимизации с жестко заданными краевыми условиями, причем им приходиться бороться, в том числе, с последствиями своих предыдущих решений.

В настоящее время данный режим денежно-кредитной политики является одной из наиболее популярных тем исследований в области денежно-кредитной политики[43].

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

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

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

---

[43] См., например, Green (1996); Beddies (1999); Bernanke, Laubach, Posen, Mishkin (1999).

[44] Clarida, Gali, Gertler (1997); Chinn, Dooley (1997).

[45] Анализ опыта применения различных режимов денежно-кредитной политики в переходных экономиках приведен в Wagner (1998).

Непосредственными инструментами денежно-кредитной политики являются операции на открытом рынке, учетная политика и резервные требования. Основным инструментом центрального банка являются его операции на открытом рынке, тогда как учетной политике и изменению резервных требований отдается вспомогательная роль., Поскольку у центрального банка при осуществлении операций на открытом рынке возможен выбор между «ценой» и «количеством», то возникает проблема выбора инструмента: центральный банк может либо контролировать процентную ставку по которой покупает или продает облигации, либо осуществлять покупку или продажу ценных бумаг на определенную сумму[46]. Другими словами, денежные власти выбирают между контролем процентной ставки (*interest rate targeting*) или контролем денежного предложения (*money targeting*).

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

Сарджент и Уоллес в 1975 г.[48] рассмотрели несколько видоизмененную модель по отношению к модели Пула, добавив в нее предпосылку о рациональных ожиданиях у экономических агентов. В их модели деньги нейтральны: они определяют уровень цен, но не могут оказывать влияние на объем выпуска. С другой стороны, в такой модели номинальные процент-

[46] Подробнее см. Friedman (1990).
[47] Poole (1970).
[48] Sargent, Wallace (1975).

ные ставки вообще не являются инструментом денежно-кредитной политики, и определяются эндогенно вместе с ценами. Таким образом, в предпосылке о наличии рациональных ожиданий проблема выбора инструментов отсутствует.

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

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

Выбор инструмента денежно-кредитной политики и эффективность выбранного принципа ее реализации непосредственно связаны с преобладающим механизмом денежной трансмиссии в экономике, т.е. каким образом денежно-кредитная политика оказывает воздействием воздействие на экономику в целом. Современный подход к анализу механизма (канала) денежной трансмиссии основывается на работе Тобина, опубликованной в 1978 г.[53]

Наиболее часто называются три механизма денежной трансмиссии:

---

[49] Подробное обсуждение новейших разработок в области проблемы выбора инструментов денежно-кредитной политики представлено в Friedman (1990) и Walsh (1998).

[50] Подробнее см. Friedman (1990).

[51] Friedman (1959).

[52] Taylor (1985).

[53] Tobin (1978).

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

Процентный канал (*interest rate channel*) денежно-кредитной политики, указанный еще в работах Дж. М. Кейнса, действует, преимущественно, в экономике США. Эмпирические исследования американской экономики показывают, что данный механизм денежной трансмиссии преобладает над другими механизмами, в первую очередь, над каналом банковского кредитования[54]. Данный механизм основан на предположении о том, что денежные власти используют объем ликвидных средств в экономике для контроля над процентными ставками и, следовательно, для стимулирования инвестиций и других компонентов совокупного спроса. Схема функционирования процентного канала денежной трансмиссии может быть представлена в следующем виде: денежная масса $\uparrow$ $\Rightarrow$ процентная ставка $\downarrow$ $\Rightarrow$ инвестиции $\uparrow$ $\Rightarrow$ выпуск $\uparrow$.

Механизм действия кредитного канала (*credit channel*) представляется более разнообразным. В частности, выделяются несколько вариантом трансмиссии: банковского кредитования, балансовый, денежных потоков, неожидаемых изменений в уровне цен и ликвидности домохозяйств. Кредитный канал в наибольшей степени распространен в странах Европы[55]. Данный механизм основан на предположении, что денежные власти могут оказывать влияние не только на процентные ставки, но и на уровень премии (превышения над безрисковой ставкой) по различным финансовым активам. Следовательно, фирмы сталкиваются с изменением соотношения между стоимостью внешних заимствований (путем эмиссии долговых обязательств или акций) и альтернативными издержками инвестирования собственных средств. Денежно-кредитная политика в таких моделях[56] имеет дополнительные эффекты, не связанные с непосредственным воздействием на уровень процентных ставок. Большое внимание уделяется проблеме асимметрии информации в отношениях между банком и заемщиком, и ее влиянию на стоимость кредитования реального сектора и степень рационирования кредита банками[57].

---

[54] Miron, Romer, Weil (1993).
[55] Favero, Giavazzi, Flabbi (1999).
[56] Например, Bernanke, Gertler (1995).
[57] См. Walsh (1998).

 Эта и другие работы в свободном доступе на страницах www.iet.ru

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

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

Аналогичные предположения о причинах расширения кредитования в экономике при денежном шоке принимаются в других трех разновидностях кредитного канала денежной трансмиссии. Так, в случае канала денежных потоков (*cash flow channel*) снижение риска кредитования объясняется ростом денежных потоков у фирм при расширении денежной массы, т.е. повышением ликвидности фирм, что гарантирует возврат выданных ресурсов. Другими словами, денежная масса $\uparrow$ $\Rightarrow$ денежные потоки $\uparrow$ $\Rightarrow$ риск (асимметрия информации) $\downarrow$ = кредиты $\uparrow$ $\Rightarrow$ инвестиции $\uparrow$ $\Rightarrow$ выпуск $\uparrow$.

Для канала непредвиденного роста уровня цен (*unanticipated price level channel*) снижение риска кредитования связано с предположением, что в случае роста общего уровня цен (инфляции) улучшается финансовое положение фирм. Финансовые обязательства реального сектора выражены, как правило, в номинальных величинах и, соответственно, обесцениваются при росте цен. С другой стороны, фирмы располагают реальными активами, стоимость которых не изменяется при повышении уровня цен в экономике:

денежная масса ↑ ⇒ цены ↑ (неожидаемый рост) ⇒ чистые активы ↑ ⇒ риск (асимметрия информации) ↓ = кредиты ↑ ⇒ инвестиции ↑ ⇒ выпуск ↑.

Канал денежной трансмиссии, связанный с эффектом ликвидности домохозяйств (*households liquidity effect*), действует через другую компоненту агрегированного выпуска - потребление. В частности, рост цен финансовых активов вызывает увеличение чистых активов домохозяйств (в предположении, что их долги фиксированы в номинальных величинах, а сбережения хранятся в финансовых активах). Соответственно, снижается вероятность финансовых затруднений, и домохозяйства увеличивают расходы на потребление предметов длительного пользования и недвижимость. Схема данного канала устроена как: денежная масса↑ ⇒ цены финансовых активов ↑ ⇒ чистые активы домохозяйств ↑ ⇒ вероятность финансовых затруднений ↓ ⇒ потребление товаров длительного пользования и расходы на недвижимость ↑ ⇒ выпуск ↑.

Третьим механизмом денежной трансмиссии в экономике называется канал цен активов (*asset price channel*). Исторически первым вариантом данного механизма трансмиссии является теория q Тобина (*Tobin's q theory*). Как и в случае кредитного канала денежной трансмиссии предполагается, что с увеличением денежного предложения происходит рост цен акций. Однако дальнейшие рассуждения строятся не на основе оценки риска заемщиков со стороны кредитора, а на предположениях относительно поведения самого заемщика. Так, по мере роста капитализации фирмы ее балансовая стоимость возрастает относительно восстановительной стоимости, и фирма получает возможность наращивать свои активы, осуществляя новые инвестиции. Другими словами, денежная масса↑ ⇒ капитализация↑ ⇒ q-коэффициент Тобина ↑ ⇒ инвестиции ↑ ⇒ выпуск ↑.

Другой важной разновидностью механизма денежной трансмиссии на основе цен активов является курсовой канал (*exchange rate channel*). Важность данного механизма отмечается, в первую очередь, в развивающихся странах с открытой экономикой (например, Израиль[58]). В странах с фиксированным обменным курсом национальной валюты курсовой канал не действует, так как внутренние процентные ставки в такой системе эндогенны. В наибольшей степени курсовой канал проявляется в экономике со свободным плавающим обменным курсом национальной валюты, где все движения процентных ставок отражаются на поведении обменного курса и на

[58] De Fiore (1998).

ситуации в секторе торгуемых товаров. Несмотря на то что в долгосрочном периоде обменный курс определяется фундаментальными факторами (например, паритетом покупательной способности), его движения в краткосрочном периоде зависят от равновесия на рынке финансовых активов. При снижении внутренних процентных ставок (например, вследствие мягкой денежно-кредитной политики) спрос на национальную валюту снижается, что приводит к снижению номинального и реального курсов национальной валюты, а, следовательно, - к росту чистого экспорта и совокупного выпуска: денежная масса $\uparrow$ $\Rightarrow$ внутренняя процентная ставка $\downarrow$ $\Rightarrow$ обменный курс национальной валюты $\downarrow$ $\Rightarrow$ чистый экспорт $\uparrow$ $\Rightarrow$ выпуск $\uparrow$.

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

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

Последним вариантом механизма цен активов, близким по сути к эффекту ликвидности домохозяйств, является канал эффекта богатства (*wealth effect*). Также как и в случае эффекта ликвидности рост денежного предложения, ведущий к повышению цен акций, вызывает увеличение богатства домохозяйств. Соответственно, увеличивается их текущее потребление (в данном случае - всех видов товаров). Схема данного канала может быть представлена в следующем виде: денежная масса $\uparrow$ $\Rightarrow$ цены финансовых

[59] Friedman (1980).
[60] IMF (1997).

активов ↑ ⇒ богатство домохозяйств ↑ ⇒ потребление ↑ ⇒ выпуск ↑.

Таким образом, 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)

⇓

3) влияние на реальный сектор (инвестиции, потребление, чистый экспорт)

⇓

4) изменение выпуска.

Различия между каналами денежной трансмиссии проводятся на основе предположений о характере взаимосвязей в экономике при переходе от первой ко второй и от второй к третьей ступеням.

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

2.2.1. Денежные шоки и реальный сектор экономики

В своей книге «Денежная теория и политика», в главе «Эмпирические свидетельства относительно денег и выпуска», К. Уолш[61] выделяет два типа взаимодействий между денежным и реальными секторами экономики, т.е. между денежными агрегатами, инфляцией и выпуском: долгосрочный и краткосрочный. Анализу долгосрочных взаимосвязей в литературе уделено не слишком много внимания. В частности, МакКэндлисс и Вебер[62], проведшие анализ взаимовлияний между различными показателями денежных агрегатов, инфляцией и реальным выпуском на протяжении тридцатилетнего периода по 110 странам, пришли к следующим двум основным выводам.

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

---

[61] Walsh (1998).

[62] McCandless, Weber (1995).

