

Институт экономики переходного периода

103918, Россия, Москва, Газетный переулок д. 5 Тел./ факс 229 6596, www.iet.ru

ПРОБЛЕМЫ МОДЕЛИРОВАНИЯ ФИНАНСОВЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ:

**цены, обменный курс, процентные ставки, фондовый
индекс в российской экономике**

Энтов Р.М. (руководитель проекта)

Введение

Глава 1 Дробышевский С. М. , Архипов С.А.

Глава 2 Архипов С. А., Кадочников П.А.

Глава 3 Луговой О.В., Энтов Р.М., Баткибеков С.Б.

Глава 4-5 Дробышевский С. М., Трофимов Г.Ю.

Глава 6 Кадочников П.А., Энтов Р.М.

Заключение Дробышевский С.М.

**Москва
Март 1999 г.**

СОДЕРЖАНИЕ

ВВЕДЕНИЕ	4
ГЛАВА 1. ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ МОДЕЛИРОВАНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ФИНАНСОВЫХ РЫНКОВ	8
1.1 Инфляционные процессы в переходной экономике	8
<i>Инфляция и движение капиталовложений</i>	8
<i>Теория инерционных инфляционных процессов</i>	12
1.2. ТЕОРИЯ ВРЕМЕННОЙ СТРУКТУРЫ ПРОЦЕНТНЫХ СТАВОК	17
<i>Гипотеза ожиданий</i>	19
<i>Гипотеза предпочтения ликвидности</i>	22
<i>Гипотеза об изменяющейся во времени премии за срок</i>	23
<i>Гипотеза сегментации рынков</i>	24
<i>Гипотеза «предпочитаемой среды»</i>	26
<i>Обзор эмпирических проверок гипотез временной структуры</i>	26
<i>Макроэкономические подходы</i>	30
<i>Факторные стохастические модели</i>	35
<i>Стохастические модели общего равновесия</i>	39
<i>Модели с отсутствием арбитража</i>	42
<i>Различные случаи применения моделей временной структуры</i>	47
ЛИТЕРАТУРА	49
1.3. ЗАВИСИМОСТЬ ФОНДОВОГО РЫНКА ОТ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ПАРАМЕТРОВ И ФИНАНСОВЫХ ИНДИКАТОРОВ В АРБИТРАЖНОЙ ТЕОРИИ ЦЕНООБРАЗОВАНИЯ	53
ГЛАВА 2. МОДЕЛИРОВАНИЕ ДИНАМИКИ ИНДЕКСА ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН В РОССИИ В 1992 – 1998 ГОДАХ	58
2.1. ПРЕДПОСЫЛКИ МОДЕЛИРОВАНИЯ ИНФЛЯЦИИ В РОССИИ	58
2.2. АНАЛИЗ СВОЙСТВ ВРЕМЕННОГО РЯДА ИНДЕКСА ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН	61
<i>Инерционность цен</i>	61
<i>Ожидания экономических агентов</i>	63
2.3. ЛИНЕЙНАЯ АВТОРЕГРЕССИОННАЯ МОДЕЛЬ ИНФЛЯЦИИ	65
2.4. НЕЛИНЕЙНАЯ МОДЕЛЬ ИНФЛЯЦИИ И ИССЛЕДОВАНИЕ СТАБИЛЬНОСТИ ОЦЕНОК НА РАЗНЫХ ВРЕМЕННЫХ ИНТЕРВАЛАХ	68
ГЛАВА 3. МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОЦЕНТНОЙ СТАВКИ	71
<i>Инфляционные ожидания</i>	75

<i>Паритет процентных ставок</i>	78
<i>Темпы роста денежной массы</i>	80
<i>Модель</i>	81
ГЛАВА 4. МОДЕЛИРОВАНИЕ ФОНДОВОГО РЫНКА В РОССИИ	89
4.1. АДАПТАЦИЯ ТЕОРИИ АРБИТРАЖНОГО ЦЕНООБРАЗОВАНИЯ К РОССИЙСКОМУ РЫНКУ АКЦИЙ	89
<i>Модель 1</i>	93
<i>Модель 2</i>	97
<i>Модель 3</i>	100
<i>ПРИЛОЖЕНИЕ 1</i>	104
ГЛАВА 5. МОДЕЛИРОВАНИЕ ОБМЕННОГО КУРСА РУБЛЯ К ДОЛЛАРУ США	107
ГЛАВА 6. СИСТЕМА СТРУКТУРНЫХ УРАВНЕНИЙ ИНДИКАТОРОВ РОССИЙСКОГО ФИНАНСОВОГО РЫНКА	115
ЗАКЛЮЧЕНИЕ	119

Введение

Моделирование переходной экономики является сложной задачей. В отличие от развитых экономик здесь не в полной мере действуют базовые теоретические конструкции, на которых должна быть основана любая содержательная модель. Это особенно справедливо в отношении поведения реального сектора, поскольку трансформация отношений собственности, управления и контроля над предприятиями еще далека от завершения. Деятельность домашних хозяйств в большой степени подчиняется общей логике рационального поведения, хотя и здесь имеется множество проблем, связанных с латентными отношениями. По этой причине крайне затруднено построение макроэкономических моделей, описывающих реальную экономику, включающих динамику ВВП, занятости, инвестиции и сбережения, внешнеторговые показатели.

Тем не менее, к настоящему времени уже накоплены временные ряды, характеризующие динамику инфляции, процентных ставок, фондовые индексы и другие финансовые показатели. Когда речь идет о финансовых рынках, то у исследователей имеется больше оснований строить и оценивать модели, опираясь на общепринятые теоретические гипотезы и модели. Во-первых, участникам формирующихся финансовых рынков в большой мере присуща рациональность, их действия диктуются ресурсными ограничениями, необходимостью сопоставления затрат и результатов, оценками рисков и т.д. Кроме того, с открытием российских финансовых рынков для нерезидентов, на общей динамике показателей не могли не сказаться особенности принятия финансовых решений, характерные для финансовых институтов развитых стран.

Все это делает оправданными попытки количественной оценки взаимосвязи макроэкономических показателей, отражающих, прежде всего, состояние финансовых рынков, и попытки интерпретации полученных результатов с точки зрения современной экономической и финансовой теории. Целью настоящего раздела является количественный анализ финансовых показателей, опирающийся на качественные суждения о механизме причинно-следственных связей.

Центральное место в нем занимает объяснение динамики процентных ставок. Это связано с тем, что денежный рынок, представленный рынком государственных, муниципальных, корпоративных и банковских краткосрочных бумаг, банковских депо-

зитов, межбанковских кредитов и т.д., за последние годы развивался стремительными темпами. Несмотря на нехватку (или невостребованность) денег в реальном секторе, процентная ставка по краткосрочным обязательствам характеризовала определенные предпочтения и ожидания участников. По-видимому, пока еще рано говорить о связи процента с такими фундаментальными понятиями теории как предельная продуктивность капитала, однако вполне можно искать фундаментальные объяснения уровня и колебаний процента.

Для переходной экономики можно опираться на два основных теоретических предположения. Во-первых, это уравнение Фишера, связывающее процент с инфляционными ожиданиями. Наряду с предположением о денежном спросе это уравнение служит основой для объяснения в рамках количественной теории уровня инфляции. Во-вторых, это условие паритета процентных ставок, соотносящее разность процента по рублевым и валютным инструментам с ожиданиями обесценения курса рубля. Можно попытаться объяснить действие экономических механизмов, через которые реализуются подобные соотношения, учитывая также роль премии за риски дефолта и девальвации рубля. Моделирование процента, развиваемое в данной работе, основывается на обоих подходах, причем переменные ожиданий инфляции и обесценения рубля аппроксимируются с помощью комбинации экзогенных переменных.

В этой связи возникает необходимость в оценке и объяснении показателей инфляции и динамики обменного курса рубля. Как показывают расчеты по различным уравнениям инфляции, ее темпы в значительной мере зависят от денежно-кредитной политики, проводившейся государством. При этом, очень важную роль играет такая характеристика инфляции как инерционность, выражаемая высоким и значимым авторегрессионным коэффициентом в соответствующем эконометрическом уравнении. Ниже приводятся различные теоретические объяснения феномена инерционности, и дается оценка уравнений инфляции с различной структурой распределенного лага для прироста денежной массы, с учетом гетероскедастичности инфляции и колебаний реального спроса на деньги. Последние играли большую роль в инфляционном процессе и были связаны с изменениями ожиданий участников, со сдвигами политики обменного курса, с притоком капитала в периоды макроэкономической стабилизации и финансового бума и множеством других факторов. Анализ и оценка всех этих факторов является очень серьезной проблемой для теоретического и эмпирического анализа инфляции в условиях переходной экономики. Как показано, одним из индикаторов изменения

спроса на деньги в российской экономике должен быть рост ВВП, так как этот показатель оказывается статистически значимым в различных уравнениях инфляции.

Что касается обменного курса, то его динамика определяется в существенной мере режимом валютной политики. В ситуации фиксированного курса или валютного коридора доллар практически перестает играть роль спекулятивного актива (по крайней мере, до начала валютного кризиса и спекулятивных атак). Курс доллара становится экзогенным параметром, от которого зависит приток капитала, изменение официальных резервов и прирост денежной базы. При плавающем курсе ситуация принципиально изменяется и динамика курса принимает эндогенный характер. За период наблюдений, который охватывают приводимые в данном разделе эконометрические оценки уравнения курса доллара, можно проследить различные режимы курсовой политики. Причем курс доллара существенным образом зависел не только от действовавшего курсового режима, но и от изменений в торговой политике и валютном регулировании. При всей роли режимов и правил политики удастся выявить связь обменного курса с некоторыми фундаментальными показателями, и, прежде всего — обеспеченностью денежной базы валютными резервами. Данный показатель нередко интерпретируется как индикатор «теневого» курса доллара, то есть той цены, которая устанавливается в случае отказа от фиксированного курса и резкой девальвации рубля или цены, ниже которой не может опускаться курс рубля в случае его резкой девальвации.

