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

1.1. Теоретические подходы к изучению инфляционных процессов в экономике

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

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

---

[4] Phillips (1958), Phelps (1968), Stock, Watson (1999).

[5] Baumol (1952), Tobin (1956).

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

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

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

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

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

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

Подход к анализу динамики цен на основании кривой Филлипса-Фелпса

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

$$\pi_{t+1} = \pi^e_{t+1} - b(U_t - U^n_t) + e_{t+1} \qquad (1)$$

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

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

[6] Phillips (1958), Fisher (1973), Friedman (1968), Phelps (1968).

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

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

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

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

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

---

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

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

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

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

где веса $w_{i,t}$ определялись из оценивания регрессии[10]:

[8] В основе лежит работа Gordon (1982).

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

[10] Для оценивания использовалась гребневая регрессия (*ridge regression*).

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

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

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

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

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

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

Монетарная теория ценообразования

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

[11]См, например, Stock, Watson (1999), Gali, Gertler, Lopez-Salido (2001).

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

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

где *cP* – номинальная величина дохода домохозяйства, *n* – количество осуществленных трансакций по обналичиванию средств.

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

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

Решение минимизационной задачи дает:

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

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

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

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

где $\left(\frac{M}{P}\right)^S$ – реальное денежное предложение, $\left(\frac{M}{P}\right)^S$ – спрос на деньги в реальном выражении, M – денежное предложение в номинальном выражении, P – уровень цен в экономике, i – номинальная ставка процента по альтернативным активам, Y – уровень дохода в экономике (ВВП).

Модель (5), записанная в логарифмах, будет выглядеть следующим образом[12]:

$$LnM - lnP = a_0 + a_1 lnY + a_2 i\ .$$

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

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

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

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

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

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

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

С усилением финансовой глобализации в качестве объясняющей инфляцию переменной часто добавляется ожидаемая доходность по ино-

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

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

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

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

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

где π_t^e – адаптивные инфляционные ожидания:

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

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

[13] Cagan (1956), Cottarelli, Griffiths, Moghadam (1998).
[14] Capie (1986).

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

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

где Δs^e_{t+1} – значение темпов роста обменного курса.

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

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

снижает потребление за счет эффекта дохода. По мере сокращения спроса, цена будет снижаться до тех пор, пока агрегированный спрос не будет соответствовать агрегированному предложению.

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

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

Подход Вудфорда к формированию цен

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

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

где $0<\beta<1$ – постоянный дисконтирующий множитель,

$$c_t, M_t \geq 0. \qquad (9)$$

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

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

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

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

$y_t = c_t + g_t$.

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

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

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

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

где T – величина налоговых сборов.

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

$$p_t g_t = T_t + (M_t - M_{t-1}R^m_{t-1}) + (B_t - B_{t-1}R^b_{t-1}), \qquad (12)$$

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

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

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

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

[15] Как правило $R_{t-1}^m=1$, однако Вудфорд рассматривает модель в общем случае.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

---

[16] В случае когда государственное потребление g_t задано экзогенно.

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

цен происходит со стороны фискальной политики, поскольку уровень цен в модели растет пропорционально увеличению задолженности государства W_t.

Моделирование динамики цен с учетом колебаний денежного предложения

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

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

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

---

[18] Walsh (1998).

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

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

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

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

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

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

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

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

Легко заметить, что консолидированный государственный сектор имеет три источника финансирования собственных расходов: налогообложение, выпуск государственных облигаций и расширение денежной базы. Однако выполнение межвременного ограничения государственного бюджета подразумевает, что государство имеет возможность возвратить долг в будущем. Это возможно, когда чистая приведенная стоимость будущих доходов государства в момент времени t будет не меньше величины накоплен-

[19] Bohn (1995).

ного к этому моменту долга. Заимствование у населения через выпуск государственных облигаций возможно для финансирования дефицита в краткосрочном периоде, но такой способ не решает задачи снижения нагрузки государственного долга на экономику.

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

Итак, динамика ценового индекса будет зависеть от типа доминирующей политики. Leeper (1991) исследовал одновременно денежную и фискальную политику. Он показал, что тот факт, что правила установления налогов и процентной ставки полностью определяют фискальную и денежную политику, зависит от степени активности как денежной, так и фискальной политики. Таким образом, способ финансирования государственного долга будет определяться не просто доминирующей (активной) политикой, а тем, как обе политики сочетаются друг с другом. То есть последствия увеличения государственного долга зависят как от проводимой денежной, так и от фискальной политики. В случае активной денежной и пассивной фискаль-

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

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

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

от сеньоража. Если налоговые органы управления не регулируют сеньораж, инфляция будет расти. Таким образом, неправильная политика может быть причиной гиперинфляции. Исследования гиперинфляции у Кейгана ограничивались экзогенностью предложения денег. В связи с этим Jacobs (1977) внес коррективы в модель гиперинфляции Кейгана, подробно описав процесс формирования предложения денег. Моделируя поведение правительства, Jacobs предположил, что рост денег вызван попыткой правительства увеличить доходы от сеньоража.

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

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

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

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

где V_0 – первоначальный дефицит.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

$M_2 = \mu H$.

Использование денежного агрегата для описания предложения денег возможно в том случае, если динамика мультипликатора не зависит от значений денежного агрегата и стабильна во времени, т.е. изменение μ одинаковым образом определятся некоторыми параметрами в любой момент времени. В таком случае контроль за денежным предложением может осуществляться прямым воздействием центрального банка на денежную базу,

[20] Денежная масса и цены в логарифмах.

либо косвенно, за счет переменных, определяющих денежный мультипликатор.

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

Моделирование денежного мультипликатора

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

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

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

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

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

где α – отношение наличности к бессрочным депозитам (вкладам до востребования), β – отношение срочных депозитов (вкладов с определенным заранее оговоренным сроком) к бессрочным депозитам, γ – отношение банковских резервов к суммарным депозитам.

Разделение депозитов на срочные и бессрочные обусловлено предположением, что коэффициент β, а, следовательно, и сам мультипликатор должен определяться прямо пропорционально процентной ставки по сроч-

ным вкладам и обратно пропорционально проценту по бессрочным вкладам.

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

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

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

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

[21] Matthews, Minford (1983).
[22] Beenstock (1989).

вторых, для создания репутации надежного банковского учреждения с целью привлечения клиентов.

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

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

---

[23] Niehans (1978).

[24] Hovard, Johnson (1983), Meltzer (1990).

1.2. Моделирование динамики инфляции в российской экономике

В данной части работы анализируются причины и характер динамики потребительских цен в экономике России за период с февраля 1992 г. по август 2001 г. на основе месячных наблюдений. Для нашего исследования инфляционных процессов мы будем действовать преимущественно в рамках монетарного подхода. Положения двух других подходов (на основе кривой Филлипса и фискальной теории цен) будут использоваться нами для объяснения отклонений наших результатов от тех, которые следуют из выводов монетарного подхода. Основной причиной выбора данного подхода к анализу инфляции в экономике России является высокий средний уровень темпов роста цен за рассматриваемый период (7,3% в месяц, т.е. около 133% в год). При таких средних темпах инфляции на достаточно коротком периоде времени (менее 10 лет) влияние предложения денег на рост цен, по нашему мнению, значительно превышает влияние других факторов.

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

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

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

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

нения денег должна определяться величиной курса доллара, а не нормой доходности по финансовым активам.

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

$$lnM^d_t - lnP_t = b_1 + b_2 \Delta e^f_t + b_3 lnYt + \varepsilon_t$$

где Δe^f_t – ожидаемое изменение валютного курса, ε_t – остатки модели.

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

$$\pi^e_t = \alpha \pi_{t-1} + (1 - \alpha) \Delta e_t,$$

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

$$lnP_t = a_1 + a_2\, lnM_t + a_3\, lnY_t + a_4 lnP_{t-1} + a_5 \Delta e_t + u_t,\ u_t \sim N(0,\sigma^2)$$

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

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

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

1) уровень цен в экономике;
2) объем денежной массы;
3) темп изменения обменного курса рубля к доллару США;
4) показатель уровня экономической активности.

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

Основное отличие данного исследования от наших предыдущих работ по анализу инфляционных процессов в российской экономике[25] заключается, во-первых, в расширении периода наблюдений. В частности, к настоящему времени мы располагаем достаточным количеством наблюдений после августовского кризиса 1998 г. (около 3 лет, т.е. 36 месяцев), что позволяет изучить различия в природе инфляции до и после кризиса. Во-вторых, мы допускаем более общую спецификацию уравнения спроса на деньги, включающую более одного лагового значения рассматриваемых переменных[26], а также возможность неоднозначной зависимости между объясняющими и объясняемой переменными (стохастические коэффициенты в регрессии, переключение режима). В-третьих, здесь мы рассматриваем не только модель спроса на деньги, состоящую из одного регрессионного уравнения, но и систему одновременных уравнений, что позволяет определить темпы роста цен в рамках установления равновесия на денежном рынке с учетом как спроса на деньги, так и денежного предложения.

Структура нашего исследования выглядит следующим образом. Сначала проанализированы статистические свойства рассматриваемых временных рядов (логарифмов цен, денежных агрегатов, темпов прироста номи-

---

[25] Например, ИЭПП (1999).

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

нального обменного курса рубля к доллару США и индекса интенсивности промышленного производства), т.е. анализ стационарности рядов, внутренней автокорреляции и коинтеграции между рядами. Далее на основе векторных авторегрессий определяется максимальная глубина влияния (число лагов) объясняющих переменных. Конечная спецификация уравнения спроса на деньги (для темпов прироста ИПЦ) определяется с учетом статистической значимости лаговых значений объясняющих переменных и требований к статистическим свойствам остатков регрессии. После оценки уравнения на всем рассматриваем периоде мы провели аналогичный анализ для трех выделенных нами подпериодов и сопоставили полученные оценки как между собой, так и с результатами для всего рассматриваемого периода. Далее мы проверили гипотезы о стохастическом характере зависимости между темпами роста потребительских цен и факторами спроса на деньги. Нами были оценены два класса моделей: моделей с переменой состояния (*state space models*, на основе фильтра Калмана) и модели с переключеним режимов (*regime switching models*). Последняя часть исследования включает некоторые предварительные результаты по оценке системы одновременных уравнений, описывающих процесс установления равновесия на денежном рынке.

1.2.1. Анализ стационарности временных рядов

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

Тестирование *ряда логарифмов цен* на протяжении исследуемого интервала времени позволяет утверждать, что индекс цен с низкой вероятностью ошибки (менее 5%) имеет единичный корень, но стационарен в разностях. По нашему мнению, для проверки стационарности данного ряда тест Филлипса-Перрона является более подходящим ввиду большой вероятности существования нескольких участков с различными стохастическими трендами (см. *рис. 1.1*). Тест Филлипса-Перрона (как и расширенный тест Дикки-Фуллера) свидетельствует в пользу стационарности в разностях относительно тренда и константы на рассматриваемом промежутке с 02:1992 по 08:2001 г. (см. *табл. 1.1*).

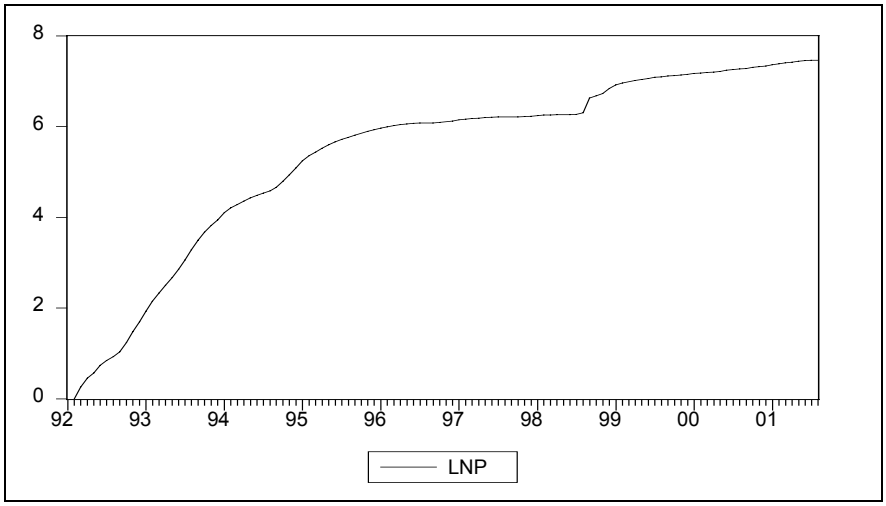


Рис. 1.1.

Таблица 1.1.

