

Глава 6

ИНФЛЯЦИОННЫЕ ПРОЦЕССЫ В РОССИЙСКОЙ ЭКОНОМИКЕ

Природа и причины инфляции в России остаются до настоящего времени одними из наиболее спорных вопросов, по которым ведется активная дискуссия. В данной главе рассматриваются некоторые гипотезы, описывающие развитие инфляционных процессов до начала финансового кризиса (который представляет собой объект самостоятельного анализа). Для проверки некоторых из этих гипотез использовались экономико-статистические расчеты и модели.

1. Развитие инфляционных процессов в России: теоретические дискуссии

Сколько-нибудь надежные данные о действительном движении потребительских цен в советской экономике отсутствуют (официально рассчитывавшиеся индексы почти всегда должны были свидетельствовать о стабильности или даже снижении розничных цен на предметы потребления). Большинство экспертов склонны полагать, что на протяжении длительных периодов имел место более или менее неуклонный рост стоимости жизни, но темпы повышения цен были не очень значительными¹. Вместе с тем к концу 80-х годов все более явно обнаруживались признаки нарастания «подавленной инфляции».

Переход к экономическим реформам открыл путь стремительному росту цен (рис. 6.1). Либерализация ценовых отношений способствовала переходу инфляции в открытую форму. Лишь на

¹ Так, согласно одной из оценок, среднегодовые темпы инфляции в СССР на протяжении 1960–1989 гг. составляли около 1–1,5% (см.: *Ofer G. Soviet Economic Growth: 1928–1985 // Journal of Economic Literature. 1987*).

протяжении января 1992 г. цены повысились в 3,5 раза. Послабления в сфере денежно-кредитной политики весной 1992 г. привели с лагом в несколько месяцев к новому ускорению инфляционных процессов. На протяжении около двух лет (с середины 1992 г. до середины 1994 г.) месячные темпы прироста индекса потребительских цен (ИПЦ) превышали 15%.

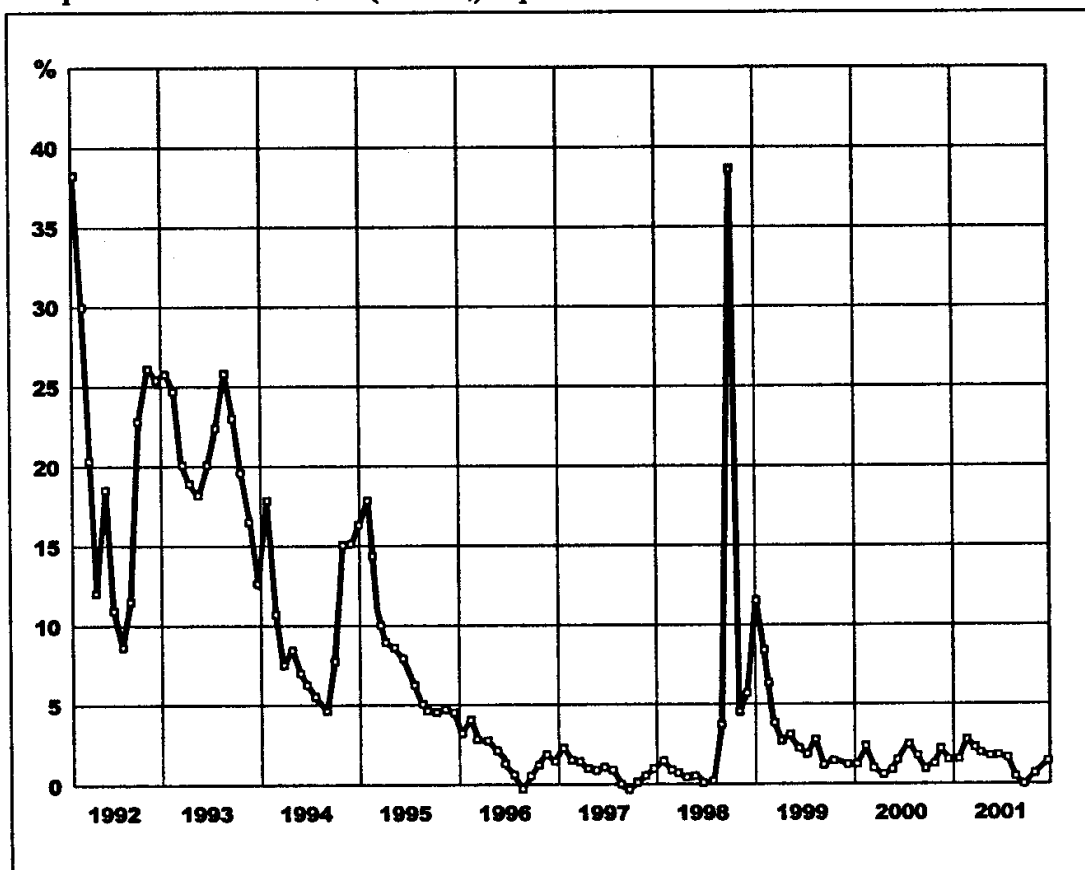


Рис. 6.1. Динамика индекса потребительских цен в 1992–2001 гг.

Постепенно увеличивался и лаг между изменением характера денежно-кредитной политики и ускорением (замедлением) роста цен. Сколько-нибудь устойчивого снижения темпов инфляции удавалось достигнуть лишь через 6–7 месяцев после существенного ужесточения денежно-кредитной политики. Ослабление этих ограничений повлекло за собой кризис на валютном рынке (октябрь 1994 г.) и новый скачок инфляции. На его пике (январь 1995 г.) рост ИПЦ достиг 18% в месяц.

С конца 1994 — начала 1995 гг. Правительство и Центральный банк РФ приступили к реализации программы финансовой ста-

билизации, согласованной с международными финансовыми организациями. Ее ключевыми положениями стали отказ от прямого кредитования федерального бюджета Банком России и переход на рыночное финансирование дефицита (путем выпуска государственных облигаций), ограничение по темпам прироста чистых внутренних активов органов денежно-кредитного регулирования, постепенное сокращение дефицита федерального бюджета РФ¹.

Реализация программы принесла существенные успехи в борьбе с инфляцией, хотя задачи стабилизации финансовой сферы не удалось реализовать в полной мере. К лету 1996 г. месячный темп прироста потребительских цен не превышал 1%. В целом, на протяжении второго периода (с начала 1995 г. до июля 1998 г.) наблюдалась тенденция к постепенному снижению темпов инфляции и уменьшения дисперсии месячных темпов прироста цен.

Однако накопление гигантской задолженности (прежде всего фантастический рост краткосрочной задолженности правительства), сопровождавшееся длительным падением производства и попытками поддержания жесткого валютного курса рубля, создало предпосылки для развертывания серьезного валютно-финансового кризиса. Стремительное обесценение рубля вело к новому «закручиванию» инфляционных спиралей; с сентября 1998 г. по январь 2000 г. ИПЦ увеличился в 2,4 раза. В 2001–2002 гг. фактические темпы инфляции все еще превышали ориентиры, намечавшиеся Правительством и Центральным банком, и после кризисного пика монетарным властям пока не удалось опустить годовой темп инфляции ниже высокой (по стандартам стран со стабильной денежной и финансовой системой) отметки в 12–14%.

Стремительный рост цен и последующая напряженная борьба, направленная на сдерживание инфляции, активизировали обсуждение теоретических проблем, связанных с развитием инфляции. При этом программам денежно-кредитных рестрикций (пренебрежительно именуемым «монетаристскими») все более активно противопоставлялась концепция некоего «особого», «немонетарного» характера инфляции в российской экономике. При этом

¹ Решающее значение отказа от кредитного финансирования дефицита государственного бюджета для реализации программы снижения инфляции особенно рельефно выделено в работе Э. Кардосо (*Cardoso E. Virtual deficits and the Patinkin effect // IMF Staff Papers. 1998. Vol. 45. P. 619–646*).

обычно использовалась не всегда корректно трактуемая концепция «инфляции издержек»¹.

Эта концепция получила распространение в теоретической литературе еще в конце 50-х — начале 60-х годов XX в.; многие авторы занялись поиском критериев, позволяющих на основе конкретных эмпирических исследований провести разделительную черту между «инфляцией издержек» (*cost-push inflation*) и «инфляцией спроса» (*demand — pull inflation*)². Однако постепенно большинство экономистов пришло к выводу, что применительно к тем или иным конкретным динамическим рядам попытки подобного разграничения чаще всего оказываются искусственными. Поэтому и в современных исследованиях (и сколько-нибудь «продвинутых» учебных пособиях) все реже можно встретить выделение особой «инфляции издержек».

Обращение к движению экономической эффективности, производительности факторов и издержек в реальном секторе, а также к специфической структуре рыночных отношений, вообще говоря, представляется вполне правомерным и может быть плодотворным и при исследовании инфляции. Так, анализ поведения издержек (как одного из элементов инфляционного механизма) помогает выделить процессы «переноса» растущей дороговизны из одних отраслей в другие, а различия в движении эффективности производства и издержек в отдельных отраслях могут оказаться одной из причин неодинакового повышения цен на различные товары. Иными словами, изучение динамики производительности и издержек может оказаться вполне уместным и целесообразным при исследовании некоторых структурных характеристик.

Но оно, по-видимому, утрачивает релевантность в тех случаях, когда используется (как это делается в ряде работ, описывающих инфляцию в переходной экономике) для характеристики некой «конечной», «наиболее глубокой» причины, которая неминуемо порождает инфляцию *независимо от состояния денежного обращения*. Тезис об особой «немонетарной» инфляции в российской

¹ Выделим из множества работ, например, статьи Н. Ноздрань, И. Березина «Факторы и этапы развития инфляции издержек в экономике России» (*Экономика и математические методы*. 1994. Т. 30 (1). С. 87–95) и О. Шабалкина «Анализ структуры инфляции издержек в российской экономике» (*Экономика и математические методы*. 1995. Т. 31(2). С. 53–66).

² См., например: *Phelps E. Test for the Presence of Cost Inflation in the United States // Yale Economic Essays*. 1961. Spring. P. 28–69.

экономике до сих пор кочует из одной публикации (служебной записки) в другую.

Категоричные утверждения, согласно которым «главными причинами роста цен и спада производства являются технологическая отсталость и монополизм, доставшиеся России в наследство от централизованной системы хозяйствования»¹, оказываются в лучшем случае слишком отвлеченными при анализе конкретных особенностей инфляционного процесса. Почему, скажем, в 1992 г. прирост потребительских цен составил 2509% , а через пять лет, в 1997 г. — лишь 11%? Можно ли исходя из приведенного выше суждения, в частности, полагать, что резкое снижение темпов инфляции отражает соответствующее замедление «технического отставания» или столь сильное ослабление «монополизма» и повышение эффективности в реальном секторе?

Снижение экономической эффективности действительно может выступать в качестве главной причины повышения цен в некоторых «чистых» случаях, когда рассматриваются производство и сбыт какого-либо одного товара, а действие всех прочих факторов предполагается неизменным. Но изменения *общего* уровня цен чаще всего просто невозможно полностью отнести к «инфляции спроса» или «инфляции издержек».

Достаточно обратиться к моделям общего равновесия, рассматривающим увеличение номинального (денежного) спроса, и предположить «чистый случай» роста цен на некоторые промежуточные продукты, чтобы убедиться: последующее повышение общего уровня цен всегда окажется результатом взаимодействия «инфляции спроса» и «инфляции издержек». Это же относится и к ситуации экзогенного увеличения издержек. Одним из необходимых условий инфляционного роста цен во всех этих случаях оказывается «избыточный» (при исходном уровне цен) денежный спрос.

Поэтому теоретические представления об инфляции никак не могут ограничиваться схемами, моделирующими калькуляцию издержек производства (сбыта) отдельного товара, не только предполагающими как бы автоматическое последующее переложение дополнительных издержек (а во многих моделях — и дополнительных чистых доходов) в цену соответствующего товара, но и затем распространяющие эти рассуждения на движение об-

¹ Пугачев П., Пителин А. Инфляция в условиях ограниченной конкуренции // Экономика и математические методы. 1997. Т. 33(2). С. 67.

щего уровня цен¹. Особенно парадоксальными представляются взгляды тех сторонников концепции «инфляции издержек», которые связывают влияние изменений в предложении денег на движение издержек не с воздействием на цены, а лишь с давлением на объем выпуска (предполагается, например: «ограничение эмиссии усиливает спад, что стимулирует рост цен через повышение удельной заработной платы»²). Лучшим средством борьбы против инфляции в таком случае может служить, по-видимому, лишь... более интенсивная денежная эмиссия.

Рассмотрение инфляционных механизмов в рамках моделей общего равновесия подводит к выводу, согласно которому рост предложения денег чаще всего служит одним из факторов, оказывающих влияние на движение общего уровня цен³. Исключив некоторые специфические ситуации (например, рост цен, вызываемый разрушительными последствиями войны или природных бедствий), ограничимся рассмотрением *длительных* повышательных тенденций в движении цен. Тогда, по-видимому, можно утверждать, что рост общего уровня цен, складывающийся как некая равнодействующая из краткосрочных изменений цен на отдельных рынках, может проложить себе дорогу и «закрепиться» лишь при условии соответствующего увеличения предложения денег.

В обстановке ускоренного роста цен особенно очевидным становится изменение спроса на обесценивающиеся деньги со стороны участников хозяйственного процесса (наибольшую известность получило «бегство от денег» в периоды гиперинфляции). Со времени публикации «классической» работы Ф. Кейгэна, содержавшей экономический анализ гиперинфляции (1956 г.), и формирования теоретической гипотезы М. Фридмена и Э. Фелп-

¹ Один из сторонников рассматриваемой концепции справедливо замечает: «Само по себе увеличение издержек не может быть ни индикатором, ни, что самое главное, причиной развития инфляции издержек». Что же тогда определяет специфические особенности «инфляции издержек»? Ответ автора на этот вопрос, к сожалению, не совсем понятен: первопричиной инфляции издержек «всегда является нарушение законов свободной конкуренции, отход от принципа «равноправия» всех экономических агентов (?), выходящих на рынок, в соответствии с которым ни один из них не может монопольно диктовать цен вне зависимости от уровня спроса» (*Ноздрань Н. Инфляция издержек и кредитно-денежная политика // Экономика и математические методы. 1994. Т. 30(3). С. 55*); связь между несовершенством конкурентных структур на отдельных рынках и ростом общего уровня цен остается непроясненной.

² Вопросы экономики. 1995. № 3. С. 55–56.

³ В нашей литературе эта позиция обычно находит отражение в характеристике инфляции как «многофакторного» процесса.

са о роли ценовых ожиданий в регулировании соотношения между изменениями ставок денежной заработной платы и уровня безработицы (1966–1968 гг.)¹ важное место в теоретических и эконометрических исследованиях инфляционного процесса занимают характеристики инфляционных ожиданий.

В последние десятилетия внимание исследователей привлекает инерционный характер инфляции и практически необратимый характер повышения цен в современной экономике. Ряд экономистов связывают его с долгосрочным характером контрактов, в том числе со специфическим характером процесса определения заработной платы — *staggered wage setting*, когда лишь часть договоров пересматривается каждый год². Другие авторы склонны видеть причины недостаточной подвижности заработной платы в том, что существенная асимметрия в стратегии фирмы (предпринимателя) и наемных работников способствует формированию молчаливо подразумеваемых, «имплицитных» соглашений, направленных на обеспечение сравнительно большей устойчивости реальной заработной платы³.

И все же было бы, по-видимому, не слишком реалистично считать ограниченную подвижность цен (некоторых доходов) решающей причиной инфляционной инерции. Дело в том, что данные ряда обследований, а также эконометрические расчеты могут свидетельствовать о том, что средняя продолжительность, на протяжении которого цены остаются более или менее стабильными, в США не превышает нескольких кварталов (не более полутора лет)⁴.

В последнее время все чаще появляются модели, в которых инерционный характер процессов роста дороговизны связывается не столько с меньшей подвижностью заработной платы и цен,

¹ См.: *Cagan P.* The Monetary Dynamics of Hyperinflation // *Studies in the Quantity Theory of Money*. Ed. By M. Friedman Chicago 1956; *Friedman M.* Comments // *Guidelines, Informal Control, and the Market Place*. Ed. By G. Schultz, R. Aliber. Chicago, 1966; *Friedman M.* The Role of Monetary Policy // *American Economic Review*. 1968. Vol. 58. P. 1–17; *Phelps E.* Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium // *Journal of Political Economy*. 1968. Vol. 76. №4. July – August. Part 2.

² *Taylor J.* Staggered Wage Setting in a Macromodel // *American Economic Review*. 1979. Vol. 69. № 2. May. P. 108–113; *Taylor J.* Aggregate Dynamics and Staggered Contracts // *Journal of Political Economy*. 1980. Vol. 88. №1. P. 1–24.

³ *Azariadis C.* Implicit Contracts and Underemployment Equilibria // *Journal of Political Economy*. 1975. Vol. 83. №6; *Barro R.* Long-Term Contracting, Sticky Prices and Monetary Policy // *Journal of Monetary Economics*. 1977. Vol. 3. July.

⁴ См.: *Taylor J.* Staggered Wage and Price in Macroeconomics // *Handbook of Macroeconomics*. 1999. Vol. 1B. Elsevier: Amsterdam, 1999. P.1009–1050.

сколько с элементами негибкости, содержащимися в самих инфляционных механизмах. В этих построениях используются некоторые существенные предпосылки, упоминавшиеся выше: например, как и в моделях Дж. Тейлора, текущие переговоры о заработной плате ориентируются на существующую среднюю реальную зарплату. При этом процесс определения доходов оказывается связанным предшествующими действиями и соглашениями. Вследствие этого информация о предстоящих событиях (в том числе о предполагаемой денежно-кредитной политике), которая становится доступной для участников переговоров к началу текущего периода, может «транслироваться» лишь в ценовые ожидания следующего периода¹.