Также заслуживает интерес предпринятая в настоящем разделе попытка дать оценку российского фондового индекса на основе модели близкой к арбитражной теории. С открытием внутренних финансовых рынков неимоверно возросло предложение денежных средств, так называемых «горячих денег». Как уже говорилось, иностранные инвесторы оценивают ряд объективных показателей экономики, принимая решения о входе на формирующийся рынок или выходе с него. В этом смысле действия нерезидентов подчиняются стандартным правилам, поэтому динамика фондового индекса должна согласовываться с некоторыми важнейшими макроэкономическими показателями российской экономики. Как показали оценки, таковыми являются сальдо торгового баланса, изменение доходности ГКО-ОФЗ и обменного курса доллара, а также реальный дефицит бюджета.

В большей части данного раздела показатели процента, инфляции, обменного курса и фондового индекса изучаются изолированно. Однако ясно, что все эти величины должны быть взаимосвязаны. Это является следствием любой теоретической моде-

ли, в которой данные переменные входят в систему поведенческих уравнений. Поэтому, в заключении работы предлагается малоразмерная макроэкономическая модель, объединяющая названные переменные в систему уравнений, каждое из которых до того оценивалось изолированно. Из-за взаимосвязи между эндогенными и предопределенными переменными возникает необходимость перехода к оценкам системы одновременных уравнений. Это представляет собой самостоятельную проблему и должно стать предметом наших дальнейших исследований.

Глава 1. Теоретические основы моделирования показателей финансовых рынков

1.1. Инфляционные процессы в переходной экономике

Инфляция и движение капиталовложений

Неблагоприятные эффекты, вызываемые неупорядочением роста цен, с особой отчетливостью проявляются в условиях стремительной инфляции («гиперинфляции»). Последняя, как правило, характеризуется неравновесными процессами, ставящими экономику на грань развала. Гиперинфляция в ряде европейских стран после мировых войн (Германия 1922-1923 г.г., Венгрия 1945-1946 г.г. и др.), а также в некоторых латиноамериканских государствах (Боливия, Чили, Аргентина и др.) на протяжении последних десятилетий, неизменно сопровождалась существенным сокращением реальных капиталовложений и особенно сильным падением активности в инвестиционном секторе экономики.

Поскольку факты, свидетельствующие о стремительном нарастании хозяйственных диспропорций при гиперинфляции достаточно известны¹, рассмотрим подробнее более длительные эффекты, порождаемые не столь бурным, но все же достаточно интенсивным ростом цен. Как теоретические модели, так и статистические исследования более или менее единодушно отмечают неблагоприятное воздействие инфляции на движение реальных инвестиций.

Так, Э. Стокман, использовавший стандартные модели хозяйственного равновесия, показал, что при ограничении, предполагающем наличные платежи, запас реального капитала в расчете на душу населения, должен (при прочих равных условиях) непрерывно уменьшаться под влиянием предвидимого инфляционного роста цен, а это, в свою очередь, ограничивает возможности экономического роста². Аналогичные выводы можно найти и в ряде других теоретических работ, в том числе в работах одного из недавних лауреатов Нобелевской премии по экономике Р.Лукаса³.

¹ См., например, P. Cagan 'Hyperinflation', *Palgrave's Dictionary in Economics*, 1989.

² A. Stockman 'Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy', *Journal of Monetary Economics*, 1981, pp. 387 – 393.

³ См., например, R. Lucas 'On Mechanics of Economic Development', *Journal of Monetary Economics*, 1988, pp. 3 – 42.

Не менее категоричны и выводы эконометрических исследований статистических данных. В одной из последних серьезных работ в этой области, например, рассматривалось влияние инфляции на процессы накопления и экономического роста в ряде стран на протяжении 1960-1992 г.г. Основной вывод авторы формулируют следующим образом: ни в одном из изучавшихся случаев не удалось установить положительной корреляции между инфляцией и процессами экономического роста. В соответствии с их расчетами, снижение средних темпов инфляции на один процентный пункт при прочих равных условиях могло бы ускорить экономический рост в рассматриваемых странах на 0,5-2,0% в год⁴. Неблагоприятное воздействие инфляции на движение реальных капиталовложений отмечается и в других эконометрических исследованиях⁵.

Каналы такого неблагоприятного воздействия, по-видимому, многообразны; ограничимся лишь некоторыми из них. Исследования характеристик динамических рядов, охватывающих длительные периоды, может свидетельствовать о том, что, начиная с 50-60-х годов нашего столетия движение цен впервые обнаруживает признаки нестационарного распределения⁶. Это особенно затрудняет предсказания цен (а вместе с тем и других показателей, характеризующих предполагаемые результаты инвестирования). Инфляция неизбежно порождает многочисленные «шумы» в каналах ценовой системы и тем самым делает труднопредсказуемой реакцию участников на рыночные сигналы.

Так, результаты многочисленных исследований могут свидетельствовать о том, что по мере развития инфляции резко усиливается разброс в ценах, меняются относительные цены, оказывающие особенно большое влияние на процессы планирования и реализации реальных инвестиций. При этом, как показали Л.Болл и С.Чекетти, инфляция в особенно большой степени увеличивает нестабильность ценовых пропорций на протяжении длительных периодов⁷. Это неизбежно сокращает горизонт хозяйственного, — и, прежде всего — инвестиционного, — планирования. Чем интенсивней развиваются инфляционные процессы, тем (при прочих равных условиях) реже предприниматели обращаются к новым долгосрочным инвестиционным проектам.

⁴ J. Anders, I. Hernando 'Does Inflation Harm Economic Growth? Evidence from the OECD', *NBER Working Papers*, 1997, No. 6062.

⁵ См., например, R. Pindyck, A. Solimano 'Economic Instability and Aggregate Investment', *NBER Working Papers*, 1993, No. 4380.

⁶ См. R. Barsky 'The Fisher Hypothesis and the Forecastability and Persistence of Inflation', *Journal of Monetary Economics*, 1987, pp. 3 – 24.

⁷ L. Ball, S. Cecchetti 'Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons', *Brooking Papers on Economic Activity*, 1990, No. 1, pp. 215 – 254.

Утрачивая прежнюю жесткость, относительные цены перестают служить надежным источником информации, позволяющим судить об устойчивых соотношениях между валовым доходом и предполагаемыми затратами. Данные об изменениях цен все чаще содержат специфические «инфляционные шумы» (связанные, например, с быстрым нарастанием всевозможных спекуляций, рационированием, регулированием курса обесценения валюты и т.п.); тем самым резко увеличиваются риски, особенно риски, сопряженные с вложениями на длительные сроки. Подрывая общую устойчивость экономики, инфляция, как правило, особенно болезненно «бьет» по долгосрочным вложениям в реальном секторе.

Резко возросший риск в случае крупных реальных вложений и существующая параллельно угроза обесценения капитала, номинированного в отечественной валюте, порождает стимулы для бегства капитала из страны. Ускорение инфляции во многих государствах – особенно в развивающихся странах – сопровождается оттоком из страны значительной массы капитала и/или его конвертацией в иностранную валюту и долларовые обязательства.

Неизбежное в условиях инфляции «расщепление» товарных рынков и частые изменения цен на этих рынках порождают различия в ценах на один и тот же товар. Поэтому значительная часть капитала из реального сектора устремляется в товарные спекуляции: наряду с быстрым распространением сделок, рассчитанных на выигрыш от последующего повышения цен, резко расширяются масштабы арбитражных сделок, извлекающих доход из различий в ценах на один и тот же товар на разных рынках.

Влияние инфляционных процессов на финансовые операции существенно меняется в зависимости от характера рассматриваемых рынков. Ускоренный рост цен безусловно способствует увеличению вложений в спекулятивные операции на рынках наличной валюты, на рынке валютных фьючерсов и др. Вместе с тем, инфляция крайне неблагоприятно отзывается на функционировании тех рынков, которые обеспечивают финансирование долговременных инвестиций, прежде всего на рынках облигаций и других номинированных в отечественной валюте обязательств с фиксированными доходами. Ряд эмпирических исследований свидетельствует о том, что во всех развивающихся странах, служивших объектом исследований, инфляция неизменно выступала в

качестве одного из главных препятствий на пути развития системы финансовых рынков, особенно рынков долгосрочных облигаций⁸.

Указанные процессы отчетливо проявились и в развитии российской экономики на протяжении 90-х годов. Так, вплоть до настоящего времени в состоянии паралича практически находятся рынки частных долгосрочных (от 5-8 лет) обязательств с фиксированными доходами. Серьезные трудности продолжает испытывать Министерство финансов, пытающееся разместить на внутреннем рынке свои долгосрочные облигации, номинированные в рублях. Поэтому представляется обоснованным следующий вывод: перспективы развития рынка долгосрочных частных облигаций в большой степени определяются характером финансовой стабилизации экономики и состоянием инфляционных ожиданий.

При сохранении тенденции к «умеренной» инфляции (больше 4-6% в год) требуется система мер, компенсирующая инфляционные риски инвесторов. Сошлемся в этой связи на два базовых механизма обеспечения долгосрочных бумаг в условиях инфляции:

(1) Индексирование долгосрочных финансовых контрактов, образующие как бы «административно-правовой» вариант индексирования. Эффективность данного механизма проверена несколькими десятилетиями, однако, круг стран, где он широко используется, остается достаточно узким (Бразилия, Аргентина). Благодаря использованию данного метода индексации в этих странах Латинской Америки удалось сохранить рынок облигаций. Для эффективного использования индексирования требуются довольно длительная традиция, корректировка и использование накопленного опыта, а также надежная и пользующаяся общим доверием статистика цен.

(2) Рыночная корректировка. В развитых странах при сравнительно малых темпах роста цен корректировка может осуществляться финансовыми рынками (своеобразная «самоорганизация» индексирования). В таких случаях сами рынки на основе поступающей информации включают инфляцию в состав номинальных (краткосрочных) процентных ставок. Так, в США на протяжении первых послевоенных десятилетий изменение краткосрочных процентных ставок могло служить хорошим индикатором по-

⁸ См., например, E. Shaw 'Inflation, Finance and Capital Markets', *Economic Review (Federal Reserve Bank of San Francisco)*, December 1975, pp. 5 – 20; M. Long 'Financial Systems and Development', *World Bank EDI Working Paper*, 1990.

следующей инфляции⁹. Но уже в 70-е гг. переход к иному инфляционному режиму сопровождался значительным падением реальных процентных ставок.

Инфляция ставит узкие пределы развитию рынка долгосрочных долговых инструментов. Как известно, в 90-е гг. любые попытки внедрения в российскую практику деноминированных в рублях долгосрочных бумаг (долгосрочных по западным стандартам, т.е. начиная от 5-8 лет) оказались несостоятельными. Некоторое распространение смогли получить лишь суррогаты типа товарных и облигаций.