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

Наши результаты несколько отличаются от выводов, сделанных в рамках предыдущего исследования ИЭПП[27]. В частности, там рассматривался ряд темпов прироста индекса потребительских цен и был сделан вывод о первом порядке интегрированности ряда (что аналогично второму порядку интегрированности для ряда цен) с учетом линейного тренда. В нашем случае подтверждается наличие линейного тренда, однако, ряд логарифмов цен является I(1). Очевидно, что различие в результатах вызвано как отличием рассматриваемых рядов (ряд логарифмов цен и их разностей является более гладким по сравнению с исходным рядом темпов прироста ИПЦ), так и разными периодами, на которых проводились оценки. Первое исследование охватывало период с декабря 1990 г. по январь 1992 г., когда наблюдались

[27] Дробышевский, Носко, Энтов, Юдин (2001).

широкие колебания темпов инфляции, но заканчивается июнем 2000 г., т.е. не охватывает период постепенного снижения темпов роста цен в 2000–2001 гг. Иными словами, на рассматриваемом нами здесь временном интервале в динамике цен сильнее сказывался тренд к снижению уровня инфляции.

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

Таблица 1.2.

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

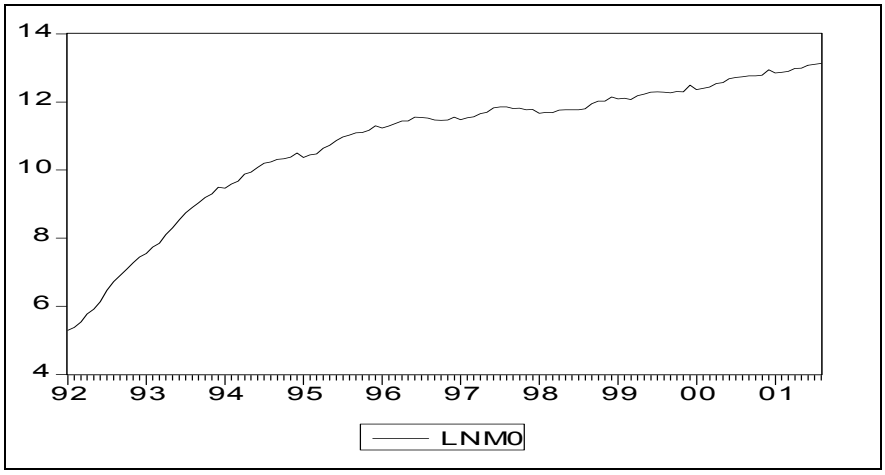


Рис. 1.2.

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

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

Таблица 1.3.

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

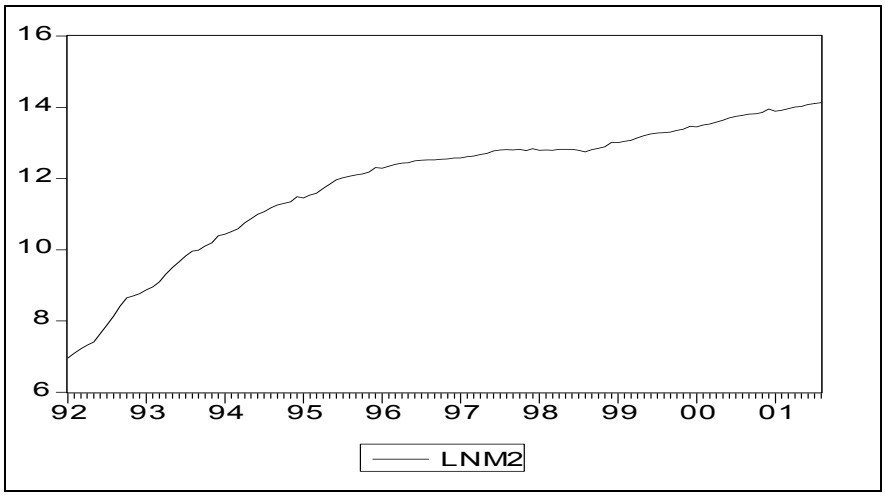


Рис. 1.3.

Напомним, что в предыдущих исследованиях ИЭПП[28] временные ряды всех денежных агрегатов определялись как DS-стационарные, т.е. имеющие единичный корень. На наш взгляд, различия в выводах относительно характера ряда денежного агрегата M_0 вызваны, преимущественно, сглаживанием динамики при переходе от уровней к логарифмам уровней значений ряда.

Согласно обоим тестам на единичный корень ряд *темпов прироста обменного курса рубля к доллару США* стационарен относительно тренда (см. *табл. 1.4, рис. 1.4*). Данный вывод согласуется с полученными ранее результатами о наличии единичного корня в ряде уровней номинального

[28] Дробышевский, Носко, Энтов, Юдин (2001).

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

Таблица 1.4.

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

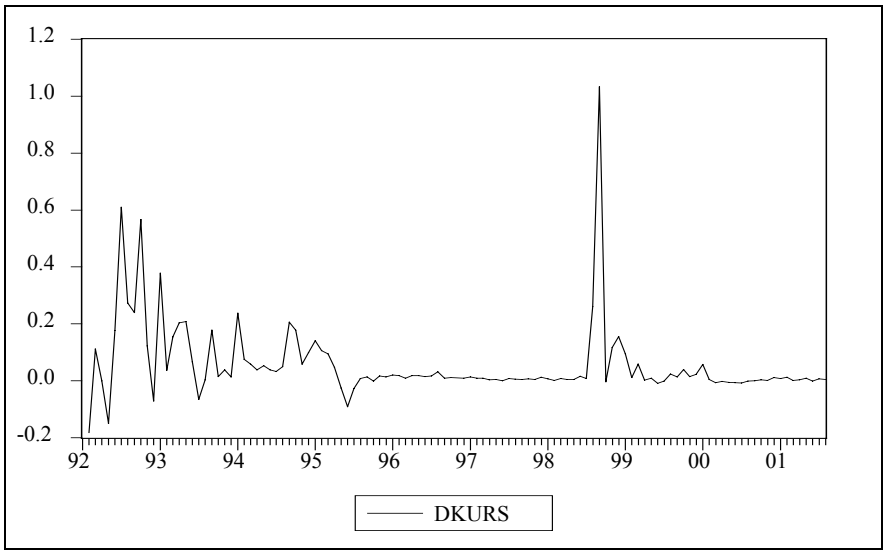


Рис. 1.4.

В качестве индикатора уровня экономической активности при оценке модели мы будем использовать *ряд интенсивности промышленного производства,* имеющего наибольшее число точек наблюдений с требуемой (месячной) частотностью. Ряд является стационарным в уровнях согласно тесту Филлипса-Перрона, но стационарным в разностях согласно тесту Дикки-Фуллеру, при этом значимой оказалась трендовая составляющая ряда (см. *табл. 1.5*).

Таблица 1.5.

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

* стационарность в разностях.
** стационарность в уровнях.

Принимая во внимание динамику индекса (см. *рис. 1.5*), а также выводы, полученные в наших предыдущих исследованиях, далее мы будем придерживаться результатов теста Дикки-Фуллера и считать ряд стационарным в первых разностях.

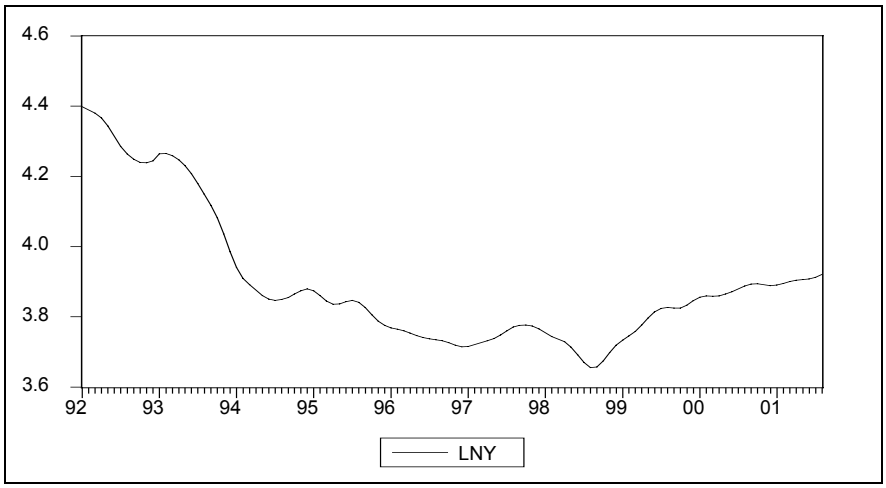


Рис. 1.5.

1.2.2. Исследование инерционности цен

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

рого коэффициента. Статистически значимо отличаются от нуля три первых коэффициента частной автокорреляционной функции, однако, абсолютные значения коэффициентов второго и третьего порядка примерно в четыре раза меньше значения коэффициента первого порядка. Таким образом, делаем вывод, что ряд первых разностей логарифма цен представляет собой автокорреляционный процесс 1-го порядка, или AR(1).

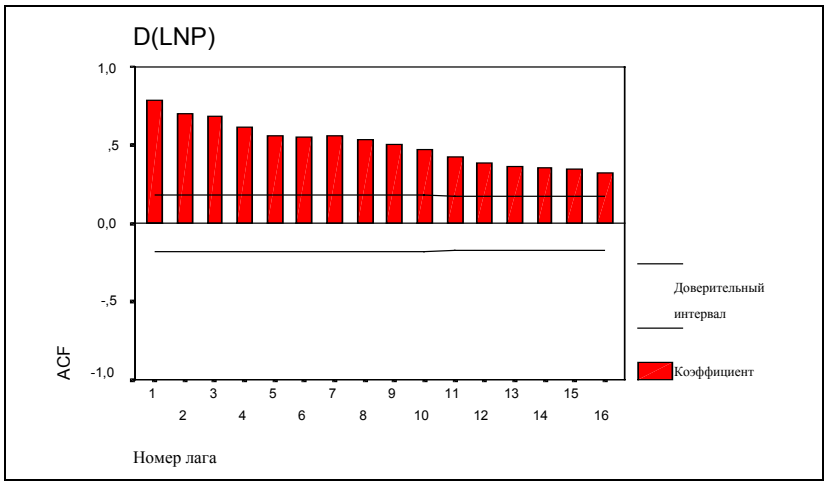


Рис. 1.6.

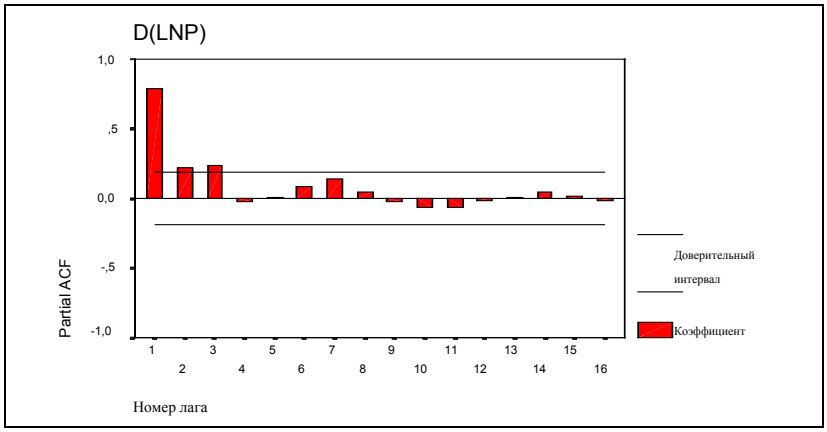


Рис. 1.7.

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

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

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

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

Таким образом, согласно результатам проведенного анализа графиков импульсных функций откликов цен на шоки объясняющих переменных глубина влияния на изменения цен со стороны денежной массы составляет до 9 месяцев, темпов роста курса доллара – до 8 месяцев и индекса интенсивности промышленного производства – до 11 месяцев. Графики импульсных функций отклика показаны на *рис. 1.8–1.10*.