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

Аналогичные результаты были получены и в большинстве других исследований долгосрочных взаимосвязей между деньгами, инфляцией и реальным выпуском[63].

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

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

В настоящее время в экономической литературе господствует подход к анализу влияния шоков денежной политики на реальный сектор экономики и, соответственно, каналы денежной трансмиссии в краткосрочном периоде на основе так называемого «подхода векторных авторегрессий» (*VAR approach*), предложенного Симсом в 1970-х гг.[67] Основное отличие данного подхода от традиционного эконометрического моделирования экономических процессов и так называемого подхода Лондонской школы экономики заключается в том, что он направлен не на получение выводов относительно оптимальной экономической политики, необходимой для достижения заявленных экономических целей, а на поиск эмпирических свидетельств относительно реакции макроэкономических переменных на шоки экономической политики и выявление адекватной теоретической модели экономи-

---

[63] См., например, Kormendi, Meguire (1984); Geweke (1986).

[64] Friedman, Schwartz (1963a); Friedman, Schwartz (1963b); Friedman, Meiselman (1963).

[65] Tobin (1970); King, Plosser (1984); Coleman(1996).

[66] Например, Sims (1972).

[67] Sims (1972); Sims (1980).

ки[68]. Так же как и в подходе Лондонской школы экономики теоретические знания относительно природы экономических процессов определяют лишь набор переменных, включаемых в модель, тогда как конечная спецификация эконометрической модели (количество лагов переменных) определяется эмпирически.

В сокращенном виде модель векторной авторегрессии может быть записана как:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{A}(L^i)\mathbf{Y}_{t-i} + \mathbf{Z}_t + \mathbf{E}_t ,$$

где **Y** – вектор рассматриваемых переменных, **Z** – вектор экзогенных (внешних по отношению к вектору **Y**) переменных, **E** – вектор случайных ошибок, $\mathbf{A}(L^i)$ – матрица лаговых операторов. Таким образом, переменные в модели (за исключением строго экзогенных) являются эндогенными, а их лаговые значения – предетерминированными.

В первых работах по анализу эффектов денежно-кредитной политики на основе подхода векторных авторегрессий (Симс, Айхенбаум[69]) рассматривались модели чистой векторной авторегрессии, т.е. отсутствовал вектор экзогенных переменных. Применение векторных авторегрессионных моделей с экзогенными переменными (*VARX model*) для анализа так называемых «закономерностей» (“*stylized facts”*) при денежных шоках связано с работами Кристиано, Айхенбаума, Эванса, Бернанки, Михова и Шиоджи[70]. Наиболее полный обзор основных результатов анализа краткосрочных эффектов денежно-кредитной политики и сравнение вариантов эконометрических спецификаций в рамках подхода векторных авторегрессий приведен в работе Липера, Симса и Жа (1996)[71]

Важной особенностью анализа денежной политики на основе подхода векторных авторегрессий является серьезная статистическая обработка рядов до конечной оценки. В частности, помимо стандартных процедур проверки на стационарность и коинтеграцию, для выявления краткосрочных зависимостей между деньгами и реальным выпуском необходимо провести очистку рядов от сезонных (при работе с месячными и квартальными данными) и циклических составляющих (преимущественно, с помощью фильтра Ходрика-Прескота).

---

[68] Favero (2001).
[69] Sims (1992); Eichenbaum (1992).
[70] Christiano, Eichenbaum, Evans (1996); Bernanke, Mihov (1998); Shioji (1997).
[71] Leeper, Sims, Zha (1996).

 Эта и другие работы в свободном доступе на страницах www.iet.ru

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

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

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

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

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

Кроме того, необходимо отметить серьезную техническую проблему, связанную с оценкой моделей векторных авторегрессий. Поскольку с правой стороны в модели стоит набор лаговых значений эндогенных переменных, возникает проблема мультиколлинеарности, что приводит к ухудшению статистических свойств получаемых с помощью МНК оценок коэффициентов (оценки не являются больше эффективными, т.е. завышены их стандартные ошибки, в то же время они остаются несмещенными). В настоящее время не существует решения данной проблемы, равно как и

[72] Rudebusch (1997).

окончательного вывода относительно правомерности использования данной техники. Симс в своих работах утверждал, что поскольку оценки остаются несмещенными, а наиболее важным результатом модели являются импульсные функции откликов, статистическая значимость отдельных коэффициентов в векторной авторегрессии не играет большой роли. Бланшар и Ква[73] придерживались аналогичного взгляда, предполагая, что поскольку мультиколлинеарность увеличивает оценки стандартных ошибок оценок коэффициентов, достаточно чтобы в модели хотя бы несколько оценок коэффициентов были статистически значимы, т.е. в отсутствии мультиколлинеарности их статистическая значимость была бы еще выше.

Подход векторных авторегрессий является также преобладающим при анализе механизма денежной трансмиссии, что отмечается в работе Б. Маккалума[74]. Отвечая на критику Рудебуша, он предлагает расширить «структурную» часть векторных авторегрессионных моделей, включив в вектор экзогенных переменных текущие и лаговые значения экзогенных переменных, логические переменные, отвечающие за смену режимов в экономической политике или отдельные шоки в экономике. Аналогичный подход предложен также в работе, посвященной анализу каналов денежной трансмиссии в Израиле[75]. При анализе механизма денежной трансмиссии в число эндогенных переменных включается дополнительная переменная, ассоциируемая с определенным каналом денежной трансмиссии. Таким образом, вывод о преобладающем типе механизма делается на основе анализа импульсных функций отклика как «характерной» переменной на денежный шок, так и выпуска на изменения в денежной политике и динамике «характерной» переменной.

Альтернативные подходы к эмпирическому анализу механизма денежной трансмиссии менее популярны. В числе наиболее важных работ по рассматриваемой проблеме, в которых использовались альтернативные по отношению к подходу векторных авторегрессий методы анализа каналов денежной трансмиссии, следует назвать исследования Мирона, Ромера, Вейла[76] и Фаверо, Джавацци, Флабби[77]. В первой, относительно старой, работе для выявления важности канала банковского кредитования оценива-

---

[73] Blanchard, Quah (1989).
[74] McCallum (1999c).
[75] De Fiore (1998).
[76] Miron, Romer, Weil (1993).
[77] Favero, Giavazzi, Flabbi (1999).

 Эта и другие работы в свободном доступе на страницах www.iet.ru

лась простая линейная регрессия объема выпуска на ряд значений объема выданных кредитов, сдвинутых во времени. Во второй работе изучение действия канала баланса активов и пассивов проводилось на основе страновых регрессий изменения объема выданных кредитов в зависимости от структуры балансов отдельных коммерческих банков.

2.2.2. Правила денежно-кредитной политики

Эмпирическая проверка фактических правил (промежуточных целей) денежно-кредитной политики является относительно новой частью анализа денежно-кредитной политики. Основополагающая работа по данному вопросу[78], предлагающая методологию анализа и представляющая результаты соответствующих оценок для США, ФРГ, Японии, Великобритании, Франции и Италии, написанная Кларидой, Гали и Гертлером, была опубликована только в 1997 г.[79] Альтернативные подходы представляют собой, по сути, упрощенную версию метода Клариды, Гали и Гертлера[80].

Эмпирическая модель Клариды, Гали и Гертлера предполагает, что основным инструментом политики, которым пользуются денежные власти для достижения своей цели, является базовая процентная ставка. Таким образом, целевое значение базовой процентной ставки, r^*, устанавливается исходя из ожидаемых в момент времени t отклонений значений основных макроэкономических величин, являющихся целями при реализации денежно-кредитной политики (выпуска, y, и инфляции, π), от целевых значений, т.е.:

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

где $\bar{r}$ – долгосрочная равновесная номинальная процентная ставка.

Предположим, что фактическое значение базовой процентной ставки является линейной комбинацией целевого значения ставки и фактического значения ставки в предыдущий момент времени:

---

[78] Согласно Taylor (1999).

[79] Clarida, Gali, Gertler (1997). В 1996 г. Кларида и Гертлер опубликовали работу по исследованию правил денежно-кредитной политики, проводимой Бундесбанком (ФРГ) на основе оценки модели структурной векторной авторегрессии, аналогично анализу краткосрочных реальных эффектов денежно-кредитной политики (Clarida, Gertler, 1996).

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

$$r_t = (1-\rho)r_t^* + \rho r_{t-1} + \upsilon_t ,$$

где ρ – коэффициент, отвечающий за степень сглаживания динамики процентной ставки.

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

$$r_t = (1-\rho)\alpha + (1-\rho)\beta\pi_{t+n} + (1-\rho)\gamma y_t + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = -(1-\rho)\{\beta(\pi_{t+n} - E_t\pi_{t+n}|\Omega_t) + \gamma(y_t - E_t y_t|\Omega_t)\} + \upsilon_t .$$

Теперь предположим, что существует вектор $\mathbf{U}_t$, состоящий из переменных, входящих в информационное множество, доступное денежным властям при выборе значения базовой ставки, ортогональный к ε_t. Обычно элементы вектора $\mathbf{U}_t$ включают в себя лаговые значения переменных, используемые для прогнозирования выпуска и инфляции, а также текущие значения переменных, не коррелированных с текущими шоками в процентной ставке υ_t. Тогда, поскольку $E_t(\varepsilon_t|\mathbf{U}_t) = 0$, оценки параметров модели ($\alpha, \beta, \gamma, \rho$) могут быть получены с помощью обобщенного метода моментов.

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

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

Во-вторых, оценки ОММ и их стандартные ошибки состоятельны, даже если остатки имеют условную гетероскедастичность. Поскольку при оценке непрерывного процесса по дискретным наблюдениям возникает проблема агрегирования данных во времени, влияющая на распределение остатков, данное свойство ОММ позволяет уменьшить воздействие дискретной аппроксимации на ошибку оценки параметров.

В то же время ОММ применим только для оценок *больших* выборок, т.е. указанные свойства достигаются при большом числе наблюдений. В

[81] Hansen (1982).

большинстве случаев оценки ОММ асимптотически эффективны, однако, они редко эффективны на конечных выборках.

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

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

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

Поскольку в нашем случае размерность множества доступной денежным властям информации и, следовательно, число ортогональных условий, превышают число параметров, модель является переопределенной, и мы имеем право проверить выполнение наложенных ограничений. Другими словами, нулевая гипотеза предполагает, что существуют такие значения параметров ($\alpha, \beta, \gamma, \rho$), при которых выполняется условие ортогональности между остатками и информационным вектором.

Базовая спецификация модели Клариды, Гали и Гертлера предполагает проверку гипотезы относительно таргетирования инфляции денежными властями, при этом целевое значение инфляции может быть рассчитано на основе полученных оценок коэффициентов в модели как:

$$\pi^* = \frac{r\bar{r} - \alpha}{\beta - 1},$$

[82] Newey, West (1987).

где $r\bar{r}$ – долгосрочное равновесное значение реальной процентной ставки, которая принимается равной средней реальной процентной ставки за период наблюдений.