Теория инерционных инфляционных процессов

Сам по себе феномен нестационарной инфляции нуждается в теоретическом обосновании. С формальной точки зрения, необходимо дать объяснение высокой степени автокорреляции для временных рядов инфляции. Речь идет об инерционности инфляционных процессов, характерной не только для развитых, но и переходных экономик. Инерционность инфляции означает, что если уровень цен испытал в некотором периоде времени шоковое воздействие со стороны спроса, предложения либо в результате изменения денежной массы, то данный шок продолжает длительное время сказываться на динамике цен.

Теоретические предпосылки для моделирования высокой инфляции определены в модели Кэйгана¹⁰, основанной на простейшем уравнении денежного спроса

$$M_t - p_t = -a(p_{t+1}^e - p_t) \quad (1)$$

где M_t – логарифм номинальной денежной массы в конце периода t , p_t – логарифм общего уровня цен в период t , а p_{t+1}^e – ценовые ожидания на период $t+1$. Правая часть уравнения (1) определяет спрос на реальные кассовые остатки как функцию от инфляционных ожиданий. Для простоты реальный процент считается равным 0. В более общей модели возможно включение дополнительных факторов в альтернативные издержки хранения денег, а также учет трансакционного спроса на деньги.

Модель, описываемая уравнением (1), предполагает равновесие на денежном рынке в каждом периоде времени. Оно достигается благодаря изменению реальных кассовых остатков или, при заданном значении номинальной денежной массы – за счет изменения уровня цен.

⁹ Например, E. Fama 'Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation', *American Economic Review*, 1975, pp. 269-282.

¹⁰ P. Cagan "The Money Dynamics of Hyperinflation", in *Studies in the Quantity Theory of Money*, ed. by M. Friedman, 1956, University of Chicago Press.

Нетрудно показать, что инфляционный процесс, описываемый уравнением (1), не является инерционным, если ожидания экономических агентов рациональны. В этом случае уровень инфляции в момент времени t определяется как дисконтированная взвешенная сумма ожидаемых приростов денежной массы:

$$\pi_t = (1 - \alpha) E_t \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i m_{t+i} \quad (2)$$

где $m_t = M_t - M_{t-1}$ – темпы роста номинального денежной массы, $\pi_t = p_t - p_{t-1}$, $\alpha = a/(1+a)$, а E_t символ условного математического ожидания.

Предполагая адаптивные ожидания, можно заменить ожидаемую инфляцию π_{t+1}^e на линейную комбинацию текущей и прошлой инфляции:

$$\pi_{t+1}^e = s\pi_{t-1} + (1-s)\pi_t, \quad (3)$$

где s – это вес инфляции предыдущего периода в текущем прогнозе, $0 < s < 1$. Переходя к первым разностям в обеих частях уравнения (1), получаем:

$$m_t - \pi_t = -as(\pi_{t+1}^e - \pi_t)$$

или

$$\pi_t = \alpha'\pi_{t-1} + (1-\alpha')m_t, \quad (4)$$

где $\alpha' = sa/(1+sa)$. В данном случае коэффициент инерционности инфляции α' определяется, во-первых, инерционностью адаптивных ожиданий, то есть удельным весом предыдущей инфляции в текущем прогнозе s , и, во-вторых, показателем эластичности спроса на реальные деньги a . Процесс инфляции нестационарен только в том случае, если нестационарны темпы прироста денежного предложения m_t . Поскольку $s < 1$, инерция инфляции высока (α' близко к 1) только при достаточно большой эластичности спроса на деньги.

Заметим, что модель адаптивных ожиданий игнорирует информированность экономических агентов о фактической и ожидаемой динамике денежной массы. Это возражение снимается, если предложение денег эндогенно и задано, например, в следующем виде

$$m_t = \mu\pi_{t-1} + (1-\mu)\pi_t + v_t, \quad (5)$$

где μ параметр денежно-кредитной политики, характеризующий влияние предыдущей инфляции, v_t случайная величина, отражающая инновации в изменении денежной массы. Подобная зависимость отражает обратную связь между темпами инфляции и при-

ростом номинального денежного предложения, возникающую, например, при сглаживании монетарной властью колебаний инфляции, процентных ставок, обменных курсов и т. д. Подставляя (5) в (4), получаем

$$\pi_t = \pi_{t-1} + kv_t$$

где $k = 1/(\mu + as)$. Таким образом, инфляция представляет собой нестационарный случайный процесс. Если, к тому же, в инновациях v_t отсутствует автокорреляция и $E v_t = 0$, то инфляция изменяется как мартингал. Адаптивные прогнозы, выраженные условием (3), согласуются с таким процессом, если $s = 0$, то есть при полном отсутствии инерции в ожиданиях.

Еще один недостаток простых моделей инфляции, основанных на приспособлении денежного спроса, состоит в том, что они не учитывают весьма разнообразные несовершенства реального механизма ценообразования. В частности, не принимается во внимание роль соглашений о заработной плате и несовершенной конкуренции фирм, устанавливающих цены продуктов. Эти черты реальной системы ценообразования следует принимать в расчет, если речь идет о низких или умеренных темпах инфляции.

В ряде работ, изучающих реальные эффекты номинальных экономических переменных, предлагается простая двухпериодная модель инфляции с однородными фирмами, заключающими контракты по заработной плате. Пусть в производстве на каждой фирме заняты две группы рабочих. Переговоры по заключению контрактов о зарплате с каждой из этих групп ведутся в последовательные периоды времени. Контракт, заключенный к началу периода t , устанавливает номинальную заработную плату данной группы w_t на периоды t и $t+1$. Группы равны по размеру и представляют однородные факторы производства. Наценки на единицу производственных затрат приравнены к единице. Технология производства описывается функцией Кобба-Дугласа. Тогда соотношение между логарифмами уровня цен и удельных издержек фирмы в периоде t определяются как простое среднее величин заработной платы по действующим контрактам, заключенным к началу периода t :

$$p_t = (w_t + w_{t-1})/2, \quad (6)$$

Цена p_t , как и заработная плата w_t устанавливается к началу периода t .

В рамках такой модели ценообразования рассмотрим три подхода, отличающиеся предположениями о трудовых соглашениях. Подход Тейлора¹¹ исходит из того, что

¹¹ J. Taylor, 'Aggregate Demand and Staggered Contracts', *Journal of Political Economy*, 1980, vol. 88, pp. 1 – 24.

контракт, определяющий номинальную заработную плату, корректируется с помощью переменной ε_t , характеризующей избыточный совокупный спрос:

$$w_t = (w_{t-1} + E_t w_{t+1})/2 + \varepsilon_t, \quad (7)$$

причем $\varepsilon_t = p_t - E_{t-1} p_t$. Согласно (7), последовательность контрактов сглаживает изменения заработной платы между группами.

Проделав некоторые преобразования, мы получаем модель цен:¹²

$$p_t = (p_{t-1} + E_t p_{t+1})/2 + \varepsilon_{t-1}/2. \quad (8)$$

Нетрудно видеть, что данная модель демонстрирует инерционность уровней цен, но не объясняет инерцию инфляции. Действительно, преобразуя (8), получаем:

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_{t-1}. \quad (9)$$

то есть текущие темпы инфляции не зависят от предыдущих, и определяются (при рациональных ожиданиях) лишь скачками совокупного спроса. Итерируя ожидания в формуле (9), имеем

$$\pi_t = \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t,$$

поскольку $E_t \varepsilon_{t+\tau} = 0$ для $\tau > 0$.

Отсюда следует, что номинальные контракты сами по себе могут не вызывать инерцию инфляции. Влияние непредвиденных изменений спроса на инфляцию оказывается продолжительным только в том случае, если сами эти изменения носят инерционный характер. Констатация данного факта не представляет особого интереса для объяснения феномена инерционности инфляции.

Подход Фюрера и Мура¹³ основан на последовательности контрактов, в которых устанавливается *реальная зарплата*. Контрактное уравнение, аналогичное (7), принимает вид:

$$w_t - p_t = (w_{t-1} - p_{t-1} + E_t(w_{t+1} - p_{t+1}))/2 + \varepsilon_t. \quad (10)$$

Выполняя преобразования с уравнениями (6), (10), аналогичные проделанным выше, получаем:

$$\pi_t = (\pi_{t-1} + E_t \pi_{t+1})/2 + \varepsilon_{t-1}/2 + \varepsilon_t, \quad (11)$$

Инфляция теперь зависит от своего значения в предыдущем периоде, то есть обладает инерцией. Как экзогенный шок спроса, так и текущая инфляция оказывают

¹² Действительно, из (6)-(7) имеем: $w_t - \varepsilon_t = (w_{t-1} + E_t w_{t+1})/2 = (w_{t-1} + 2w_t + E_t w_{t+1})/2 - w_t = p_t + E_t p_{t+1} - w_t$. Поэтому $2w_t = p_t + E_t p_{t+1} + \varepsilon_t$, и $w_{t-1} + w_t = (p_{t-1} + E_{t-1} p_t + p_t + E_t p_{t+1})/2 + (\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t)/2$. Отсюда и из (6) $2p_t = (p_{t-1} + E_t p_{t+1})/2 + \varepsilon_{t-1}/2 + (p_t + E_{t-1} p_t)/2 + \varepsilon_t/2$. Так как $p_t = E_{t-1} p_t + \varepsilon_t$, то $(p_t + E_{t-1} p_t)/2 + \varepsilon_t/2 = p_t$. Следовательно, $p_t = (p_{t-1} + E_t p_{t+1})/2 + \varepsilon_{t-1}/2$.

¹³ J. Fuhrer, G. Moor 'Inflation Persistence', *Quarterly Journal of Economics*, 1995, vol. 110, pp. 127 – 159.

устойчивое влияние на будущую инфляцию. Таким образом, наличие реальных контрактов позволяет ввести инерционность в модель инфляции.