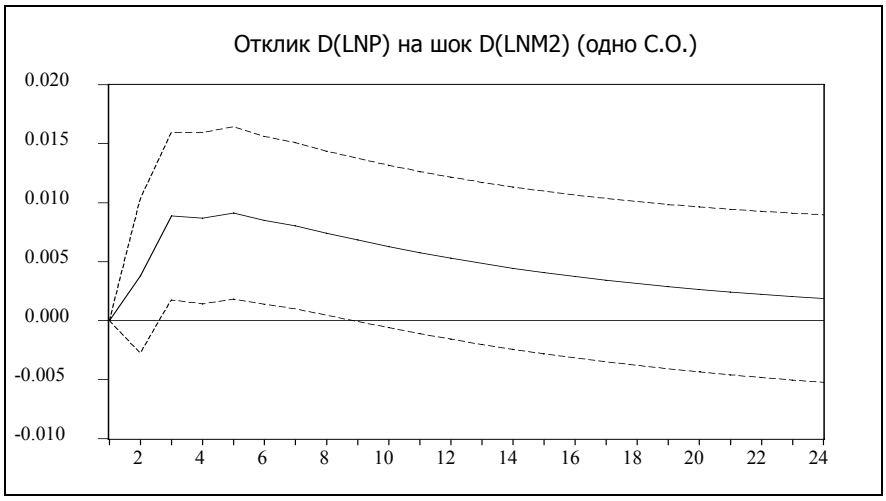

Отклик D(LNP) на шок D(LNM2) (одно С.О.)
0.020
0.015
0.010
0.005
0.000
-0.005
-0.010
2
4
6
8
10
12
14
16
18
20
22
24

Рис. 1.8.

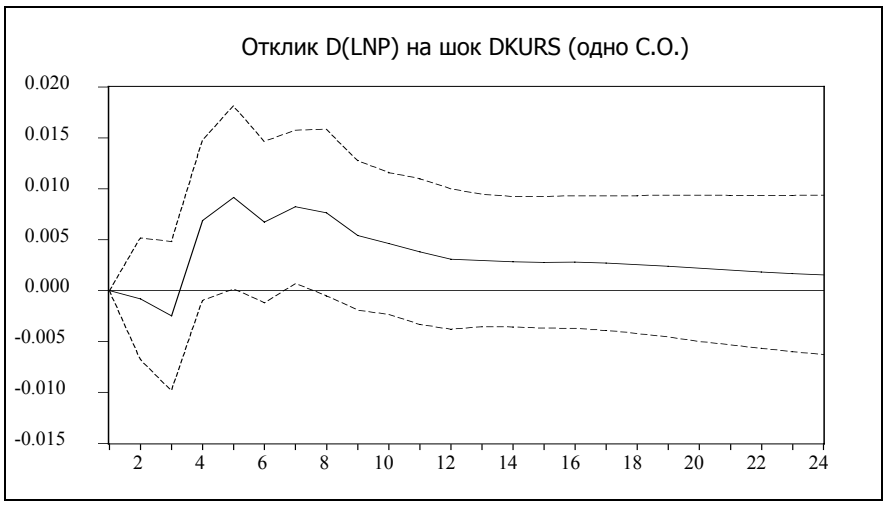

Отклик D(LNP) на шок DKURS (одно С.О.)
0.020
0.015
0.010
0.005
0.000
-0.005
-0.010
-0.015
2
4
6
8
10
12
14
16
18
20
22
24

Рис. 1.9.

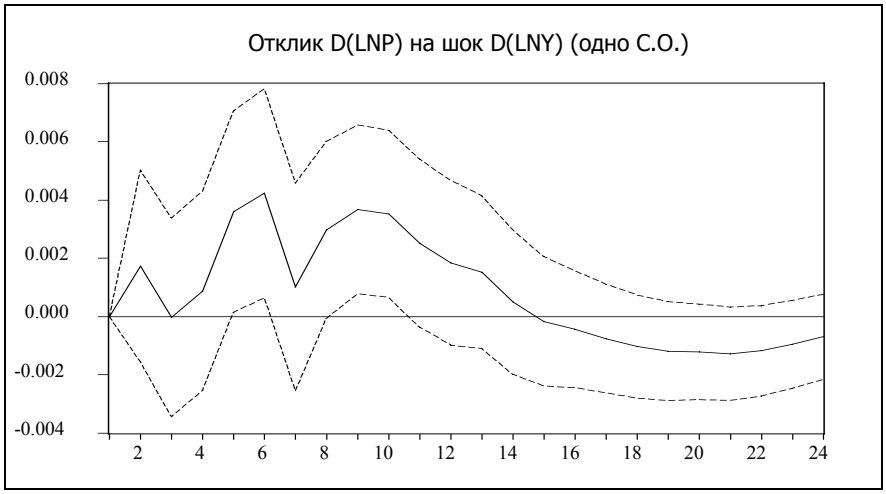


Рис. 1.10.

1.2.4. Методы оценки модели

Анализ стационарности переменных выявил наличие нескольких переменных с отличным от нуля порядком интегрированности – это логарифмы цен (*p*), денежной массы M_2 (*m2*), а также индекс интенсивности промышленного производства (*y*). Поскольку в уравнение модели входит также переменная 0-го порядка интегрированности (темп роста курса доллара, *dkurs*) оценивание уравнения можно проводить двумя способами. Первый способ состоит в приведении всех переменные к одному порядку интегрированности (нестационарные переменные следует оценивать в разностях) и оценке линейного уравнения методом МНК с учетом долгосрочного соотношения между нестационарными переменными (в нашем случае мы будем рассматривать долгосрочное соотношение только между ценами и денежной массой, поскольку существование долгосрочного соотношения между уровнем цен и объемом выпуска не имеет строгого теоретического обоснования). Второй способ оценивания модели заключается в построении модели векторной авторегрессии (VAR) с учетом долгосрочных взаимозависимостей (коинтеграционных отношений, EC) между нестационарными составляющими, т.е. построении VEC-модели – модели векторной авторегрессии с коррекцией ошибок.

В рамках первого подхода уравнение регрессии будет выглядеть следующим образом:

$$\Delta p_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta p_{t-1} + \sum_{i=1}^{9} \alpha_{3i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=1}^{8} \alpha_{4i} dkurs_{t-i} + \\ + \sum_{i=1}^{11} \alpha_{5i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} \alpha_{6i} D_i + \alpha_7 \eta_t + \varepsilon_t \qquad (26)$$

$$\eta_t = p_{t-1} + a_1 m_{t-1} + a_2$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

В том случае, если остатки модели гетероскедастичны, оценивание проводится методом ARCH(GARCH), учитывающим наличие условной гетероскедастичности в остатках. Оценивание методом GARCH(k,p) предполагает оценивание уравнения вида (26) в предположении, что дисперсия остатков σ^2 имеет вид:

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

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

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

Второй подход предполагает наличие коинтеграции между показателями цен, денежной массы и выпуска (в данном случае, поскольку система состоит из трех одновременных уравнений, для обеспечения хороших статистических свойств остатков и оценок коэффициентов коинтеграционное

соотношение[29] должно включать все три эндогенные, нестационарные, переменные). В этом случае модель векторной авторегрессии, помимо коинтеграционного отношения, будет содержать в качестве экзогенной переменной темп роста курса доллара:

$$\eta_t = lnP_t + a_1 * lnM2_t + a_2\, lnY_t + a_3$$

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

$$\sum_{i=1}^{k}\mu_i\Delta(\ln M_{t-i}) + \sum_{i=1}^{k}\theta_i\Delta(\ln Y_{t-i}) + \varepsilon_t$$

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

$$\sum_{i=1}^{k}\rho_i\Delta(\ln M_{t-i}) + \sum_{i=1}^{k}\vartheta_i\Delta(\ln Y_{t-i}) + \nu_t$$

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

$$\sum_{i=1}^{k}\pi_i\Delta(\ln M_{t-i}) + \sum_{i=1}^{k}\delta_i\Delta(\ln Y_{t-i}) + \xi_t$$

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

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

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

1.2.5. Оценка структурной модели с коррекцией ошибок

Для оценивания модели с помощью МНК все исследуемые переменные были приведены к нулевому порядку интегрированности. Поскольку ряд инфляции в первом приближении совпадает с разностями логарифмов цен, изменение разностей цен теперь может интерпретироваться как изменение инфляции, а влияние на инфляцию независимых переменных денежной массы и индекса промышленного производства происходит за счет изменения темпов роста показателей.

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

Ввиду того, что остатки линейной модели регрессии гетероскедастичны (ARCH LM тест отвергает нулевую гипотезу об отсутствии гетероскедастичности на уровне 5%), оценивание модели проводилось с помощью нелинейного оценивания методом GARCH(k,p) с учетом условной гетероскедастичности в остатках. Незначимость коэффициентов при лаговом значении условной дисперсии ψ при моделировании динамики дисперсии ошибок позволила произвести оценку более простым методом ARCH(1)[30]. Оценки коэффициентов при объясняющих переменных в уравнении регрессии (26) с учетом уравнения дисперсии остатков (27) представлены в *табл. 1.6*. $R^2 = 0.795$, нормированный $R^2 = 0.770$.

Как видно из *табл. 1.6*, оценки коэффициентов при денежной массе значимы на 5% уровне и имеют положительный знак, что не противоречит предположению о положительном влиянии расширения денежной массы на рост цен в краткосрочном периоде. Статистически значимые коэффициенты получены при переменных индикатора роста денежной массы с лагом в один и шесть месяцев.

Коэффициент при авторегрессионной составляющей значим на уровне 5% и положителен, что говорит в пользу предположения о том, что ускорение темпов роста цен в текущем периоде вызывает их более быстрый рост и

---

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

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

Таблица 1.6.

	Коэффициент при переменной	**Стандартная ошибка коэффициента**	**Значимость коэффициента**
C	-0.002789	0.000531	0.0000
$\Delta(\ln P_{t-1})$	0.823087	0.012644	0.0000
$\Delta(LnM2_{t-1})$	0.099259	0.009098	0.0000
$\Delta(LnM2_{t-6})$	0.034947	0.011032	0.0015
$(E_{t-1}-E_{t-2})/E_{t-2}$	0.023130	0.010261	0.0242
$\Delta(LnY_{t-6})$	0.122421	0.040088	0.0023
$\Delta(LnY_{t-12})$	-0.149437	0.051027	0.0034
D_{898}	0.061015	0.020072	0.0024
D_{998}	0.227790	0.067499	0.0007
η_t	-0.013236	0.001944	0.0000
Коинтеграционное соотношение			
$\ln P_{t-1}$	1.000000		
$LnM2_{t-1}$	-1.095226	0.024116	0.0000
C	7.626849	0.293449	0.0000
Уравнение дисперсии ARCH(1)			
C	1.20E-05	4.15E-06	0.0038
ARCH(1)	2.196867	0.477855	0.0000

Примечание. Сходимость достигнута после 29 итерации.

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

Неоднозначные результаты получены для переменных, отражающих первые разности объема выпуска (индекса интенсивности промышленного производства). Знак при индикаторе выпуска с лагом 6 месяцев оказался значим на 5% уровне, но имеет положительный знак, что противоречит начальным предположениям. С другой стороны, нами получена статистически

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

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

1.2.6. Оценивание модели векторной авторегрессии

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

$\eta = lnP - 1.26*lnM2 + 2.97*lnY - 1.827,$

t-стат (-28.96) (-7.806)

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

t-стат (-2.342) (-1.686) (-13.088)

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

t-стат (-5.092) (-4.9788) (-1.7575)

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

t-стат (-1.565) (-1.8438) (-3.3916)

$R^2 = 0.902$, нормированный $R^2 = 0.883$.