Для проверки гипотезы относительно альтернативных неявных целей денежно-кредитной политики базовая модель может быть расширена в виде:

$$r_t = (1-\rho)\alpha + (1-\rho)\beta\pi_{t+n} + (1-\rho)\gamma y_t + (1-\rho)\phi z_t + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = -(1-\rho)\{\beta(\pi_{t+n} - E_t\pi_{t+n}|\Omega_t) + \gamma(y_t - E_t y_t|\Omega_t) + \phi(z_t - E_t z_t|\Omega_t)\} + \upsilon_t,$$

где z_t – альтернативная целевая для денежных властей переменная (например, темп роста денежного агрегата, номинального или реального курса, текущее значение инфляции и т.д.) Соответственно, лаговые значения данной переменной должны быть добавлены в вектор инструментальных переменных.

Экономическая интерпретация оценок коэффициентов (β, γ, ϕ) предполагает, что коэффициенты имеют знак, соответствующий направлению изменения процентной ставки денежными властями для уменьшения разрыва между ожидаемым и целевым значением таргетируемого параметра (например, «плюс» – для коэффициентов при инфляции и выпуске). Статистическая значимость нескольких коэффициентов означает, что денежные власти стараются учитывать в своей политике сразу несколько целей, другими словами, в базовом случае таргетирование инфляции осуществляется с учетом ожидаемых изменений в выпуске. В зависимости от абсолютного значения коэффициента выделяют два режима политики денежных властей: 1) «адаптация» ($|\beta,\gamma,\phi| < 1$) – денежные власти реагируют изменением процентной ставки на отклонение таргетируемого показателя от целевого значения, но реакция недостаточна для достижения целевого значения; 2) «стабилизация» ($|\beta,\gamma,\phi| > 1$) – денежные власти изменяют процентную ставку при отклонении таргетируемого показателя от целевого значения на величину, достаточную для достижения целевого значения.

В числе основных работ, посвященных анализу неявных правил денежно-кредитной политики на основе подхода Клариды, Гали и Гертлера, следует назвать также исследования Chinn, Dooley (1997); Bernanke, Gertler (2000); Clarida, Gali, Gertler (2001); Clark, Laxton, Rose (2001); Rudebush (2001).

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

2.3.1. Деньги и выпуск в экономике России

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

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{A}(L^i)\mathbf{Y}_{t-i} + \mathbf{Z}_t + \mathbf{E}_t$$

$$\mathbf{Y}_t = \begin{pmatrix} \ln M & \ln Y & \ln P \end{pmatrix}^T ,$$

$$\mathbf{Z}_t = \begin{pmatrix} X_1 ... X_n \end{pmatrix}$$

где $\ln M$ – показатель денежного предложения, $\ln Y$ – реальный выпуск, $\ln P$ – уровень цен, $X_1 \ldots X_n$ – экзогенные переменные.

В качестве показателя реального выпуска, также как и ранее, мы выбираем индекс промышленного производства (очищенный от сезонных и календарных эффектов). Мы будем рассматривать четыре показателя денежного предложения – наличные деньги M_0 (*M0*), денежную базу (резервные деньги, *H*), денежную массу M_1 (*M1*) и денежную массу M_2 (*M2*). Аналогично методике, использованной при исследовании спроса на деньги, уровень цен рассчитан путем построения базового индекса цен на основе данных об индексе потребительских цен (уровень цен на конец января 1992 г. принят равным единице). Вектор экзогенных переменных включает темпы прироста номинального курса рубля (*DER*) к доллару США, реальный эффективный обменный курс к доллару США (*RER*), и логические переменные, отвечающие за финансовый кризис в августе и сентябре 1998 г. (D_{898}, D_{998}). Данные о денежных агрегатах и номинальном курсе рубля взяты из материалов Банка России, индексе потребительских цен – Госкомстата РФ, реальном эффективном курсе рубля – МВФ (International Financial Statistics), индексе промышленного производства – ЦЭК при Правительстве РФ и ГУ–ВШЭ.

Оценка модели проводится на 4 временных интервалах, месячные данные: с января 1992 г. по декабрь 2001 г. (120 наблюдений), с января 1992 г.

по июль 1998 г. (79 наблюдений), с октября 1998 г. по декабрь 2001 г. (39 наблюдений) и с июня 1995 г. по декабрь 2001 г. (79 наблюдений). Последний временной интервал выбран для сопоставимости с периодом, на котором будет проведен анализ каналов денежной трансмиссии (определяется временным интервалом, для которого имеется ряд наблюдений резервных денег и которые мы будем использовать в качестве показателя денежного предложения).

Результаты тестов на единичный корень для рассматриваемых временных рядов на выбранных временных интервалах приведен в *табл. 2.1*. Мы руководствовались статистиками теста Филлипса-Перрона для временных интервалов 01.1992–12.2001 и 06.1995–12.2001, поскольку эти периоды включают момент структурного сдвига в августе–сентябре 1998 г., наблюдавшегося во всех временных рядах, и статистиками расширенного теста Дикки-Фуллера на двух других временных интервалах.

Таблица 2.1.

	01.1992–12.2001	**01.1992–07.1998**	**10.1998–12.2001**	**06.1995–12.2001**
lnY	-1,425	-2,129	-3,134	-2,020
ΔlnY	**-2,815**	**-2,298**	**-7,726**	**-2,849**
lnM0	-3,105	-2,018	-3,055	-3,010
ΔlnM0	**-9,925**	**-4,167**	**-5,094**	**-10,015**
lnH	–	-2,623	-2,355	-1,549
ΔlnH	**–**	**-4,789**	**-4,488**	**-8,133**
lnM1	–	-2,125	-2,329	-2,063
ΔlnM1	**–**	**-4,453**	**-4,873**	**-10,585**
lnM2	-2,648	-2,480	-2,042	-1,780
ΔlnM2	**-7,334**	**-5,748**	**-4,971**	**-8,156**
lnP	-2,080	-2,832	**-5,365***	-1,024
ΔlnP	**-5,497**	**-3,781**	–	**-6,707**
DER	**-8,793**	**-3,886**	**-23,157**	**-7,049**
ΔDER	–	–	–	–
lnRER	-1,817	-2,550	-2,269	-1,892
ΔlnRER	**-7,142**	**-4,529**	**-11,526**	**-6,219**

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

Таким образом, большинство переменных на рассматриваемых временных интервалах являются интегрированными первого порядка, и в дальнейшем мы будем оценивать векторные авторегрессионные модели с

учетом коинтеграционных соотношений между эндогенными переменными. Исключение составляют темп прироста номинального обменного курса рубля к доллару США (на всех периодах) и логарифм цен (за период с октября 1998 г. по декабрь 2001 г.). Поскольку последний временной ряд является стационарным относительно детерминированного линейного тренда в модели векторной авторегрессии будет включен ряд отклонений от линейного тренда (остатков от регрессии логарифма цен на константу и линейный временной тренд).

Оценка за период 01.1992–12.2001. Результаты теста Йохансена свидетельствуют о существовании единственного коинтеграционного соотношения для трехмерного вектора рассматриваемых переменных как при использовании в качестве показателя денежного предложения денежной массы M_0, так и денежной массы M_2 (см. *табл. 2.2*).

Таблица 2.2.

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

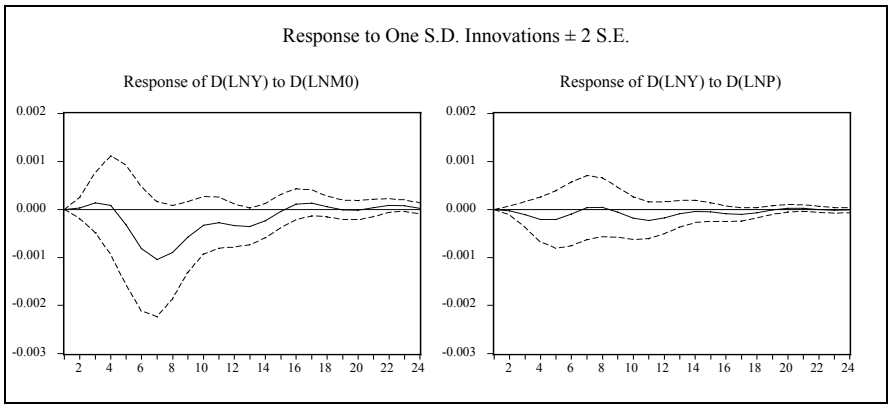
L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости
*(**) обозначает отвержение гипотезы на 5% (1%) уровне значимости

Для выбора количества лагов в модели векторной авторегрессии с коррекцией ошибок мы оценили варианты модели с количеством лагов от 1 до 12. Как видно из *табл. 2.3*, согласно информационному критерию Шварца для обоих показателей денежного предложения наилучшие статистические качества имеют модели с количеством лагов, равным четырем. Согласно двум другим статистическим критериям – Акаике и LogLikelihood Ratio – статистические качества моделей возрастают с увеличением количества лагов. Однако, поскольку с увеличением числа лагов у нас сильно сокращается число степеней свободы, при выборе конечной спецификации мы в данном случае больше полагаемся на критерий Шварца.

Таблица 2.3.

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

Импульсные функции отклика изменения логарифма выпуска на шоки цен и денежного предложения (M_0 и M_2) для моделей векторной авторегрессии с коррекцией ошибок с учетом четырех лагов приведены на *рис. 2.1*. Как видно из представленных графиков, значения функций откликов во всех случаях статистически незначимы, т.е. гипотеза о влиянии денег на объем выпуска на всем периоде отвергается на 95% уровне значимости.



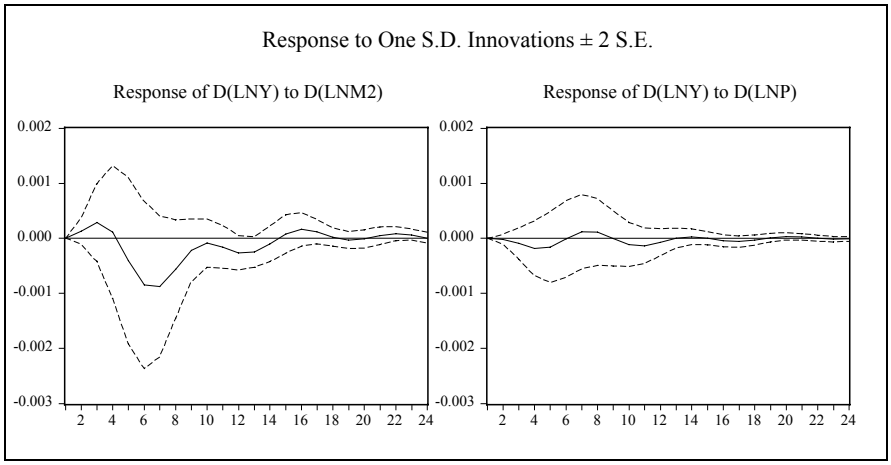


Рис. 2.1

Оценка за период 01.1992–07.1998. Результаты теста Йохансена свидетельствуют о существовании двух коинтеграционных соотношений для трехмерных векторов рассматриваемых переменных в случаях M_0 и M_2 и единственного коинтеграционного соотношения в случаях M_1 и резервных денег (см. *табл. 2.4*).