Здесь (как и в большинстве теоретических моделей инфляции) складывающееся инфляционное равновесие в большой степени зависит от характера ожиданий. Дж. Робертс показал, что совершенно аналогичные результаты могут быть получены в модели негибкой (определяемой контрактом более чем на один период) зарплаты при условии, что реальные ожидания формируются как средняя из рациональных ожиданий и фактических темпов роста цен².

Другой вариант модели связывает наличие инерционной компоненты в инфляционных процессах с недостаточной гибкостью механизмов, обеспечивающих приспособление предельных издержек к циклическим и прочим изменениям объема производства³.

Таким образом, в качестве основных «строительных блоков» современной теоретической модели инфляции выступают зависимости, определяющие спрос на деньги, формирование заработной платы и инфляционных ожиданий, а также стратегия монетарных властей, регулирующих предложение денег. В сравнительно менее развитых странах и в переходных экономиках среди факторов, определяющих большую «укорененность» инфляционных тенденций, по-видимому, можно выделить либерализацию цен (открывающую возможность реализации накопленного денежного спроса и последующего роста цен, который на первых

¹ *Fuhrer J., Moore G. Inflation Persistence // Quarterly Journal of Economics. 1995. Vol. 110. N 1. P. 127–159.*

² *Roberts J. Is Inflation Sticky? // Journal of Monetary Economics. 1997. Vol. 39. N 2. P. 173–196.*

³ См.: *Gali J., Gertler M. Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis // Journal of Monetary Economics. 1999. Vol. 44. P. 195–222.*

этапах особенно плохо поддается макроэкономическому регулированию), остроту финансовых проблем, порождающих тенденцию к избыточному предложению денег, и относительно меньшую роль тех элементов негибкости, которые выделяются в упоминавшихся выше моделях Дж. Тэйлора, Дж. Робертса и других авторов.

До сих пор речь шла о движении общего уровня цен в рамках замкнутой («закрытой») хозяйственной системы. Между тем существенное влияние на развитие инфляционных процессов могут оказывать и внешние экономические факторы. Указанное влияние может оказаться особенно заметным, если принять во внимание существенное повышение «открытости» российской экономики на протяжении 90-х годов. При режиме плавающего курса снижение номинальной стоимости национальной валюты может усиливать инерционный характер инфляции; в нашей экономике этот фактор мог играть существенную роль в первые годы либерализации валютных отношений и особенно после финансового кризиса 1998 г. Поддержание более или менее стабильных валютных курсов в 1995–1996 гг., напротив, могло несколько сдерживать напор инфляционных процессов.

В данной главе не ставится задача подробного обсуждения теоретической модели инфляции в переходной экономике. Речь идет скорее о начальных попытках эмпирической проверки некоторых обсуждавшихся выше гипотез на данных, относящихся к российской экономике. Поскольку же в установлении хозяйственных пропорций решающую роль играют относительные цены, особый интерес, с нашей точки зрения, может иметь вопрос о неравномерном характере роста цен, иначе говоря, о наблюдающихся в период инфляции изменениях в структуре цен.

К числу первых серьезных попыток эконометрического анализа «ускоренной» инфляции следует отнести работу Я. Тинбергена, опубликованную в 1960 г. В ней показано, что на протяжении сравнительно коротких промежутков времени на движение цен помимо движения денежной массы влияют также «высокочастотные» циклы колебаний заработной платы, рыночных процентных ставок и т.д.¹ Вместе с тем сопоставление темпов роста цен в

¹ См.: *Tinbergen J. Econometric Models for the Explanation of Inflation // Stabile Preise in wachsender Wirtschaft. Das Inflationsproblem. Hrsg. von G. Bombach. Tübingen, 1960.*

отдельных странах на протяжении более или менее длительных периодов, по-видимому, могут свидетельствовать о довольно четкой корреляции между темпами увеличения денежной массы в стране и скоростью развития инфляции, особенно при использовании специальных фильтров, устраняющих краткосрочные всплески в движении обоих рассматриваемых величин¹.

Недавнее исследование группы экономистов МВФ не подтвердило гипотезу о том, что немонетарные факторы могут лучше объяснить динамику инфляции как в переходных, так и в развитых экономиках по сравнению с традиционными монетарными моделями². Особенно отчетливые соответствия между увеличением денежной массы и ростом общего уровня цен выявлены для периодов стремительного развития инфляции («гиперинфляции»).

Эконометрический анализ инфляционных процессов в российской экономике представлен сравнительно небольшим числом работ³; в этих публикациях чаще всего исследуется предположение, согласно которому темпы роста цен зависели от увеличивавшегося предложения денег; в некоторых статьях учитывалась также динамика ожиданий и ряд других факторов. В большинстве упомянутых работ, к сожалению, не рассматривался вопрос о характеристиках изучаемых временных рядов, а также о степени стабильности обнаруженных корреляционных соотношений.

¹ См., например: *Harberger A.C.* Primer on Inflation // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1978. Vol. 10. P. 505–521; *Lucas R.* Two Illustrations of the Quantity Theory of Money // *American Economic Review*. 1980. Vol. 70. P. 1005–1014.

² *Cottarelli C., Griffiths M., Moghadam R.* The nonmonetary determinants of inflation: A Panel data study // IMF Working Paper. 1998. 98\23.

³ *Голиченко О.* О моделировании влияния роста денежной массы на инфляцию и динамику уровня производства // *Экономика и математические методы*. 1996. № 3; *Мау В., Синельников-Мурылев С., Трофимов Г.* Макроэкономическая стабилизация и тенденции экономической политики России в 1995–1996 гг. // *Вопросы экономики*. 1996. № 5; *Цыплаков А.* Эконометрический анализ спроса на деньги в России // *Экономика и математические методы*. 1997. № 1; *Варшавский А.* Анализ и моделирование инфляции в России // *Экономика и математические методы*. 1997. № 3; *Ратюковский Л.* Потери от инфляции в России // *Вопросы экономики*. 2002. № 2.

2. Эконометрическая модель инфляционного роста цен в 1992–2001 гг.¹

В данном разделе будут проанализированы причины и характер динамики потребительских цен в экономике России на периоде с февраля 1992 г. по август 2001 г. на основе месячных наблюдений. Мы будем действовать преимущественно в рамках монетарного подхода. Положения 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.

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

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

где M^d — объем денег в экономике (денежный агрегат); P — уровень цен; Y — валовой внутренний продукт (показатель уровня экономической активности); Δe_t^f — ожидаемое изменение валютного курса.

Последний показатель выступает в качестве заменителя переменной процентной ставки в традиционной формулировке функции спроса на деньги. 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 това-

¹ Авторы выражают благодарность А. Козловской за помощь в проведении эконометрических расчетов. В данный раздел главы включены материалы проекта «Внутренние факторы денежно-кредитной политики России», использовавшего в качестве финансовой поддержки грант Агентства международного развития США.

рами и финансовыми активами. Таким образом, альтернативная стоимость хранения денег должна определяться величиной курса доллара, а не нормой доходности по финансовым активам.

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

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

В 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), имеющим наибольшее число точек наблюдений с требуемой (месячной) частотностью. Данные о денежных агрегатах и номинальном курсе рубля взяты из материалов Банка России, индексе потребительских цен — Госкомстата России, индексе промышленного производства — ЦЭК при Правительстве РФ и ГУ-ВШЭ. Методология оценивания и оценки уравнений структурных моделей спроса на деньги и векторных авторегрессионных моделей для всех случаев приведены в Приложении 1.

Оценки коэффициентов при денежной массе значимы на 95%-м 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 индикаторах роста денежной массы с лагом в один и шесть месяцев.

Коэффициент при авторегрессионной составляющей значим на уровне 95% и положителен, что говорит в пользу предположения о том, что увеличение цен в текущем периоде вызывает их рост в будущем. Таким образом, инфляционный процесс в российской экономике обладает высокой степенью инерционности, ценовые ожидания экономических агентов в значительной степени адаптивны.

Как и ожидалось, коэффициент при темпах роста курса доллара имеет положительный знак, т.е. ускорение темпов девальвации рубля повышает альтернативную стоимость хранения национальной валюты, и спрос на деньги снижается. Оценка выявила также

статистическую значимость переменных, отвечающих за связанные с движением валютного курса и кризисом в августе — сентябре 1998 г.

Неоднозначные результаты получены для переменных, отражающих первые разности объема выпуска (индекса интенсивности промышленного производства) — см. Приложение 1. Знак при индикаторе выпуска с лагом 6 месяцев оказался значим на 95%-м 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 6 месяцев) носят шоковый характер и оказывают положительное влияние на рост цен, что согласуется с кривой Филлипса, описывающей динамику цен в краткосрочном периоде.

Оценка коэффициента при коинтеграционном соотношении имеет отрицательный знак, что отражает тенденцию «возвращения к среднему» в темпах роста логарифма цен или стационарности данного во времени. 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.

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. Тест Йохансена не отвергает нулевую гипотезу о наличии коинтеграции и обнаруживает одно коинтеграционное отношение. Наилучшие результаты оценивания модели получены для шести лаговых значений эндогенных переменных в векторной авторегрессии (см. Приложение 1).

Результаты оценки показывают, что неожиданный скачок индекса цен приведет к росту цен на протяжении около 4 месяцев с последующим установлением их в долгосрочной перспективе на новом стационарном уровне.

В случае положительного шока на денежном рынке цены будут расти 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 «чрезмерного» роста цен. Другими словами, можно интерпретировать период в 9–11 месяцев после денежного шока как время реакции экономических властей на ослабление денежной политики в прошлом.

Неожиданное увеличение уровня выпуска приводит к росту цен через 5–7 месяцев. По нашему мнению, такой результат может быть вызван как сезонными колебаниями темпов инфляции¹, 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 6 месяцев накопленный рост цен производителей проявлялся в ускорении темпов роста потребительских цен. Кроме того, по мере расширения производства происходил рост доходов населения, и с лагом около 6 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 может отражать, в частности, влияние денежной политики.

Тестирование линейной модели на стабильность коэффициентов с помощью теста рекурсивных коэффициентов по МНК позволяет проследить динамику коэффициентов при объясняющих переменных на протяжении с февраля 1992 г. по август 2001 г.

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, неустой-

¹ Индекс интенсивности промышленного производства является сезонно скорректированным.

чивость 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 99%-м уровне значимости. До и после августа 1998 г. практически не изменились значения коэффициентов при 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 кризиса, не объясняемого перечисленными переменными.

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

Снижение значимости объема выпуска (индекса промышленного производства) может объясняться изменением фундаментальных факторов роста реального сектора экономики России. Если до кризиса периоды расширения / сокращения производства в значительной степени объяснялись колебаниями денежного предложения и инфляционным налогом на производителей, то после кризиса причины роста находились преимущественно в

области внешнеэкономической конъюнктуры и импортозамещения. В этих условиях непосредственное влияние объема выпуска на внутренние цены ослабло.

Оценка коэффициента при коинтеграционном соотношении между ценами и денежной массой резко снизилась после кризиса, но по мере удаления от него наблюдалась тенденция к возвращению на прежний уровень (см. Приложение 1). 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.

Согласно проведенному выше анализу стабильности коэффициентов, оценки линейной модели нестабильны на интервале с февраля 1992 г. по август 2001 г. Для более полного изучения взаимосвязей между темпами роста цен и объясняющими переменными в рамках нелинейных зависимостей на 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 моделей на подпериодах проводилось по такой же схеме, как и при оценивании на всем периоде.

При оценивании на первом временном интервале (с февраля 1992 г. по февраль 1995 г.) доля объясненной дисперсии остается крайне низкой. Необходимо отметить, что в данном случае, 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 об инерционности роста цен. Очевидно, что в условиях высоких

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.

Поскольку по результатам оценки структурной модели лишь две переменные — логарифмы цен и денежной массы — оказались взаимосвязанными на данном временном интервале, будем рассматривать модель векторной авторегрессии с коррекцией ошибок, включающую только две эндогенные переменные, цены и денежную массу. Кроме того, необходимо учитывать, что низкие порядки лагов в моделях векторной авторегрессии (с коррекцией ошибок) на отдельных подпериодах (по сравнению с результатами, полученными на всем периоде) могут также быть следствием малого числа наблюдений на каждом из подпериодов (30–35 точек). Тестирование гипотезы Йохансена позволяет отвергнуть нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции и не отвергнуть гипотезу о константе в коинтеграционном отношении.

Полученные оценки свидетельствуют о том, что 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 1–2 месяцев.

Основным результатом оценивания модели спроса на деньги на периоде с марта 1995 г. по июль 1998 г. является наличие ограниченного числа значимых переменных¹. Фактически, на данном периоде динамика цен определялась лишь двумя переменными — движением курса рубля к доллару США и отклонениями от долгосрочного отношения 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 дан-

¹ Наблюдения за август и сентябрь 1998 г. (финансовый кризис) были исключены из рассмотрения, так как представляют собой очевидные «выбросы».

ном временном интервале отрицается гипотеза об инерционности цен (оценки коэффициента при авторегрессионном члене статистически незначимы). Иными словами, ценовые ожидания хотя и являлись скорее адаптивными, но определялись предыдущей историей не темпов роста цен, а темпами изменения курса рубля к доллару США, контролируемые Центральным банком РФ.

Роль монетарных факторов в этот период была ограничена. В частности, в долгосрочном соотношении оценки коэффициентов при переменных цен и денежной массы имеют разные знаки, что отражает процесс роста реальной денежной массы в тот период. Монетарная составляющая в росте цен была статистически значимой только при достаточно больших диспропорциях между предложением денег и ценами относительно долгосрочного соотношения (см. Приложение 1).

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. 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 ценовой шок убывает медленнее, чем это наблюдалось на первом подпериоде (до 3 месяцев).

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

На периоде с октября 1998 г. по август 2001 г. гипотеза о стационарности ряда логарифма цен не отвергается на уровне значимости в 95%, и ряд можно считать стационарным относи-

тельно тренда (TS). Таким образом, оценка модели проводится на детрендрованном ряде логарифма цен.

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

Отрицательный знак при переменной объема выпуска с лагом 2 месяца отражает снижение темпов роста цен при росте спроса на реальные 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.

Функции импульсного отклика для модели векторной авторегрессии (с 2 лагами) 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 г.

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, по-видимому, может отражать рост трансакционного 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.

Важной гипотезой о поведении спроса на деньги является предположение о существовании переключения между режимами низкой и высокой инфляции. Пороговая авторегрессионная (TAR) модель предполагает, что существует наблюдаемая переменная, значение которой по отношению к пороговой величине определяет действие одного из режимов в данный момент времени (см. график, иллюстрирующий пороговое значение в TAR-модели в Приложении 1). Для случая, когда пороговой переменной является лаговое значение исследуемого временного ряда, модель носит название самовозбуждаемой пороговой (SETAR) модели.

Оценивание модели SETAR для определенного порогового значения проводилось с помощью метода наименьших квадратов. Для нахождения оценки порогового значения определялась модель с минимальной дисперсией остатков как функции от выбранного порогового значения. В расчетах иногда приходилось прибегать к прямому перебору значений порога.

Необходимо заметить, что множество пороговых значений, из которых определяется оптимальное значение, состоит из конечного числа порядковых статистик, поскольку модель, а значит и величина оцененной дисперсии не будет меняться для различных пороговых значений, лежащих между порядковыми статистиками. При этом пороговое значение будем 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 больше порогового значения относятся к снижению реальных денежных остатков (высокому росту цен), а остальные значения характеризуют стабильный рост реальных денежных остатков (низкий темп роста цен).

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 (STAR), в которой в качестве функции переключения $I(\cdot)$ используют непрерывную функцию.

Критические значения для переменных, определяющих переход между двумя состояниями, выбирались по критерию наименьшей выборочной дисперсии. Изучая динамику цен, мы рассматривали модель авторегрессии первого порядка, в которой пороговой переменной является лаг изменения логарифма цен. На основании полученных оценок мы не можем отвергнуть гипотезу об адекватности модели STAR для временного ряда изменения логарифма цен в экономике России.

Очевидно, что функция перехода принимает значения между 0 и 1, где нулевой режим представляет собой период высокого спроса на деньги (низкого темпа роста цен), а режим 1 — период низкого спроса, или высокого темпа роста цен¹. Таким образом, периоды с апреля 1995 г. по август 1998 г., а также период с февраля 1999 г. по настоящее время характеризуются сравнительно высоким спросом на деньги. С начала 1992 г. по март 1995 г. динамика спроса на деньги была нестабильна, причем по большей части экономика характеризовалась устойчивым падением реальных денежных остатков, и лишь в период с апреля по октябрь 1994 г. спрос на деньги был достаточно высок.

* * *

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, в первую очередь подхода на основе кривой Филлипса не находят однозначного подтверждения на российских данных.

¹ Нетрудно заметить, что термины «высокий» («низкий») спрос на деньги в подобном контексте носят достаточно условный характер.

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 соотношения остаются постоянными.

3. Введение в модели наряду с текущими темпами роста денежной массы коинтеграционного соотношения между ценами и денежной массы 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, в 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 важную роль в формировании инфляционных ожиданий, тогда как при снижении средних темпов инфляции и росте монетизации экономики шоки денежного предложения в краткосрочном периоде (помимо коинтеграционного отношения) имели сравнительно меньшее значение. В третьем подпериоде, после кризиса динамика номинального обменного курса рубля вновь играла важную роль, однако, на данном временном интервале курс рубля мог выступать 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 оказывали влияние на динамику цен на периоде до одного года, при этом получены противоречивые результаты относительно направления такого влияния. Можно предположить, что в данном случае противоречивость результатов вызвана смещением эффектов от реальных шоков, поскольку доступный период на-

блюдений (менее 10 лет), очевидно, слишком короток для анализа таких процессов.