Коэффициенты при лаговых переменных:

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

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

Матрица корреляций остатков (инноваций) VEC-модели:

	LOG(P)	LNM2	LNY
LOG(P)	1.000000	-0.077823	-0.231734
LNM2	-0.077823	1.000000	0.200124
LNY	-0.231734	0.200124	1.000000

Поскольку инновации модели практически некоррелированы, мы имеем право непосредственно интерпретировать функции импульсного отклика для построенной модели. Графики функции импульсного отклика для первых разностей цен на шоковые отклонения других эндогенных переменных величиной в одно стандартное отклонение приведены на *рис. 1.11–1.13.*

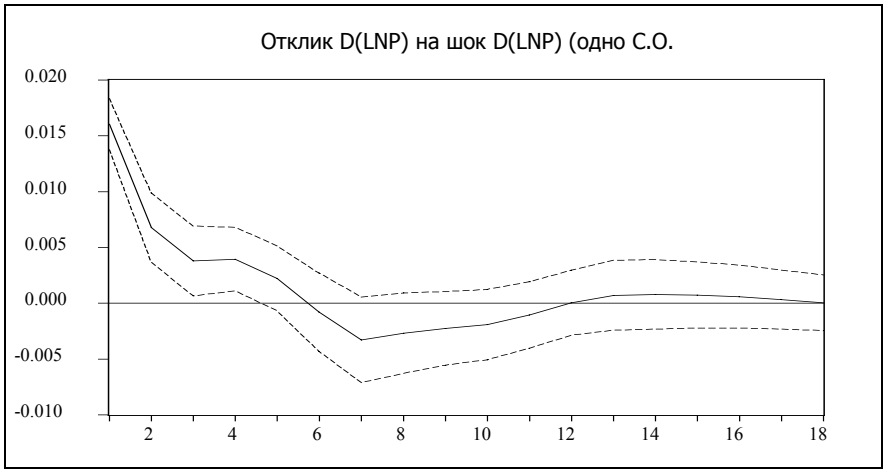


Рис. 1.11

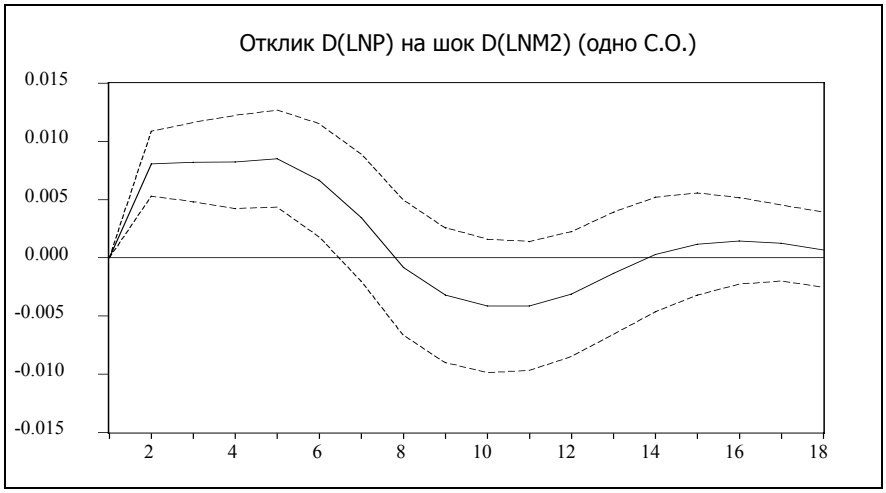


Рис. 1.12

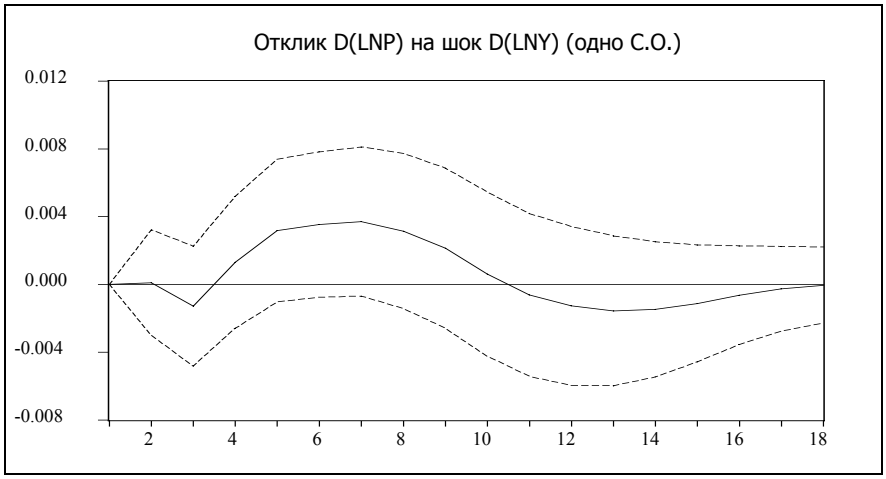


Рис. 1.13

Из *рис. 1.11* видно, что неожиданный скачок индекса цен приведет к росту цен на протяжении около четырех месяцев с последующим установлением их в долгосрочной перспективе на новом стационарном уровне.

В случае положительного шока на денежном рынке (*рис. 1.12*) цены растут в течение примерно 6 месяцев. В то же время через 9–11 месяцев после шока денежного предложения наблюдается некоторое снижение цен, вызванное, вероятно, принятием ЦБ РФ и Правительством РФ мер по сдерживанию очевидного роста цен. Другими словами, мы интерпретируем период в 9–11 месяцев после денежного шока как время реакции экономических властей на ослабление денежной политики в прошлом.

Увеличение уровня выпуска приводит к росту цен через 5–7 месяцев (*рис. 1.13*). По нашему мнению, такой результат может быть вызван как сезонными колебаниями темпов инфляции[31], так и краткосрочными циклами в реальном секторе экономики. Увеличение объема производства в краткосрочном периоде приводило к росту спроса на рынке производственных ресурсов, и примерно через шесть месяцев накопленный рост цен производителей проявлялся в ускорении темпов роста потребительских цен. Кроме того, по мере расширения производства происходил рост доходов

[31] Индекс интенсивности промышленного производства является сезонно сглаженным.

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

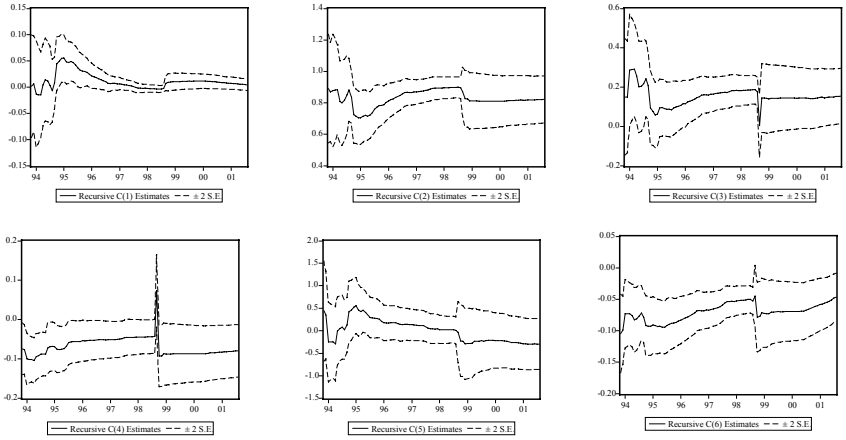
1.2.7. Анализ стабильности коэффициентов

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

$$\Delta p_t = C(1) + C(2)*\Delta p_{t-1} + C(3)*\Delta m2_{t-1} + C(4)*dkurs_{t-1} + C(5)*\Delta y_{t-6} + C(6)*\eta_t + \varepsilon_t.$$

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

Графики рекурсивных коэффициентов для объясняющих переменных (цены, денежная масса, обменный курс, выпуск, коинтеграционное соотношение) показаны на *рис. 1.14*.


Recursive C(1) Estimates ± 2 S.E.
Recursive C(2) Estimates ± 2 S.E.
Recursive C(3) Estimates ± 2 S.E.
Recursive C(4) Estimates ± 2 S.E.
Recursive C(5) Estimates ± 2 S.E.
Recursive C(6) Estimates ± 2 S.E.

Общим для всех коэффициентов является их высокая неустойчивость на начальном периоде наблюдений. Иными словами, примерно до середины 1995 г. наблюдаются сильные колебания математического ожидания коэффициентов при всех объясняющих переменных при широких доверительных интервалах. Данный результат может объясняться как формальными техническими, так и качественными причинами. С одной стороны, неустойчивость оценок может быть вызвана особенностями вычисления рекурсивных оценок по МНК: на начальном отрезке временного ряда оценивание идет на малом числе наблюдений и статистическая значимость оценок крайне низка, велико влияние каждой новой точки. С другой стороны, на данном периоде (1993–1995 гг.) наблюдались преимущественно очень высокие темпы инфляции (более 10% в месяц), с широкой амплитудой колебаний темпов роста цен. Соответственно, взаимосвязи между переменными были неустойчивыми, характер процессов часто менялся.

Августовский кризис 1998 г., отразившийся в резком скачке темпов роста цен, и повлекший серьезные изменения в экономических процессах в России, тем не менее, фактически не оказал влияние на взаимосвязи между темпами роста цен и объясняющими переменными. В частности, тест Чоу на критические точки не отрицает гипотезу о равенстве объясненных долей дисперсии зависимой переменной при разделении выборки в августе или сентябре 1999 г. на 1% уровне значимости. До и после августа 1998 г. практически не изменились значения коэффициентов при свободном члене, авторегрессионной переменной и денежной массе. Такой результат свидетельствует, во-первых, о том, что сохранился единый тренд к снижению средних темпов инфляции. Во-вторых, не изменилось соотношение между краткосрочными монетарными шоками и реакцией цен. В то же время статистическая значимость всех коэффициентов после кризиса снизилась, что объясняется включением в число наблюдений, на которых проводилась оценка, момента кризиса, не объясняемого экзогенными переменными.

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

Полученные результаты могут быть проинтерпретированы, в первую очередь, на основе ожиданий экономических агентов. До кризиса, на протяжении длительного временного периода (с середины 1995 г. по август 1998 г.), курс доллара двигался в коридоре, и изменения курса определяли ожидания темпов роста цен. После кризиса, с переходом к режиму пла-

вающего обменного курса рубля, его динамика стала более волатильной, и движения курса стали играть меньшую роль при формировании ценовых ожиданий.

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

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

1.2.8. Моделирование динамики инфляции на отдельных промежутках времени

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Таблица 1.7.

Рассматриваемый период	**Логарифм индекса цен**	**ln(M2)**	**Темпы прироста курса доллара**	**ln(y)**
	p	***m2***	***dkurs***	***y***
1992:02–2001:08	стационарность в разностях относительно тренда	в разностях относительно тренда	в уровнях относительно тренда	стационарен в разностях относительно тренда
1992:02–1995:02	стационарность во вторых разностях	в разностях относительно тренда	стационарность относительно константы	стационарен относительно тренда
1995:03–1998:09	стационарность в уровнях относительно тренда	в разностях относительно тренда (либо в уровнях относительно константы)	стационарность в уровнях	в разностях
1998:10–2001:08	стационарность в уровнях относительно тренда	стационарность в разностях	стационарен в уровнях	стационарность в уровнях (либо в разностях) относительно тренда

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

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

1) Оценивание модели на подпериоде с 02.1992 по 02.1995.

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

Оценка линейной модели с поправкой на гетероскедастичность остатков. Для первого интервала (1992:02 по 1995:02) при моделировании вторых разностей цен доля объясненной дисперсии остается крайне низкой, нормированный R^2 не превышает 0.20 (см. *табл. 1.8*, в спецификации уравнения оставлены только переменные со статистически значимыми оценками коэффициентов).

Таблица 1.8.

	Коэффициент при объясняющей переменной	**Стандартная ошибка коэффициента**	**Уровень значимости коэффициента**
C	-0.031948	0.006333	0.0000
$\Delta^2(\ln P_{t-1})$	-0.283504	0.136857	0.0383
$\Delta(\ln M2_{t-1})$	0.231711	0.053372	0.0000
η_t	-0.082002	0.023944	0.0006
Коинтеграционное соотношение			
$\ln P_{t-1}$	1.000000		
$LnM2_{t-1}$	-1.186995	0.024997	0.0000
C	8.509431	0.242818	0.0000
Уравнения дисперсии ARCH(1)			
C	0.000271	6.87E-05	0.0001
ARCH(1)	0.745723	0.313051	0.0172

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

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

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

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

$\eta = \Delta lnP - 0.05 * lnM2 + 0.343$

t-стат (-3.95)

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

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

$\Delta lnM_t = -2.54 - 0.889 * \eta_{t-1} + 0.651 * lnY_t - 0.34 \Delta^2 p_{t-1} + 0.082\ \Delta m_{t-1} + \nu_t$

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

Функции импульсного отклика показателя инфляции на шоки в инновациях первых разностей логарифмов цен и денежной массы M_2 показаны на *рис. 1.15 и 1.16*. Коэффициент корреляции инноваций относительно мал (-0.305).

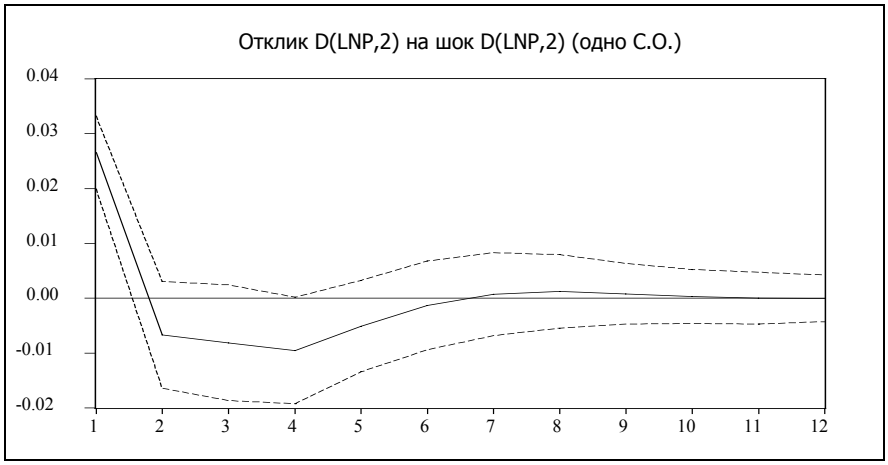


Рис. 1.15.