Таблица 2.4.

Собственные значения	**Likelihood Ratio**	**Критическое значение (5%)**	**Критическое значение (1%)**	**Предположительное число КС**
lnY - lnM0 - lnP				
0.288164	55.29210	42.44	48.45	0**
0.240315	29.45913	25.32	30.45	≤ 1*
0.106643	8.570435	12.25	16.26	≤ 2
L.R тест показывает 2 коинтеграционных соотношения на 5% уровне значимости				
lnY - lnH - lnP				
0.491833	33.67980	29.68	35.65	0*
0.177034	9.986709	15.41	20.04	≤ 1
0.086520	3.167279	3.76	6.65	≤ 2
L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости				
lnY - lnM1 - lnP				
0.471816	30.03533	29.68	35.65	0*
0.159285	7.694485	15.41	20.04	≤ 1
0.045283	1.621898	3.76	6.65	≤ 2

Таблица 2.4 продолжение

Собственные значения	Likelihood Ratio	Критическое значение (5%)	Критическое значение (1%)	Предположительное число КС
L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости				
lnY - lnM2 - lnP				
0.355360	55.51524	29.68	35.65	0**
0.255416	23.90273	15.41	20.04	≤ 1**
0.036374	2.667757	3.76	6.65	≤ 2

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

Выбор количества лагов в моделях векторной авторегрессии с коррекцией ошибок осуществлялся по алгоритму, аналогичному тому, который был применен на всем периоде наблюдений. Как видно из *табл. 2.5*, согласно информационному критерию Шварца наилучшие статистические качества имеют модели с количеством лагов, равным четырем – для денежного агрегата M_0, и шести – в случае M_2. Для моделей, включающих денежные агрегаты M_1 и резервные деньги, оценки проводились до 7 лагов включительно, так как наблюдения данных показателей доступны на более коротком периоде (06.1995–07.1998, 38 наблюдений). Согласно всем статистическим критериям статистические качества последних моделей возрастают с увеличением количества лагов, однако, принимая во внимание малое число степеней свободы при большом количестве лагов, мы не можем рассматривать такие спецификации векторных авторегрессий как адекватные наблюдаемым данным и использовать оцененные импульсные функции отклика для анализа влияния денежных шоков на выпуск.

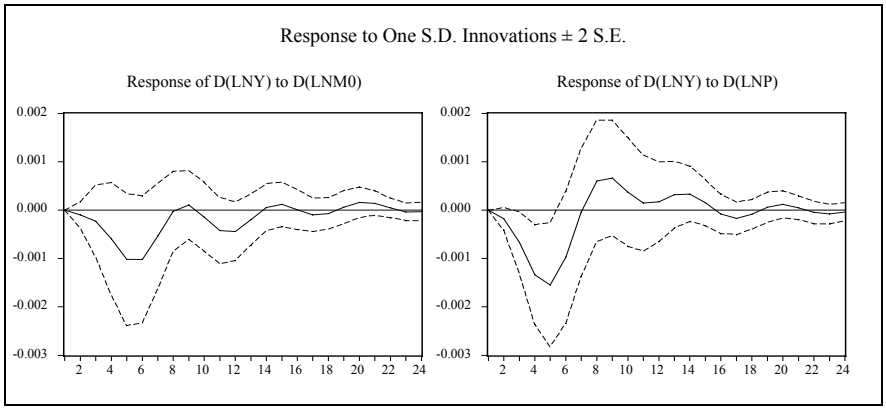
Таблица 2.5.

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

Таблица 2.5. продолжение

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

Таким образом, на данном подпериоде мы построили две импульсные функции отклика изменения логарифма выпуска на шоки цен и денежного предложения. В случае M_0 модель оценена с учетом четырех лагов, а в случае M_2 – шести лагов рассматриваемых переменных. Как видно из представленных графиков (*рис. 2.2*), значения функций откликов выпуска на денежные шоки также как и на всем периоде статистически незначимы. В то же время на протяжении первых 5–6 месяцев наблюдается отрицательный отклик выпуска на ценовой шок, т.е. резкое ускорение темпов инфляции в данный период вызывало сокращение объема выпуска на протяжении около полугода. Такая реакция выпуска на ценовой шок соответствует ситуации высокой инфляции, а также снижению инфляции при сохранении высоких инфляционных ожиданий экономических агентов (например, при низком доверии экономических агентов к проводимой политики финансовой стабилизации), что наблюдалось в России в рассматриваемый период времени.



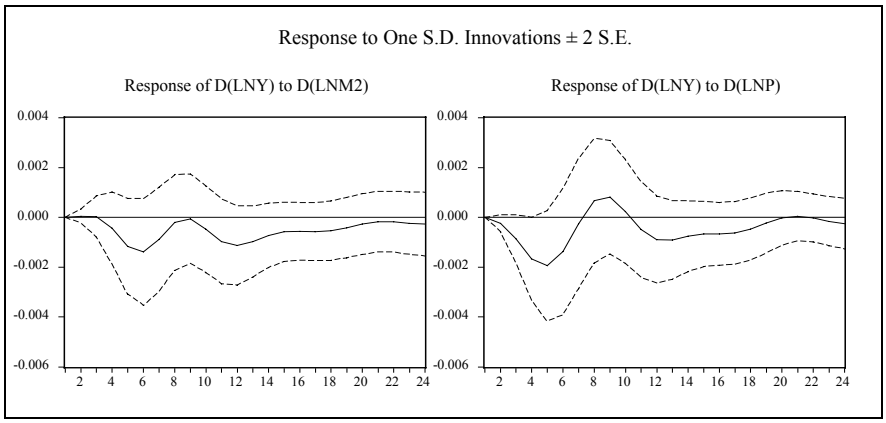


Рис. 2.2

Оценка за период 10.1998–12.2001. Так как на данном временном интервале ряд логарифмов цен является стационарным относительно линейного тренда, мы предполагаем возможность коинтеграции в системе только между двумя переменными – логарифмом выпуска и логарифмом денежного предложения. Результаты теста Йохансена свидетельствуют о существовании одного коинтеграционного соотношения во всех четырех случаях разных денежных агрегатов (M_0, резервные деньги, M_1, M_2) (см. *табл. 2.6*).

Таблица 2.6.

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

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

Вследствие небольшого числа наблюдений, доступных к настоящему времени (39), для выбора числа лагов в векторных авторегрессионных моделях с коррекцией ошибок мы оценили варианты моделей лишь до 7 лагов включительно. Однако, как видно из *табл. 2.7*, согласно всем статистическим критериям наилучшие статистические качества моделей достигаются при максимально возможном при данном числе наблюдений количестве лагов. В таком случае мы не можем рассматривать такие спецификации векторных авторегрессий как адекватные наблюдаемым данным и использовать оцененные импульсные функции отклика для анализа влияния денежных шоков на выпуск.

Таблица 2.7.

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

Таблица 2.7 продолжение

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

Оценка за период 06.1995–12.2001. Результаты теста Йохансена свидетельствует о существовании единственного коинтеграционного соотношения для трехмерных векторов рассматриваемых переменных в случаях M_0, M_1 и M_2. В то же время отрицается гипотеза о коинтеграции между переменными в случае резервных денег (см. *табл. 2.8*).

Таблица 2.8.

Собственные значения	**Likelihood Ratio**	**Критическое значение (5%)**	**Критическое значение (1%)**	**Предположительное число КС**
lnY - lnM0 - lnP				
0.281692	40.22919	29.68	35.65	0**
0.149121	14.42238	15.41	20.04	≤ 1
0.023145	1.826512	3.76	6.65	≤ 2
L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости				
lnY - lnH - lnP				
0.226753	39.39514	42.44	48.45	0
0.148040	20.62267	25.32	30.45	≤ 1
0.115106	8.926940	12.25	16.26	≤ 2
L.R тест отрицает коинтеграцию на 5% уровне значимости				
lnY - lnM1 - lnP				
0.277788	39.23522	29.68	35.65	0**
0.164835	14.82749	15.41	20.04	≤ 1
0.017420	1.318007	3.76	6.65	≤ 2

Таблица 2.8 продолжение

Собственные значения	Likelihood Ratio	Критическое значение (5%)	Критическое значение (1%)	Предположительное число КС
L.R тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5% уровне значимости				
lnY - lnM2 - lnP				
0.482058	56.24568	29.68	35.65	0**
0.057661	4.930139	15.41	20.04	≤ 1
0.003809	0.297708	3.76	6.65	≤ 2

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

Как видно из *табл. 2.9*, согласно информационному критерию Шварца для всех денежных агрегатов наилучшие статистические качества имеют модели с количеством лагов, равным четырем. Также как и других случаях, значения двух других статистических критериев (Акаике и LogLikelihood Ratio) говорят в пользу улучшения статистических качеств моделей при увеличении количества лагов и не могут служить руководством для выбора наилучшей спецификации.

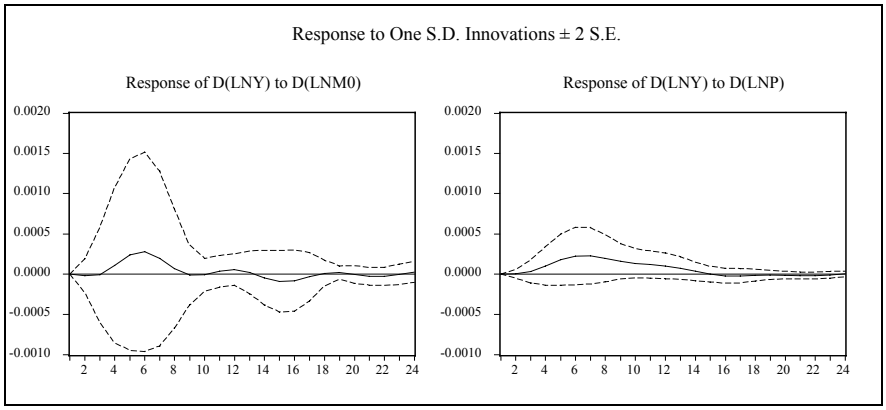
Таблица 2.9.