6. Оценки моделей с переключением режима (до осени 2001 г.) показывают, что пороговое значение инфляции, разделяющее высокий и низкий спрос на деньги в экономике России, находится на уровне около 11,8% в месяц (280% в годовом исчислении). Таким образом, периоды с апреля 1995 г. по август 1998 г., а также с февраля 1999 г. до настоящего времени характеризуются стабильным ростом реальных денежных остатков. С начала 1992 г. по март 1995 г. динамика спроса на деньги была нестабильна. Если учесть данные за последующий период, пороговое значение инфляции существенно снижается.

3. Инфляция и изменение ценовых пропорций

Развитие инфляционных процессов в России переходного периода сопровождалось интенсивными сдвигами ценовых пропорций, т.е. значительными *структурными сдвигами*. Структурные сдвиги отражают различия в темпах роста цен различных товаров и услуг. Вопросы измерения структурных сдвигов рассмотрены в Приложении 2.

Масштаб произошедших структурных сдвигов наглядно иллюстрирует рис. 6.2, на котором показана динамика базисного индекса цен, построенного по корзине потребительских товаров¹ в соответствии с (2) из Приложения 2. Рассеяния распределений индивидуальных индексов цен показывают, что на протяжении периода реформ имеют место колоссальные структурные сдвиги. Так, стандартное отклонение распределения индивидуальных индексов $\ln(p_{jT_2}/p_{jT_1})$ составляет $D_{T_1, T_2} = 0,91$, что соответствует изменению индексов p_{jT_2}/p_{jT_1} в $\exp(0,91) \approx 2,5$ раза (1) от среднего (здесь и ниже D_{T_1, T_2} — индекс структурных сдвигов, рассчитанный в соот-

¹ Используемая в расчетах данной главы корзина потребительских товаров включает 61 товар-представитель (без услуг). Она покрывает 51,2% от корзины ИПЦ Госкомстата России для всех товаров и услуг и 56,7% для всех товаров (без услуг) исходя из структуры потребительских расходов 1994 г. Используются месячные индексы цен для товаров-представителей этой корзины, на основе которых рассчитывается ИПЦ Госкомстата России. Данные охватывают период с декабря 1991 г. по июль 1997 г. Подробнее массив данных описан в: Бессонов В. Исследование трансформации ценовых пропорций в процессе российских экономических реформ. М.: ВШЭ, 1998; Бессонов В. Об эволюции ценовых пропорций в процессе российских экономических реформ // Экономический журнал ВШЭ. 1999. Т. 3. № 1. С. 42–81.

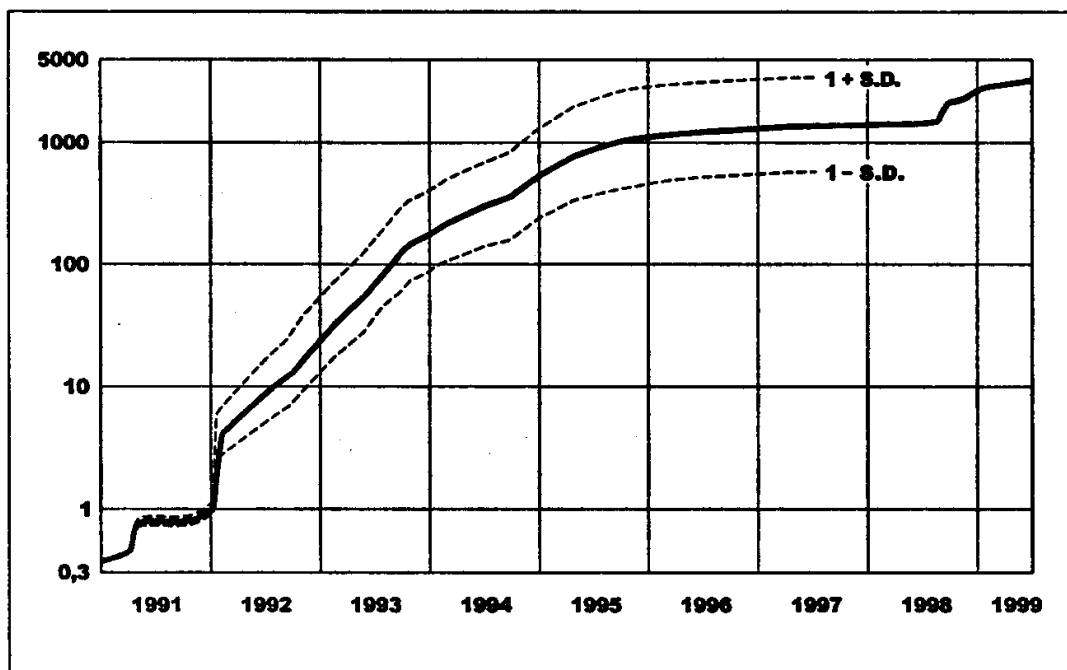


Рис. 6.2. Базисный индекс цен по корзине потребительских товаров
 (пунктиром показаны стандартные отклонения распределений индивидуальных индексов $\ln(p_{jt}/p_{jT_1})$, T_1 — декабрь 1991 г.).
 До декабря 1991 г. и с августа 1997 г. — на основе официального ИПЦ

ветствии с (4) из Приложения 2, p_{jt} — цена товара j периода t , а T_1 и T_2 обозначают соответственно начало и конец отрезка времени, покрываемого данными использованной корзины потребительских товаров, т.е. декабрь 1991 г. и июль 1997 г.). Это указывает на *огромный масштаб произошедших структурных сдвигов*.

Это же демонстрирует и рис. 6.3, иллюстрирующий динамику базисных индексов структурных сдвигов. Анализ показывает, что ценовые пропорции с течением времени удаляются не только от пропорций конца 1991 г., но и от пропорций любого другого момента времени. Скорость такого удаления максимальна в начале рассматриваемого интервала и в целом убывает с течением времени. Таким образом, в российских условиях переходного периода можно говорить о феномене мощных *поступательных* структурных сдвигов. При этом в целом поступательное движение (рост) уровня цен сопровождается в целом поступательным движением ценовых пропорций (ср. рис. 6.2 и рис. 6.3).

Насколько нам известно, структурные сдвиги подобного масштаба не встречаются на тех же интервалах времени в стабильных (непереходных) экономиках. Как будет показано ниже, они обу-

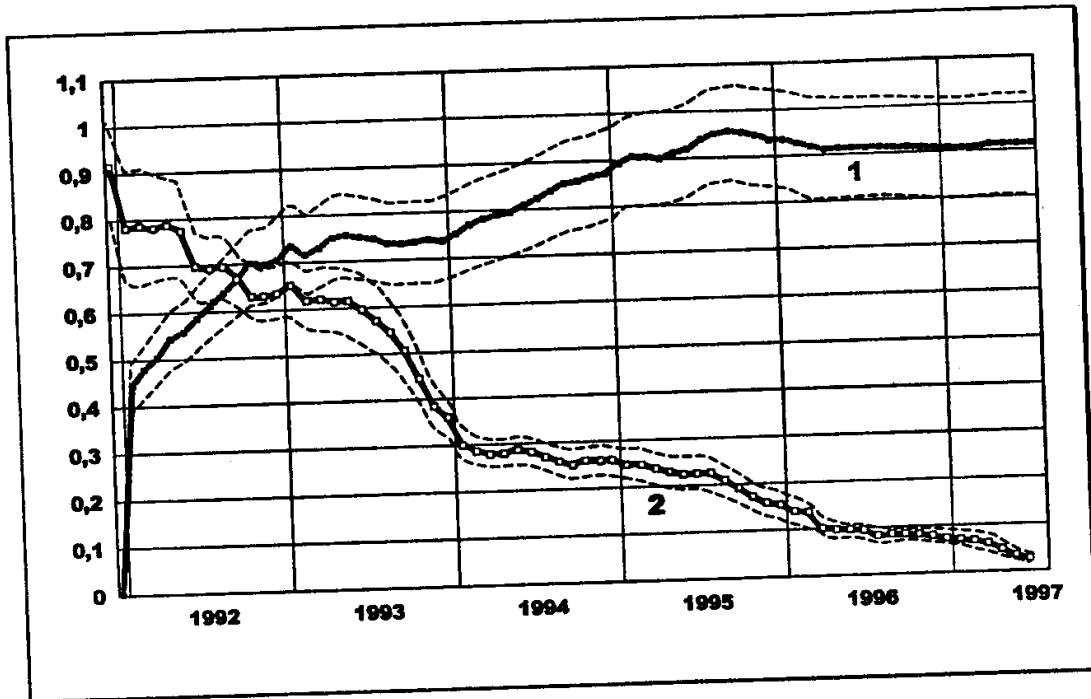


Рис. 6.3. Базисные индексы структурных сдвигов $D_{T,t}$ (1) и D_{t,T_2} (2) по корзине потребительских товаров
(1 — декабрь 1991 г., 2 — июль 1997 г., пунктиром показаны стандартные ошибки)

словлены, с одной стороны, значительностью ценовых диспропорций, существовавших в российской экономике до начала реформ, и, с другой стороны, устойчивостью текущих ценовых пропорций, имеющих тенденцию воспроизводиться на новом уровне цен, делая процесс их изменения затяжным, а отнюдь не сконцентрированным около момента либерализации цен. Колоссальное и затяжное изменение ценовых пропорций является, по нашему мнению, фундаментальным фактом в области динамики внутренних цен за время российских реформ, без осознания и учета которого невозможно ни корректное измерение роста цен, ни содержательный анализ инфляционных процессов.

В условиях столь интенсивных структурных сдвигов обычная практика индексного анализа нуждается в серьезной модификации. Действительно, идея замены всей совокупности индивидуальных индексов единственным сводным, лежащая в основе индексного метода, далеко не всегда является адекватной с точки зрения решаемой задачи. Замена всего распределения индивидуальных индексов единственной числовой характеристикой — мерой расположения или сводным индексом — допустима лишь

при *небольшом* разбросе индивидуальных индексов, при этом, что такое «небольшой разброс» определяется той задачей, для решения которой используется индекс. В случае значительных структурных сдвигов необходимо использовать дополнительную информацию о совокупности индивидуальных индексов. С этой целью можно, помимо меры расположения, анализировать также другие числовые характеристики одномерных распределений — меры рассеяния, асимметрии, эксцесса и т.д. Либо можно использовать для анализа, помимо сводного, еще и групповые индексы. Так, различающийся «в разы» рост цен для различных товаров-представителей может приводить к необходимости построения семейства индексов цен, отражающих потребление разных групп населения, поскольку рост цен для них может значительно отличаться. Неучет мощных структурных сдвигов в этом случае способен приводить к социальным конфликтам в ситуациях, которые не вызывают опасения при анализе лишь единого сводного индекса цен. При таком масштабе изменения ценовых пропорций анализ лишь сводного индекса цен, т.е. среднего значения совокупности индивидуальных индексов (как бы оно ни было определено) совершенно недостаточен для описания изменения всей совокупности цен.

Следствием огромного масштаба структурных сдвигов является возникновение значительных *измерительных проблем*, некоторые из них рассмотрены в Приложении 3.

Представление о развитии экономической ситуации в России периода реформ в значительной мере основано на динамике очень небольшого числа экономических показателей. Индексы цен, в первую очередь ИПЦ Госкомстата России, занимают среди них особое место, поскольку помимо выполнения функции экономического показателя они используются еще и для перевода других показателей из текущих в постоянные цены. Исключительно важная роль ИПЦ среди основных российских экономических показателей обуславливает особые требования к их точности, поскольку ее снижение автоматически снижает и точность соответствующих показателей в постоянных ценах. Вместе с тем исследование методики построения ИПЦ Госкомстата, являющегося основным индикатором инфляции в России, показало¹, что она приводит к систематическому завышению оценок роста цен, и

¹ Бессонов В. О смещениях в оценках роста российских потребительских цен // Экономический журнал ВШЭ. 1998. Т. 2. № 1. С. 31–66.

величина смещения, обусловленного лишь одной причиной из многих возможных — замещением на верхнем уровне построения индекса (см. Приложение 3), оценена в 35% от суммарного роста потребительских цен за период с конца 1991 г. по конец 1996 г. (в наибольшей мере смещены оценки за 1992 и 1993 гг.). Это означает, что при имевшем место в России переходного периода масштабе структурных сдвигов *ошибки измерения роста цен могут иметь тот же порядок, что и сама измеряемая величина*. В ряде случаев это способно приводить к ошибкам в трактовках даже на качественном уровне. Так, теряют смысл все сопоставления на интервалах времени, когда ошибка существенна, скажем, сопоставления уровней жизни до и после момента либерализации цен, проведенные с использованием ИПЦ Госкомстата России.

Наличие значительного смещения в индексах цен отражает, что динамика *всех* российских индикаторов в сопоставимых ценах, полученных с использованием официального ИПЦ, искажается и нуждается в пересмотре в пользу существенно менее пессимистических оценок их изменения на протяжении периода реформ. Например, масштабы произошедшего снижения потребления в среднем на душу населения после либерализации цен могут быть существенно преувеличены при использовании официальных данных.

Интенсивные структурные сдвиги носят *затяжной характер*: они продолжались после либерализации цен на протяжении нескольких лет. На это указывает как динамика базисных структурных сдвигов (рис. 6.3), так и динамика индекса интенсивности структурных сдвигов (рис. 6.4), построенного в соответствии с (3) из Приложения 2. Затяжной характер структурных сдвигов является не таким уж тривиальным фактом, как это может показаться на первый взгляд, поскольку он противоречит имевшим место перед либерализацией цен ожиданиям скорого установления новых («правильных», «рыночных») ценовых пропорций. Затяжной характер структурных сдвигов является весомым аргументом в пользу мнения о значительной устойчивости текущих ценовых пропорций, т.е. о существовании более фундаментальных причин, определяющих специфику структуры российских цен, нежели субъективный характер некоторых административных решений.

Убывание интенсивности структурных сдвигов по мере снижения темпов инфляции (ср. рис. 6.4 и рис. 6.1) согласуется с известным предположением о связи интенсивности структурных

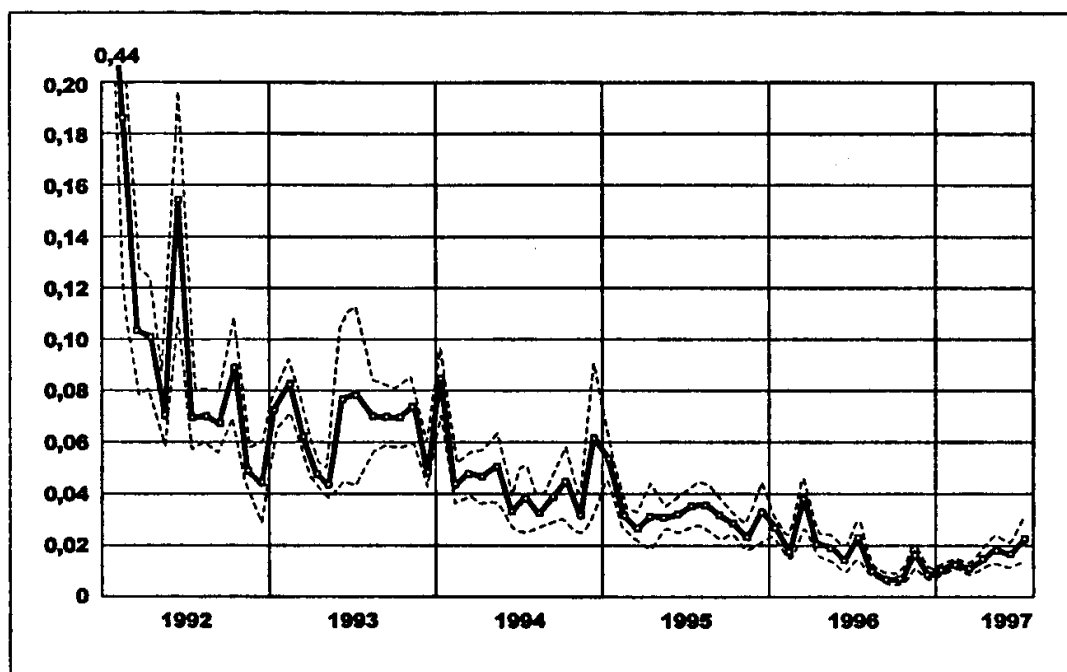


Рис. 6.4. Индекс интенсивности структурных сдвигов dt по корзине потребительских товаров
(пунктиром показаны его стандартные ошибки)

сдвигов с темпами инфляции¹. Ранние стадии перехода отличаются наиболее интенсивными структурными сдвигами и наиболее высокими темпами инфляции, и те и другие постепенно затухают по мере затухания переходного процесса. Недоступность исходных данных, использованных для построения ИПЦ, после июля 1997 г. не позволяет корректно проанализировать интенсивность структурных сдвигов во время и после августовского кризиса 1998 г., однако, несомненно, кризис сопровождался резким всплеском интенсивности структурных сдвигов, уступающим, впрочем, всплеску при либерализации цен, за которым также последовало их в целом затухание.

Убывание интенсивности структурных сдвигов с течением времени означает повышение степени синхронизации месячных изменений цен товаров-представителей. Это в свою очередь означает, что повышается точность (уменьшается *относительная*

¹ См., например: *Gleiser H. Inflation, Productivity, and Relative Prices — A Statistical Study // The Review of Economics and Statistics. 1965. Vol. 47. February. P. 76–80; Parks R. Inflation and Relative Price Variability // Journal of Political Economy. 1978. Vol. 86. № 1. P. 79–95.*

ошибка) сводных индексов цен. Интенсификация структурных сдвигов в периоды ускорения роста цен приводит к тому, что для этих периодов характерна наименьшая точность сводных индексов. Таким образом, именно тогда, когда сводный индекс цен представляет *наибольший* содержательный интерес, он имеет *наименьшую* точность.