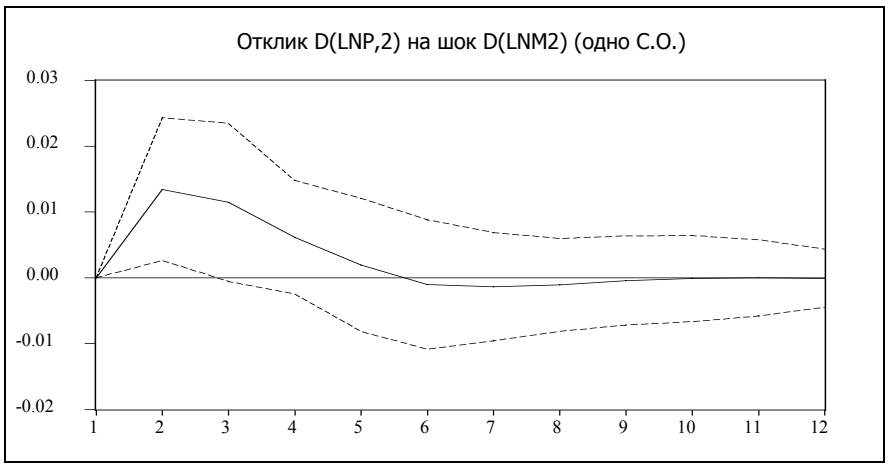


Рис. 1.16

Как видно из представленных графиков, отклик темпов роста цен на ценовой шок заканчивался практически в первом периоде, уходя в отрицательную область (от 2 до 4 месяцев), что согласуется с нашим выводом о высокой волатильности цен на данном подпериоде. Отклик цен на шок денежного предложения начинался с лагом 2 месяца и сохранялся статистически значимым на протяжении последующих одного – двух месяцев.

2) Оценивание модели на подпериоде с 03.1995 по 07.1998.

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

Оценивание линейной модели. После приведения переменных, входящих в модель, к стационарному виду, оценка модели дает следующие результаты (см. *табл. 1.9*). Тесты на автокорреляцию и гетероскедастичность в остатках отвергают соответствующие гипотезы на 5% уровне значимости.

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

Таблица 1.9.

	Коэффициент при объясняющей переменной	**Стандартная ошибка коэффициента**	**Уровень значимости коэффициента**
C	-0.005254	0.001120	0.0000
$(E_{t-1}-E_{t-2})/E_{t-2}$	0.129142	0.056936	0.0294
η_t	-1.109503	0.079882	0.0000
Коинтеграционное соотношение			
$\ln P_{t-1}$	1.000000		
$LnM2_{t-1}$	0.004562	0.00375	
C	-0.059192	0.04792	

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

Фактически, на данном периоде динамика цен определялась лишь двумя переменными – движением курса рубля к доллару США и отклонениями от долгосрочного соотношения между ценами и денежной массой. Напомним, что на протяжении практически всего периода Банк России осуществлял политику «валютного коридора», контролируя динамику номинального курса рубля. Обменный курс рубля играл роль «номинального якоря», определяя инфляционные ожидания экономических агентов. Таким образом, изменения цен соответствовали изменениям курса. Примечательно, что на данном временном интервале отрицается гипотеза об инерционности цен (оценки коэффициента при авторегрессионном члене статистически незна-

чимы). Иными словами, ценовые ожидания хотя и являлись скорее адаптивными, но определялись предыдущей историей не темпов роста цен, а темпами изменения курса рубля к доллару США, контролируемыми Центральным банком РФ.

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

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

$\eta = \Delta lnP + 0.091 * lnM2 - 0.001582 * t - 1.129$

t-стат (-4.94) (-3.318)

$\Delta^2 lnP_t = 0.000284 - 0.486 * \eta_{t-1} + 0.094 \Delta 2 lnPt_{-1} - 0.026\ \Delta lnM_{t-1} + \varepsilon_t$

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

$\Delta lnM_t = 0.021 + 1.799 * \eta_{t-1} - 3.229 \Delta^2 lnP_{t-1} - 0.076\ \Delta lnM_{t-1} + \nu_t$

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

Необходимо заметить, что темп роста курса доллара и индекс интенсивности промышленного производства не оказывают существенного влияния на динамику цен во втором подпериоде, их удаление из модели повышает статистические качества модели. Согласно виду функции импульсного отклика (*рис. 1.17 и 1.18*, корреляция между инновациями эндогенно заданных переменных –0.584) ценовой шок убывает медленнее, чем это наблюдалось на первом подпериоде (до 3 месяцев).

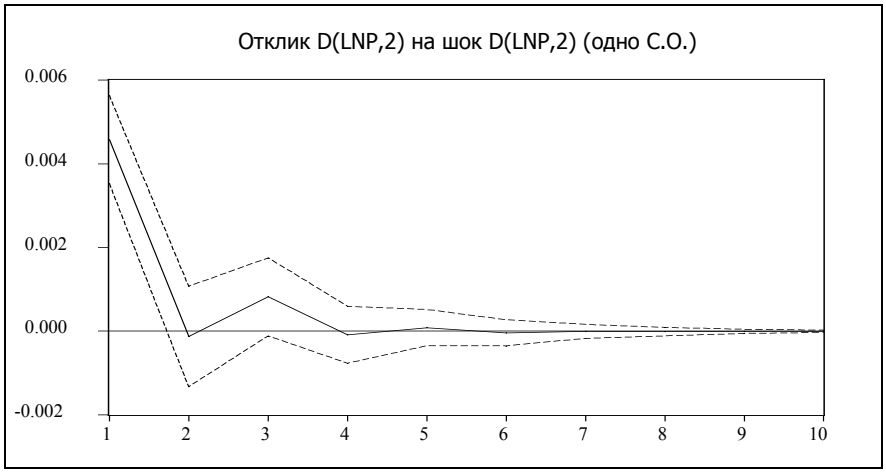


Рис. 1.17

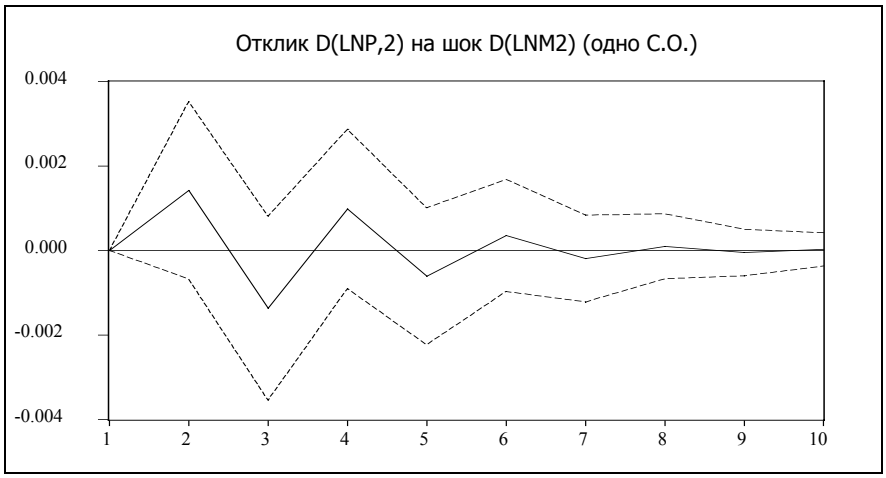


Рис. 1.18

Модель VEC указывает на отрицательную взаимосвязь между расширением денежной массы и темпами изменения цен на рассматриваем периоде. Реакция цен на шок денежного предложения остается статистически незначимой на протяжении всего периода отклика. Мы объясняем данный

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

3) Оценка модели на подпериоде с 10.1998 по 08.2001.

В результате построения парных VAR было выявлено одномесячное влияние переменных *m2* и *y*. Переменная курса доллара влияет на цены с запаздыванием до двух месяцев.

Оценивание линейной модели. Поскольку гипотеза о стационарности ряда логарифмов цен не отвергается на уровне значимости 0,05, ряд будем считать стационарным относительно тренда (TS). Таким образом, оценка модели проводится на детрендированном ряде логарифма цен (с включением авторегрессионной составляющей). На уровне значимости 0.05 модель обладает некоррелированными и гомоскедастичными остатками, результаты оценивания такой модели приведены в *табл. 1.10*.

Таблица 1.10.

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

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

$(lnP_{t})^{detr} = lnP_t - (6.858102 + 0.019111t)$

t-st 411.644 22.682

Оценки модели показывают, что на третьем подпериоде в динамике цен преобладала инерционность, т.е. ожидания экономических агентов были скорее адаптивными. Примечательно, что и на данном временном интервале лучшая спецификация уравнения не включает переменную денежной массы. Однако, на наш взгляд, влияние предложения денег в 1999–2001 гг. реализуется через переменную изменения обменного курса рубля. По-

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

скольку основным инструментов денежно-кредитной политики Банка России в этот период являлись операции на валютном рынке изменение курса рубля отражает в значительной степени эмиссионную активность ЦБ РФ. трицательный знак оценки коэффициента при переменной темпов изменения курса рубля показывает, что при активных рублевых интервенциях, происходивших преимущественно при превышении предложения валюты на рынке над спросом, когда курс рубля испытывал номинальное удорожание, с лагом около трех месяцев отклонения цен от тренда приобретали положительные значения, т.е. происходило ускорение инфляции. Иными словами, лаг между денежными шоками и ускорением темпов роста цен в 1999–2001 гг. составлял около 3 месяцев.

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

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

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

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

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

t-стат (1.314) (-1.339) (1.469) (-2.242) (-0.542) (0.525) (-0.789)

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

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

Функции импульсного отклика, графики которых приведены на *рис. 1.19–1.21*, преимущественно подтверждают результаты, полученные при оценке линейного уравнения. Так, отклик цен (отклонения цен от линейного тренда) на первоначальный шок в ценах остается положительным на всем периоде, т.е. подтверждается вывод о высокой инерционности темпов роста цен в рассматриваемый период.

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

Отклик цен на положительный шок в объеме выпуска остается отрицательным на всем периоде. Иными словами, в 1999–2001 гг. во взаимосвязи между объемом выпуска и ценами практически отсутствует компонента, описываемая кривой Филлипса в краткосрочном периоде. Данный результат отражает рост трансакционного мотива спроса на деньги и уровня монетизации экономики по мере роста реального объема выпуска на протяжении всего подпериода.

В целом необходимо отметить, что на рассматриваемом интервале времени переход от линейного уравнения спроса на деньги к системе одновременных уравнений не позволяет получить дополнительную информацию о зависимостях между переменными.

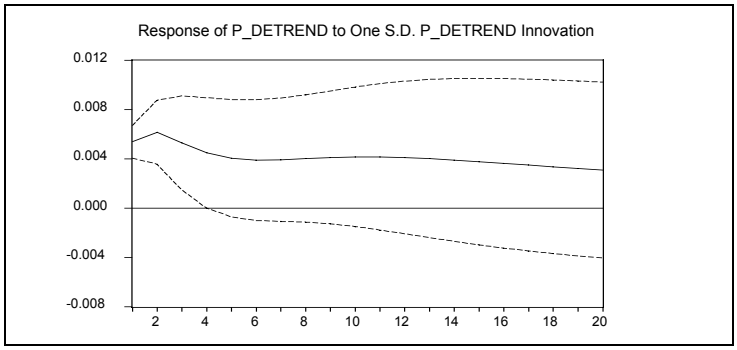


Рис. 1.19.