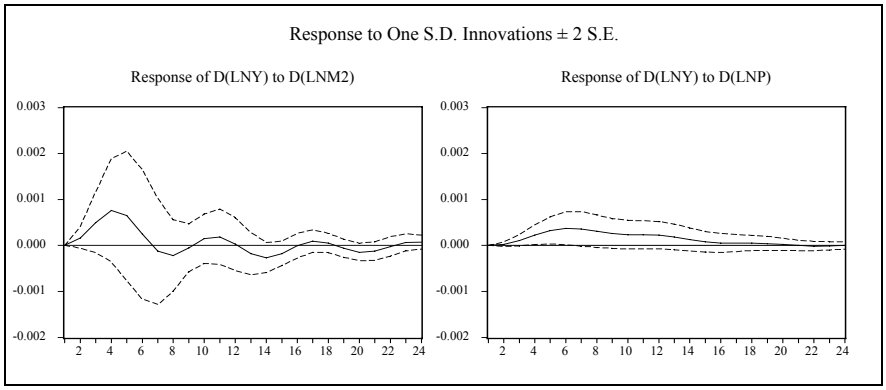
	M0			**M2**		
	LR	**AIC**	**BIC**	**LR**	**AIC**	**BIC**
1	691.7199	-17.04410	-16.22832	757.0799	-18.72000	-17.90421
2	730.1490	-17.79869	-16.71098	787.8714	-19.27875	-18.19104
3	805.4890	-19.49972	-18.14008	877.4466	-21.34478	-19.98514
4	**838.9251**	**-20.12628**	**-18.49472**	**903.1687**	**-21.77356**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

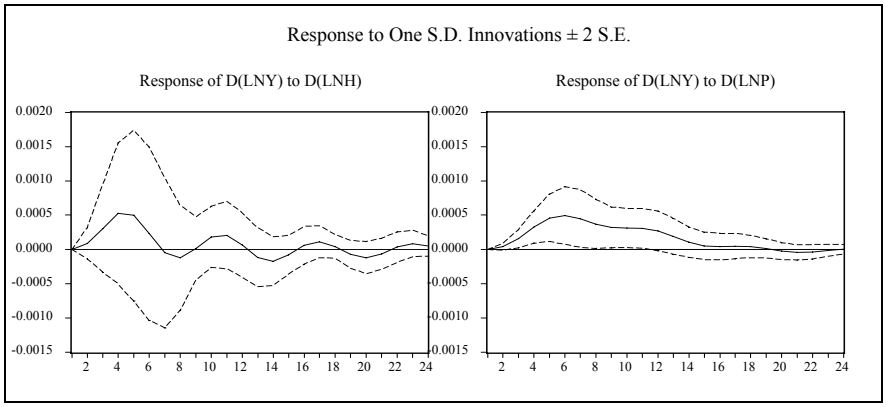
Таблица 2.9 продолжение

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

Графики импульсных функций отклика выпуска на ценовые денежные и ценовые шоки показаны на *рис. 2.3*. Как видно из представленных графиков, отклики выпуска на денежные шоки являются статистически незначимыми на 95% уровне значимости, т.е. мы не может отвергнуть гипотезу об отсутствии влияния денег на выпуск в экономике России на рассматриваемом периоде. В то же время за период до 7–8 месяцев наблюдается отличный от нуля положительный отклик выпуска на положительный ценовой шок (наиболее значим в случаях резервных денег и M_2). Такая реакция выпуска соответствует случаю, описываемому кривой предложения Лукаса, когда экономические агенты увеличивают объем выпуска, рассматривая ценовые шоки как рост относительных цен, а не повышение общего уровня цен. По нашему мнению, подход Лукаса применим для интерпретации полученных результатов, поскольку на протяжении рассматриваемого периода времени преобладали низкие (менее 3% в месяц) значения инфляции, наблюдался последевальвационный импортозамещающий рост экономики.


Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.
Response of D(LNY) to D(LNM0)
Response of D(LNY) to D(LNP)
0.0020
0.0015
0.0010
0.0005
0.0000
-0.0005
-0.0010
2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 24


Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.
Response of D(LNY) to D(LNM2)
Response of D(LNY) to D(LNP)
0.003
0.002
0.001
0.000
-0.001
-0.002
2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 24



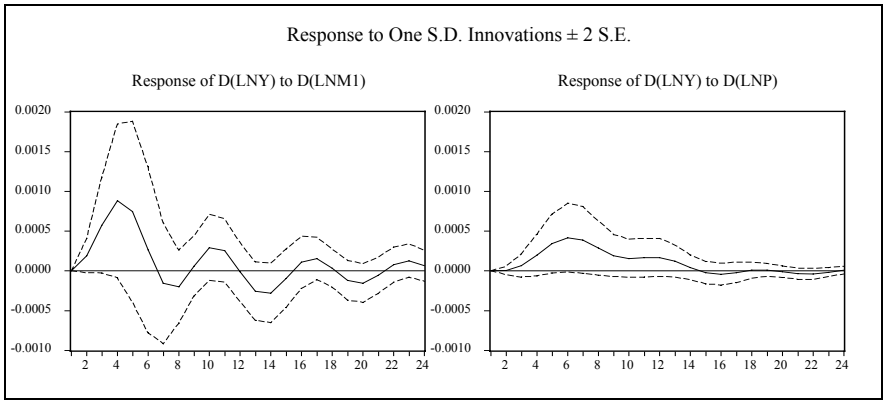


Рис. 2.3

* * *

Проведенный анализ взаимосвязи денег, цен и выпуска в экономике России позволяет сделать четыре основных вывода:

1) Шоки денежного предложения не оказывали прямого влияния на динамику выпуска на рассматриваемом периоде времени (1992–2001 гг.);

2) Количество имеющихся наблюдений на посткризисном периоде (с осени 1998 г. до конца 2001 г.) пока не достаточно для поверки гипотезы об изменении характера взаимодействия между деньгами и выпуском в экономике России по сравнению с докризисным периодом;

 Эта и другие работы в свободном доступе на страницах www.iet.ru

3) В период высоких значений инфляции и низкого доверия экономических агентов к политике финансовой стабилизации (1992–1996 гг.) ценовые шоки имели негативный эффект на динамику выпуска: наблюдалось сокращение объема выпуска на протяжении примерно полугода после шока.

4) В период низких значений инфляции и последевальвационного импортозамещающего роста (1997–2001 гг.) ценовые шоки имели положительный эффект на динамику выпуска: наблюдалось ускорение темпов роста выпуска на протяжении 7–8 месяцев после шока.

На наш взгляд, полученные выводы, в первую очередь об отсутствии влияния денег на выпуск, объясняются, во-первых, особенностями и быстротечностью процессов в реальном секторе экономики на протяжении рассматриваемого, достаточно короткого, периода времени. Так, традиционный анализ взаимосвязи денег и выпуска проводится на основе данных, очищенных не только от сезонных и календарных, но и циклических компонент. В нашем случае, все данные приходятся, фактически, на один цикл экономической конъюнктуры, т.е. мы проводим анализ взаимодействия денег и выпуска внутри одного среднесрочного экономического цикла.

Во-вторых, на динамику выпуска накладываются трансформационный спад, вызванный переходом от административно-командной к рыночной экономике, и рост экономики после кризиса 1998 г., все влияние которого не может быть учтено включенными в модель экзогенными переменными.

В-третьих, на протяжении преобладающей части рассматриваемого периода в экономике России нарушались стандартные предпосылки относительно роли и значения денег. В частности, большую роль играли неденежные формы расчетов между экономическими агентами, частным сектором и государством (бартер, зачеты, неплатежи), экономика России характеризуется высокой степенью долларизации. Таким образом, роль шоков рублевого денежного предложения, очевидно, была ограниченной.

2.3.2. Анализ каналов денежной трансмиссии

Проведенный выше анализ не позволил выявить характер влияния денег на реальный выпуск в экономике России, однако в силу указанных объективных условий развития российской экономики мы не можем также отвергнуть гипотезу о том, что такое влияние отсутствовало. В частности, отличные от нуля отклики выпуска на ценовые шоки в условиях преимущественно монетарной природы инфляции (см. результаты анализа спроса на деньги в главе 1 настоящей работы) свидетельствуют о том, что номиналь-

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

Для эмпирического исследования каналов денежной трансмиссии в экономике России мы будем использовать традиционный подход[83], 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:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{A}(L^i)\mathbf{Y}_{t-i} + \mathbf{Z}_t + \mathbf{E}_t$$

$$\mathbf{Y}_t = \left(\Delta(\ln H_t) \quad \Delta(\ln Y_t) \quad X_t\right)^T ,$$

$$\mathbf{Z}_t = \left(D_{998}\right)$$

где X обозначает переменные, характеризующие тот или иной канал денежной трансмиссии, описанные в параграфе 2.2.1. Модель включает одну экзогенную переменную – логическую переменную, отвечающую за кризисные явления в сентябре 1998 г.[84] В качестве показателя денежного предложения в данной части работы мы будем использовать резервные деньги (lnH) как агрегат, в наибольшей степени контролируемый и управляемый Центральным банком РФ и, соответственно, отражающий расширение или сжатие денежного предложения в результате проводимой денежно-кредитной политики.

В качестве переменных, отвечающих за отдельные каналы денежной трансмиссии нами выбраны:

1) Для процентного канала (%) – средневзвешенная ставка по кредитам юридических лиц в коммерческих банках (включая Сбербанк России) сроком до 1 года (данные Банка России, IL);

---

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

[84] Как показали результаты оценки моделей векторных авторегрессий при анализе влияния денег на реальный выпуск, логическая переменная, отвечающая за август 1998 г., является статистически незначимой в большинстве случаев.

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

3) Для канала денежных потоков (CF) – денежная масса M_2 как показатель общего объема рублевых платежных средств в экономике (данные банка России, lnM2);

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

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

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

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

7) Для курсового канала (ER) – логарифм реального эффективного курса рубля к доллару США (данные *International Financial Statistics*, МВФ, RER).

Ввиду особенностей развития и функционирования экономики России мы не будем рассматривать гипотезы о существовании канала баланса активов и пассивов и канала эффекта богатства, так как на практике рост стоимости акций (капитализации компаний) в условиях России не может служить дополнительной гарантией для снижения риска по выданным кредитам, корпоративные ценные бумаги составляют крайне незначительную долю активов домохозяйств.

Мы также признаем условность выбора переменных, отвечающих за определенные каналы денежной трансмиссии. Так, процентная ставка по кредитам в условиях жесткого рационирования кредита не является адекватным показателем стоимости привлечения капитала при принятии решения об инвестировании. В качестве показателя объема денежных потоков в экономике было бы правильнее взять уровень монетизации экономики, например, отношение денежной массы к ВВП, однако мы не имеем надежных данных о месячном ВВП поскольку для обеспечения достаточного числа степеней свободы мы вынуждены работать с месячными данными. Также

не бесспорным представляется выбор отношения рублевых депозитов населения к обязательствам банковской системы в качестве показателя ликвидности домохозяйств, поскольку в России депозиты не могут рассматриваться как ликвидные средства для осуществления платежей. Кроме того, мы отмечали, что капитализация компаний, измеряемая уровнем фондового индекса, в специфических условиях российского фондового рынка не является рыночной оценкой стоимости компаний, к тому же оценить восстановительную стоимость основных фондов практически невозможно. Таким образом, очевидно нарушены основные предпосылки теории q Тобина.