Динамику соотношений внутренних цен с ценами в развитых странах иллюстрирует рис. 6.5, на котором показана эволюция отношений частных паритетов покупательной способности (ППС) рубля к доллару¹ по корзине потребительских товаров². Рисунок 6.5 показывает, что динамика реального курса рубля имеет явно выраженный *ступенчатый характер*. Выделяются четыре периода в первом приближении постоянных соотношений внутренних цен в России и США (и, соответственно, значений реального курса рубля), разделенные тремя короткими переходными периодами. С весны 1992 г. до лета 1993 г. средний уровень российских цен на потребительские товары составлял всего около 15% от соответствующего уровня в США. Этот первый период характеризуется наибольшей колеблемостью и наименьшей точностью оценок. Отметим, что сопоставление уровней российских цен в дорыночные времена и в начале периода реформ с зарубежными не является вполне корректным по причине слабой сопоставимости качества и состава товаров и услуг на внутренних рынках, принципиально различных структур потребительских расходов, нерыночного курса рубля и т.п. С осени 1993 г. по весну 1995 г. российские цены составляли уже примерно 40% от американских, с конца лета 1995 г. по конец лета 1998 г. — около 65%, после чего осенью 1998 г. они опустились на уровень около 35%. Соответственно, имело место два периода резкого укрепления реального курса рубля — с июня по декабрь 1993 г. и с мая до конца осени

¹ Способ получения оценок ППС описан в Приложении 2.

² Для проведения международных сопоставлений использованы потребительские цены в США, представленные их среднегодовыми значениями за 1993 г. Эти данные описаны в: Методологические положения об организации наблюдения за относительными ценами на товары-представители, импортируемые в Россию из стран дальнего и ближнего зарубежья и сопоставление внутренних цен и цен мировых рынков. М.: Госкомстат России, 1996. См. также: Бессонов В.А. О смещениях в оценках роста российских потребительских цен // Экономический журнал ВШЭ. 1998. Т. 2. № 1; Бессонов В.А. Исследование трансформации ценовых пропорций в процессе российских экономических реформ. М.: ВШЭ, 1998. Для учета динамики уровня потребительских цен в США при сопоставлении покупательных способностей рубля и доллара был использован временной ряд ИПЦ, рассчитываемый в Бюро статистики труда США.

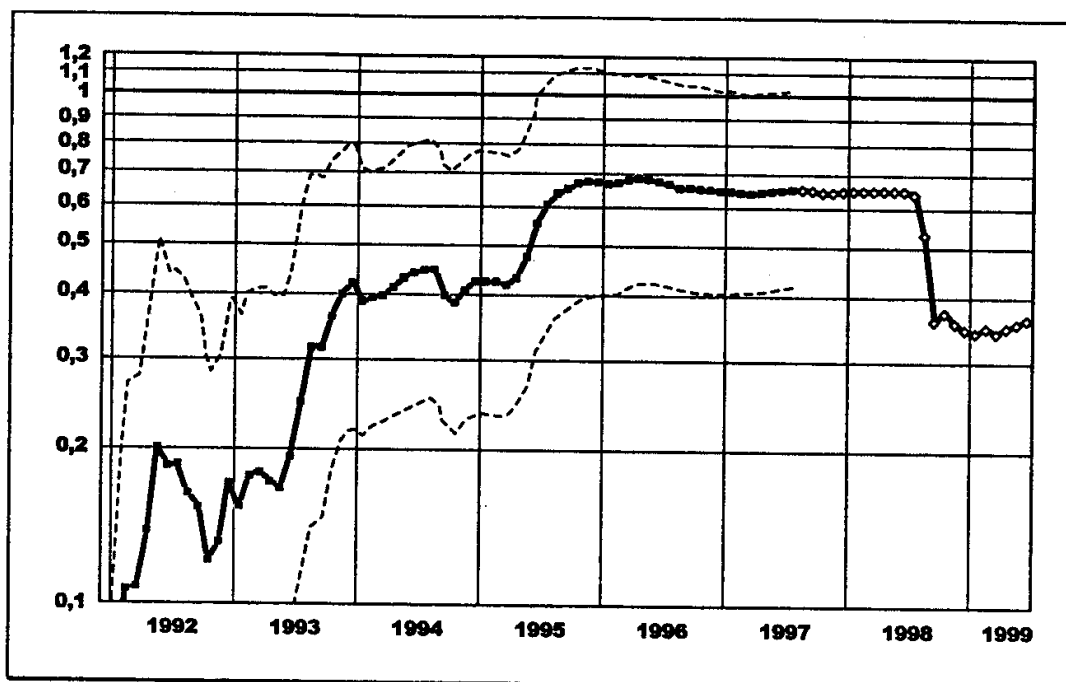


Рис. 6.5. Отношения частных ППС к обменному курсу рубля к доллару по корзине потребительских товаров

(пунктиром показаны стандартные отклонения распределений $\ln(p_{jt}/p_{jtet}')$).
С августа 1997 г. — оценка на основе официального ИПЦ

1995 г., когда обменный курс рубля использовался в качестве номинального якоря, т.е. как инструмент борьбы с инфляцией, и одно резкое ослабление — в августе–сентябре 1998 г., во время обострения кризиса.

До второй половины 1995 г. наблюдался в целом рост данного показателя. Вместе с тем даже максимальные значения, наблюдавшиеся с конца лета 1995 г. по конец лета 1998 г., отстают от единицы, которой соответствует равенство обменного курса ППС, т.е. равенство средних уровней цен в России и США: обменный курс рубля был ниже паритетного значения примерно в 1,5 раза (другими словами, потребительские цены на товары в России в среднем на протяжении этого трехлетнего периода были примерно в 1,5 раза ниже, чем в США).

Наибольшее значение отношения ППС к обменному курсу было достигнуто для непродовольственных товаров. Это вполне естественно, если учесть масштаб их импорта. Наименьшим же такое отношение является для платных услуг населению, что также вполне естественно, учитывая соотношение уровней доходов населения в сопоставляемых странах и то обстоятельство, что

услуги практически не могут быть ни импортируемы, ни экспортируемы.

Рисунок 6.5 показывает, что наблюдается значительный разброс соотношений покупательных способностей валют по отношению к конкретному товару $p_{jt}/p'_{jt}e_t$ от их геометрического среднего (здесь и ниже p'_{jt} — цена товара j периода t в США, e_t — номинальный обменный курс рубля к доллару), т.е. значительные *структурные различия*. Это же демонстрирует и рис. 6.6, на котором показана динамика индекса структурных различий D'_t , описанного в Приложении 2. Обращает на себя внимание чрезвычайно большое значение индекса структурных различий перед либерализацией цен и вскоре после нее: в декабре 1991 г. стандартное отклонение распределения $\ln(p_{jt}/p'_{jt}e_t)$ составляло $D'_t = 0,96$, что соответствует изменению в $\exp(0,96) \approx 2,6$ раза (!) от среднего. Это может свидетельствовать о том, что *накануне либерализации цен структуры потребительских цен России и США кардинально различались между собой*. Даже в июле 1997 г., когда разброс был минимальным (рис. 6.6), $D'_t = 0,45$, что соответствует 57% от ППС. Верхний край полосы — отношение ППС к обменному курсу плюс-минус одно стандартное отклонение распределений $\ln(p_{jt}/p'_{jt}e_t)$ — с осени 1995 г. превысил единичную отметку (см. рис. 6.5).

Существование огромных различий между структурами внутренних и внешних цен (в качестве ориентиров которых использованы цены в США) является важным фактом, имеющим ряд следствий. Так, последнее резкое укрепление реального курса рубля в 1995 г. при имевшем место разбросе индивидуальных соотношений внутренних и внешних цен привело к тому, что внутренние цены на значительную часть потребительских товаров стали выше внешних (рис. 6.7), несмотря на то, что анализ лишь отношения ППС к обменному курсу, казалось бы, показывает наличие значительного «запаса прочности». Дальнейшее укрепление реального курса (типа тех, что были в 1993 и 1995 гг.) могло бы еще более усугубить эту проблему с очевидными последствиями для отечественных производителей, экспортеров, импортеров, торгового баланса и т.п. При таком масштабе структурных различий негативные последствия укрепления рубля начинают проявляться задолго до того, как ППС сравняется с обменным курсом, а именно, когда ППС сблизится с обменным курсом на расстояние порядка стандартного отклонения распределения индивидуальных отношений внутренних и внешних цен. Другими словами,

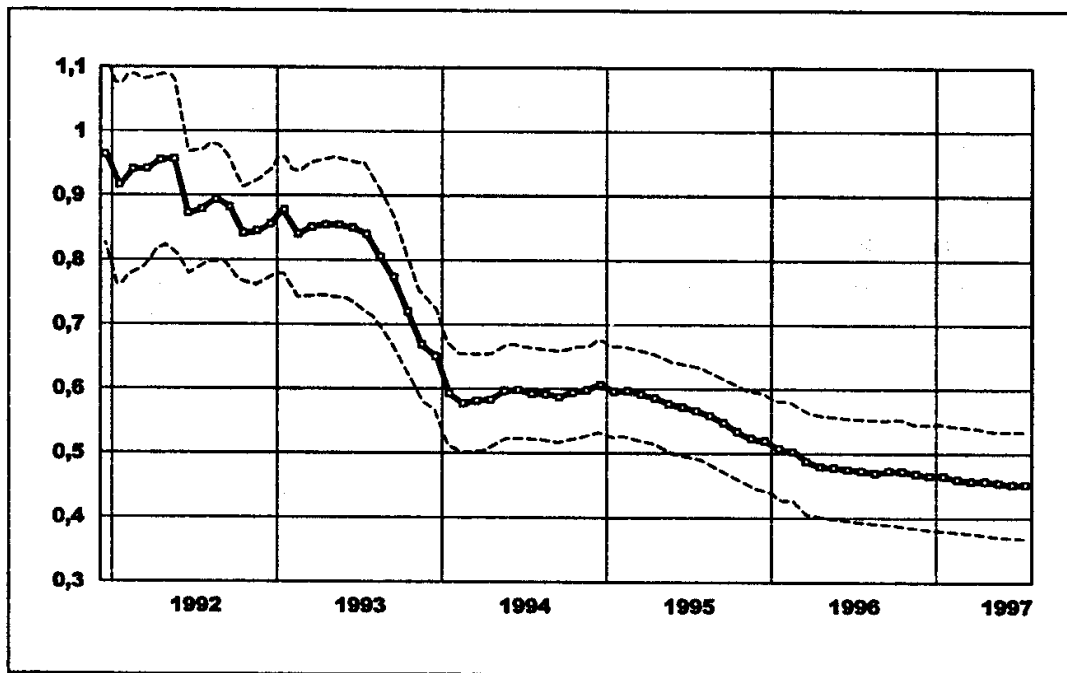


Рис. 6.6. Индекс структурных различий D_t по корзине потребительских товаров (пунктиром показаны стандартные ошибки)

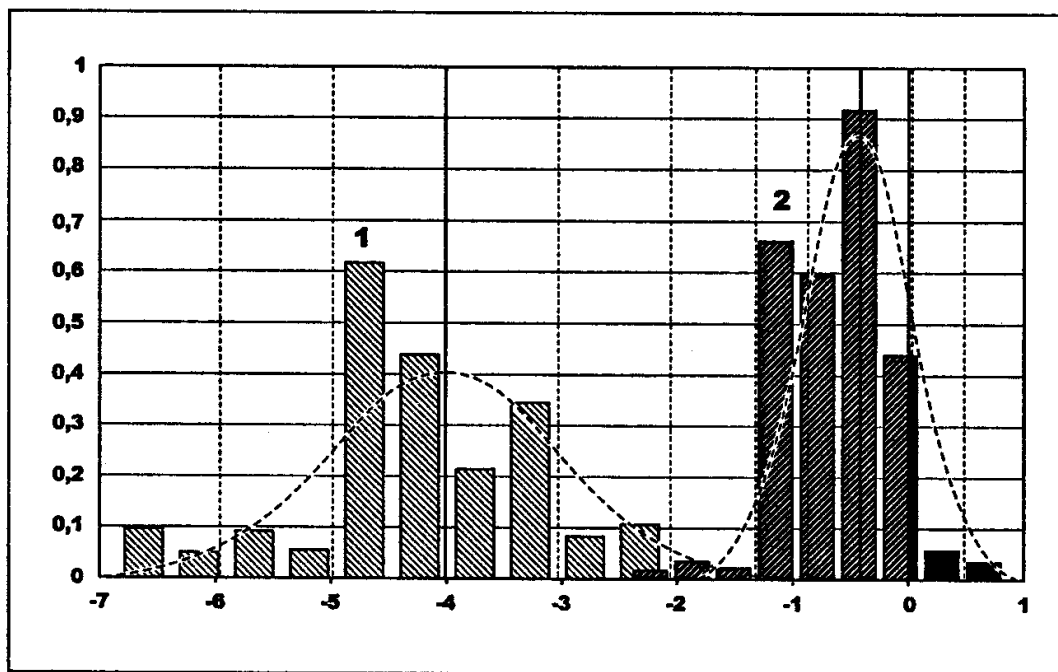


Рис. 6.7. Гистограммы распределений $\ln(p_{jt}/p'_{j,t})$ для корзины потребительских товаров и плотности нормальных распределений с теми же средними и дисперсиями:

- 1 — непосредственно перед либерализацией цен ($t=T_1$ — декабрь 1991 г.), 2 — в период наибольшего укрепления реального курса рубля ($t=T_2$ — июль 1997 г.). Черным цветом выделена область, где цены в России превышали цены в США.

большие структурные различия вынуждают использовать более общее понятие близости ППС и обменного курса, чем то, которым традиционно принято пользоваться. Отсюда следует вывод, что при имеющем место в течение переходного периода разброс индивидуальных соотношений внутренних и внешних цен анализ лишь ППС (т.е. мер расположения распределений индивидуальных соотношений) является совершенно недостаточным при принятии решений, способных повлиять на дальнейшую динамику реального курса рубля: отношение ППС/обменный курс (мера расположения) может показывать наличие заметного резерва для укрепления реального курса рубля, например, с целью сдерживания инфляции, огромный разброс индивидуальных соотношений цен (который отражает соответствующая мера рассеяния) в то же самое время может свидетельствовать о крайней нежелательности проведения подобных мероприятий. Именно это и иллюстрируют рис. 6.5 и рис. 6.7.

Представляется, что возможности использования обменного курса рубля в качестве инструмента сдерживания инфляции были исчерпаны уже к середине 1995 г. (см. рис. 6.5), т.е. до последнего резкого укрепления реального курса рубля. Политика же дальнейшего укрепления реального курса рубля и поддержание его на протяжении трех лет на стабильно высоком уровне, проводившаяся с середины 1995 г., по нашему мнению, была ошибочной, поскольку она поставила отечественных производителей многих видов конечной продукции в условия жесткой конкуренции с зарубежными, не дав первым, не имеющим опыта работы в подобных условиях, соответствующих кадров, технологий, оборотных средств, инвестиций, кредитов на приемлемых условиях, развитой инфраструктуры, и даже времени, достаточного для адаптации к изменяющимся условиям. Результатом явилось вытеснение отечественного производителя даже с внутреннего рынка (порядка половины потребительских товаров импортировалось), приведшее к резкому ускорению промышленного спада, обусловившее его структуру (пострадало в первую очередь производство конечной продукции) и оставившего России возможность лишь сырьевой интеграции в мировую экономику со всеми вытекающими из этого сценария долгосрочными экономическими, политическими и демографическими последствиями. Когда возможности проведения такой политики были исчерпаны, наступил кризис августа 1998 г., в результате которого система восстановила приемлемое для себя соотношение внутренних и внешних цен.

Соотношение ППС и обменного курса рубля для продукции производственно-технического назначения в третьем из рассматриваемых периодов — с конца лета 1995 г. по конец лета 1998 г. — было заметно выше (в 1,5 раза), чем в потребительском секторе. Это расхождение возникло на протяжении 1995 г., вместе с последним резким укреплением реального курса рубля, когда за первую половину 1995 г. рост цен производителей промышленной продукции примерно на 25% превысил рост потребительских цен, а рост цен приобретения промышленной продукции превысил рост потребительских цен примерно на 40%. Положение, когда продукция производственно-технического назначения дорожает значительно быстрее, чем потребительские товары и услуги, вряд ли можно признать благоприятным для отечественных производителей, поскольку соотношение между ценами на приобретаемые ресурсы и на готовую продукцию воздействует на финансовое состояние промышленности. Такое положение (а речь здесь идет в первую очередь о ценах на энергоносители и сырьевые товары, которых в России производится вполне достаточно) следует признать ценовой диспропорцией, сложившейся уже в ходе реформ, а никак не наследием прошлого. Августовский кризис 1998 г. исправил эту диспропорцию, являющуюся прямым следствием использовавшихся методов борьбы с инфляцией.

На начальном этапе реформ необходимость некоторого укрепления реального курса рубля и исправления основных ценовых диспропорций (таких, как относительная дешевизна сырья и энергоносителей по сравнению с конечной продукцией), унаследованных от времен плановой экономики, не вызвала возражений. Вопрос состоял не в том, какое направление должны иметь эти процессы, а в том, как далеко они должны зайти, т.е. не в том, укреплять или не укреплять реальный курс рубля, а *насколько и как быстро* укреплять его, не в том, устранять или не устранять основные ценовые диспропорции, а *в какой мере, в какие сроки и какими методами устранять их*.