Подход, предложенный С. Эдвардсом¹⁴, объясняет инерцию инфляции для открытой экономики. Предложенная этим автором модель проводит различия между торгуемыми и неторгуемыми благами и представляет собой систему уравнений:

$$\pi_t = \alpha\pi_{Tt} + (1 - \alpha)\pi_{Nt} \quad (12)$$

$$z_t = \beta_1(\pi_{Nt} - \omega_t) + \beta_2(\pi_{Nt} - \pi_{Tt}) \quad (13)$$

$$\pi_{Tt} = \pi_t^* + \delta_t \quad (14)$$

$$\omega_t = E_{t-1}\pi_t. \quad (15)$$

Уравнение (12) определяет уровень инфляции π_t , как средневзвешенное темпов прироста цен торгуемых и неторгуемых товаров, π_{Tt} и π_{Nt} . Уравнение (13) устанавливает связь между уровнем избыточного предложения национальной валюты z_t и относительным ростом цен на неторгуемые блага по сравнению с темпами прироста заработной платы ω_t и цен на торгуемые блага, π_{Tt} . Прирост цен торгуемых товаров, согласно уравнению (14), определяется как сумма внешней инфляции π_t^* и темпа девальвации национальной валюты δ_t . Уравнение (15) выражает условие контракта по заработной плате, учитывающего компенсацию потерь от инфляции, ожидаемой в текущем периоде: $E_{t-1}\pi_t$, где E_{t-1} — оператор ожиданий в период $t-1$. Предполагается, что зарплата устанавливается до того, как реализуется случайный шок z_t , и становятся известными значения других переменных модели.

В данном случае инерция инфляции возникает благодаря дополнительному предположению о политике обменного курса. Пусть темп девальвации устанавливается до объявления данных о текущей внутренней и внешней инфляции. Тогда политика регулирования номинального обменного курса определяется инфляционной разностью с лагом в один период:

$$\delta_t = \theta(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + x_t, \quad (16)$$

где x_t — случайное изменение реального обменного курса, реализованное к началу периода t . Предполагается, что это изменение наблюдается до того, как монетарная власть определяет текущую политику в отношении обменного курса. Согласно уравнению (16), номинальный обменный курс корректируется в пропорции θ ($0 < \theta < 1$) к инфляци-

¹⁴. S. Edwards, 'A Tale of Two Crises: Chile and Mexico', *NBER Working papers*, 1996, No. 5794.

онному разрыву с лагом 1 период, и с учетом изменений фундаментальных факторов, определяющих условия торговли.

Предположим, что ожидаемое избыточное предложение ликвидности равно нулю, $E_{t-1}z_t = 0$. Тогда, объединив уравнения (12) – (15), можно вывести следующее уравнение динамики инфляции:

$$\pi_t = \theta\pi_{t-1} + \pi_t^* - \theta\pi_{t-1}^* + \gamma z_t + x_t, \quad (17)$$

где $\gamma = (1-\alpha)/(\beta_1+\beta_2)$. Согласно уравнению (17), внутренняя инфляция в текущем периоде зависит от инфляционного разрыва с лагом, текущего значения внешней инфляции и «непредвиденных» шоков, связанных с избытком предложения денег, а также реальным обесценением национальной валюты. Соответственно, инерционность внутренней инфляции полностью объясняется в модели Эдвардса механизмом лаговой корректировки номинального обменного курса по отношению к инфляционной разности. Процесс инфляции нестационарен, если $\theta > 1$, то есть номинальный курс более подвижен, чем инфляция.

Уравнение (16) характеризует режим обменного курса. При фиксированном номинальном курсе $\theta = 0$ и $x_t = 0$, и монетарная власть готова защищать данный режим. Разумеется, такая политика может иметь успех на длительном периоде времени, если она является состоятельной, то есть имеется доверие к способности государства поддерживать фиксированный курс.

При режиме наклонного (скользящего) валютного коридора, таргетирующего реальный курс $\theta > 0$ и $\text{Var } x_t \approx 0$. В таком случае коэффициент авторегрессии в уравнении инфляции (17) представляет собой установленный параметр курсовой политики. В общем случае коэффициент авторегрессии θ отражает степень влияния инфляции на обменный курс. При этом величина θ может меняться во времени, а волатильность реального обменного курса x_t может быть достаточно высока. С точки зрения данной модели, оценка инерционности инфляции θ согласно авторегрессионному уравнению должна быть неустойчивой для стран, испытавших радикальные изменения режимов обменного курса.

1.2. Теория временной структуры процентных ставок

Цена дисконтной облигации в каждый момент времени t' , $t \leq t' \leq T$, должна определяться из условия

$$p(t', T) = p(t, T)e^{(t'-t)r(t, T)},$$

где $r(t, T)$ – доходность к погашению (ставка процента) в момент t дисконтной облигации с датой погашения T . Приравняв цену облигации в момент погашения к единице, т.е. $p(t' = T, T) = 1$, мы получаем:

$$r(t, T) = \frac{-\ln[p(t, T)]}{T - t}. \quad (1.1.1)$$

В данной форме записи доходность к погашению называется еще **спот-ставкой** (*spot-rate*) по облигации, либо **доходностью к погашению в непрерывном исчислении** (*continuously compounded yield to maturity*), **мгновенной ставкой процента** (*instantaneous compound interest*).

В каждый момент времени на рынке наблюдается множество спот-ставок по облигациям с различными датами погашения (сроками до погашения). **Временной структурой процентных ставок** (*term structure of interest rates*) называется функция, связывающая доходность к погашению каждой из облигаций с ее сроком до погашения, т.е. $r(t, m) = F(t, m)$, или

$$F(t, m) = \frac{-\ln[p(t, m)]}{m}.$$

Таким образом, временная структура доходности облигаций в каждый момент времени задается множеством цен облигаций с различными сроками до погашения. Если срок до погашения облигации относительно мал, то спот-ставка по такой облигации называется **краткосрочной ставкой** (*short-term rate*), если срок – большой, то – **долгосрочной ставкой** (*long-term rate*).

Кривая доходности (*yield curve*) – график, отображающий соотношение между доходностью облигаций с различными сроками до погашения и сроком до погашения.

Процентный спрэд по облигациям (*yield spread*) – разность между доходностью облигации со сроком до погашения m и доходностью облигации, погашаемой в момент $t + 1$, т.е. $s(m, t) = r(t, m) - r(t, 1)$.

Форвардная ставка (*forward rate*) – неявная (*implicit*) ставка, определяемая на основе наблюдаемой временной структуры процентных ставок. Форвардная ставка на будущий период $n = T - t'$ равна ставке, вычисляемой в момент t на основе спот-ставок по облигациям со сроками до погашения t' и T , и рассчитывается по следующей формуле (для дисконтных облигаций):

$$f(t, t', T) = \frac{(T-t)r(t, T) - (t'-t)r(t, t')}{T-t'} \quad (1.1.2)$$

Ставка за период владения облигацией (*holding period rate*) – доходность от продажи облигации, купленной ранее. Для дисконтной облигации эта доходность равна доходности от продажи облигации в момент t' по цене $p(t', T)$, если она была куплена ранее в момент t по цене $p(t, T)$.

$$h(t, t', T) = \frac{(T-t)r(t, T) - (T-t')r(t', T)}{t'-t} \quad (1.1.4)$$

Форвардная премия за срок (*forward term premium*), **премия за ликвидность** (*liquidity premium*) – это разность между форвардной ставкой и условным ожиданием соответствующей будущей ставки:

$$\Phi_f(t, t', T) = f(t, t', T) - E_t r(t', T), t < t' < T, \quad (1.1.8)$$

где E_t – оператор математического ожидания. Гипотезы, объясняющие возникновение премии за срок, будут представлены ниже.

Премия за срок владения облигацией (*holding period term premium*) для периода $t < t' < T$ определяется как разность между условным ожиданием доходности за период владения облигацией и соответствующей спот-ставкой:

$$\Phi_h(t, t', T) = E_t h(t, t', T) - r(t, t'), t < t' < T \quad (1.1.9)$$

Гипотеза ожиданий

Интерес к изучению временной структуры процентных ставок возник давно, еще в конце XIX века. Первой (и наиболее часто проверяемой в эмпирических исследованиях до сих пор) является гипотеза ожиданий.

Гипотеза ожиданий (*expectations hypothesis*), в общем виде, предполагает, что долгосрочные процентные ставки отражают ожидания краткосрочных ставок.

Предположения о том, что текущие долгосрочные процентные ставки должны содержать информацию о будущих коротких ставках появились еще в конце XIX века (Bohm-Bawerk, 1891; Fisher, 1896). Значительный вклад в развитие данной гипотезы был сделан в работе И. Фишера в 1930 году, посвященной изучению взаимосвязи между реальной и номинальной ставками процента (Fisher, 1930). Представление номинальной процентной ставки как суммы желаемой реальной процентной ставки и ожидаемой инфляции позволило выдвинуть идею о способности долгосрочных процент-

ных ставок предсказывать не только короткие ставки, но и инфляцию (при условии постоянного уровня реального процента)¹⁵.

Различают два типа гипотезы ожиданий: **чистую гипотезу ожиданий** (*pure expectations hypothesis*) и, собственно, **гипотезу ожиданий** (*expectations hypothesis*).

Чистая гипотеза ожиданий утверждает, что долгосрочные процентные ставки равны среднему от ожидаемых краткосрочных процентных ставок. В первоначальном виде гипотеза ожиданий предполагала совершенное предвидение (*perfect foresight*) и нейтральность инвесторов по отношению к риску (*risk neutrality*)¹⁶. Это утверждение равносильно нескольким эквивалентным определениям.

1) Ожидаемая доходность от владения облигациями с любыми сроками до погашения за период времени n будет одинаковой и равна спот-ставке по облигации с сроком до погашения n :

$$\begin{aligned} E_t h(t, t+n, m) - r(t, n) &= 0 \\ \forall m, n \leq m & \end{aligned} ,$$

или

$$\Phi_h(t, t+n, m) = 0 .$$

2) Спот-ставка по облигации, погашаемой через n периодов, равна ожидаемой ставке за период владения облигацией с большим сроком до погашения:

$$\begin{aligned} r(t, n) &= E_t h(t, t+n, m) \\ n < m & \end{aligned} .$$

3) Доходность долгосрочной облигации равна среднему ожидаемых доходностей краткосрочных облигаций за весь срок до погашения:

$$r(t, T) = \frac{\sum_{t=0}^{T-1} E_t r(t, 1)}{T - t} .$$

4) Форвардная премия за срок равна нулю для любого срока до погашения (форвардная ставка равна ожидаемой спот-ставке):

$$\begin{aligned} \Phi_f(t, t', m) &= 0, \forall m \\ f(t, t+1, T) &= E_t r(t+1, T) \end{aligned} \quad (1.2.1)$$

¹⁵ К ряду ранних работ, посвященных обсуждению предсказательных возможностей процентных ставок, относятся публикации Williams, 1938; Lutz, 1940; Hicks, 1946.