Оценка моделей векторных авторегрессий проводилась за период с июня 1995 г. по декабрь 2001 г. Мы также располагаем оценками на двух подпериодах (июнь 1995 – июль 1998 и октябрь 1998 – декабрь 2001), однако из-за малого числа наблюдений модели векторных авторегрессий не могут быть признаны адекватными наблюдаемым данным и результаты таких оценок не приводятся.

Результаты теста Филлипса-Перрона на единичный корень для всех переменных, используемых в данной части исследования, показаны в *табл. 2.1* и *2.10*. Как видно из приведенных статистик, только ряд отношения кредитов к активам банковской системы является стационарным в уровнях, тогда как все остальные ряды являются интегрированными первого порядка, и в моделях мы будем использовать первые разности указанных показателей.

Таблица 2.10.

	IL	**BL**	**HD**	**LRTS**
уровень	-3,389	**-6,463**	-2,517	-1,786
Δ	**-10,324**	–	**-6,912**	**-8,202**

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

Поскольку большинство рядов являются интегрированными первого порядка, мы провели тесты Йохансена на проверку гипотезы о наличии коинтеграции между переменными. Результаты тестов (статистики не приводятся) отрицают гипотезу о наличии коинтеграции между рассматриваемыми переменными во всех случаях. Таким образом, в данном параграфе мы будем оценивать модели векторной авторегрессии без учета коррекции ошибок.

Также как и выше, для выбора количества лагов в моделях векторной авторегрессии мы оценили варианты модели с количеством лагов от 1 до 12. Как видно из *табл. 2.11*, согласно статистическим критериям наилучшие статистические качества имеют модели с количеством лагов, равным четырем, во всех случаях, кроме процентного канала и канала денежных потоков. В двух последних случаях число лагов в лучшей спецификации равно шести.

Таблица 2.11.

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

Таблица 2.11 продолжение

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

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

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

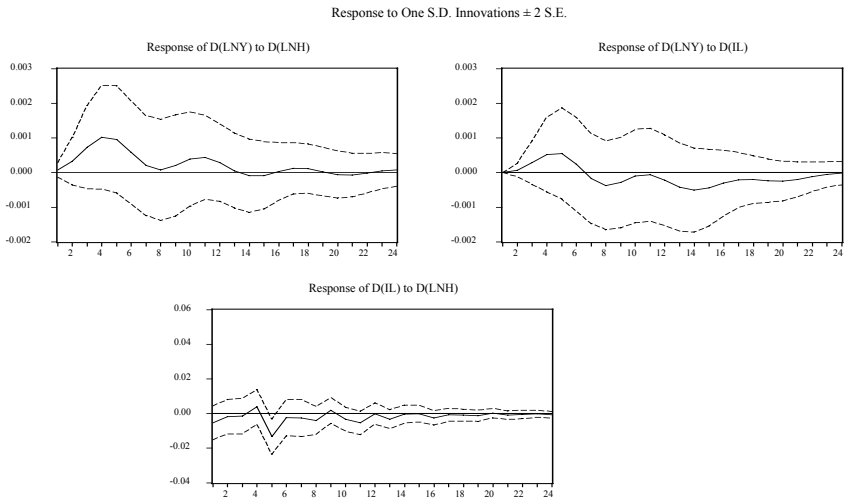

Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.
Response of D(LNY) to D(LNH)
Response of D(LNY) to D(IL)
Response of D(IL) to D(LNH)

Рис. 2.4

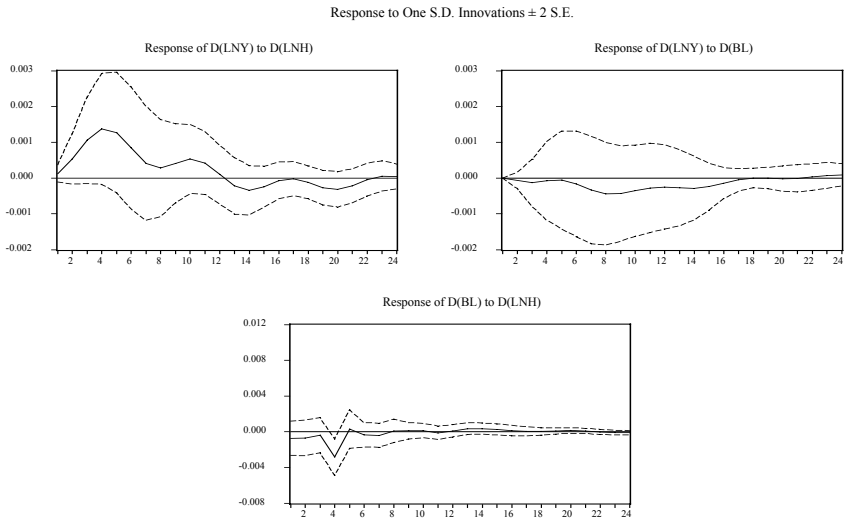

Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.
Response of D(LNY) to D(LNH)
Response of D(LNY) to D(BL)
Response of D(BL) to D(LNH)

Рис. 2.5

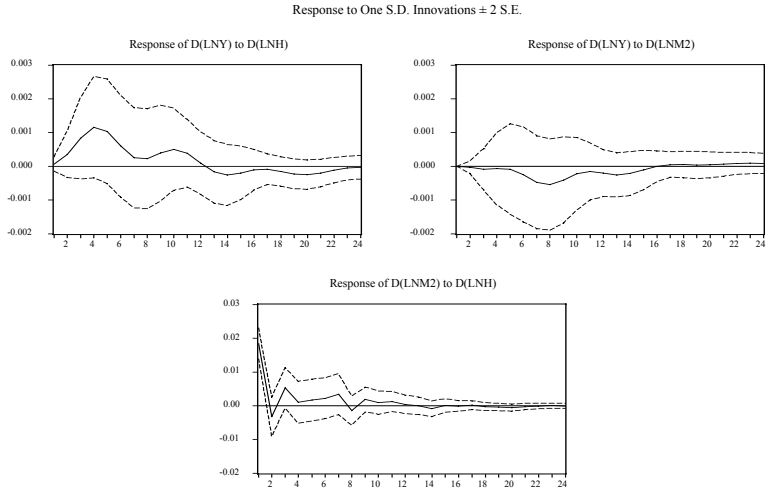


Рис. 2.6

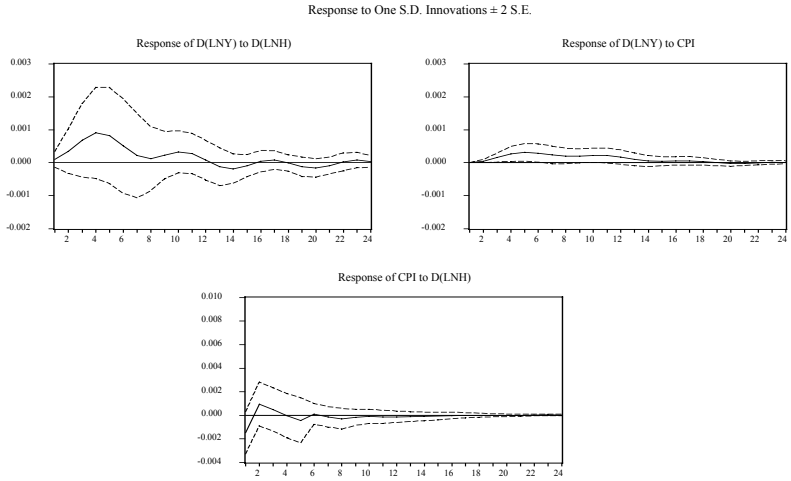


Рис. 2.7

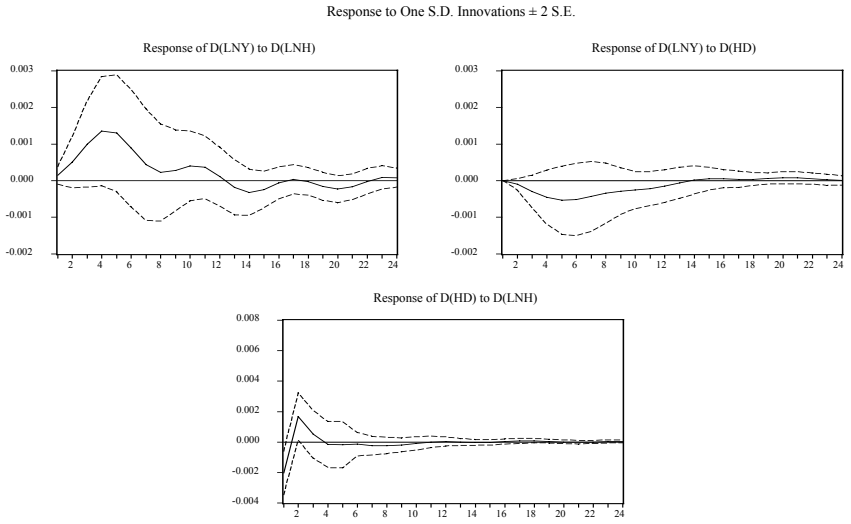

Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.
Response of D(LNY) to D(LNH)
Response of D(LNY) to D(HD)
Response of D(HD) to D(LNH)

Рис. 2.8

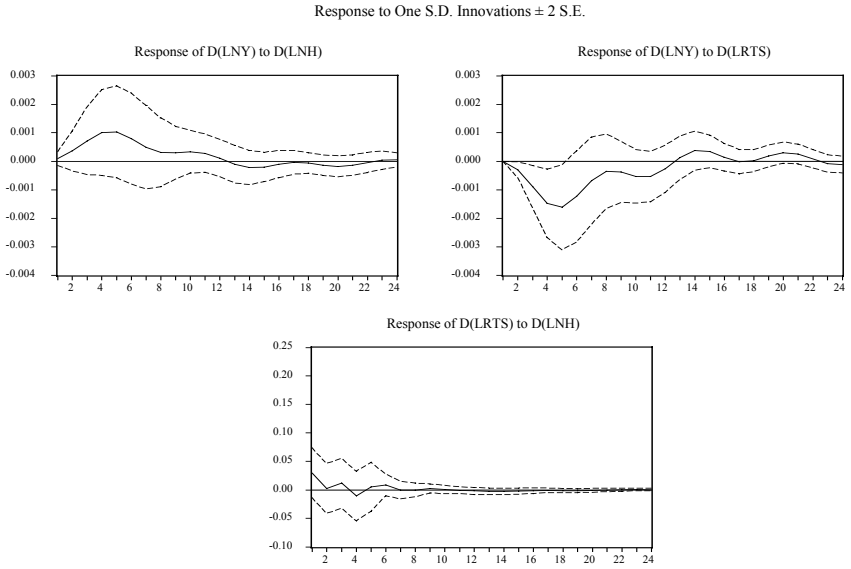
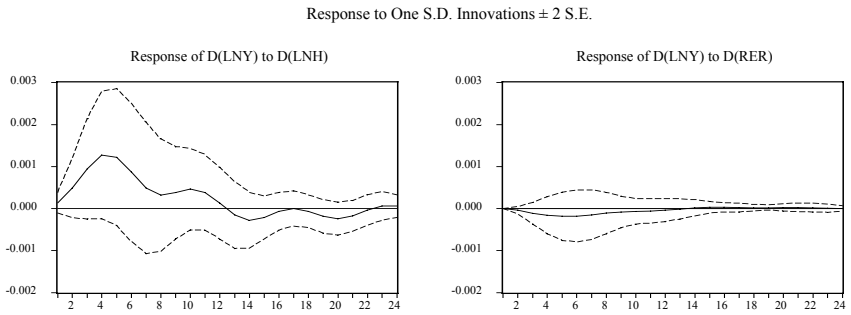