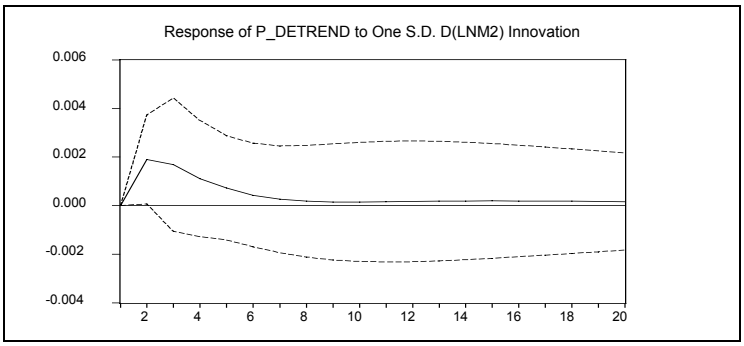


Рис. 1.20

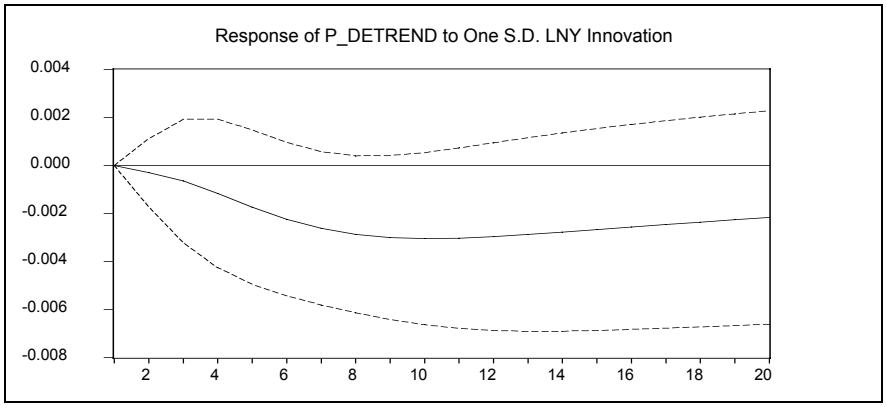


Рис. 1.21

1.3. Исследование нелинейности в поведении спроса на деньги

1.3.1. Проверка гипотезы о стохастическом характере зависимости между ценами и денежной массой

В общем виде динамические системы могут быть представлены в пространстве состояний, известном как state space form (SS-модели). Представление модели в таком виде позволяет, во-первых, оценивать ненаблюдаемые переменные в модели наряду с наблюдаемыми. Во-вторых, SS-модели могут оцениваться с помощью более мощного рекурсивного алгоритма, фильтра Калмана. Фильтр Калмана используется как для оценивания функции правдоподобия, так и для прогнозирования и сглаживания ненаблюдаемых переменных состояния (фазовых переменных).

Представление динамики временного ряда в форме SS-модели в общем виде записывается как:

$$y_t = A'x_t + H(z_t)'\xi_t + w_t,$$

$$\xi_{t+1} = F\xi_t + v_{t+1},$$

где A', H' и F-матрицы размерности $n\times k$, $n\times r$ и $r\times r$ соответственно, x – это столбец $k\times 1$ известных (экзогенных) переменных, а ξ – вектор ненаблюдае-

мых переменных состояния (фазовых переменных). Первое уравнение известно как уравнение наблюдения, второе носит название уравнения состояния, или уравнение перехода. Предполагается также, что векторы возмущений w_t и v_t представляют собой независимые белые шумы со следующими параметрами:

$var(w_t)= R,\ var(v_t) = Q,\ E(w_s, v_t) = 0$ *для всех s и t.*

Для применения рекурсивной процедуры оценивания неизвестных параметров *A, H, F, R* и *Q* необходимо задаться начальными значениями, которые будут корректироваться и пересчитываться на каждом шаге с помощью процедуры фильтра Калмана, которая заключается в последовательном пересчете для t = 1,…,n прогнозов вектора состояний с помощью линейного метода наименьших квадратов для имеющегося на момент *t* вектора состояний.

Для проверки гипотезы о стохастическом характере взаимосвязи между монетарными факторами и темпами роста логарифма цен мы оценили с помощью фильтра Калмана модель, имеющую следующую спецификацию:

$$\Delta p_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta p_{t-1} + \alpha_3 \Delta m_{t-1} + \sum_{i=1}^{2} \alpha_{4i} D_i + \alpha_5 \eta_t + \varepsilon_t$$

$$\eta_t = p_{t-1} + a_1 m_{t-1} + a_2.$$

В случае стохастического характера зависимости между переменными цен и денежной массы коэффициенты a_3 и a_5 могут быть выражены в виде некоторого случайного процесса. Мы рассмотрели две возможные спецификации функции коэффициентов:

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

$$a_t^i = \rho + \kappa_i a_{t-1}^i + \nu_t\,. \qquad (29)$$

Первая спецификация предполагает, что коэффициент следует процессу случайного блуждания. Во втором случае случайный процесс, описывающий поведение коэффициента, имеет постоянную составляющую и авторегрессионный член первого порядка. Оценки статистической значимости (*t*-статистика) дисперсий коэффициентов a_3 и a_5 приведены в *табл. 1.11*.

Таблица 1.11.

	a_5				
a_3	Функция (28)		Функция (29)		Не стохастический
Функция (28)	0.951	2.65E-18	5.70E-11	2.30E-05	1.823
Функция (29)	0.000	4.64E-06	4.36E-46	2.59E-05	2.17E-18
Не стохастический	2.33E-05		0.000		–

Результаты оценок SS-моделей во всех случаях отвергают гипотезу о стохастическом характере коэффициентов при переменных, отвечающих за влияние монетарных факторов на темпы роста цен. Это свидетельствует, во-первых, о стабильности взаимосвязи между деньгами и ценами в экономике России на протяжении всего периода с 1992 по 2001 гг. как при краткосрочных шоках, так и в долгосрочном соотношении. Во-вторых, необъясненная приростами логарифма денежной массы M_2 и отклонениями текущих цен от долгосрочного соотношения между ценами и денежной массой доля приростов логарифма цен полностью приходится на немонетарные факторы. В-третьих, точечные оценки коэффициентов при монетарных переменных могут быть интерпретированы как надежные показатели эластичности изменения цен по денежной массе в краткосрочном и долгосрочном периоде.

1.3.2. Проверка гипотезы о различной реакции (переключении режимов) спроса на деньги на рост и снижение инфляции

Моделирование спроса на деньги в предположении существования переключения динамики спроса между режимами, как правило, проводится в рамках пороговой авторегрессионной (TAR) модели, предложенной и доработанной Tong (1978, 1990) и Tong и Lim (1980). Данный тип моделей предполагает, что существует наблюдаемая переменная q_t, значение которой по отношению к пороговой величине c определяет действие одного из режимов в данный момент времени. Для случая, когда пороговой переменной является лаговое значение исследуемого временного ряда, модель носит название самовозбуждаемой пороговой (SETAR) модели. Формально модель SETAR для авторегрессии первого порядка выглядит следующим образом:

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

В более сжатом виде модель можно переписать как:

$$y_{t-1} = (\varphi_{0.1} + \varphi_{0.2} y_{t-1} + \varepsilon_{0t}) I(y_{t-1} \le c) + (\varphi_{1.1} + \varphi_{1.2} y_{t-1} + \varepsilon_{1t}) I(_{t-1} > c),$$

где $I(A) = 1$, если событие A имеет место и $I(A) = 0$ в другом случае.

В случае если в динамике спроса на деньги действительно имеет место переключение с одного режима на другой, то с учетом несложных преобразований уравнение модели (26) можно будет записать в следующем виде:

$d(LnP_{t)} = c_0 + c_1 d(LnP_{t-1}) + c_2(d(LnM2_t)) + c_3(d(LnM2_{t-1})) + c_4(d(LnP_{t-1}))I_t + c_5(d(LnM2_t))I_t + c_6(d(LnM2_{t-1}))I_t + c_7\eta_{t-1} + c_8 d_{898} + c_9 d_{998.}$

где I_t – условная переменная, определяемая следующим образом:

$I_t = 1$, *если* $d(LnP_{t-1})>c$ *и* $I_t = 0$, *если* $d(Lnp_{t-1})\leq c$.

В качестве неподверженной влиянию режимов переменной взято коинтеграционное отношение η_{t-1}, полученное при моделировании векторной авторегрессии, а значит динамика режимов будет интерпретироваться как переключение параметров системы относительно стационарного положения. В модель также добавлены логически переменные, отвечающие за кризис в августе1998 г. – d_{898} и d_{998}.

Оценка SETAR модели. Оценивание модели SETAR для определенного порогового значения может быть получено с помощью метода наименьших квадратов. Для нахождения оценки порогового значения *c* необходимо определить модель с минимальной дисперсией остатков $s^2(c)$. Данный метод может быть осуществлен с помощью прямого перебора значений *c*. Необходимо заметить, что множество *C* пороговых значений, из которых определяется оптимальное значение *c*, состоит из конечного числа порядковых статистик $y_{(i)}$, поскольку модель, а значит и величина оцененной дисперсии не будет меняться для различных пороговых значений, лежащих между порядковыми статистиками. При этом пороговое значение принято выбирать таким, чтобы доля наблюдений для каждого режима не была меньше некоторого заданного значения, в качестве которого, как правило, выбирается значение 0,15.

В ходе исследования значение пороговой переменной, минимизирующее выборочную дисперсию, было выбрано равным 0,118, причем значение стандартной ошибки при данном пороговом значении равно 0,0227. Таким образом, все значения разностей цен, большие порогового значения, относятся к состоянию низкого спроса на деньги (высокому росту цен), а остальные значения характеризуют высокий спрос на деньги (низкий темп роста цен).

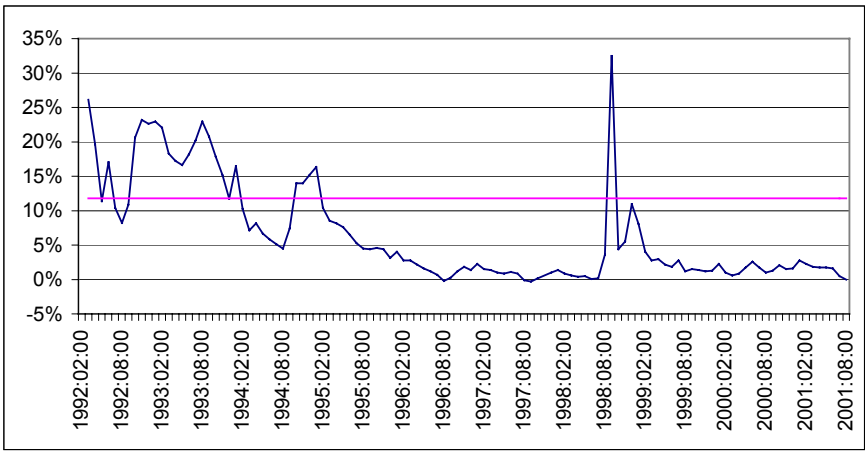


Рис. 1.22 Динамика индекса потребительных цен и пороговые значения модели SETAR

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

Таблица 1.12.

	Коэффициент при объясняющей переменной	**Стандартная ошибка коэффициента**	**Уровень значимости коэффициента**
C	9.26E-05	0.001140	0.9353
$\Delta(\ln P_{t-1})$	0.556356	0.024716	0.0000
$\Delta(\ln P_{t-1})I_t$	0.092197	0.023603	0.0001
$\Delta(\ln M2_{t-1})$	0.097629	0.019197	0.0000
$\Delta(\ln M2_{t-1})I_t$	0.241168	0.030267	0.0000
d_{898}	0.015506	0.004707	0.0010
d_{998}	0.356748	0.007780	0.0000
η_t	-0.004325	0.000673	0.0000
Коинтеграционное соотношение			
$\ln P_{t-1}$	1.000000		
$LnM2_{t-1}$	0.076285	0.028751	
C	-8.772493	0.379885	
Уравнения дисперсии ARCH(1)			
C	1.99E-05	1.30E-05	0.1261
ARCH(1)	1.630118	0.363297	0.0000

Тестирование на линейность против нелинейности в виде SETAR модели. Тестирование на линейность модели против гипотезы о том, что динамика определяется одним из режимов, т.е. модель специфицируется в виде SETAR с зафиксированным значением пороговой переменной *c*, проводится с помощью статистики F(ĉ), распределенной асимптотически как χ^2:

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

где $\tilde{\sigma}^2$ – оценка линейной модели, $\hat{\sigma}^2$ – оценка модели SETAR.

В нашем случае: $\tilde{\sigma}^2$ = 0,000357, $\hat{\sigma}^2$ = 0,000516, число наблюдений – 113, F(ĉ) = -34,7465, $\chi^2_{0,05}(\hat{c})$ = 15,50731 (при числе степеней свободы 8).

Поскольку критическое значение для уровня значимости 0.05 меньше по абсолютному значению, чем рассчитанная статистика, гипотеза о линейности отвергается, а значит есть основания утверждать, что динамика спроса на деньги зависит от того, в каком из двух состояний находится система.