Позитивные последствия такой политики (снижение инфляции и инфляционных ожиданий, наполнение внутреннего рынка товарами и повышение их качественного уровня) начали проявляться *вскоре* после начала ее проведения, тогда как негативные (угнетающее воздействие на отечественных производителей, в особенности конечной продукции, в оттоке денег из реального сектора в финансовый в связи с резким повышением привлекательности валютных спекуляций и повышением процентных ста-

вок на рынке государственных заимствований, в перераспределении доходов от производителей конечной продукции в пользу производителей энергоносителей, сырья и естественных монополистов, в угнетении инвестиционной активности, в тенденции снижения сальдо торгового баланса) *были поначалу незаметны* и постепенно накапливались. Заметим также, что стабильность номинального обменного курса рубля не раз и не вполне добросовестно выдавалась за успех проводимой экономической политики. Наконец, следует отметить, что цены более подвижны и менее подвержены «зашумляющему» влиянию сезонных факторов, чем производство, поэтому позитивные последствия, связанные в большей мере с динамикой цен, проявляются гораздо быстрее и осознаются гораздо раньше, чем негативные последствия, в большей мере связанные с динамикой производства. В экономической системе возникает ситуация усиления положительной обратной связи и ослабления отрицательной, которая не может не привести к кризису.

В результате рубеж между этапами, когда проводимые меры приносят больше пользы, чем вреда, и наоборот, был пройден, и одни диспропорции сменились другими: вместо неестественно слабого рубля образца 1992 г. получили неестественно крепкий рубль образца конца лета 1995 г. — конца лета 1998 г., вместо относительно дешевого сырья и энергоносителей и относительно дорогой конечной продукции получили без кардинального обновления технологий относительно дорогое сырье и энергоносители и относительно дешевую конечную продукцию и т.п. Представляется, что этот рубеж был перейден в 1995 г.

Процесс устранения вновь возникших диспропорций начался после августа 1998 г. Произошли изменения ценовых пропорций, благоприятные для отечественного производителя (рис. 6.5 и 6.8), немедленно начался мощный промышленный подъем. Эти структурные сдвиги в системе цен прямо противоположны тем, которые произошли в 1995 г. и послужили важнейшей причиной ухудшения финансового состояния промышленности.

Отметим некоторые особенности эволюции структуры российских цен. Процесс приближения структуры российских ценовых пропорций к ценовым пропорциям в США происходил крайне неравномерно во времени: основная часть пути была пройдена во второй половине 1993 г. и в 1995 г. (рис. 6.6). Замедление роста потребительских цен и укрепление реального курса рубля сопровождалось ускоренным движением ценовых пропорций в сторону

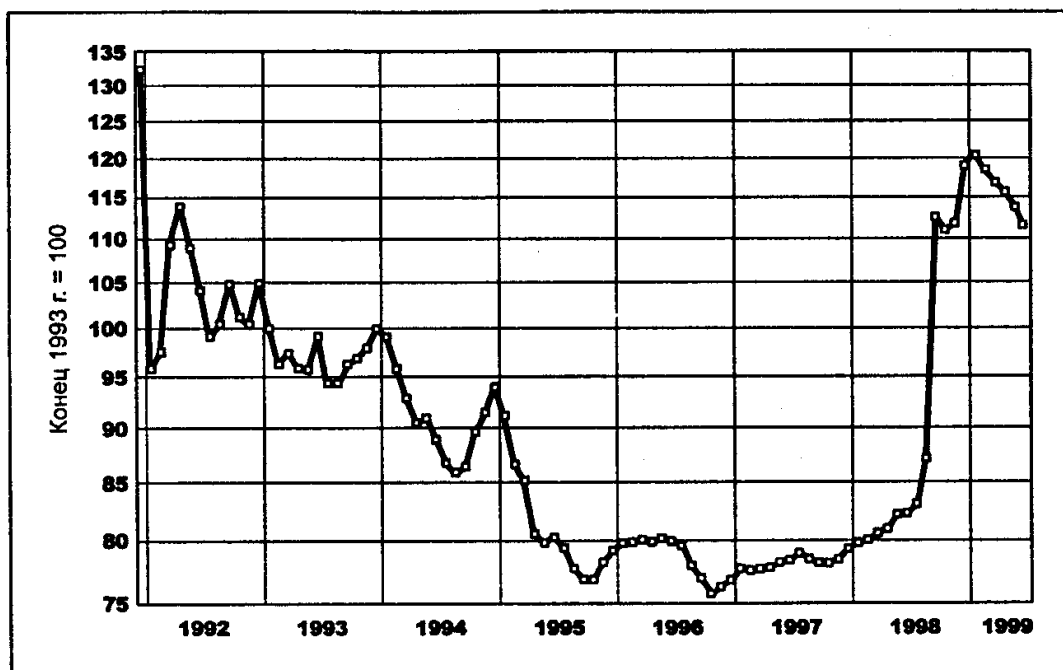


Рис. 6.8. Динамика отношения официальных базисных индексов потребительских цен и цен производителей продукции промышленности

пропорций цен в США и в сторону российских пропорций трехлетнего периода крепкого рубля. В противном случае сближение пропорций резко замедлялось или даже имело место их удаление. Представляется, что эволюция ценовых пропорций в указанном направлении стимулировалась сдерживанием инфляции и укреплением реального курса рубля, ускорение же инфляции и ослабление реального курса рубля резко замедляло этот процесс или даже обращало его вспять. Такая динамика ценовых пропорций свидетельствует об их устойчивости в силу необходимости приложения значительных усилий для их изменения, что и происходит во время периодов борьбы с инфляцией. Есть основания полагать, что после августовского кризиса 1998 г. российские ценовые пропорции вновь удалились от американских.

Отметим также, что высокие значения индекса структурных различий, отражая значительность рассеяния распределения индивидуальных соотношений внутренних и внешних цен, указывают на существование проблем измерения ППС, подобных рассмотренным в Приложении 3 проблемам измерения роста цен, вызванным большим рассеянием распределения индивидуальных индексов цен.

Во время скачка цен при их либерализации российские ценовые пропорции *практически не сблизилась* с пропорциями США и *почти не приблизилась* к ценовым пропорциям, характерным для трехлетнего периода крепкого рубля (с конца лета 1995 г. по конец лета 1998 г.). На это указывает динамика индекса структурных различий D'_t (см. рис. 6.6) и динамика индекса структурных сдвигов D_{t,T_2} (см. рис. 6.3) в окрестности момента либерализации цен. При этом, как показывают скачки индекса структурных сдвигов $D_{T,t}$ (см. рис. 6.3) и индекса интенсивности структурных сдвигов d_t (см. рис. 6.4) в январе 1992 г., скачок цен при их либерализации характеризовался значительными изменениями ценовых пропорций.

Практическое отсутствие движения пропорций цен во время их либерализации в направлении устранения существовавших диспропорций является, на наш взгляд, весьма нетривиальным фактом, поскольку от них ожидалось как раз обратное: предполагалось, что освобождение цен, во-первых, способствуя устранению ценовых диспропорций, приведет к установлению «правильных», «рыночных» пропорций между ними, а, во-вторых, приведет к значительному росту масштаба цен лишь во время скачка, каковой (рост) прекратится вскоре после либерализации цен. Таким образом, предполагалось, что в результате либерализации цен и без вмешательства государства сильно изменится структура цен и сравнительно несильно (в разы) — их масштаб. В реальности все произошло прямо противоположным образом: ценовые пропорции хотя и претерпели значительные изменения, но эти изменения практически не имели отношения к исправлению диспропорций (т.е. одни диспропорции лишь заменились другими, столь же далекими от «рыночных» ценовых пропорций¹, первым приближением которых можно считать пропорции трехлетнего периода крепкого рубля или пропорции США), в то же время масштаб цен стал стремительно расти. И лишь с огромным ростом масштаба цен (на несколько порядков превзошедшим ожидания реформаторов) за длительное время (также совершенно другого порядка, нежели ожидалось) в результате прямого вмешательства государства (регулирование обменного курса рубля, введение «валютного коридора», чудовищное денежное сжатие) удалось заметно изменить ценовые пропорции в желаемом направлении

¹ Выражаясь фигурально, это был прыжок не «в высоту» или «в длину», как в спорте, а «в сторону», зато далеко. Общепринятый термин «big bang» весьма точно отражает суть произошедшего.

(отчасти путем прекращения производства отечественных товаров и их замещения импортными). Такое развитие событий показывает, что *структура системы российских цен была несопоставимо более устойчивой, чем ее масштаб*, т.е. для ее изменения требуются гораздо большее время и гораздо большие усилия.

С точки зрения исправления имевшихся ценовых диспропорций схему, по которой была проведена либерализация цен, едва ли можно считать адекватной, поскольку для выправления относительно «жесткой» структуры отпустили «мягкий» масштаб цен, что привело к высокой и затяжной инфляции при слабо меняющейся структуре цен. Представляется, что целесообразнее было бы регулировать (ограничивая рост) некоторые цены, отпустив в то же время другие, чтобы «растянуть» (или, если угодно, «сжать») структуру цен в нужном направлении. То обстоятельство, что исправление ценовых диспропорций (в смысле приближения текущей структуры цен к структуре цен периода крепкого рубля и к структуре США) резко интенсифицировалось с окончанием периода высокой инфляции в конце 1993 г., свидетельствует в пользу этого предположения. Кроме того, остается вопрос, насколько нужно было приближать внутренние цены на энергоносители и сырье к внешним с учетом их избытка внутри страны и необходимости значительных инвестиций для смены технологий, которые во многом и определяют ценовые пропорции.

В целом российская инфляция 1990-х годов имеет отчетливый характер *трансформационного эффекта*: налицо тенденция ускорения роста цен в начале 1990-х годов, кульминация в 1992–1993 гг. и тенденция постепенного затухания инфляционных процессов с конца 1993 г., на фоне которых и происходят локальные спады и всплески инфляции, питающие эмоции современников и заслоняющие собой процесс грандиозной экономической трансформации, занявший все десятилетие 1990-х годов и не заверченный до сих пор, который и представляет основной интерес для исследования.

Несимметричность исходной ситуации для мировой и российской экономик, когда изначально нерыночная российская экономика, сравнительно небольшая в мировом масштабе, значительная доля производимой продукции которой не является конкурентоспособной на мировом рынке, интегрируется в мировую экономику, приводит к тому, что в неуправляемой со стороны государства ситуации сырьевые товары дорожают быстрее потребительских (т.е. внутренние цены первых приближаются к внешним существенно ближе, чем цены вторых), что влечет свертыва-

ние опережающими темпами производства потребительских товаров (и вообще конечной продукции). Представляется, что избежать столь неблагоприятного сценария сырьевой интеграции можно только при участии государства путем принятия мер по поддержанию цен на энергоносители и сырье ниже мировых с постепенным увеличением их лишь по мере продвижения реформ и повышения степени конкурентоспособности отечественной конечной продукции.

Неизбежность значительного изменения структуры цен с целью устранения диспропорций, существовавших до начала реформ, может служить важным стимулом развития инфляционных процессов: повышение относительно низких цен в условиях жесткости всей системы ценовых пропорций приводит к росту и остальных цен, способствуя раскручиванию инфляционной спирали¹. В этом случае можно говорить о *трансформационном росте цен*², обусловленном *трансформационными структурными сдвигами*, которые *первичны* по отношению к росту цен.

Приложение 1. Моделирование спроса на деньги в российской экономике

Мы предполагаем, 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

¹ В статье Г. Чанга (*Chang G. What Coused the Hyperinflation of the Big Bang: Monetary Overhang or Structural Distortion? // China Economic Review. 1995. Vol. 6. № 1. P. 137–147*) предлагается модель, в которой в качестве основной причины инфляции в бывших централизованных экономиках (на примере России и Польши) выступают ценовые диспропорции.

² И, вообще, о целом классе *трансформационных явлений*, включающем также *трансформационный спад*, см.: *Полтерович В. Трансформационный спад в России // Экономика и математические методы. 1996. Т. 32. Вып.1. С. 54–69.*

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 (табл. 1).

Таблица 1

Период	Логарифм индекса цен	$\ln(M_2)$	Темпы прироста курса доллара	$\ln(y)$
	p	m_2	$dkurs$	y
1992:02–2001:08	стационарность в разностях относительно тренда	стационарность в разностях относительно тренда	стационарность в уровнях относительно тренда	стационарен в разностях относительно тренда
1992:02–1995:02	стационарность во вторых разностях	стационарность в разностях относительно тренда	стационарность относительно константы	стационарен относительно тренда
1995:03–1998:09	стационарность в уровнях относительно тренда	стационарность в разностях относительно тренда (либо в уровнях относительной константы)	стационарность в уровнях	стационарность 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

Анализ автокорреляционной и частной автокорреляционной функций ряда первых разностей логарифма цен показывает, что значения автокорреляционной функции постепенно убывают начиная со второго коэффициента. Таким образом, ряд первых разностей логарифма цен представляет собой автокорреляционный процесс 1-го порядка, или $AR(1)$.

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

Тестирование моделей векторной авторегрессии для логарифмов цен и денежных агрегатов 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.

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

В рамках первого подхода уравнение регрессии будет выглядеть следующим образом:

$$\Delta p_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta p_{t-1} + \sum_{i=1}^9 \alpha_{3i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=1}^8 \alpha_{4i} dkurs_{t-1} + \sum_{i=1}^{11} \alpha_{5i} \Delta y_{t-i} +$$

$$+ \sum_{i=1}^2 \alpha_{6i} D_i + \alpha_7 \eta_t + \varepsilon_t$$

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

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

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 в предположении, что дисперсия остатков σ^2 имеет вид:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^k \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Psi_{t-i}^2,$$

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

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

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 соотношение¹ должно включать все три эндогенные, нестационарные, переменные). В этом случае модель векторной авторегрессии, помимо коинтегра-

¹ Тест Йохансена не позволяет отвергнуть гипотезу о существовании единственного коинтеграционного соотношения для вектора трех рассматриваемых переменных.

ционного отношения, будет содержать в качестве экзогенной переменной темп роста курса доллара:

$$\begin{aligned} \eta_t &= \ln P_t + a_1 \cdot \ln M_{2t} + a_2 \ln Y_t + a_3, \\ \Delta(\ln P_t) &= b_1 \eta_{t-1} + b_2 \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta(\ln P_{t-i}) + \sum_{i=1}^k \mu_i \Delta(\ln M_{t-i}) + \\ &\quad + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta(\ln Y_{t-i}) + \varepsilon_t \\ \Delta(\ln M_t) &= c_1 \eta_{t-1} + c_2 \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta(\ln P_{t-i}) + \sum_{i=1}^k \rho_i \Delta(\ln M_{t-i}) + \\ &\quad + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta(\ln Y_{t-i}) + v_t \\ \Delta(\ln Y_t) &= d_1 \eta_{t-1} + d_2 \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta(\ln P_{t-i}) + \sum_{i=1}^k \pi_i \Delta(\ln M_{t-i}) + \\ &\quad + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta(\ln Y_{t-i}) + \xi_t, \end{aligned}$$

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

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

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, динамика разностей цен теперь может интерпретироваться как динамика 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, ббльший 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 темпами инфляции в России в рассматриваемый период времени.