Response to One S.D. Innovations ± 2 S.E.
Response of D(LNY) to D(LNH)
Response of D(LNY) to D(LRTS)
Response of D(LRTS) to D(LNH)

Рис. 2.9



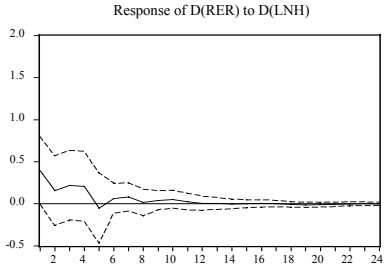


Рис. 2.10

Аналогично результатам, полученным при исследовании влияния денег на реальный выпуск, мы не можем отвергнуть гипотезу об отсутствии реакции выпуска на шоки резервных денег и переменных, характеризующих любой из каналов денежной трансмиссии. Исключение представляет случай канала непредвиденного роста уровня цен, который, фактически, повторяет один из результатов из первой части нашего исследования: выпуск отвечает положительной реакцией на ценовой шок, однако даже в данной модели отклик выпуска на шок денежного предложения статистически не отличим от нуля.

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

 Эта и другие работы в свободном доступе на страницах www.iet.ru

значимые функции отклика выпуска. Значения статистик, характеризующих статистические качества уравнения выпуска в моделях векторных авторегрессий, приведены в *табл. 2.12*. В скобках указано число лагов эндогенных переменных.

Таблица 2.12.

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

Таким образом, все (три) используемые критерии указывают на то, что с наиболее низкой вероятностью отсутствуют три разных канала денежной трансмиссии: LR – канала непредвиденного роста уровня цен, AIC – процентного канала и BIC – канала денежных потоков. На наш взгляд, такой результат вполне согласуется с общими представлениями о характере взаимодействия реального и финансового секторов в экономике России. В частности, процентный канал мог действовать в период до августа 1998 г., когда рынок государственных ценных бумаг играл важную роль в перераспределении финансовых ресурсов между реальным, финансовым секторами экономики и государством. В то же время малое количество наблюдений (около 3 лет, 1995–1998 гг.) не позволяет получить статистические свидетельства о действии данного канала.

Возможность канала непредвиденного роста уровня цен объясняется наличием выявленной ранее реакцией выпуска на ценовые шоки, хотя мы не получили статистически значимы результаты для выпуска и шоков денежного предложения. Возможно, это вызвано использованием в качестве показателя денежного предложения резервных денег, связь которых с изменением уровня цен выражена слабее, чем для более широких денежных агрегатов (например, M_2). Однако в России возможности денежных властей влиять на динамику широких денежных агрегатов несравнимо слабее, чем в случае денежной базы, и выбор широкого денежного агрегата в качестве показателя денежного предложения, на наш взгляд, менее обоснован.

Роль канала денежных потоков также нельзя отрицать на основе наблюдений в 1999–2001 гг., когда рост доходов предприятий-экспортеров привел к увеличению общего объема ликвидности в экономике, росту монетизации ВВП, снижению доли неденежных форм расчетов и неплатежей. В конечном счете увеличение внутреннего платежеспособного (т.е. обеспеченного денежными, а не суррогатными формами платежа) спроса стало

одним из факторов быстрого роста выпуска в 2001 г., когда закончился период первичного импортозамещения, и произошло снижение мировых цен на нефть.

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

Для анализа фактических промежуточных целей денежно-кредитной политики, проводимой Банком России, мы будем применять методологию, предложенную Кларидой, Гали и Гертлером, модифицированную с учетом специфики российских данных.

Во-первых, в России затруднен выбор показателя процентной ставки, регулируемой Банком России, для достижения определенных целей в проводимой денежно-кредитной политике. Ставка рефинансирования ЦБ РФ играет скорее справочную роль и изменяется не регулярно. Доходность по рублевым государственным ценным бумагам, на которую Банк России оказывал влияние до августа 1998 г., поскольку являлся крупнейшим игроком на рынке ГКО-ОФЗ, может служить ориентиром только до кризиса. После восстановления рынка ГКО-ОФЗ в 1999 г. доходность по рублевым ценным бумагам представляется искусственно заниженной вследствие малых размеров рынка, роль Банка России на нем крайне мала. Поэтому в качестве показателя процентной ставки, на которую ЦБ РФ мог оказывать влияние для изменения ситуации на денежном рынке в желаемом направлении, мы выбрали ставку по однодневным рублевым межбанковским кредитам (МВК). Выбор срока – один день – обусловлен тем, что на кредиты на такой срок приходится от 75% до 95% всего оборота рублевого межбанковского рынка.

Банк России оказывает влияние на данную процентную ставку несколькими способами: 1) через регулирование объема свободных ликвидных средств внутри банковской системы путем операций на открытом рынке или интервенций на валютном рынке; 2) через изменение ставок по депозитам в ЦБ РФ, операциям РЕПО и внутридневным кредитам.

Во-вторых, в отличие от принятых гипотез о статистических свойствах временных рядов процентных ставок в США, Германии, Японии и других странах, для которых проводились подобные исследования, для временного ряда процентной ставки по МБК в России мы не можем отвергнуть гипотезу о нестационарности, т.е. временной ряд имеет единичный корень. Таким

образом, для эмпирической проверки неявных правил денежно-кредитной политики мы должны перейти к первым разностям процентной ставки по МБК и переформулировать уравнение как:

$$\Delta r_t = (1-\rho)\beta(\pi_{t+n} - \pi_{t+n-1}) + (1-\rho)\gamma(y_t - y_{t-1}) + (1-\rho)\phi(z_t - z_{t-1}) + \rho\Delta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

В такой формулировке мы теряем свободный член в уравнении и не можем оценить неявный целевой уровень инфляции π^*.

Максимальный интервал наблюдений, для которого доступны наблюдения процентной ставки по МБК, охватывает период с мая 1994 г. по декабрь 2001 г. (92 наблюдения). Для выявления возможных различий в неявных целях денежно-кредитной политики до и после кризиса 1998 г. мы будем также рассматривать два подпериода: май 1994 г. – июль 1998 г. (51 наблюдение) и январь 1999 г. – декабрь 2001 г. (36 наблюдений).

В качестве показателя инфляции мы будем использовать темпы прироста индекса потребительских цен, рассчитываемые Госкомстатом РФ (CPI). На наш взгляд, объем реального выпуска в экономике России может быть адекватно аппроксимирован с помощью индекса промышленного производства, сезонно сглаженного, рассчитываемого ЦЭК при Правительстве РФ и ГУ–ВШЭ. Мы будем рассматривать логарифм данного показателя (Y).

В качестве альтернативных целевых переменных мы будем рассматривать:

1) темпы изменения номинального курса рубля к доллару США (рублей за доллар, DER);

2) логарифм реального эффективного курса рубля к доллару США (данные International Financial Statistics, МВФ, рост данного показателя означает реальное удорожание рубля по отношению к доллару США, RER);

3) темп прироста индекса потребительских цен с лагом в один месяц;

4) логарифм денежной массы M_0 (M0, ЦБ РФ);

5) логарифм денежной массы M_1 (M1, ЦБ РФ);

6) логарифм денежной массы M_2 (M2, ЦБ РФ);

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

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

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

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

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

Таблица 2.13.

	05.1994–12.2001	**05.1994–07.1998**	**01.1999–12.2001**
MBK	-3,035	-2,817	-2,666
ΔMBK	**-6,448**	**-7,020**	**-6,623**
CPI	-3,154	-2,862	**-9,004**
ΔCPI	**-7,931**	**-4,453**	–
Y	-1,242	**-3,555**	-1,908
ΔY	**-3,340**	–	**-6,778**
DER	**-4,105**	**-3,831**	**-6,225**
ΔDER	–	–	–
RER	-1,811	-2,524	-2,230
ΔRER	**-4,287**	**-4,232**	**-4,668**
M0	-2,396	-2,886	-3,337
ΔM0	**-5,161**	**-3,665**	**-5,048**
M1	-1,750	-2,125	-2,040
ΔM1	**-5,452**	**-4,920**	**-5,214**
M2	-2,719	**-4,914**	-1,270
ΔM2	**-3,838**	–	**-5,468**
MB	-2,277	**-3,843**	-2,883
ΔMB	**-4,709**	–	**-4,360**
H	-1,586	-2,623	-1,664
ΔH	**-4,067**	**-4,789**	**-3,840**
ZVR	-2,173	**-4,465**	-2,194
ΔZVR	**-3,743**	–	**-3,527**
RH	-2,129	-2,518	-2,281
ΔRH	**-4,152**	**-4,346**	**-3,815**

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

Оценки уравнений для альтернативных целевых переменных, полученные с помощью обобщенного метода моментов, показаны в *табл. 2.14*. В качестве инструментальных переменных мы использовали: константу, первые шесть лагов приращений индекса промышленного производства, темпов прироста ИПЦ, темпов прироста курса рубля к доллару США, а также соответствующей целевой переменной. Таким образом, количество инструментальных переменных составляет 19 или 25. Горизонт целевых значений инфляции выбран равным 4 месяцев на основе сравнения статистических качеств (по информационным критериям) общих (без дополнительных возможных целевых переменных) моделей с разными вариантами инфляционного горизонта (от 1 до 6 месяцев).

Таблица 2.14.

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

Таблица 2.14 продолжение

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

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

Как видно из приведенных результатов, для большинства уравнений накладываемые ограничения не выполняются, и, следовательно, оценки таких уравнений являются ложными. Гипотеза о выполнении ограничений не отвергается лишь в 6 из 33 случаев. Тем не менее, принимая во внимание малое количество наблюдений (максимум – 81 наблюдение на всем периоде), необходимо оговориться, что полученные оценки коэффициентов хотя и являются несмещенными, но могут быть несостоятельными, либо неэффективными.