Оценка STAR модели. Моделирование динамики временного ряда с помощью модели SETAR предполагает, что переключение между режимами дискретно. Однако можно расширить модель, предположив, что переключение между режимами происходит не мгновенно. Для этого применяют авторегрессионную модель со сглаженным переходом (Smooth Transition AR, или STAR model), в которой в качестве функции переключения *I(·)* используют непрерывную функцию G:

$$G_t = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma(p_{t-1} - c)]}.$$

Динамика исследуемого временного ряда y_t записывается аналогично виду уравнения (30) для модели SETAR:

$$y_t=(\varphi_{0.1}+ \varphi_{0.1}y_{t-1})(1-G(y_{t-1}, \gamma, c))+(\varphi_{0.1}+ \varphi_{0.1}y_{t-1})G(y_{t-1}, \gamma, c)+ \varepsilon_t,$$

Критические значения для переменных, определяющих переход между двумя состояниями, выбираются по критерию наименьшей выборочной дисперсии. В применении к моделированию динамики цен модель со сглаженным переходом будем рассматривать модель авторегрессии первого порядка, в которой пороговой переменной является лаг изменения логарифма цен в следующей спецификации:

$d(lnP_t) = a_0 + a_1 d(lnp_{t-1})G(d(lnP_{t-1}), \gamma, c) + a_2 d(lnM2_t)G(d(p_{t-1}), \gamma, c) + a_3 d(lnM2_{t-1})G(d(p_{t-1}), \gamma, c) + b_1 d(lnP_{t-1})(1 - G(d(p_{t-1}), \gamma, c)) + b_2 d(lnM2_t)(1 - G(d(p_{t-1}), \gamma, c)) + b_3 d(lnM2_{t-1})(1 - G(d(p_{t-1}), \gamma, c)) + a_4 n_{t-1} + a_5 d_{898} + a_6 d_{998}$

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

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

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

$d(lnP_t) = a_0 + a_1 d(lnP_{t-1}) + a_2 d(lnM2_t) + a_3 d(lnM2_{t-1}) + b_1 d(lnP_{t-1})\cdot d(lnP_{t-1}) + b_2 d(lnM2)\cdot d(lnP_{t-1}) + b_3 d(lnM2_{t-1})\cdot d(lnP_{t-1})$.

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

Wald Test:			
Нулевая гипотеза:	$B_1=0$, $B_2=0$, $B_3=0$		
F-statistic	142.3571	Probability	0.000000
Chi-square	427.0714	Probability	0.000000

Таким образом, мы не можем отвергнуть гипотезу об адекватности STAR модели для временного ряда изменения логарифма цен в РФ. При пороговом значении *c=0,118*, определенном для модели SETAR, наилучшее значение параметра $\gamma = 80$. Функция перехода между режимами $G(d(lnP_{t-1}),$ 80, 0,118) имеет следующий график (рис. 1.23).

Функция перехода принимает значения между 0 и 1, где нулевые значения соответствуют периоду высокого спроса на деньги (низкого темпа роста цен), а значения, равные единице – периоду низкого спроса, или высокого темпа роста цен. Таким образом, периоды с апреля 1995 г. по август 1998 г., а также период с февраля 1999 г. по настоящее время характеризуются стабильно высоким спросом на деньги. С начала 1992 г. по март 1995 г. динамика спроса на деньги была нестабильна, причем по большей части экономика характеризовалась низким спросом на деньги и лишь в период с апреля по октябрь 1994 г. спрос на деньги был достаточно высок. Оценки STAR модели приведены в *табл. 1.13* (нормированный $R^2 = 0.821$).

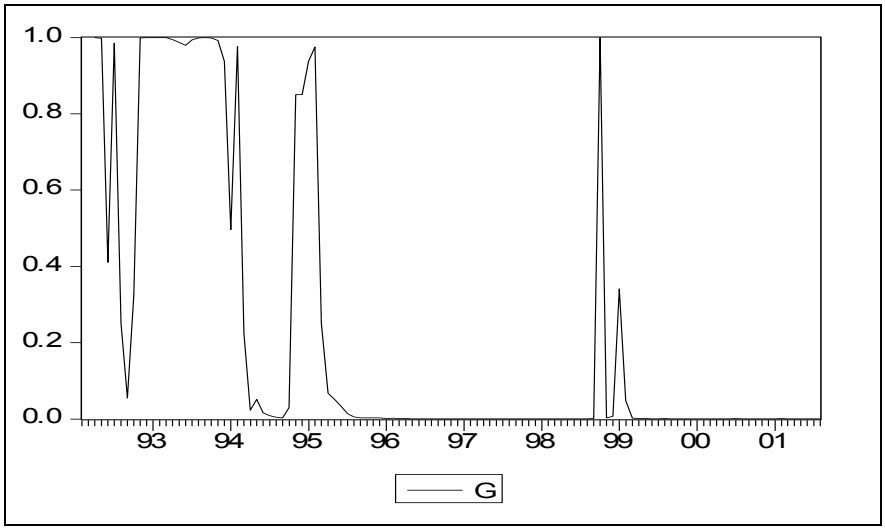


Рис. 1.23

Таблица 1.13.

	Коэффициент при объясняющей переменной	**Стандартная ошибка коэффициента**	**Уровень значимости коэффициента**
C	-0.002056	0.000994	0.0386
$\Delta(\ln P_{t-1})G_t$	0.642483	0.038746	0.0000
$\Delta(\ln P_{t-1})(1-G_t)$	0.463921	0.060265	0.0000
$\Delta(\ln M2_{t-1})G_t$	0.086996	0.043747	0.0467
$\Delta(\ln M2_{t-1})(1-G_t)$	0.069653	0.022277	0.0018
$\Delta(\ln M2_{t-1})G_t$	0.227622	0.024834	0.0000
$\Delta(\ln M2_{t-1})(1-G_t)$	0.134135	0.020649	0.0000
d_{898}	0.025039	0.003908	0.0000
d_{998}	0.350930	0.006988	0.0000
η_t	-0.004666	0.000731	0.0000
Коинтеграционное соотношение			
$\ln P_{t-1}$	1.000000		
$LnM2_{t-1}$	0.076285	0.028751	
C	-8.772493	0.379885	
Уравнения дисперсии ARCH(1)			
C	1.99E-05	9.39E-06	0.0337
ARCH(1)	1.952792	0.365231	0.0000

1.4. Оценка равновесия спроса и предложения на денежном рынке

Как известно, равновесие на любом рынке устанавливается в точке пересечения кривых спроса и предложения. Поэтому естественно предположить, что цены должны определяться не только факторами, определяющими спрос, но и кривой денежного предложения. С учетом данного положения оценка системы уравнений, включающей отдельные уравнения для динамики предложения денег и спроса на деньги является предпочтительным, так как оценивание функции спроса на деньги без моделирования предложения денег приводит к смещенным оценкам коэффициентов регрессионного уравнения. Однако необходимо помнить, что оценивание системы уравнений при наличии ошибочной спецификации одного из уравнений может привести к плохим (смещенным и не эффективным) оценкам всех коэффициентов в системе. Таким образом, оценивание системы уравнений хотя и обладает существенными преимуществами перед оцениванием одного уравнения, но может привести к худшим результатам в случае неправильной спецификации модели.

Для того чтобы учесть влияние динамики денег, уравнение спроса на деньги необходимо дополнить уравнением для предложения денег в экономике и условием равновесия:

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

$M^s = M^d$

Здесь X – набор факторов, определяющих динамику предложения денег в экономике. Как было показано в разделе 1.1, к ним относятся показатели, формирующие денежную базу и денежный мультипликатор. Если в качестве показателя денежного предложения фигурирует один из широких денежных агрегатов, динамика предложения может быть представлена как результат динамического взаимодействия двух экономических переменных – мультипликатора и денежной базы, h. В таком случае, модель равновесия будет состоять из трех уравнений, определяющих динамику эндогенных переменных, и двух тождеств, одно из которых является условием равновесия, другое представляет взаимосвязь между эндогенными переменными. Записанная в логарифмах, линейная модель будет иметь следующий вид (x_1, x_2, x_3 – вектора объясняющих переменных, соответственно, для каждого из трех структурных уравнений):

$m^d - p = f(x_1)$ (спрос на рынке денег)

$\mu = f(x_2)$ (динамика мультипликатора)

$h = f(x_3)$ (динамика денежной базы)

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

$m^s = m^d$ (условие равновесия на рынке денег)

Мы предполагаем, что поведение денежного мультипликатора определяется следующим набором факторов:

m0/m2 – отношение наличных денег (M_0) к денежной массе M_2;

deposit, cred, *cred-deposit* – средние процентные ставки по депозитам физических лиц и кредитам юридическим лицам, соответственно, а также спрэд между данными ставками;

dkurs – темп изменения номинального курса рубля к доллару США;

mbk – процентная ставка по рублевым межбанковским кредитам;

y – индекс интенсивности промышленного производства (показатель объема выпуска или экономической активности).

Денежная база (резервные деньги) как инструмент денежной политики определяется следующими макроэкономическими параметрами:

p – индекс потребительских цен;

def – первичный дефицит федерального бюджета (в номинальном или реальном выражении);

ex, im, ex-im – экспорт, импорт, сальдо торгового баланса;

zolres – золотовалютные резервы (млрд. долларов США).

Согласно теоретическим предположениям (см. раздел 1.1), денежный мультипликатор, определяемый как отношение широкого денежного агрегата (в нашем случае – M_2) к денежной базе, вероятно, должен зависеть от процентных ставок на финансовом рынке, ожиданий экономических агентов, степени развития банковской системы и объема выпуска в экономике. В частности, высокие процентные ставки по кредитам снижают спрос на банковский кредит, что замедляет мультипликацию денег в экономике. Аналогичное предположение действует и в отношении спрэда между ставками по кредитам и депозитам: с ростом данного показателя спрос на кредиты и, соответственно, мультипликатор снижаются. С другой стороны, высокие процентные ставки по депозитам увеличивают альтернативную стоимость хранения наличных денег, растет объем депозитом в банках. Кроме того, с увеличением ресурсной базы банки получают возможность расширять кредитование. Процентная ставка по МБК также отражает уровень ликвидности внутри банковской системы, т.е. рост стоимости межбанковских кредитов происходит при сокращении объема свободных средств у банков, т.е. ограниченности ресурсов для выдачи новых кредитов.

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

Мы предполагаем положительную зависимость между денежным мультипликатором и объемом выпуска, так как, во-первых, по мере расширения выпуска увеличивается потребность предприятий в новых кредитах. Во-вторых, рост выпуска обычно сопровождается увеличением денежных потоков и объема прибыли в экономике, что, соответственно, приводит к росту остатков на депозитах в банковской системе.

Две другие объясняющие переменные (отношение наличных денег к денежной массе и темп изменения номинального курса рубля) добавлены в уравнение для учета особых факторов, присущих переходным (развивающимся) экономикам. Так, отношение M_0 к M_2 может служить показателем доли теневого сектора в экономике (через дополнительный спрос на наличные деньги для совершения нерегистрируемых или нелегальных трансакций), а также характеризовать степень доверия населения к банковской системе (т.е. из-за недоверия к банкам население предпочитает наличные деньги банковским депозитам). Таким образом, мы предполагаем отрицательный знак коэффициента при данной переменной.

Темп изменения номинального курса национальной валюты в условиях долларизованной экономики, какой является экономика России, оказывает существенное влияние на ожидания экономических агентов и, соответственно, на валютную структуру портфеля их активов. Поскольку денежный мультипликатор отражает предложение только рублевой составляющей денег в экономике, его снижение при ускорение девальвации национальной валюты происходит вследствие реструктуризации портфелей в сторону валютной составляющей.

Денежная база, как один из инструментов государственной экономической политики, непосредственно контролируемая денежными властями, должна определяться на основании наблюдаемых переменных, обусловливающих или отражающих политику Центрального банка РФ. Мы предполагаем, что в их число входят такие переменные, как уровень (темп роста) цен, темп изменения курса рубля к доллару, величина дефицита федерального бюджета (как величина, являющаяся первопричиной сеньоража), а также показатели платежного баланса – как переменные, определяющие политику относительно валютного курса.