¹⁶ Данный подход был развит в работах Meiselman, 1962; Malkiel, 1966; Bierwag, Grove, 1967 и др.

Из формулы (1.2.1) следует, что однопериодная форвардная ставка по инвестициям, совершенным через какое-то время n в будущем, должна обладать свойством мартингала:

$$\begin{aligned} f(t, t+n, t+n+1) &= E_t r(t+n, t+n+1) = \\ &= E_t [E_{t+1} r(t+n, t+n+1)] = E_t f(t+1, t+n+1, t+n+2) \end{aligned} \quad (1.2.2)$$

Однако многие исследователи (например, Stiglitz, 1970, LeRoy, 1982), указывали на то, что в таком виде гипотеза ожиданий противоречила ряду требований к общепринятому к началу 70-х годов представлению динамики цен в виде стохастических процессов. В частности, не могло быть выполнено условие неравенства Дженсена (*Jensen's inequality*, Shiller, 1990). Развитие теории рациональных ожиданий (Muth, 1961; Lucas, 1972; Sargent, Wallace, 1975) позволило преодолеть возникшее противоречие. С этого времени гипотеза ожиданий для временной структуры предполагала наличие ненулевой премии в зависимости от срока до погашения. Гипотеза рациональных ожиданий применительно к временной структуре процентных ставок вошла в большинство учебников по теории финансов, макроэкономике и денежной теории под названием собственно гипотезы ожиданий (Sargent, 1987; Brealey, Myers, 1991; Romer, 1996; Cuthbertson, 1996; Mishkin, 1997; Шарп, Александер, Бэйли, 1998).

Согласно данной гипотезе ожиданий, ожидаемая избыточная доходность (премия за срок) равна постоянной величине, одинаковой для облигаций с любым сроком до погашения,

$$E_t h(t, t+1, m) - r(t, 1) = \Phi, \forall m,$$

т. е. форвардная премия за срок постоянна и одинакова для всех сроков до погашения¹⁷:

$$\Phi_f(t, t', m) = \Phi, \forall m$$

Оба вида гипотезы ожиданий обладают рядом свойств, позволяющих объяснить форму наблюдаемых кривых доходности. Во-первых, они объясняют, почему доходности облигаций с различными сроками до погашения движутся однонаправленно. Если рост краткосрочных процентных ставок сегодня воспринимается как долгосрочное повышение уровня процента, то сохраняются ожидания их роста и в будущем. Ожидаемое повышение краткосрочных ставок вызывает рост долгосрочных ста-

¹⁷ Аналогично выражениям (1.2.1) и (1.2.2) форвардную ставку в этом случае можно определить как мартингал со сдвигом, равным Φ .

вок в текущем периоде. Таким образом, краткосрочные и долгосрочные ставки движутся однонаправленно.

Во-вторых, гипотезы ожиданий объясняют, почему кривая доходности имеет положительный наклон, когда краткосрочные ставки низки, и отрицательный наклон, когда краткосрочные ставки высоки. Если краткосрочные ставки низки (ниже долгосрочного среднего уровня), то экономические агенты ожидают их рост, если высоки (выше долгосрочного среднего уровня) – снижение. Таким образом, долгосрочные ставки, равные среднему текущих и будущих краткосрочных ставок, оказываются выше или ниже доходности коротких облигаций.

В-третьих, данные гипотезы объясняют большую волатильность краткосрочных ставок по сравнению с долгосрочными. Поскольку процентные ставки демонстрируют свойство возвращаться к среднему (*mean-reverting*), то среднее краткосрочных ставок должно иметь меньшую волатильность, чем сами спот-ставки.

Однако гипотезы ожиданий не могут объяснить тот факт, что кривая доходности имеет преимущественно положительный наклон. В этом случае, согласно гипотезе, краткосрочные процентные ставки чаще находятся ниже долгосрочного среднего уровня. Кроме того, согласно приведенным выше формулировкам обоих типов гипотезы ожиданий кривая доходности должна стремиться к горизонтальной прямой, что на практике наблюдается редко.

Допущение о возможности наличия постоянной премии за срок позволило сблизить гипотезу ожиданий и альтернативный подход, развиваемый на протяжении десятилетий – теорию предпочтения ликвидности.

Гипотеза предпочтения ликвидности

Первые предположения о том, что форвардные ставки (т. е. будущие ставки, рассчитываемые на основе соотношения текущих коротких и долгосрочных ставок) должны содержать положительную премию (премию за риск, *risk premium*, или премию за срок, *term premium*) высказывались уже в 30 – 40 годы XX века (Keynes, 1930, 1936; Lutz, 1940; Hicks, 1946). Дж. Хикс предполагал, что такая премия необходима, поскольку в противном случае инвесторы не будут делать различия между краткосрочными и долгосрочными вложениями, кроме как из предпочтений ликвидности. Поэтому ставки на более длинные сроки должны быть выше, чем короткие, чтобы привлечь вложения на долгий срок. Более оригинальная гипотеза была высказана Лутцем (Lutz, 1940): он считал, что поскольку деньги, самый ликвидный актив, не приносят процента, то про-

цент по ценным бумагам должен быть тем выше, чем дольше их срок до погашения (т. е. чем менее они ликвидны).

Гипотеза предпочтений ликвидности (*liquidity preference hypothesis*) предполагает, что форвардная премия за срок постоянна во времени, но зависит от срока до погашения облигации, $\Phi_f(t, t', m) = \Phi(m)$. Облигации с большим сроком до погашения рассматриваются как более рискованные, нежели краткосрочные облигации, даже если мы рассматриваем один и тот же период владения облигациями. С ростом срока до погашения премия за ликвидность и, соответственно, ожидаемая ставка за период владения облигацией увеличиваются:

$$E_t h(t, t+1, m) - r(t, 1) = \Phi(m) \\ \Phi(m) > \Phi(m-1) > \Phi(m-2) > \dots$$

Гипотеза предпочтения ликвидности объясняет (в той же логике, что и гипотеза ожиданий) однонаправленное движение краткосрочных и долгосрочных спот-ставок, положительный наклон кривой доходности. Однако она не может в полной мере объяснить отрицательный наклон кривой доходности. Согласно данной гипотезе, долгосрочные ставки могут быть ниже краткосрочных только в том случае, если краткосрочные ставки настолько сильно превышают средний уровень, что это перекрывает положительную премию за срок.

Дальнейшее развитие гипотезы было направлено на изучение свойств премии: является ли премия постоянной (*constant term premium*), либо она изменяется под воздействием других факторов (*time-varying term premium*). В частности, Вудвард и Дэй (Woodward, 1983; Day, 1986) предполагали, что премия определяется, в большей степени, предельной склонностью к потреблению, чем предельной склонностью к замещению между бумагами с различными сроками до погашения.

Гипотеза об изменяющейся во времени премии за срок

Гипотеза об изменяющейся во времени премии за срок (*time varying term premium*) учитывает возможность влияния экзогенных переменных состояния на уровень и знак форвардной премии за срок. Ожидаемая избыточная доходность от владения облигациями с разными сроками до погашения зависит как от срока до погашения, так и от экзогенных факторов, изменяющихся во времени. Таким образом, премия за срок зависит от срока до погашения облигации и изменяется во времени:

$$E_t h(t, t+1, m) - r(t, 1) = \Phi(m, z)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial m} > 0; \frac{\partial \Phi}{\partial z} \leq 0; z = z(t)$$

где $z = z(t)$ – функция, описывающая изменение переменной состояния во времени.

Наибольшее распространение получило направление исследований, связывающих колебания и знак премии за срок с движением макроэкономических переменных и циклов экономической активности. В работах Барро, Плоссера, Турновски и Миллера, Ли (Barro, 1974; Plosser, 1982, 1987; Turnovsky, Miller, 1984; Lee, 1991) изучались эффекты фискальной политики и государственных расходов на динамику краткосрочных и долгосрочных ставок. В частности, влияние «эквивалентности Рикардо» (*Ricardo Equivalence*) на изменение ставок в зависимости от срока до погашения облигации. Ряд экономистов (McCafferty, 1986; Breeden, 1986; Harvey, 1988; Sill, 1996) рассматривали модели, связывающие цикличность потребления и структуру процентных ставок. Большое число работ посвящено объяснению наклона кривой доходности в контексте помощью циклов экономической активности и ожиданий экономического роста или рецессии. К их числу относятся статьи Mankiw, Summers, 1984; Harvey, 1989; Chen, 1991; Labadie, 1994; Friedman, Kuttner, 1994; Wang, 1996.

К данному направлению исследований относятся построение теорий временной структуры с учетом риска и предпочтений ликвидности (Backus, Gregory, Zin, 1989; Salyer, 1990; Abel, 1998), изменения реального курса национальной валюты и степени открытости экономики (Svensson, 1991; Dillen, 1997), шоков денежно-кредитной политики (Campbell, 1995), информационных потоков и календарных эффектов (Jones, Lamont, Lumsdaine, 1996), политики регулирования ставок (Mankiw, Miron, 1986; Balduzzi, Bertola, Foresi, 1996), политических процессов (Miller, 1997).

Однако в ряде работ (например, Campbell, 1986) указывалось на то, что фактически наблюдаемая премия может быть представлена в виде суммы премий за срок, за риск, за ликвидность, а также ожиданий изменения уровня процентной ставки. В этом случае отдельные компоненты общей премии могут оставаться постоянными при изменении других, что не позволяет полностью отвергнуть предположение о постоянстве премии за срок.

Гипотеза сегментации рынков

Третьей гипотезой, объясняющей различие в уровнях доходности бумаг с различными сроками погашения, является теория сегментации рынков.

Гипотеза сегментации рынков (*market segmentation hypothesis*) основывается на предположении о том, что различные инвесторы могут иметь различные предпочтения относительно желаемых сроков инвестирования, либо принуждены законодательно осуществлять вложения в облигации с определенными сроками до погашения¹⁸. В таком случае, вероятно, существуют несколько отдельных рынков для бумаг с различными сроками до погашения, и цены облигаций устанавливаются в зависимости от спроса и предложения на каждом из рынков. При этом, вследствие разного рода ограничений, арбитраж между этими рынками невозможен, и облигации с различными сроками до погашения не могут выступать как субституты при инвестировании на какой-либо период времени.