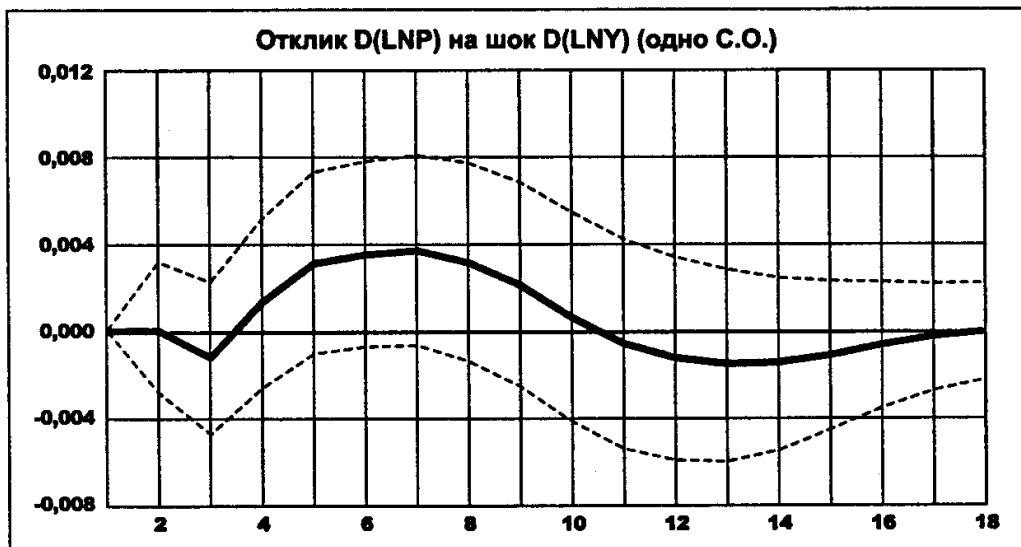
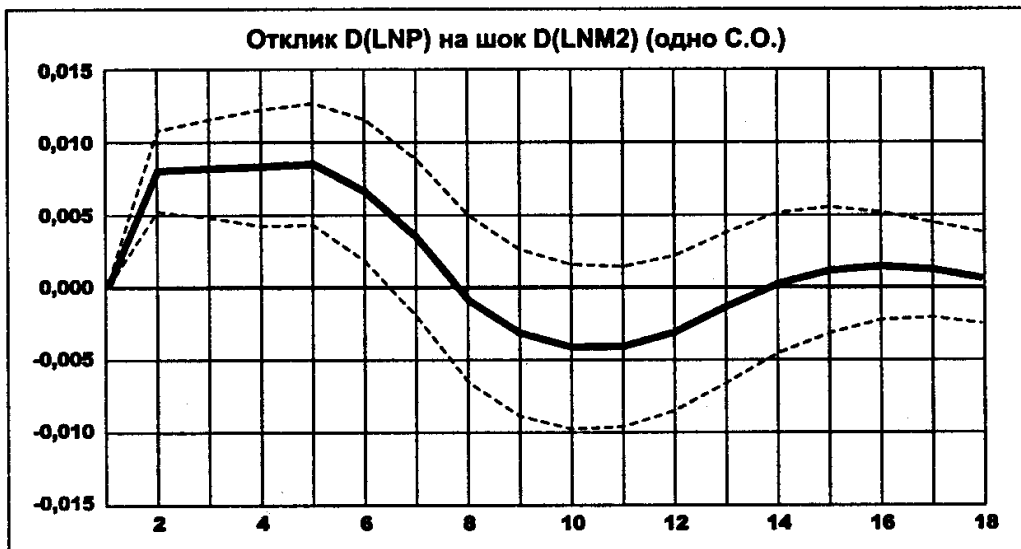
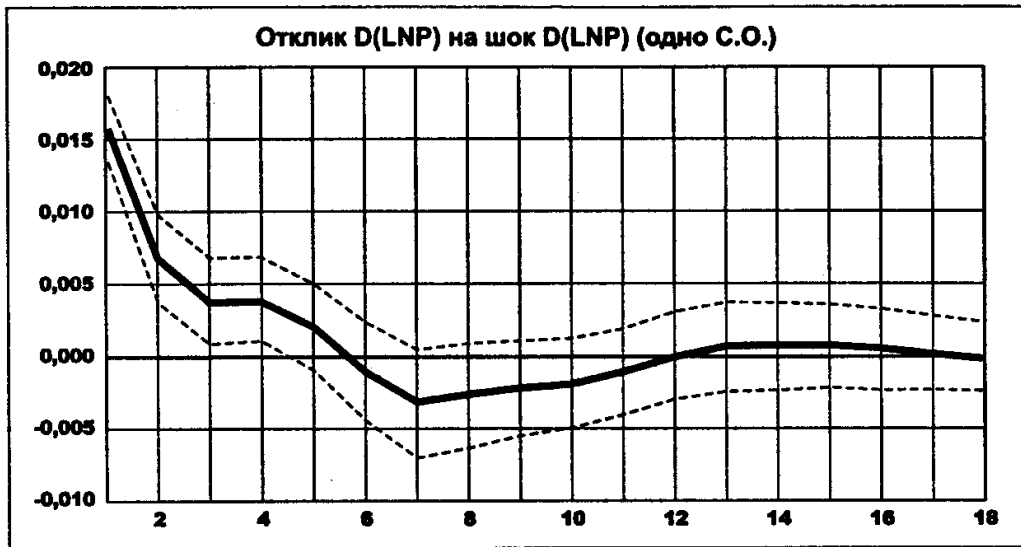
Ввиду того, что остатки линейной модели регрессии гетероскедастичны (ARCH LM-тест отвергает нулевую гипотезу об отсутствии гетероскедастичности на уровне 95%), оценивание модели проводилось с помощью нелинейного оценивания методом GARCH(k,p) с учетом условной гетероскедастичности в остатках. Незначимость коэффициентов при лаговом значении условной дисперсии ψ при моделировании динамики дисперсии ошибок позволила произвести оценку более простым методом ARCH(1), причем порядок гетероскедастичности остатков выбирался, основываясь на статистическом качестве модели и значимости коэффициентов при ARCH- и GARCH-переменных высшего порядка в уравнении для дисперсии (табл. 2).

Т а б л и ц а 2
Оценки уравнения на всем периоде (02/1992–08/2001)

	Коэффициент при переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Значимость коэффициента
C	-0,002789	0,000531	0,0000
$\Delta(\ln P_{t-1})$	0,823087	0,012644	0,0000
$\Delta(\ln M2_{t-1})$	0,099259	0,009098	0,0000
$\Delta(\ln M2_{t-6})$	0,034947	0,011032	0,0015
$(E_{t-1} - E_{t-2})/E_{t-2}$	0,023130	0,010261	0,0242
$\Delta(\ln Y_{t-6})$	0,122421	0,040088	0,0023
$\Delta(\ln Y_{t-12})$	-0,149437	0,051027	0,0034
D_{898}	0,061015	0,020072	0,0024
D_{998}	0,227790	0,067499	0,0007
η_t	-0,013236	0,001944	0,0000
Коинтеграционное соотношение			
$\ln P_{t-1}$	1,000000		
$\ln M2_{t-1}$	-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

$R^2 = 0,795$, нормированный $R^2 = 0,770$.

Графики импульсных функций отклика на всем периоде

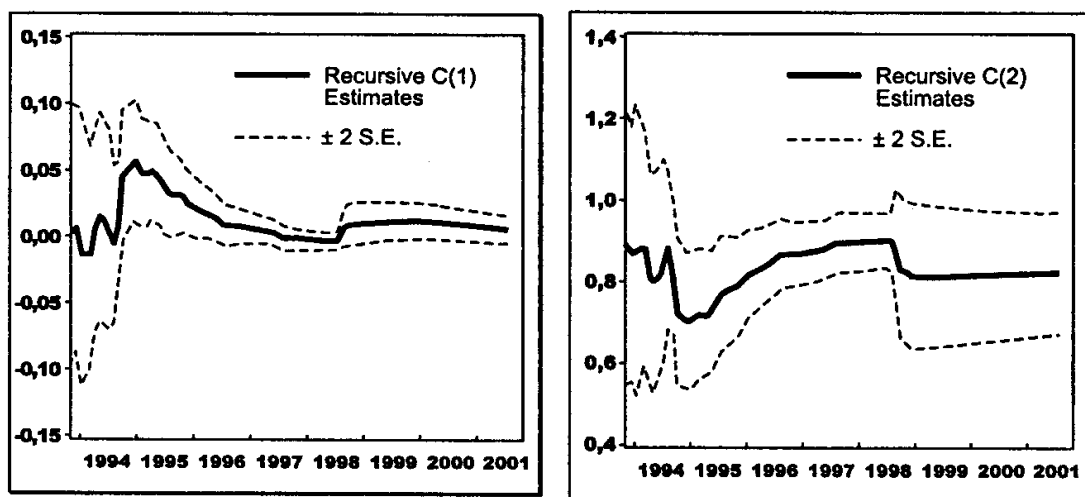


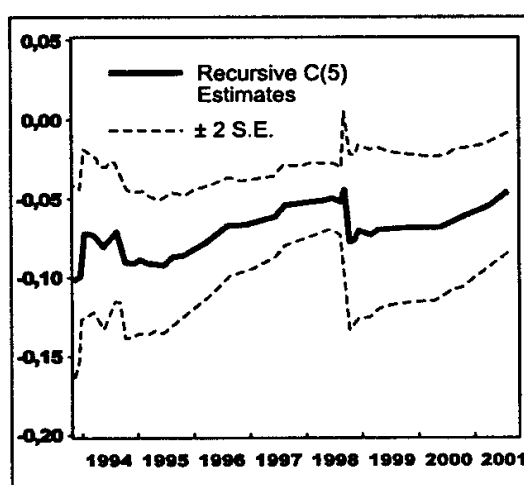
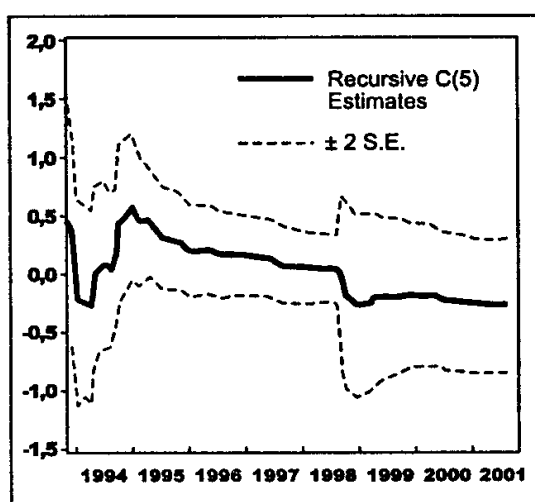
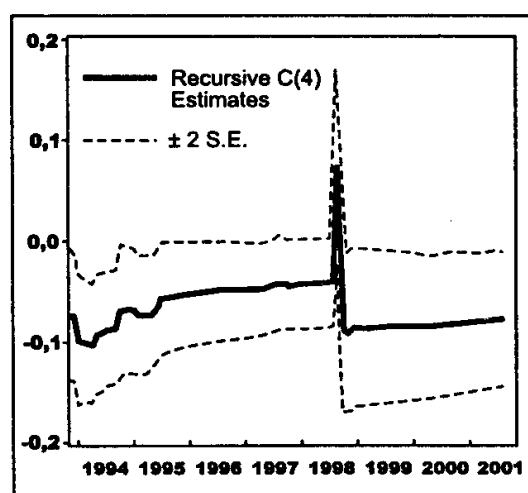
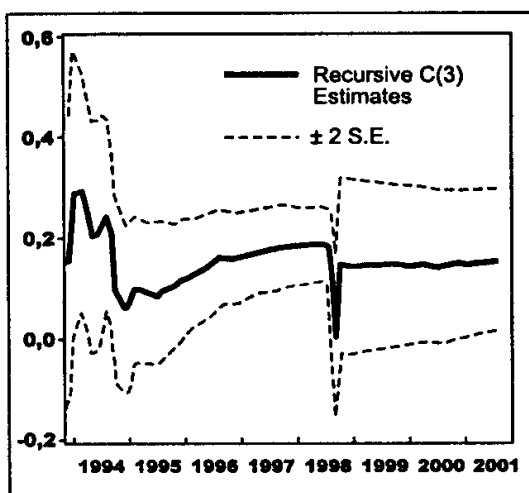
Для проведения теста мы оценивали следующую спецификацию регрессионного уравнения:

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

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.

Оценки рекурсивных коэффициентов



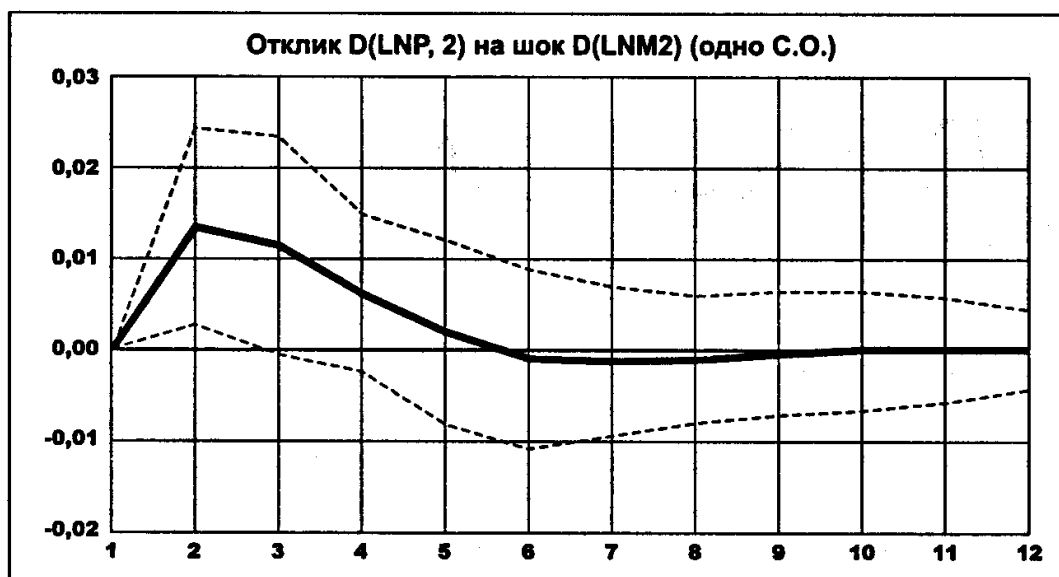
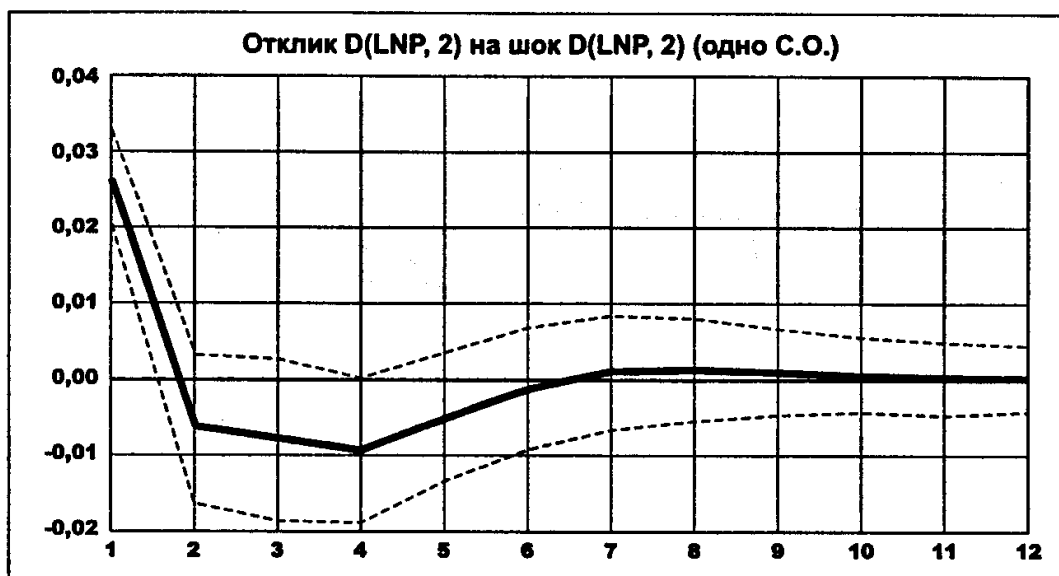


Оценки на периоде 02/1992–02/1995

	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		
$\ln M2_{t-1}$	-1,186995	0,024997	0,0000
C	8,509431	0,242818	0,0000
Уравнение дисперсии ARCH(1)			
C	0,000271	6,87E-05	0,0001
ARCH(1)	0,745723	0,313051	0,0172

$R^2 = 0,267$, нормированный $R^2 = 0,131$.

Графики импульсных функций отклика на периоде 02/1992–02/1995



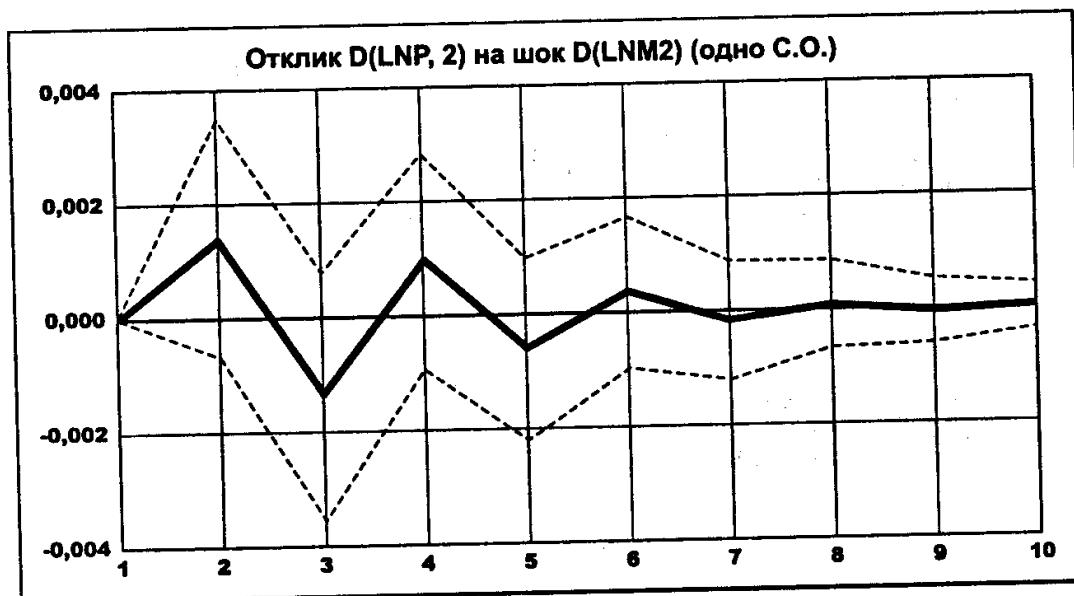
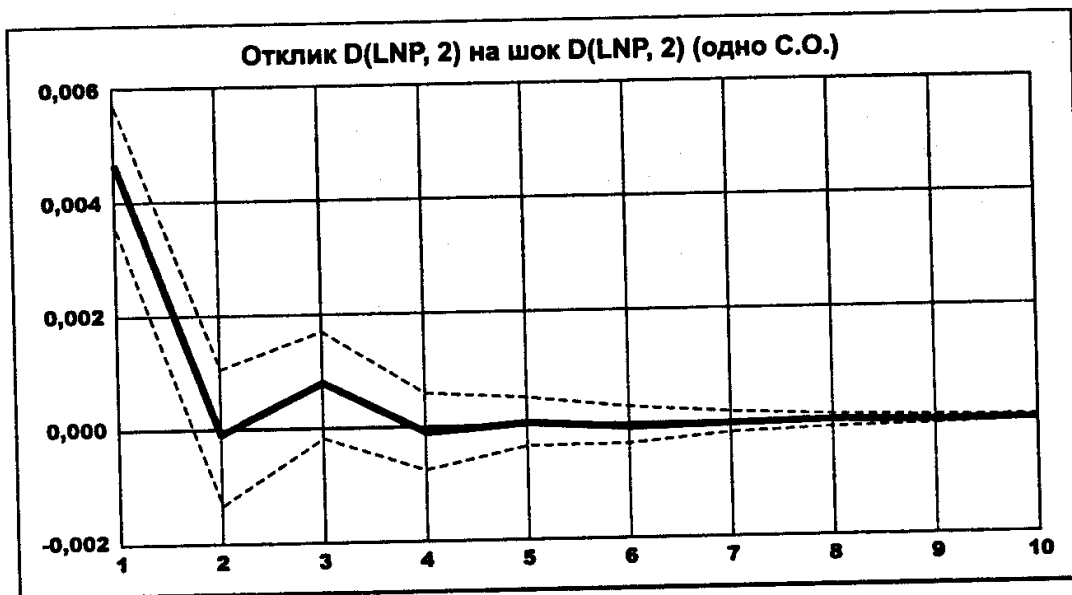
Оценки на периоде 03/1995–07/1998

	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		
$\ln M2_{t-1}$	0,004562	0,00375	
C	-0,059192	0,04792	

$R^2 = 0,854$, нормированный $R^2 = 0,846$.