Зависимость между резервными деньгами и уровнем цен отражает, на наш взгляд, в первую очередь изменение необходимого номинального объема денег в экономике при изменении масштаба цен, т.е. знак соответствующего коэффициента должен быть положительным. Показатели торгового баланса (экспорт, импорт, сальдо торгового баланса) и изменение

золотовалютных резервов отражают изменение денежной базы за счет операций Банка России на валютном рынке. Рост притока валюты в страну (положительное сальдо торгового баланса или увеличение золотовалютных резервов) означает увеличение рублевых интервенций на рынке для выкупа избыточного предложения валюты и, соответственно, рост денежной базы. При этом мы предполагаем, что показатели торгового баланса отражают приток валюты по счету текущих операций, а изменение золотовалютных резервов – по счету движения капитала (например, через конвертацию капитальных потоков в национальную валюту в ЦБ РФ или продажу валюты из резервов для осуществления выплат по внешнему долгу).

Как мы уже обозначили, дефицит федерального бюджета является первопричиной сеньоража, т.е. приводит к эмиссии денег для его финансирования. При этом данная закономерность может выполняться даже в условиях запрета на прямое кредитование правительства денежными властями (существующий в России с первого квартала 1995 г.). Несмотря на то что Банку России запрещено покупать государственные ценные бумаги при размещении их на первичном рынке, операции на вторичном рынке ГКО-ОФЗ (покупка бумаг) приводят к увеличению денежной базы. Предельный объем такой эмиссии соответствует объему долга в обращении, т.е. величине дефицита федерального бюджета.

В случае динамической модели одновременных уравнений, когда переменные, входящие в модель, нестационарны, наилучшие статистические свойства оценок могут быть получены с помощью двухшагового метода оценивания. Как указывается в работе Hsiao (1997) «… нет необходимости переходить к разностям для получения стационарных переменных». Hsiao показал, что при наличии коинтеграционных отношений между эндогенными и объясняющими переменными оценивание параметров с использованием двухшаговой процедуры остаются «хорошими», поскольку распределение параметров является асимптотически нормальным. Как было показано выше, гипотеза о наличии коинтегрированности индекса цен, денежной массы M_2 и выпуска не отвергается. Также есть все основания полагать, что существует долгосрочная взаимосвязь между показателем резервных денег и цен через тесную взаимосвязь денежной базы и широких денежных агрегатов.

Дискуссионным вопросом тогда остается процесс отбора инструментов. С практической точки зрения процедура выявления инструментов определена неоднозначно, однако для получения состоятельных оценок необходимо, чтобы переменные были некоррелированы с ошибками и

достаточно коррелировали с регрессорами, причем число инструментальных переменных должно быть как минимум равным числу регрессоров. Для выбора инструментальных переменных будем использовать лагированные значения ценового индекса, денежной массы и базы. Подход, основанный на использовании лаговых значений в качестве инструментов, достаточно распространен, поскольку лаговые значения предопределены в момент времени *t*, а значит некоррелированы с ошибками в момент времени *t*, и при этом хорошо коррелированы с объясняющими переменными. Очевидно, что для предотвращения проблемы мультиколлинеарности переменные, вошедшие в число инструментов, необходимо исключить из числа регрессоров.

Результаты оценивания коэффициентов системы с помощью взвешенного (для устранения возможной гетероскедастичности остатков) двухшагового метода наименьших квадратов получены следующие:

$lnP_t = 1.921+1.074lnM2_t - 2.459lnY_{t-6} + \varepsilon_{1t}$ $\quad Adj.\ R^2 = 0.918$

t-st (1.31) (24.41) (-5.12)

$\mu_t = 4.781 - 0.851cred_t + 1.439deposit_t - 0.879lnY - 2.225M0/M2 + \varepsilon_{2t}$ $Adj.\ R^2 = 0.796$

t-st (4.90) (2.42) (2.09) (-3.87) (-2.70)

$lnReserv_t = 5.828+0.946lnP_t + 0.023zolres_t + \varepsilon_{3t}$ $\quad Adj.\ R^2 = 0.982$

t-st (47.65) (46.73) (13.96)

Полученные оценки показывают, что коэффициенты в уравнении для денежного спроса имеют согласующиеся с теорией знаки и статистически значимы. Аналогично результатам, полученным при оценке структурного уравнения спроса на деньги (см. раздел 1.2), уровень цен положительно зависит от денежного предложения (M_2) и отрицательно – от индекса промышленного производства (показателя уровня экономической активности, с лагом шесть месяцев). Иными словами, расширение экономической активности приводит к росту спроса на деньги, и при постоянном предложении денег цены снижаются.

Денежное предложение, согласно уравнению, моделирующему поведение мультипликатора, как и ожидалось, отрицательно зависит от уровня процентной ставки по кредитам юридическим лицам, что означает сокращение объема выданных кредитов при росте соответствующей процентной ставки. В то же время мультипликатор положительно зависит от процентной ставки по рублевым депозитам[32], т.е. с ростом процентной ставки уве-

[32] Процентная ставка по депозитам юридических лиц примерно соответствует ставке по депозитам физических лиц.

личивается привлекательность депозитов, деньги не выводятся из банковской системы, и мультипликационная цепочка удлиняется.

Отрицательная зависимость денежного мультипликатора от индекса промышленного производства может объясняться двумя, в какой-то степени противоречивыми, причинами. Во-первых, мультипликация денежного предложения в России не была преимущественно связана с кредитованием именно реального сектора. В 1996–1997 гг. рост мультипликатора объяснялся увеличением объема трансакций на финансовых рынках, на фоне спада (или стабилизации) в реальном секторе. В то же время после кризиса 1998 г., когда темпы роста промышленного производства были максимальными, мультипликатор снижался вследствие недоверия к банковской системе и рационированию кредита банками, несмотря на формирование «избыточной ликвидности». С другой стороны, можно предположить, что даже на тех временных интервалах, когда наблюдался рост производственной и инвестиционной активности, финансирование текущей деятельности предприятий происходило преимущественно за счет собственных, а не заемных средств, что уменьшало суммарный средний остаток средств на депозитах в банковской системе.

Логичным представляется также отрицательный знак коэффициента при отношении M_0 к M_2, интерпретируемый нами как показатель, характеризующий степень доверия населения к банковским депозитам, а также отражающий, в определенной степени, размеры теневого сектора (через долю расчетов между хозяйствующими субъектами в наличной форме, помимо банковских счетов).

Оценки уравнения для резервных денег показывают, что динамика денежного предложения, контролируемого ЦБ РФ, определяется двумя показателями – общим уровнем цен, а также изменениями золотовалютных резервов РФ. При этом последний показатель объясняет около 41% вариации ряда логарифмов денежной базы. Очевидно, что после кризиса 1998 г. покупка валюты (экспортной выручки) Центральным банком РФ на рынке являются основным каналом денежной эмиссии. Аналогичные операции до августа 1998 г., хотя и по покупке или продаже валюты, поступающей преимущественно по счету движения капитала (портфельные инвестиции на фондовый рынок и рынок ГКО-ОФЗ), также не были в полной мере компенсированы обратными операциями Банка России на открытом рынке с государственными ценными бумагами. Положительная зависимость между резервными деньгами и уровнем цен отражает, на наш взгляд, в первую

очередь изменение необходимого номинального объема денег в экономике при изменении масштаба цен.

* * *

Полученные результаты анализа спроса на деньги в экономике России в 1992–2001 гг. позволяют сделать следующие основные выводы:

1) Монетарный подход является достаточным и адекватным для изучения спроса на деньги и моделирования инфляционных процессов в российской экономике. Предпосылки альтернативных подходов к анализу спроса на деньги и, в первую очередь, подхода на основе кривой Филлипса не находят однозначного подтверждения на российских данных.

2) Кризис 1998 г. не оказал значимого влияния на природу и характер зависимостей между ценами и переменными, определяющими спрос на деньги в экономике. Несмотря на то что численные оценки ряда коэффициентов и статистическая значимость изменились после августа – сентября 1998 г., их знаки и соотношение остаются постоянными.

3) Зависимость между ценами и денежным предложением носит нестохастический, а детерминированный характер. Введение в модели наряду с текущими темпами роста денежной массы коинтеграционного соотношения между ценами и денежной массой позволило разделить краткосрочные и долгосрочные эффекты денежно-кредитной политики, в частности, выявить тенденцию к возвращению к устойчивому долгосрочному соотношению при краткосрочных отклонениях цен или денежного предложения.

4) Анализ изменения спроса на деньги на трех выделенных подпериодах (1992–1995, 1995–1998 и 1998–2001) показал принципиальные различия в роли отдельных факторов для определения темпов роста цен при сохранении общего вида функции спроса на деньги. В частности, на первом подпериоде при высоких средних темпах роста цен динамика цен практически полностью определялась денежным предложением, наблюдалась сильная волатильность темпов инфляции. На втором временном интервале изменения номинального обменного курса рубля играли ключевую роль в формировании инфляционных ожиданий, тогда как при снижении средних темпов инфляции и росте монетизации экономики шоки денежного предложения в краткосрочном периоде не имели значения. На третьем подпериоде, после кризиса, динамика номинального обменного курса рубля вновь играла важную роль, однако, на данном временном интервале курс рубля выступал в качестве инструментальной переменной для денежного предложения ввиду эндогенности денежно-кредитной политики по отношению к ситуации на валютном рынке.

5) Анализ функций отклика векторных авторегрессионных моделей цен на шоки переменных, определяющих спрос на деньги, показал, что максимальная глубина влияния денежных шоков не превышала 8–9 месяцев в период до августа 1998 г., тогда как в настоящее время она не превышает 3 месяцев. Шоки в реальном секторе оказывают влияние на динамику цен за период до одного года, при этом получены противоречивые результаты относительно направления влияния. Оценки на всем периоде показывают, что повышение темпов роста цен наблюдается на протяжении первых 6–8 месяцев, тогда как оценки для последнего периода отражают снижение темпов инфляции на аналогичном временном интервале. Мы предполагаем, что в данном случае противоречивость результатов вызвана смешением эффектов от реальных шоков, доступный период наблюдений (менее 10 лет), очевидно, слишком короток для анализа процессов, связанных с реальным сектором, тогда эффекты денежных и курсовых факторов выделяются достаточно хорошо.

6) Оценки моделей с переключением режима показывают, что пороговое значение инфляции, разделяющее высокий и низкий спрос на деньги в экономике России, находится на уровне около 12,5% в месяц (300% в годовом исчислении). Таким образом, периоды с апреля 1995 г. по август 1998 г., а также с февраля 1999 г. до настоящего времени характеризуются стабильно высоким спросом на деньги. С начала 1992 г. по март 1995 г. динамика спроса на деньги была нестабильна, причем по большей части экономика характеризовалась низким спросом на деньги и лишь в период с апреля по октябрь 1994 г. спрос на деньги был достаточно высок. С сентября 1998 г. по январь 1999 г. также наблюдались колебания спроса на деньги между двумя крайними режимами.

7) Оценка системы одновременных уравнений, характеризующих динамику спроса и предложения на денежном рынке, подтвердила выдвинутые гипотезы относительно факторов, определяющих спрос на реальные кассовые остатки. Согласно полученным оценкам, предложение денег определялось преимущественно операциями ЦБ РФ на валютном рынке по накоплению золотовалютных резервов, а также соотношением процентных ставок по депозитам и кредитам и доверием экономических агентов к банковской системе.

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

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

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

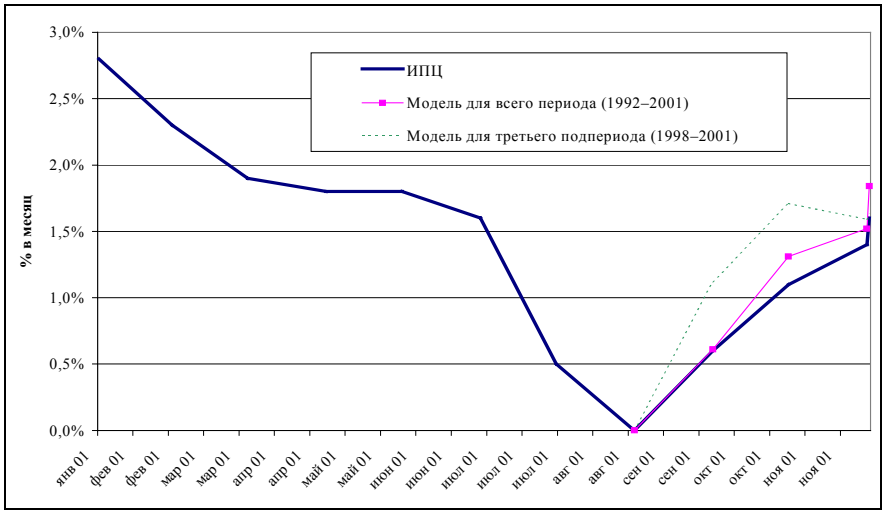


Рис. 1.24.

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