Таким образом, рассчитываемый избыточный доход от владения облигацией с определенным сроком до погашения (форвардная премия за срок) зависит от объема предложения и спроса на облигации с каждым из сроков до погашения:

$$E_t h(t, t+1, m) - r(t, 1) = \Phi(s)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial s} \begin{matrix} \leq 0 \\ > 0 \end{matrix}; s = s(t, m)$$

где $s = s(t, m)$ – функция, определяющая относительную привлекательность облигаций со сроком погашения m в общем объеме всех выпущенных облигаций.

Предположение о том, что ставки процента на разные сроки отличаются вследствие того, что спрос на активы с разным сроком обращения предъявляется со стороны различных групп инвесторов, было впервые выдвинуто в работе Culbertson, 1957.

Гипотеза сегментации рынков объясняет преимущественно положительный наклон кривой доходности тем, что спрос на долгосрочные облигации обычно меньше, чем на краткосрочные. Однако данная гипотеза не может убедительно ответить на вопросы, почему ставки по краткосрочным и долгосрочным облигациям движутся одинаково, и почему кривая доходности имеет положительный наклон при низких краткосрочных ставках и отрицательный – при высоких.

¹⁸ Например, на рынке можно выделить группу мелких инвесторов, рыночных спекулянтов, финансовых менеджеров, управляющих свободными средствами фирм и группу институциональных инвесторов (взаимные и пенсионные фонды). Участники первой группы предпочитают краткосрочные бумаги, поскольку они имеют более высокие предпочтения ликвидности, а представители второй группы инвестируют преимущественно в долгосрочные бумаги, так как это гарантирует им стабильный и более высокий доход на протяжении длительного периода.

Гипотеза «предпочитаемой среды»

Пятой гипотезой, объясняющей вид кривой доходности, является так называемая «теория предпочитаемой среды». Впервые гипотеза была выдвинута в статье Modigliani, Sutch, 1966.

Теория предпочитаемой среды (*preferred habitat theory*) отрицает наличие фундаментальных макроэкономических основ определения форвардной премии за срок. Предполагается, что инвестор, в первую очередь – непрофессиональный, имеет свой собственный горизонт инвестиций (наиболее приемлемый и удобный для него с точки зрения получаемого дохода, цели инвестирования и транзакционных издержек срок вложения) и предпочитает покупать облигации, срок до погашения которых не выходит за его пределы. Наблюдаемая на рынке временная структура доходности ценных бумаг является результатом принятия экономическими агентами множества независимых решений. В каждой из таких «сред» существуют свои спрос и предложение, что может приводить к любому знаку и изменению премии за срок. Таким образом, лишь облигации с близкими сроками до погашения могут рассматриваться как субституты и иметь одинаковую форвардную премию за срок. По своим объясняющим свойствам теория предпочитаемой среды близка гипотезе сегментации рынков.

Данная гипотеза, фактически, не противоречит ни одному из перечисленных ранее предположений, объясняющих временную структуру процентных ставок, что показано в работах Mishkin, 1980, 1997; Mankiw, 1986.

Обзор эмпирических проверок гипотез временной структуры

Первые эмпирические исследования временной структуры процентных ставок были посвящены проверке чистой гипотезы ожиданий. Их авторы (Macauley, 1938; Nickman, 1942; Culbertson, 1957) не смогли доказать, что текущие ставки по долгосрочным облигациям предсказывают будущие короткие ставки.

С началом революции «эффективных рынков» в теории финансов авторы стали включать предположения о рациональности ожиданий в свои модели. Первые тестирования гипотезы рациональных ожиданий в отношении временной структуры процентных ставок (Meiselman, 1962; Kessel, 1965) подтвердили, что форвардные ставки в большинстве случаев правильно предсказывают знак изменения коротких процентных ставок на любых сроках. Однако эти результаты были подвергнуты критике (Buse, 1967), в первую очередь, из-за неудачной спецификации тестируемых уравнений. Таким образом, выводы Майсельмана были справедливы только в предположении, если

ожидания экономических агентов отвечали свойствам оптимальных линейных прогнозов (*optimal linear forecasts property*, Diller, 1969; Nelson, 1970; Shiller, 1978).

В дальнейшем большинство исследователей отказались от проверки чистой гипотезы ожиданий, поскольку она не подтверждалась (Taylor, 1992). Modigliani, Shiller, 1973; Friedman, 1979, 1980; Kane, 1983; Shiller, Campbell, Schoenholtz, 1983; Fama, 1984; Campbell, 1986 показали, что временная структура доходности американских казначейских обязательств соответствует предположению о *постоянной* премии за срок¹⁹.

Разработка нового математического аппарата (модели ARCH, GARCH, Engle, 1982; Bollerslev, 1986; Engle, Ng, Rothschild, 1990) позволила ввести в модель условную дисперсию ошибок прогноза, отвечающую за сильные колебания временных рядов форвардных ставок. Такие колебания, по мнению критиков (например, Culbertson, 1957), не могли соответствовать ни одному из видов ожиданий. Однако в конце 70-х – начале 80-х годов Шиллер и др. исследователи (Shiller, 1979, 1981, 1986; Singleton, 1980; Flavin, 1983) показали, что высокая дисперсия ошибок прогноза вследствие более высокой волатильности долгосрочных ставок, либо нестационарности коротких ставок, не противоречит предположению о постоянстве премии за срок.

Исследование проблемы нестационарности (наличия единичного корня) рядов доходности облигаций с различными сроками до погашения составляет отдельный класс работ в области теории временной структуры. Наличие единичного корня во временном ряду изменений ставок с одинаковым сроком до погашения («случайное блуждание», *random walk*, приростов ставок) должно свидетельствовать о невозможности предсказывать процентные ставки в будущем. Первое предположение о нестационарности ряда форвардных ставок было сделано (и отвергнуто при проверке для недельных данных по казначейским обязательствам США) Роллом в 1970 году (Roll, 1970). Филипс и Пиппенгер, Мишкин, Песандо (Phillips, Pippenger, 1976, 1979; Mishkin, 1978; Pesando, 1981, 1983) утверждали, что единичный корень свойственен долгосрочным процентным ставкам.

С другой стороны, несмотря на то, что отдельные ряды доходностей с разными сроками до погашения нестационарны, их линейная комбинация может быть стационарна, т. е. ряды коинтегрированы. Коинтеграция означает наличие долгосрочной вза-

¹⁹ Премия положительна и зависит только от срока облигации до погашения (и уровня процента), но не от времени. Изменение наклона кривой доходности может означать только изменение ожиданий относительно будущих процентных ставок.

имосвязи между ставками различной срочности, в то время как их краткосрочные колебания могут рассматриваться как «случайное блуждание».

Дальнейшие исследования не дали однозначного ответа на вопрос, присущи ли движению процентных ставок с различной срочностью свойства «случайного блуждания», являются ли временные ряды коинтегрированными. Наиболее вероятным представляется предположение о том, что свойства рядов временной структуры не постоянны. Они значительно отличаются в разных странах и на разных периодах наблюдения, а также в зависимости от срочности рассматриваемых ставок. К ряду исследований, доказывающих наличие единичного корня в рассматриваемых временных рядах и отрицающих коинтеграцию между ними, относятся работы Rose, 1988; Bradley, Lumpkin, 1992; Mougoue, 1992; Zhang, 1993; Guest, McLean, 1998. Напротив, гипотеза о наличии долгосрочной взаимосвязи между краткосрочными и долгосрочными ставками (коинтергация) при наблюдении свойств «случайного блуждания» у рядов ставок подтверждается в статьях Wallace, Warner, 1993; Engstead, Tanggaard, 1994 a,b; Johnson, 1994; Clinebell, Kahl, Stevens, 1996; Cuthbertson, Hayes, Nitzsche, 1998.

Проверка гипотезы ожиданий (в виде рациональных ожиданий) остается достаточно популярным среди экономистов до настоящего времени. Во многих случаях были найдены доказательства ее выполнения: Fama, Bliss, 1987; Leiderman, Blejer, 1987; MacDonald, Speight, 1988; Hamilton, 1988; Froot, 1989; McFadyen, Pickerill, Devaney, 1991; Campbell, Shiller, 1991; Choi, Wohar, 1991; Taylor, 1992; Engsted, 1993, 1996; Mishkin, 1993; Sola, Driffill, 1994; McCullum, 1994; Svensson, 1994; Mandeno, Giles, 1995; Karfakis, Moschos, 1995, и др. Однако в ряде исследований авторы показали, что взаимосвязь между долгосрочными и будущими короткими процентными ставками отсутствует, и анализ изменений ставок не может отвергнуть гипотезу об их «случайном блуждании»: Elton, Gruber, Rentzler, 1983; Mills, 1991; Dahlquist, 1995; Balduzzi, Bertola, Foresi, 1997; Hassler, Nautz, 1997; Guest, McLean, 1998.

Применительно к анализу временной структуры российского рынка ценных бумаг особо стоит выделить работы, посвященные проверки гипотезы ожиданий на развивающихся рынках (Аргентина – Leiderman Blejer, 1987; Россия – Энтов, Радыгин, Май, Синельников, Трофимов, Дробышевский, Луговой и др., 1998). Оба исследования показали, что, хотя чистая гипотеза ожиданий не выполняется, предсказательная способность временной структуры процентных ставок на развивающихся рынках соответствует, в целом, результатам, полученным для развитых финансовых рынков, и теку-

щие долгосрочные процентные ставки содержат информацию о будущих коротких ставках процента. Грэй, Анг и Бекэрт (Gray, 1996; Ang, Bekaert, 1998) использовали методы регрессионного анализа, допускающие наличие разных режимов на рассматриваемом периоде, и показали, что свойства временных рядов процентных ставок и спреда между спот-ставкой и долгосрочными ставками изменяются во времени.