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

Графики импульсных функций отклика на периоде 03/1995–07/1998



Оценки на периоде 10/1998–08/2001

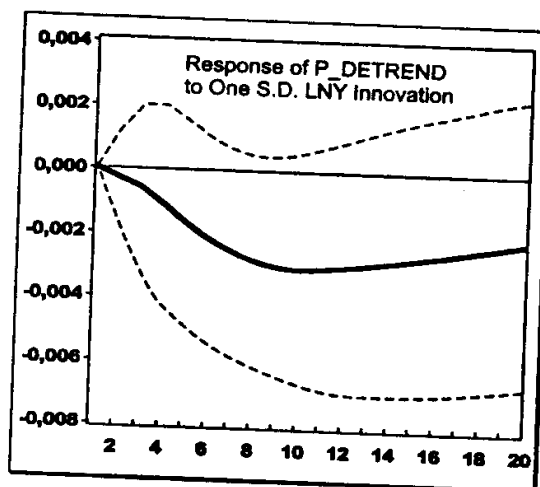
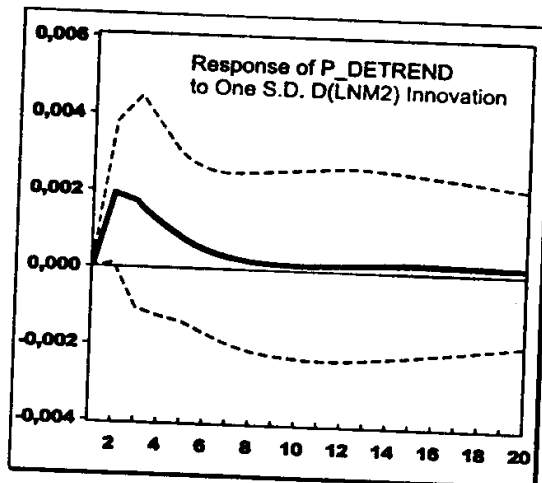
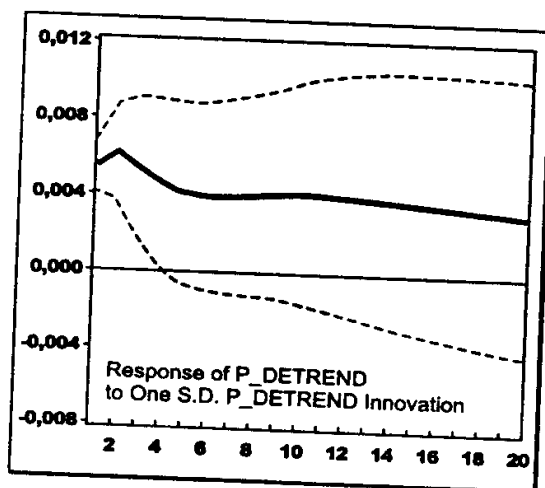
	Коэффициент при объясняющей переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Уровень значимости коэффициента
C	0,972626	0,088240	0,0000
$(\ln P_{t-1})^{detr}$	0,672659	0,040726	0,0000
$(E_{t-3} - E_{t-4})/E_{t-4}$	-0,102412	0,033944	0,0054
$\ln Y_{t-2}$	-0,251618	0,022835	0,0000

$R^2 = 0,959$, нормированный $R^2 = 0,955$.

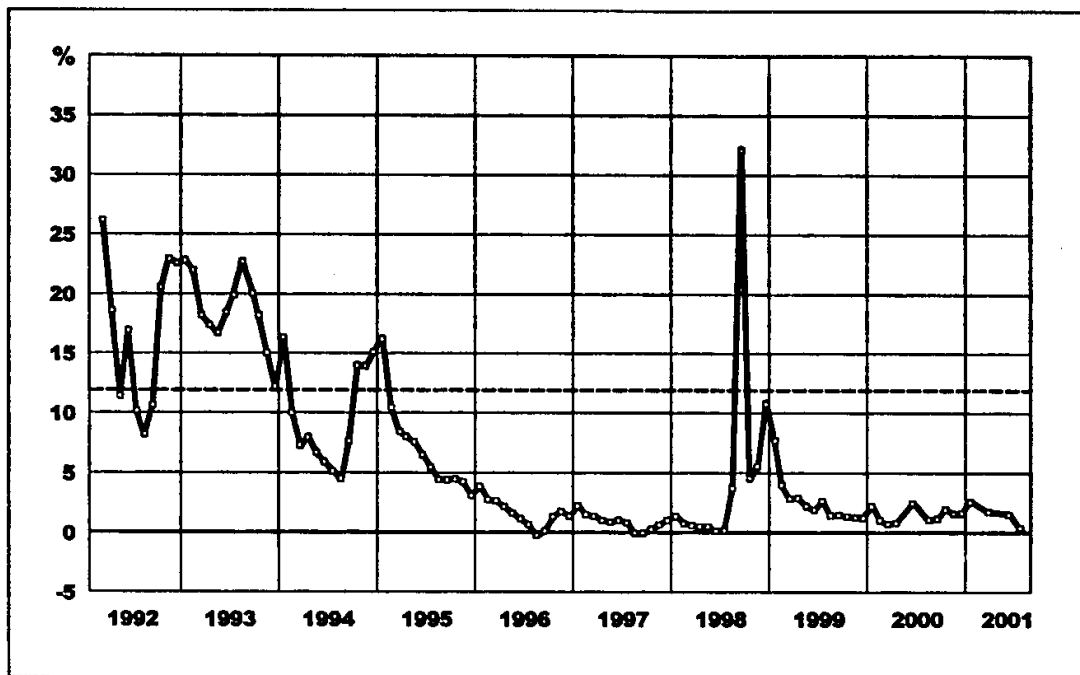
$$(\ln P_t)^{detr} = \ln P_t - (6,858102 + 0,019111t)$$

t -статистика 411,644 22,682

Графики импульсных функций отклика на периоде 10/1998-08/2001



Темпы прироста ИПЦ и пороговое значение для модели TAR



Оценки пороговой авторегрессионной модели

	Коэффициент при объясняющей переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Значимость коэффициента
C	9,26E-05	0,001140	0,9353
$\Delta(\ln P_{t-1})$	0,556356	0,024716	0,0000
$\Delta(\ln M2_{t-1})I_t$	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		
$\ln M2_{t-1}$	0,076285	0,028751	
C	-8,772493	0,379885	
Уравнение дисперсии ARCH(1)			
C	1,99E-05	1,30E-05	0,1261
ARCH(1)	1,630118	0,363297	0,0000

Нормированный $R^2 = 0,901$.

Тестирование на линейность модели против гипотезы о том, что динамика определяется одним из режимов, т.е. модель специ-

фицируется в виде SETAR с зафиксированным значением пороговой переменной c , проводится с помощью статистики $F(c)$, 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, $F(\hat{c}) = -34,7465$, $\chi^2_{0,05}(\hat{c}) = 15,50731$ (при числе степеней свободы 8).

Поскольку критическое значение для уровня значимости 5% 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 (табл. 3).

Таблица 3

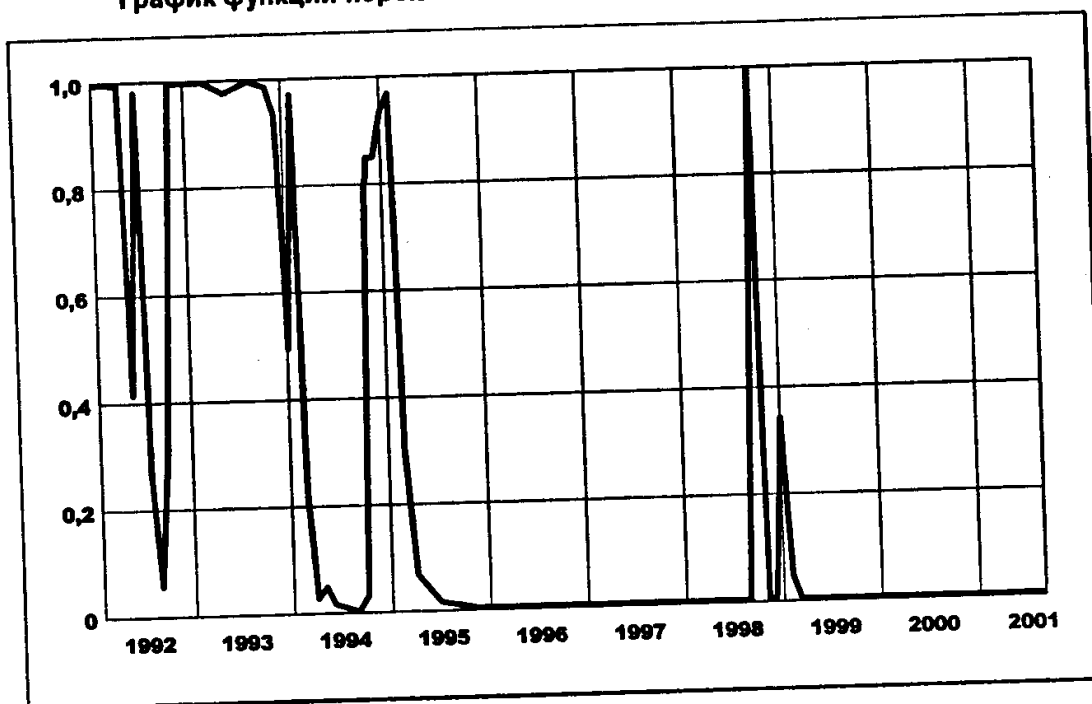
Оценки модели с плавным переходом, функция переключения

$$G(d(\ln P_{t-1}), 80, 0,118)$$

	Коэффициент при объясняющей переменной	Стандартная ошибка коэффициента	Значимость коэффициента
C	-0,002056	0,000994	0,0386
$\Delta(\ln P_{t-1})G_t$	0,642483	0,038746	0,0000
$\Delta(\ln M_{2t-1})(1-G_t)$	0,463921	0,060265	0,0000
$\Delta(\ln M_{2t-1})G_t$	0,086996	0,043747	0,0467
$\Delta(\ln M_{2t-1})(1-G_t)$	0,069653	0,022277	0,0018
$\Delta(\ln M_{2t-1})G_t$	0,227622	0,024834	0,0000
$\Delta(\ln M_{2t-1})(1-G_t)$	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
Кointеграционное соотношение			
$\ln P_{t-1}$	1,000000		
$\ln M_{2t-1}$	0,076285	0,028751	
C	-8,772493	0,379885	
Уравнение дисперсии ARCH(1)			
C	1,99E-05	9,39E-06	0,0337
ARCH(1)	1,952792	0,365231	0,0000

Нормированный $R^2 = 0,821$.

График функции переключения в модели с плавным переходом



Приложение 2. Измерение структурных сдвигов и структурных различий в экономике¹

Под ситуацией, как и в практике построения экономических индексов, будем понимать либо период, либо региональную единицу². Под периодом в свою очередь будем понимать либо момент, либо интервал времени.

Различают соизмеримые совокупности данных, состоящие из элементов, которые можно непосредственно суммировать, и совокупности, непосредственно несоизмеримые, состоящие из элементов, которые не могут быть непосредственно суммируемыми³. Цены товаров и услуг некоторой корзины некоторого периода представляют собой совокупность, вообще говоря, непосредственно несоизмеримую. Для приведения таких совокупностей к

¹ Более подробно эти вопросы рассмотрены в: Бессонов В.А. О смещениях в оценках роста российских потребительских цен // Экономический журнал ВШЭ. 1998. Т. 2. № 1. С. 31–66; Бессонов В.А. Исследование трансформации ценовых пропорций в процессе российских экономических реформ. М.: ВШЭ, 1998.

² См.: Кевеш П. Теория индексов и практика экономического анализа. М.: Финансы и статистика, 1990.

³ См.: Казинец Л.С. Измерение структурных сдвигов в экономике. М.: Экономика, 1969.

соизмеримому виду используют коэффициенты соизмерения (приведения). В качестве таких коэффициентов для совокупности цен могут выступать натуральные объемы товаров и услуг в корзине, для совокупности же объемов коэффициентами приведения могут служить соответствующие им цены.

Изменение пропорций между элементами одной и той же совокупности с течением времени свидетельствует об изменении ее структуры, т.е. о *структурных сдвигах*. Структурные сдвиги являются следствием различий в темпах роста элементов совокупности. Применительно к сравнению структур двух различных совокупностей будем говорить о *структурных различиях*. Термин *структурные различия* в широком смысле будем использовать также и для обозначения структурных сдвигов.

Простейшим способом анализа структурных различий для соизмеримых совокупностей является сопоставление *индивидуальных* либо *групповых долей*. Индивидуальные или групповые доли, однако, не дают комплексной характеристики структурных различий сопоставляемых совокупностей¹. Для этого предложено большое количество различных *сводных показателей структурных различий*². Они имеют много общего, поскольку рассматривают структуру как совокупность пропорций между элементами. Во всех случаях движение системы как целого может быть описано сводным индексом цен, а относительное движение цен внутри системы — сводными индикаторами структурных сдвигов. В соответствии с используемым в данной главе подходом для каждой пары сопоставляемых ситуаций рассматривается совокупность индивидуальных индексов цен для n товаров — представителей используемой корзины. Индикаторы строятся по аналогии с оценками числовых характеристик одномерных распределений вероятностей: индикатор структурных различий рассматривается как мера рассеяния распределения индивидуальных индексов, в дополнение к мере расположения, каковой является сводный индекс цен. Также естественным образом определяются характеристики асимметрии и эксцесса, анализ которых иногда бывает весьма полезным. Этот подход развивает

¹ См.: Минасян Г. К измерению и анализу структурной динамики // Экономика и математические методы. 1983. Т. 19. Вып. 2. С. 259–268.

² Ниже будем говорить только о структурных различиях применительно к системе цен, хотя подобным (или близким) образом могут быть построены индикаторы структурных различий в ВВП, в промышленном производстве и т.п.

идеи стохастической теории индексов¹, которая восходит к работам Ф. Эджворта.

Пусть $p_{jt} > 0$ — внутренние (российские) цены товара j периода t , $j = \overline{1, n}$, n — число товаров в используемой корзине, $w_j > 0$ — веса, $\sum w_j = 1$, $r_{j, t_1, t_2} = \ln(p_{jt_2}/p_{jt_1})$ — индивидуальный индекс² цен товара j за время от t_1 до t_2 , а $\bar{r}_{t_1, t_2} = \sum_j w_j r_{j, t_1, t_2}$ — соответствующее взвешенное среднее. Средние индивидуальных индексов цен

$$i_t = \bar{r}_{t-1, t} \quad (1)$$

и

$$I_{t_1, t_2} = \bar{r}_{t_1, t_2} \quad (2)$$

дают оценки логарифма среднего темпа инфляции за время от $t-1$ до t и от t_1 до t_2 соответственно, т.е. являются *сводными индексами цен*. Стандартные отклонения распределений индивидуальных индексов цен от среднего

$$d_t = \left(\sum_j w_j (r_{j, t-1, t} - \bar{r}_{t-1, t})^2 \right)^{1/2}, \quad (3)$$

и

$$D_{t_1, t_2} = \left(\sum_j w_j (r_{j, t_1, t_2} - \bar{r}_{t_1, t_2})^2 \right)^{1/2} \quad (4)$$

позволяют судить о рассеянии распределений индивидуальных индексов цен за время от $t-1$ до t и от t_1 до t_2 соответственно. Их можно рассматривать как *сводные индикаторы структурных сдвигов*.

Если $p'_{jt} > 0$ — внешние цены³ периода t , то индикаторы I'_t и D'_t для сопоставления с ними введем аналогично I_{t_1, t_2} и D_{t_1, t_2} , заменив в (2) и (4) индивидуальные индексы цен r_{j, t_1, t_2} на индивидуальные соотношения между внутренними и внешними ценами, $r'_{jt} = \ln(p_{jt}/p'_{jt} e_t)$, где e_t — обменный курс (например, рубля к доллару). Тогда I'_t даст оценку логарифма отношения частного пари-

¹ См., например: *Prasch R.E. The Probability Approach to Index Number Theory. Prelude to Macroeconomics / Rima I.H. (ed.) Measurement, Quantification and Economic Analysis: Numeracy in Economics. London, N. Y.: Routledge, 1995. P. 176–187.*

² При работе с ценами чаще используют именно логарифмы отношений цен, поскольку распределение отношений цен обычно тяготеет к логнормальному.

³ Под внешними ценами здесь понимаются цены страны, с которой проводится сопоставление, либо цены мирового рынка.

тета покупательной способности по используемой корзине к обменному курсу, т.е. он является *сводным индексом цен*, показывающим среднее соотношение уровней цен в сопоставляемых странах, а D'_i является характеристикой рассеяния распределения индивидуальных соотношений между внутренними и внешними ценами и может быть использован как *сводный индикатор структурных различий*.

Представляется естественным потребовать от индикаторов структурных различий выполнения некоторых свойств, подобно тому, как от экономических индексов традиционно¹ требуют соответствия определенному набору критериев (тестов). Будем считать, что некоторый индикатор может быть индикатором структурных сдвигов или структурных различий только в том случае, если он обладает этими свойствами. Укажем здесь только два требования, которые понадобятся в данной главе. Во-первых, это требование *инвариантности индекса относительно смены единиц измерения*. Несмотря на всю его очевидность, встречается использование методик, результат применения которых зависит от выбора единиц измерения.