При оценке на всем периоде (05.1994–12.2001) гипотеза о выполнении ограничений не отвергается только для общего уравнения (без дополни-

тельных целевых переменных) и для уравнения, где в качестве целевой переменной выбрано значение прироста ИПЦ в предыдущем месяце. Однако в последнем случае оценка коэффициента при дополнительной целевой переменной является статистически не значимой. Оценка общей модели свидетельствует о достаточно низкой инерционности процентной ставки по МБК – значение коэффициента ρ составляет около 0,3 (оценки для развитых стран – 0,90–0,95[85]), что может объясняться большей волатильностью российского рынка МБК (вследствие резких колебания инфляции, кризисов августа 1995 г. и августа 1998 г. и малого объема рынка).

Другим важным результатом является отрицательный знак коэффициента при переменной объема выпуска. Другими словами, денежные власти реагировали на колебания выпуска, изменяя процентную ставку в направлении, противоположном направлению стабилизации выпуска. При этом абсолютное значение оценки коэффициента (около 2,5 т. е. >1) свидетельствует, что ЦБ РФ «достигал» своей цели, усиливая колебания выпуска. На наш взгляд, такой результат объясняется слабой взаимосвязью процессов в финансовом и реальных секторах экономики России и сложностью процессов, протекающих в реальном секторе. В частности, в условиях трансформационного спада среднее значение объема выпуска за период наблюдений, неявно принимаемое при оценке уравнения за «естественный уровень производства», таковым не является, и отклонения выпуска от него зачастую не являются шоками, с которыми денежные власти должны бороться. Более того, истинной целью денежных властей могут являться любые положительные отклонения от такого среднего уровня. Однако оценка уравнения целей денежно-кредитной политики с переключением режима между положительными и отрицательными отклонениями выпуска от среднего уровня за период наблюдений технически затруднена.

Высокое абсолютное значение оценки коэффициента при переменой инфляции (больше единицы[86]), означающее политику стабилизации, т.е. успешного противодействия ценовым шокам, определяется тем, что за рассматриваемый период действительно проходила финансовая стабилизация, и темпы инфляции снизились с 10–15% до 1–2% в месяц. Однако такой результат, хотя и отражает антиинфляционную политику денежных властей, не может интерпретироваться как свидетельство таргетирования инфляции,

---

[85] Clarida, Gali, Gertler, 1997.

[86] Оценки соответствующего коэффициента при будущих темпах инфляции превышают единицу и для большинства случаев в развитых странах.

поскольку, как уже говорилось, введение в уравнение инфляции как дополнительной целевой переменной не подтверждает гипотезы о статистической значимости данной переменной.

На первом подпериоде (1994–1998 гг.) гипотеза о выполнении накладываемых ограничений не отрицается только для случаев таргетирования денежных агрегатов: M_1 и узкой денежной базы (наличные деньги + обязательные резервы). В обоих случаях, оценка коэффициента ρ близка к 0,1, т.е. инерционность ставки на данном периоде была наименьшей, что подтверждает наше предположение о причинах низкой инерционности ставки на всем периоде (именно на данном подпериоде наблюдались максимальные темпы инфляции и кризисных явлений на рынке МБК).

Оценки коэффициентов при денежных агрегатах имеют ожидаемый (положительный) знак и статистические значимы. При этом оценка коэффициента при денежной массе M_1 превышает по модулю единицу (около 1,1), а оценка соответствующего коэффициента в уравнении с узкой денежной базой – меньше единицы, но больше нуля (0,8). Таким образом, в предположении о таргетировании денежной массы M_1 действия Центрального банка РФ являются стабилизирующими, т.е. изменения процентной ставки были достаточными для поддержания целевых темпов роста денежного предложения. Если же принять предположение о таргетировании темпов роста узкой денежной базы, то политика ЦБ РФ имела адаптационный характер, т.е. Банк России, хотя и реагировал на «нежелательные» (с его точки зрения) изменения данного денежного агрегата, но достичь целевых ориентиров роста ему не удавалось. Необходимо отметить, что для развитых экономик оценки коэффициентов при переменной денежного предложения не превышают 0,6.

Аналогично результатам, полученным на всем периоде, оценки коэффициента при выпуске имеют отрицательный знак, статистически значимы и превышают единицу по абсолютному значению, т.е. денежные власти и на данном подпериоде не рассматривали выпуск в качестве своей цели, в том числе из-за сложных фундаментальных процессов в реальном секторе.

Оценка коэффициента при будущих изменениях темпов инфляции в уравнении с M_1 статистически значима и находится в диапазоне от нуля до единицы, тогда как в уравнении с узкой денежной базой оценка соответствующего коэффициента статистически не отличается от нуля, что соответствует случаю чистого таргетирования денежного агрегата.

Принимая во внимание количество имеющихся наблюдений (ряд M_1 начинается с середины 1995 г.), оценки уравнения с узкой денежной базой

представляются не заслуживающими доверия в большей степени. Таким образом, на данном периоде Банк России проводил адаптационную политику таргетирования темпов роста узкой денежной базы, направленную на снижение темпов инфляции, без учета колебаний выпуска. Примечательно, что номинальный курс рубля не выявлен в качестве значимой целевой переменной, несмотря на то что на протяжении основной части данного временного интервала действовал режим валютного коридора. Такой результат может интерпретироваться как свидетельство в пользу вторичности таргетирования обменного курса. Во-первых, практически весь период динамика номинального обменного курса рубля к доллару США протекала вдали от границ коридора, и ЦБ РФ не имел необходимости проводить политику, направленную на поддержание какого-либо целевого значения курса. Во-вторых, введение режима валютного коридора было направлено, в первую очередь, на снижение инфляционных ожиданий, курс играл роль «номинального якоря» в ходе реализации ортодоксальной программы финансовой стабилизации, основная роль в которой принадлежала ограничению роста денежного предложения.

На втором подпериоде (1999–2001 гг.) гипотеза о выполнении наложенных ограничений также не отрицается в двух случаях – при выборе ЦБ РФ в качестве промежуточных целей темпа роста номинального курса рубля к доллару США, либо изменения реального эффективного курса рубля к доллару США.

В обоих случаях оценки свидетельствуют об адаптационном характере политики, т.е. изменение процентных ставок было недостаточным для компенсации нежелательных изменений в таргетируемых переменных, при этом степень адаптации достаточно мала – около 7% – для номинального и 16% – для реального курсов рубля[87]. Аналогичные значения оценок коэффициентов при соответствующих переменных обменного курса национальных валют (номинальных или реальных) получены и для большинства развитых стран (не более 0,10), что означает распространенное использование прочих возможностей поддерживать таргетируемый курс рубля, помимо

[87] Отрицательный знак коэффициента при переменной реального эффективного курса рубля к доллару США означает изменение процентной ставки в том же направлении (для компенсации нежелательного изменения таргетируемого показателя), что при положительных знаках прочих коэффициентов в данной спецификации модели, так как в нашем случае положительное изменение переменной реального курса будет означать реальное удорожание российской валюты по отношению к доллару США.

прямого управления базовой процентной ставкой. В частности, курс может поддерживаться за счет устойчивой ситуации с платежным балансом благодаря ситуации на мировых товарных рынках, снижения спроса на иностранную валюту как средство сбережения при высоких инфляционных ожиданиях, ограничения ликвидности внутри банковской системы, создающей угрозу атаки на курс.

Также как и в двух описанных выше случаях, оценки коэффициента при выпуске имеют отрицательный знак, статистически значимы и превышают единицу по абсолютному значению.

Оценки коэффициента при будущих темпах инфляции статистически значимы и составляют 0,26–0,3, т.е. хотя Банк России и реагировал на изменения темпов роста цен в посткризисный период, но его политика по отношению к темпам инфляции была адаптационной. Сочетание адаптационной политики по отношению как к темпам роста номинального курса рубля, так и к темпам роста цен определяет, на наш взгляд, невозможность отвергнуть гипотезу о таргетирвании и реального курса рубля. В то же время, очевидно, что ЦБ РФ не проводил в данном периоде чистого таргетирования номинального или реального обменного курса, либо темпов инфляции.

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

Таким образом, на данном периоде Банк России проводил адаптационную политику таргетирования номинального и/ли реального обменного курса рубля по отношению к доллару США. Изменения инфляции, денежного предложения и золотовалютных резервов, напрямую связанные в этот период с ситуацией на валютном рынке, имели, таким образом, скорее эндогенный характер, в зависимости от степени противодействия ЦБ РФ нежелательным (с его точки зрения) изменениям обменного курса. Однако результаты оценок не позволяют определить, какой курс (номинальный или реальный) был для Банка России фактической промежуточной целью.

* * *

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

1) Шоки денежного предложения не оказывали прямого влияния на динамику выпуска при рассмотрении всего периода времени (1992–2001

гг.), в то же время количество имеющихся наблюдений на посткризисном периоде (с осени 1998 г. до конца 2001 г.) пока не достаточно для поверки гипотезы об изменении характера взаимодействия между деньгами и выпуском в экономике России по сравнению с докризисным периодом.

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

3) Полученные выводы объясняются, преимущественно, особенностями и быстротечностью процессов в реальном секторе экономики на протяжении рассматриваемого, достаточно короткого, периода времени. На динамику выпуска накладываются трансформационный спад, вызванный переходом от административно-командной к рыночной экономике, и рост экономики после кризиса 1998 г., все влияние которого не может быть учтено включенными в модель экзогенными переменными. На протяжении преобладающей части рассматриваемого периода в экономике России нарушались стандартные предпосылки относительно роли и значения денег. В частности, большую роль играли неденежные формы расчетов, экономика России характеризуется высокой степенью долларизации. Таким образом, роль шоков рублевого денежного предложения была ограниченной.

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

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

6) Важным результатом является отрицательный знак коэффициента при переменной объема выпуска. Другими словами, денежные власти реагировали на колебания выпуска, изменяя процентную ставку в направлении, противоположном направлению стабилизации выпуска. При этом абсолютное значение оценки коэффициента (более единицы) свидетельствует, что

ЦБ РФ «достигал» своей цели, усиливая колебания выпуска. Такой результат объясняется слабой взаимосвязью процессов в финансовом и реальных секторах экономики России и сложностью процессов, протекающих в реальном секторе. В частности, в условиях трансформационного спада среднее значение объема выпуска за период наблюдений, неявно принимаемое при оценке уравнения за «естественный уровень производства», таковым не является, и отклонения выпуска от него зачастую не являются шоками, с которыми денежные власти должны бороться. Более того, истинной целью денежных властей могут являться любые положительные отклонения от такого среднего уровня.

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

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

9) На втором подпериоде (1999–2001 гг.) Банк России проводил адаптационную политику таргетирования номинального и/или реального обменного курса рубля по отношению к доллару США. Изменения инфляции, денежного предложения и золотовалютных резервов, напрямую связанные в этот период с ситуацией на валютном рынке, имели, таким образом, скорее эндогенный характер, в зависимости от степени противодействия ЦБ РФ нежелательным (с его точки зрения) изменениям обменного курса. Однако результаты оценок не позволяют определить, какой курс (номинальный или реальный) был для Банка России фактической промежуточной целью.