Отдельным направлением проверки гипотезы эффективности временной структуры является проверка способности процентных ставок предсказывать инфляцию, т. е. проверка выполнения гипотезы И. Фишера в отношении временной структуры. Практически все исследования подтвердили справедливость данной гипотезы²⁰. В качестве примера можно привести работы Fama, 1975, 1990; Mishkin, 1981, 1990, 1993; Murphy, 1986; Barsky, 1987; Jorion, Mishkin, 1991; De Bondt, Bange, 1992; Svensson, 1994; Engsted, 1995; Estrella, Mishkin, 1995; Crowder, Hoffman, 1996; Kandel, Ofer, Sarig, 1996; Barr, Campbell, 1996; Lee, Clark, Ahn, 1998.

Эмпирические исследования по оценке изменяющейся во времени премии за срок начались в середине 60-х годов. В 1965 году Кессель (Kessel, 1965) предположил, что величина премии зависит от текущего уровня краткосрочной процентной ставки. Оценки показали статистическую значимость и положительный знак такого рода зависимости. Однако Нельсон в 1972 году (Nelson 1972), оценивая спред между короткими и долгосрочными ставками, получил противоположный знак в регрессионном уравнении для коэффициента при текущей краткосрочной процентной ставке. В последствие авторы предполагали в своих работах различные переменные, отвечающие за колебания и знак премии. В частности рассматривались циклы деловой активности (Fama, Bliss, 1987; Harvey, 1988, 1993, 1997; Estrella, Hardouvelis, 1991; Hu, 1993; Plosser, Rouwenhorst, 1994; Clinton, 1995; Estrella, Mishkin, 1995; Alles, 1995; Chapman, 1997; Kamara, 1997), ожидания дефицита государственного бюджета (Plosser, 1987; Thomas, Abderrezak, 1988; Goff, 1990; Cebula, 1991; Lee, 1991; Correia-Nunes, Stemitsiotis, 1995), ожидания изменения курса национальной валюты (Svensson, 1994; Dahlquist, 1995), ситуация на фондовом рынке (Campbell, 1987; Wu, Lu, Lee, 1994; Fraser, 1995), инструменты политики регулирования ставок (Mankiw, Miron, 1986; Balduzzi, Bertola, Foresi, 1996), информационные потоки (Jones, Lamont, Lumsdaine, 1996), международные вза-

²⁰ Необходимо отметить, что в ряде исследований отмечалось различие в способности предсказывать инфляцию между краткосрочными и долгосрочными ставками. В большинстве случаев краткосрочные ставки не содержат информации о текущей и будущей инфляции, в то время как долгосрочные ставки предсказывали движение уровня цен достаточно хорошо.

имосвязи (Bomhoff, Schotman, Grilli, Leiderman, 1988; Johnson, 1993), условные дисперсии процентных ставок (премии) (Lee, 1989; Longstaff, 1990; Taylor, 1992; De Bondt, Bange, 1992; Engle, Ng, 1993; Heynen, Kemna, Vorst, 1994; Margaritis, 1994; Elton, Gruber, Mei, 1996; Mayfield, Murphy, 1996; Bhar, 1996; Ederington, Goh, 1997).

Эмпирические проверки гипотезы сегментации рынков менее распространены. Даффи (Duffee, 1996) рассматривал значительно более высокую дисперсию колебаний краткосрочных ставок по американским казначейским обязательствам по сравнению с долгосрочными ставками по облигациям Казначейства США как результат разделения рынков бумаг с коротким и длинным сроками до погашения. Парк и Свитцер (Park, Switzer, 1997) обнаружили возможность сегментации рынка, изучая методы технического прогнозирования доходности облигаций и производных финансовых инструментов. Напротив, Колеман, Фишер и Ибботсон (Coleman, Fisher, Ibbotson, 1992) сравнивая форвардные ставки по дисконтным и купонным ценным бумагам Казначейства США не обнаружили значимых отличий между видами ценных бумаг и сроками до погашений.

* * *

Таким образом, в экономической теории существует пять основных гипотез временной структуры процентных ставок: гипотеза ожиданий, гипотеза предпочтения ликвидности, гипотеза об изменяющейся во времени премии за срок, гипотеза сегментация рынков и гипотеза «предпочитаемой среды». Как видно из представленного обзора, к настоящему времени практически преодолены противоречия между различными подходами к объяснению формы кривой доходности, и выбор конкретной гипотезы зависит от предпосылок, целей и результатов конкретного исследования.

Подробные обзоры истории развития и современного состояния гипотез временной структуры, а также результатам их эмпирических проверок можно найти в Shiller, 1990; Taylor, 1992; Cuthbertson, 1996; Campbell, Lo, MacKinlay, 1997; Mishkin, 1997.

Макроэкономические подходы

Макроэкономические подходы к анализу временной структуры процентных ставок направлены на изучение эффектов денежно-кредитной и фискальной политики в рамках стандартных макроэкономических теорий – неокейнсианства и неоклассики. Основное внимание уделяется различиям в реакции на действия государства в динами-

ке краткосрочных и долгосрочных ставок. Такие модели не описывают движение всей кривую доходности, в них разделяются только краткосрочные и долгосрочные ставки.

Эмпирические проверки моделей временной структуры на основе макроэкономических подходов относятся к исследованиям факторов переменной премии за срок (см. выше).

О. Бланшард (Blanchard, 1981) рассматривает неокейнсианскую модель закрытой экономики в рамках подхода IS-LM с постоянным объемом капитала. В такой экономике существует один вид блага и четыре вида рыночных активов: акции (представляют физический капитал), частные краткосрочные и долгосрочные облигации и деньги.

При увеличении денежной массы новое устойчивое равновесие будет характеризоваться более низким уровнем реальных процентных ставок, высоким уровнем выпуска и капитализацией фондового рынка. Это соответствует сравнительной статике обычной модели IS-LM. Однако динамика прихода в новое равновесное состояние будет зависеть от того, в какой мере экономические агенты предвидели данное увеличение денежной массы.

При непредвиденном расширении денежного предложения в момент t_0 краткосрочные процентные ставки резко упадут для поддержания новой доли денег в портфелях экономических агентов. Долгосрочные ставки также упадут, однако, они снизятся в меньшей степени, так как в будущем ожидается рост выпуска и, соответственно, рост спроса на деньги. Кривая доходности будет иметь положительный наклон. Через некоторое время объем выпуска и планируемые расходы придут в равновесие, краткосрочные и долгосрочные процентные ставки также сравняются на новом уровне, более низком, чем при предыдущем равновесии, но более высоком, чем первоначальный скачок ставок вниз в момент денежной экспансии.

При ожидаемом расширении денежной массы изменении кривой доходности будет отличным. Допустим, что в момент t_0 было объявлено, что денежная масса увеличится в последующий момент t_1 . Объявление об увеличении денежного предложения приведет к подъему фондового рынка в ожидании низких процентных ставок и роста прибыли. Увеличение стоимости акций вызовет рост расходов (благодаря эффекту богатства). Следовательно, выпуск начнет расти еще до фактического расширения денежного предложения. Однако, поскольку денежная масса еще не изменилась, краткосрочные процентные ставки увеличатся, в то время как долгосрочные ставки начнут понижаться в ожидании будущего снижения процента. В это время кривая доходности при-

обретает отрицательный наклон. После момента расширения денежной массы поведение всей временной структуры аналогично случаю непредвиденной денежной экспансии.

Последствия увеличения государственных расходов также в рамках данной модели также очевидны. Новое равновесное состояние будет характеризоваться увеличением выпуска, прибыли и уровня процентных ставок. Влияние на фондовый рынок не определено и зависит от соотношения роста выпуска (ведет к подъему рынка) и уровня процента (снижает цены акций).

С.Турновски, М.Миллер (Turnovsky, Miller, 1984) рассматривают неокейнсианскую модель закрытой экономики, аналогичную модели Бланшарда. Отличие заключается в том, что авторы включают в модель рынок государственных, а не частных, облигаций, исключив из рассмотрения фондовый рынок. Такая постановка задачи позволяет изучить влияние на временную структуру процентных ставок со стороны увеличения государственных расходов, осуществляемого за счет денежной экспансии, или расширения заимствований на финансовом рынке (выпуска государственных облигаций).

В случае финансирования дефицита государственного бюджета за счет увеличения предложения денег результаты полностью повторяют выводы Бланшарда о поведении временной структуры процентных ставок при денежной экспансии (с жесткими ценами).

Если увеличение государственных расходов финансируется за счет выпуска облигаций, то, в соответствии, с данной моделью вид кривой доходности не изменится, краткосрочные и долгосрочные ставки будут одновременно подниматься до нового равновесного уровня.

Маккафферти (MacCafferty, 1986), также в рамках неокейнсианского подхода, рассматривает влияние совокупного спроса на колебания доходности облигаций с разным сроком до погашения. В данной модели предполагается, что рынок товаров и денежный рынок приводятся в равновесие различными ставками процента (в рамках подхода IS-LM). Совокупный спрос на товары зависит от долгосрочной ставки процента, в то время как спрос на деньги определяется краткосрочными ставками. Кроме этого, модель Маккафферти допускала стохастический характер изменения цен облигаций, в

то время в модели Бланшарда и Турновски-Миллера были полностью детерминистские²¹.

Автор показывает, что, несмотря на то, что на разных рынках действуют различные ставки процента, колебания краткосрочных ставок под воздействием шоков денежного предложения оказывают влияние на дисперсию долгосрочных процентных ставок и, таким образом, влияют на инвестиционные решения и уровень потребления. В тоже время спекулятивный спрос на активы, включая краткосрочные облигации, определяется колебаниями долгосрочных процентных ставок.

Модель Маккафферти стала прообразом нового класса макроэкономических подходов к изучению временной структуры процентных ставок, рассмотренному ниже.

Модель С. Турновски (Turnovsky, 1989) является неоклассической стохастической макроэкономической моделью временной структуры.

Непредвиденное расширение денежного предложения (временное или постоянное) приведет к снижению как краткосрочных, так и долгосрочных реальных процентных ставок, однако влияние на последние будет сильнее. Номинальные ставки также понизятся, причем долгосрочные номинальные ставки понизятся больше. Непредвиденное временное увеличение денежной массы вызывает большее снижение краткосрочных номинальных, чем краткосрочных реальных, процентных ставок. Это же справедливо и для долгосрочных процентных ставок в случае, если инвесторы нейтральны по отношению к риску (если инвесторы не нейтральны, данное условие может не выполняться). Непредвиденное постоянное увеличение денежного предложения вызывает большее снижение реальных ставок по сравнению с номинальными для всех сроков. Непредвиденная временная денежная экспансия понижает в большей степени номинальные процентные ставки, чем постоянная, но реальные процентные ставки снижаются меньше, чем это имело бы место при непредвиденном постоянном увеличении денежной массы.