Вторым является требование *инвариантности индикатора структурных различий относительно изменения масштаба цен*. В случае, когда сопоставляемыми ситуациями являются периоды t_1 и t_2 , оно выглядит так: если все цены p_{jt_1} , $j = \overline{1, n}$ периода t_1 заменить на αp_{jt_1} , а все цены p_{jt_2} , $j = \overline{1, n}$ периода t_2 — на βp_{jt_2} , где $\alpha > 0$ и $\beta > 0$ — произвольные константы, то это не должно влиять на значение индикатора структурных сдвигов. Это требование также является совершенно естественным и позволяет отделить изменения ценовых пропорций от изменений масштаба цен.

Очевидно, что рассмотренные выше индикаторы структурных сдвигов d_t (3) и D_{t_1, t_2} (4), как и индикатор структурных различий D'_i , удовлетворяют этим требованиям. В литературе, однако, зачастую встречаются примеры использования индикаторов, последним свойством не обладающих, что порой способно приводить к неверным содержательным результатам.

Основные задачи анализа структурных сдвигов и структурных различий, на наш взгляд, могут быть сведены в следующие четыре группы. Анализ интенсивности структурных сдвигов по-

¹ Следуя И. Фишеру; см., например: Кевеш П. Теория индексов и практика экономического анализа. М.: Финансы и статистика, 1990; Аллен Р. Экономические индексы. М.: Статистика, 1980.

зволяет установить, в каком из последовательных интервалов времени структура совокупности подвергалась более значительному изменению, а в каком — менее, т.е. отвечает на вопрос, насколько интенсивно она изменялась. Здесь на первый план выходит временной аспект: первостепенной является задача определения характерных периодов структурных изменений, т.е. выявление периодов, когда тот или иной период структурных сдвигов начался, закончился, ускорился, замедлился, имел кульминацию и т.п. Численные же оценки самой интенсивности структурных сдвигов носят скорее подчиненный характер: в лучшем случае они позволяют ответить на вопросы «много или мало?», «больше или меньше?».

Анализ поступательности структурных сдвигов имеет целью установить, в какой мере в основе структурных сдвигов лежит тенденция, а в какой мере они являются лишь результатом нерегулярных колебаний. Анализ интенсивности структурных сдвигов сам по себе не позволяет делать никаких суждений о степени их поступательности, поскольку структурные сдвиги умеренной интенсивности, но происходящие поступательно в определенном направлении могут значить в содержательном плане гораздо больше, чем интенсивные сдвиги, вызванные лишь нерегулярными колебаниями без ясно выраженной тенденции. Таким образом, задача анализа поступательности структурных сдвигов призвана ответить на вопрос, стала ли структура *другой*. Отметим, что для решения двух рассмотренных задач исследуется одна и та же совокупность в разные периоды времени, вне связи ее с другими совокупностями и без привлечения иной дополнительной информации.

Анализ интенсивности структурных сдвигов, даже подкрепленный анализом их поступательности, не позволяет тем не менее делать никаких суждений *о направленности структурных сдвигов*, т.е. не позволяет ответить на вопрос, улучшилась ли в некотором смысле структура изучаемой совокупности, ухудшилась или осталась неизменной. Можно лишь говорить о том, стала ли она *другой* или нет. Для решения этой задачи необходимо привлечение дополнительной информации, помимо информации о динамике состояния исследуемой системы. Эта информация может быть привлечена, например, путем задания выделенной структуры (*внешней, эталонной, нормативной, плановой* и т.п.), что позволяет анализировать динамику структурных различий между текущей структурой и выделенной. Решение этой задачи позволяет получить оценку качества структуры (например, расстояние от текущей структуры до эталонной) в каждый исследуемый момент времени, т.е. оценить как сам масштаб качества, так и его динамику.

В случае, когда задано более одного объекта сопоставимой структуры (либо на одной и той же совокупности задано более одного признака, что может рассматриваться как наличие нескольких объектов сопоставимой структуры), может возникнуть задача *анализа структурных различий* между ними. Если один из сравниваемых объектов задан лишь вектором, а не многомерным временным рядом, то задача анализа структурных различий аналогична задаче сопоставления исследуемой структуры с выделенной. Если же имеется пара многомерных временных рядов, то возникает задача анализа структурных различий между двумя эволюционирующими объектами и изменения этих различий во времени (возможно с лагом). Имеет место, наконец, и чисто статическая задача, когда оба объекта заданы лишь векторами, которая может быть актуальна, в частности, при территориальных сравнениях, например, международных.

Приложение 3. Проблемы измерения роста цен в экономике переходного периода

Большие структурные сдвиги, сопровождающие российский переходный период, могут существенно снижать точность сводного индекса цен. Его значения могут сильно зависеть от малых изменений в методике, в частности, корзины (набора используемых товаров-представителей и весов, с которыми они учитываются) и от способов осреднения. Это может приводить к существенным различиям результатам для близких методик, даже основанных на использовании одних и тех же исходных данных.

В последние годы, главным образом за рубежом, наблюдается резкий рост интереса к исследованию проблем измерения роста цен¹, в первую очередь к анализу систематических ошибок (сме-

¹ См., например: *Boskin M.J., Dulberger E., Gordon R., Griliches Z., Jorgenson D.* Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living. Final Report to the Senate Finance Committee. 1996. December 4; *Boskin M.J., Dulberger E., Gordon R., Griliches Z., Jorgenson D.* Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living // *Journal of Economic Perspectives*. 1998. Vol. 12. No 1. P. 3-26; *Abraham K.G., Greenlees J.S., Moulton B.R.* Working to Improve the Consumer Price Index // *Journal of Economic Perspectives*. 1998. Vol. 12. No 1. P. 27-36; *Deaton A.* Getting Prices Right: What Should Be Done? // *Journal of Economic Perspectives*. 1998. Vol. 12. No 1. P. 37-46; *Diewert W.E.* Index Number Issues in the Consumer Price Index // *Journal of Economic Perspectives*. 1998. Vol. 12. No 1. P. 47-58; *Nordhaus W.D.* Quality Change in Price Indexes // *Journal of Economic Perspectives*. 1998. Vol. 12. No 1. P. 59-68; *Pollak R.A.* The Consumer Price Index: A Research Agenda and Three Proposals // *Journal of Economic Perspectives*. 1998. Vol. 12. No 1. P. 69-78.

щений) в индексах цен, вызванный осознанием факта значительной смещенности индекса потребительских цен в США. Оказалось, что при годовом росте ИПЦ в США примерно на 3,0% смещение составляет 1,1 п.п., на долю же роста собственно стоимости жизни остается 1,9 п.п.¹ Источники возникновения смещений обычно сводят в четыре группы. Во-первых, использование устаревшей системы весов, как правило, приводит к смещению вверх агрегатного индекса цен, поскольку устаревшие веса не учитывают перераспределения спроса в пользу относительно медленнее дорожающих товаров и услуг. Таким образом, смещения этого типа обусловлены замещением на верхнем уровне построения индекса цен. Во-вторых, индивидуальные индексы цен, используемые в качестве исходных данных для построения сводного, являются не результатами непосредственных наблюдений, а представляют собой групповые индексы цен, хотя и менее высокого уровня агрегирования (часто их называют элементарными агрегатами). Соответственно, они могут быть подвержены эффекту замещения на нижнем уровне построения индекса цен, аналогичному эффекту замещения верхнего уровня. К этой же группе смещений можно отнести и смещение, вызванное использованием для построения элементарных агрегатов не вполне адекватных индексных формул, например, не удовлетворяющих тесту обратимости ситуаций, в результате чего могут возникать смещения вверх, обусловленные осциллизированием исходных данных². В-третьих, сбор исходных данных о ценах осуществляется на некотором множестве торговых точек и эти данные затем агрегируются, для чего в том или ином виде учитывается вклад каждой торговой точки. Вместе с тем в силу различной динамики цен и качества услуг в разных торговых точках может происходить перераспределение спроса между ними. Такое замещение на уровне торговых точек также может быть источником смещений. В-четвертых, с течением времени появляются новые, не существовавшие ранее, товары и услуги, а качество существующих может существенно меняться. Методики, не учитывающие этого (или учитывающие неадекватно), могут приводить к смещениям.

¹ См.: *Boskin M.J., Dulberger E., Gordon R., Griliches Z., Jorgenson D. Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living. Final Report to the Senate Finance Committee. 1996. December 4.*

² См., например: *Lequiller F.I., Zeischang K.D. Drift in Producer Price Indices for the Former Soviet Union Countries // IMF Staff Papers. 1994. Vol. 41. No 3. P. 526–532; Бессонов В.А. О смещениях в оценках роста российских потребительских цен // Экономический журнал ВШЭ. 1998. Т. 2. №1. С. 31–66.*

Оценки вклада основных четырех групп смещений для США приведены в табл. 1. Было проведено большое число исследований такого рода по США, а также по ряду других развитых стран. Россия пока избежала подобной «участи».

Таблица 1

Индекс потребительских цен в США и оценки смещений в нем (за год)

ИПЦ – 3,0%	Индекс стоимости жизни – 1,9		
	смещение в целом – 1,1	замещение верхнего уровня	0,15
		замещение нижнего уровня	0,25
		замещение торговых точек	0,10
	новые продукты / изменения качества	0,60	

Примечание: оценки смещений выражены в процентных пунктах.
Источник: Boskin M.J., Dulberger E., Gordon R., Griliches Z., Jorgenson D. Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living. Final Report to the Senate Finance Committee. 1996. December 4.

Результаты попытки проведения подобного исследования для России переходного периода¹ суммированы в табл. 2. Недоступность многих данных не позволила провести такое исследование в полном объеме. Удалось оценить величину смещения, обусловленного замещением на верхнем уровне построения индекса цен, и лишь по порядку величины оценить смещение на уровне элементарных агрегатов. Закрытость российской статистики цен не оставляет надежд на получение более точных оценок величины смещения этого типа и не позволяет исследовать два оставшихся источника смещений. Эта же причина дает право говорить в российском случае и о классе *прочих* причин, главным образом субъективных, хотя и не дает оснований для утверждений о фальсифицированности российских данных. Этот класс возможных источников смещений в странах с развитыми статистическими службами, разумеется, отсутствует.

¹ См.: Бессонов В.А. О смещениях в оценках роста российских потребительских цен // Экономический журнал ВШЭ. 1998. Т. 2. № 1. С. 31–66.

Таблица 2

**Индекс потребительских цен в России и оценки смещений в нем
(за 1992–1996 гг.)**

ИПЦ – 2200 раз	Индекс стоимости жизни – ???	
	смещение в целом – ???	замещение верхнего уровня
замещение нижнего уровня		десятки процентов
замещение торговых точек		???
новые продукты/изменения качества		???
прочие причины		???

Примечание: оценки смещений выражены в процентах от роста цен за указанный период времени.

Источник: Бессонов В.А. О смещениях в оценках роста российских потребительских цен // Экономический журнал ВШЭ. 1998. Т. 2. № 1. С. 31–66.

Большой масштаб смещений, обусловленных процессами замещения на верхнем уровне построения индекса цен, т.е. лишь одной причиной из многих возможных, свидетельствует, на первый взгляд, в пользу того, чтобы отнести его на счет специфики места и времени, т.е. считать такой масштаб проявления данного эффекта исключительно российским феноменом переходного периода. Однако элементарные рассуждения показывают, как это ни парадоксально, отсутствие здесь российской специфики. Так, смещенную оценку роста цен I_{t_1, t_2} за время от t_1 до t_2 можно представить в виде $I_{t_1, t_2} = \exp(\pi(1 + \delta)(t_2 - t_1))$, где π — несмещенный средний темп инфляции, а δ — его среднее смещение. В США смещение, обусловленное процессами замещения на верхнем уровне построения ИПЦ, в 0,15% при инфляции в 3% за год (см. табл. 1) соответствует $\delta \approx 0,05$. В России смещение в 35% при росте ИПЦ в 2200 раз (см. табл. 2) соответствует $\delta \approx 0,04$, т.е. практически той же величине (учитывая невысокую точность обеих оценок). Это означает, что если мерой смещения считать δ (что вполне естественно, учитывая мультипликативный характер роста цен), то официальные оценки темпов инфляции смещены по причине неадекватного учета процессов замещения на верхнем уровне построения индексов потребительских цен в России и в США одинаково. Если есть аналогичное соответствие и для других источников смещений, хотя бы по порядку величины, то за рассмат-

риваемый интервал времени эти смещения в России также могут составлять десятки процентов.

Эти рассуждения иллюстрируют глубину измерительных проблем, характерных для российского переходного периода, нетривиальность которых состоит в способности влиять даже на качественный уровень содержательной интерпретации. Измерительные проблемы такого масштаба абсолютно нетипичны для стабильных экономик, они могут возникать в стабильных экономиках лишь на гораздо более длительных интервалах времени, измеряемых многими десятилетиями или даже столетиями¹, т.е. лишь при долгосрочных сопоставлениях. Поэтому к проблеме измерения роста цен (как, впрочем, и других социально-экономических показателей) в России периода реформ необходимо подходить как к проблеме проведения *долгосрочных сопоставлений*. Можно считать, что время в российской переходной экономике течет несопоставимо быстрее, чем в стабильных (непереходных) экономиках, и это необходимо учитывать как в методиках измерения, так и при проведении содержательного анализа социально-экономических процессов. Именно это, а не масштаб смещений, составляет специфику места и времени. В условиях российской переходной экономики наблюдается в целом то же, что и в стабильных экономиках, но на гораздо меньших временах, соответственно, несколько лет в условиях российского переходного процесса определенно являются долгосрочным периодом. Анализ долгосрочных эффектов более актуален в нашем случае, поскольку они проявляются на временах, существенно меньших времени смены поколений, в отличие от стабильных экономик. Вообще, российская переходная экономика является, по нашему мнению, весьма удобным объектом для исследования некоторых долгосрочных эффектов.

Заметим, что точность, достигаемая при проведении долгосрочных сопоставлений даже в развитых странах, крайне низка, при этом оценки, получаемые разными авторами, зачастую различаются даже качественно. Низкую точность долгосрочных сопоставлений косвенно иллюстрирует ставшая «притчей во языцех» низкая точность международных сопоставлений стран, находящихся на существенно разных стадиях развития.

Большой проблемой, сдерживающей исследования российской инфляции переходного периода, является, насколько нам

¹ Подробнее см.: Бессонов В.А. О смещениях в оценках роста российских потребительских цен // Экономический журнал ВШЭ. 1998. Т. 2. № 1. С. 31–66.

известно, полное отсутствие общедоступных баз данных, содержащих данные по динамике российских цен достаточной степени надежности, точности и полноты (впрочем, это относится далеко не только к статистике цен). В России переходного периода, в сущности, имеют место те же проблемы отсутствия (либо несопоставимости) исходных данных, которые вообще характерны для долгосрочных сопоставлений, только в нашем случае эти проблемы проявляются на временах в несколько лет, тогда как в более стабильных экономиках они проявляются на временах, составляющих многие десятилетия.

Несмотря на то, что многие проблемы измерения роста российских цен переходного периода, несомненно, можно решить (это относится в первую очередь к возможности устранения систематических смещений), едва ли можно надеяться на то, что когда-либо будет достигнута точность измерения роста российских цен переходного периода, существенно превышающая ту, представление о которой дает табл. 2. Это обусловлено существом долгосрочных сопоставлений, накладывающих фундаментальные ограничения на потенциально достижимую точность измерений. В этом — принципиальное различие измерительных проблем в развитых странах с непереходными экономиками и в России периода реформ: российские измерительные проблемы не сводятся к проблемам анализа смещений в индексах цен; даже если смещения будут устранены, точность российских индексов цен периода реформ все равно останется крайне низкой и ими все равно нельзя будет пользоваться так, как привыкли пользоваться своими индексами цен западные исследователи. Их можно будет использовать как самостоятельные экономические индикаторы (не забывая, впрочем, о низкой точности), но они останутся непригодными для выполнения функций перевода других показателей из текущих в постоянные цены, поскольку относительные ошибки в десятки процентов, типичные для таких индексов цен, неприемлемы для объемных показателей, которые по сравнению с ценами изменяются слабо. С этим ограничением на возможности использования российских индексов цен переходного периода придется смириться (подобно тому, как физики мирятся с принципом неопределенности), ибо оно обусловлено объективными причинами. Придется также пересмотреть и методики расчета основных показателей объема, последовательно избавляясь от использования в них любых индексов цен.

Заметим, что крайне низкая точность не является характерной чертой именно официального российского ИПЦ. Вполне вероят-

но, он является наиболее точным из российских индексов цен, поскольку совершенствованию его методики уделялось наибольшее внимание.

Смещения, подобные обнаруженным для индексов потребительских цен (см. табл. 2), могут иметь место и для других российских экономических индексов, хотя и в меньшем масштабе, поскольку из всех экономических показателей именно цены за период реформ изменились в наибольшей степени. Поэтому имело бы смысл проанализировать также методики расчета и других экономических показателей с точки зрения требований, предъявляемых к методам проведения долгосрочных сопоставлений. Нельзя исключать, что все вместе это может привести к необходимости пересмотра в значительной мере истории всего хода экономических реформ в России даже на качественном уровне. Заметим в связи с этим, что полное пренебрежение вопросами точности измерений является поразительной особенностью российской аналитической практики переходного периода. Экономистам, похоже, просто не приходит в голову анализировать точность используемых ими данных, а неэкономисты (представители естественных наук), привыкшие это делать, по всей видимости не могут даже представить, что экономистами, от которых они получают данные, точность не анализировалась.