Поскольку ожидаемые значения реальных процентных ставок зависят только от государственных расходов и не зависят от номинальной денежной массы, реакция реальных процентных ставок на *ожидаемое расширение денежного предложения* будет таким же, как и для случая непредвиденной денежной экспансии. Кроме того, ожидаемое постоянное увеличение денежной массы ведет к пропорциональному увеличению

²¹ Маскаро и Мельтцер (Mascaro, Meltzer, 1983) ввели в свою модель, аналогичную модели Бланшарда, риск как экзогенный параметр, тем не менее, их анализ остался полностью детерминистским.

ожидаемого уровня цен, и реальная денежная масса не изменяется, а также ожидания номинальной краткосрочной ставки также не меняются. Ожидаемая долгосрочная номинальная процентная ставка есть дисконтированная сумма ожидаемых краткосрочных номинальных ставок, и, следовательно, остается постоянной. С другой стороны, временное ожидаемое расширение денежного предложения понижает ожидаемую номинальную краткосрочную ставку, и номинальная краткосрочная ставка падает даже больше, чем при неожиданной денежной экспансии. Аналогичная ситуация наблюдается и для номинальной долгосрочной ставки.

Непредвиденное временное увеличение государственных расходов ведет к росту краткосрочных и долгосрочных реальных процентных ставок. Последние повышаются сильнее. Номинальные краткосрочные и долгосрочные ставки также возрастают, при этом долгосрочные ставки – больше.

При предположении, что эластичность спроса на деньги по проценту меньше единицы, непредвиденное постоянное увеличение государственных расходов вызывает рост долгосрочных реальных ставок на величину, большую чем повышение краткосрочных реальных ставок. Реакция краткосрочных реальных ставок, в общем случае, не является однозначной, и при определенных условиях они могут упасть. Непредвиденное постоянное увеличение государственных расходов повышает как долгосрочные, так и краткосрочные (в большей степени) номинальные процентные ставки.

Непредвиденное временное увеличение государственных расходов оказывает более сильное влияние на реальные, чем на номинальные ставки, в то время как постоянное – на номинальные. При условии, что эластичность спроса на деньги по проценту меньше единицы, непредвиденное временное увеличение государственных расходов сильнее влияет на краткосрочные ставки, чем постоянное. Для долгосрочных ставок ситуация обратная: они в большей степени подвержены влиянию непредвиденного постоянного роста государственных расходов, чем в ситуации, когда такой рост временный.

Ожидаемое постоянное увеличение государственных расходов повышает все ожидаемые ставки на одну и ту же величину. Поскольку ожидаемая долгосрочная реальная ставка зависит только от текущих государственных расходов, ее реакция не зависит от того, является ли увеличение временным или постоянным. Ожидаемая краткосрочная реальная ставка возрастает в ответ на временное увеличение расходов возрастает больше. Ожидаемый рост краткосрочной номинальной ставки зависит от ожида-

ний уровня цен. Отклик последнего в случае временного увеличения государственных расходов будет выше по сравнению с постоянным ростом расходов только при условии, что эластичность спроса на деньги по проценту меньше единицы.

* * *

Следующие три класса моделей временной структуры процентных ставок рассматривают движения цен облигаций с различными сроками до погашения как динамику цен финансовых активов, представленную в виде стохастического процесса, и не предназначены для целей анализа макроэкономических последствий различных вариантов денежно-кредитной и фискальной политики.

Факторные стохастические модели

Стохастические методы изучения цен финансовых активов получили широкое распространение после опубликования в 1973 году работ Блэка, Шоулза и Мертона по ценообразованию на опционы (Black, Scholes, 1973; Merton, 1973). В последующие несколько лет представление о случайном характере формирования цен финансовых активов стало преобладающим среди экономистов, изучающих финансовые рынки.

Применительно к теории временной структуры процентных ставок можно выделить три группы стохастических моделей: факторные модели, модели общего равновесия и модели с отсутствием арбитража. Основное отличие между этими группами заключается в предпосылке о том, выступают ли доходности облигаций с различными сроками до погашения в качестве эндогенной переменной в модели, либо они считаются экзогенно заданными. Дальнейшее построение теоретической модели и эмпирические проверки ее адекватности наблюдаемым данным основываются на принимаемой предпосылке.

Основной целью построения факторных стохастических моделей является объяснение динамики процентных ставок ценных бумаг с различными сроками до погашения. В качестве исходного пункта для построения таких моделей задаются один или несколько случайных факторов, объясняющих поведение краткосрочных процентных ставок. Далее принятый стохастический процесс специфицируется таким образом, чтобы соответствовать фактической временной структуре. Следующий шаг состоит в получении условия равновесия, которое предполагает возможность безрискового арбитража и определения премии за срок в зависимости от случайного фактора. На основе факторной модели строится дифференциальное уравнение цены облигации в частных производных, имеющее аналитическое решение.

Факторные стохастические модели временной структуры процентных ставок начали свое развитие в 1976 году. В июле этого года была опубликована статья Кокса и Росса (Cox, Ross, 1976), посвященная альтернативным (по отношению к модели Блэка–Шоулза) методам стохастического моделирования цен опционов. Авторы впервые упомянули о возможности применения стохастических моделей формирования цены финансового актива для изучения динамики цен облигаций, хотя и не предложили формальной модели. основополагающей работой в данном направлении считается статья О. Васичека 1977 года (Vasicek, 1977).

Васичек (Vasicek, 1977) рассматривает рынок дисконтных облигаций, которые могут быть свободно куплены и проданы по рыночной цене. Риск дефолта по облигациям отсутствует. Цена облигации с датой погашения T в любой момент времени t обозначается $p(t, T)$. В момент погашения цена облигации равна единице, т. е. $p(T, T) = 1$.

Доходность к погашению равна $R(t, m) = -\frac{\ln p(t, m)}{m}$, где $m = T - t > 0$ – срок обращения облигации. $R(t, m)$ как функция от m представляет временную структуру процентных ставок на момент t . Спот-ставка²² определяется как мгновенная процентная ставка для заимодателя и заемщика:

$$r(t) = R(t, 0) = \lim_{m \rightarrow 0} R(t, m)$$

Принимаются следующие три предпосылки:

1. Движение спот-ставки соответствует непрерывному Марковскому (диффузионному) процессу. Рассматривается случай, когда спот-ставка определяется процессом с возвращением к среднему (процессом Орнштейна-Уленбека):

$$\begin{aligned} dr &= \alpha(\gamma - r)dt + \alpha dz \\ \alpha &> 0 \end{aligned} \quad (1.4.1)$$

где γ – долгосрочное среднее значение спот-ставки, $z(t)$ – Винеровский процесс. Такой процесс имеет стационарное распределение. Параметр дисперсии постоянен и равен σ . Параметр дрейфа α характеризует скорость возвращения процесса к долгосрочному среднему значению, пропорциональную отклонению текущего значения спот-ставки от среднего $(\gamma - r)$.

²² Здесь и далее под спот-ставкой понимается исключительно краткосрочная спот-ставка.

2. Цена дисконтной облигации $p(t, T)$ на протяжении всего срока до погашения определяется оценкой в момент времени t участка стохастического процесса спот-ставки $\{r(\tau), t \leq \tau \leq T\}$.

3. Рынок эффективен. Это означает, что отсутствуют транзакционные издержки, информация доступна всем инвесторам в равной степени, и все инвесторы действуют рационально (предпочитают более высокий уровень богатства меньшему, используют всю доступную информацию). Таким образом, инвесторы имеют гомогенные ожидания, и невозможен безрисковый арбитраж, дающий прибыль.

Согласно предположению (1), приращения спот-ставки на временном интервале (t, T) зависят только от текущего уровня спот-ставки, $r(t)$. Следовательно, из предположения (2) следует, что цена облигации является функцией от спот-ставки:

$$p(t, T) = p[t, T, r(t)].$$

Значение спот-ставки является единственной переменной состояния (фактором), определяющим временную структуру. Ожидания формируются на основе знания о всей предыдущей динамике всех доходностей к погашению, включая текущую кривую доходности. Это эквивалентно тому, что условные ожидания формируются на основе текущего значения спот-ставки. Поскольку мы рассматриваем только одну переменную состояния, мгновенные доходности облигаций с разными сроками до погашения коррелированы. Таким образом, нам достаточно двух облигаций (краткосрочной и любой другой) для описания всей временной структуры процентных ставок. Тем не менее, на любом конечном отрезке времени доходности от держания облигаций не коррелированы, и те инвесторы, которые не хотят непрерывно пересматривать свой портфель облигаций, для достижения своих целей должны иметь набор облигаций с разными сроками до погашения.

В модели Дотана (Dothan, 1978) в качестве фактора также принимается краткосрочная безрисковая спот-ставка, однако ее динамика представлена в виде геометрического Винеровского процесса (аналогично модели ценообразования опционов Мертона, Merton, 1973):

$$dr = \sigma dz,$$

где σ – константа, dz – Винеровский процесс. В отличие от модели Васечика такая запись предполагает логнормальное распределение спот-ставки, т. е. спот-ставка всегда положительная (модель Васечика допускала отрицательные значения спот-ставки). Од-

нако у Дотана отсутствует член, отвечающий за «возвращение к среднему», в то время как в реальности наблюдается цикличность изменения процентных ставок.

В 1980 г. Кокс, Ингерсолл и Росс опубликовали совместную работу по анализу займов с колеблющейся процентной ставкой (Cox, Ingersoll, Ross, 1980). Авторы рассмотрели модифицированную модель Мертона (Merton, 1973) для сравнения динамики цен безрисковых займов с переменной ставкой процента и займов с риском дефолта и показали, что единственное решение стохастического уравнения может быть найдено в обоих случаях.

В их модели поведение переменной состояния (безрисковой спот-ставки) описывается следующим стохастическим процессом:

$$dr = \sigma r^{3/2} dz ,$$

а рыночная цена риска определяется как $\lambda(r,t) = \lambda r^2$, где λ – константа.

В 1978 году Ричард (Richard, 1978) рассмотрел возможность применения формулы Блэка-Шоулза (Black, Scholes, 1973) для моделирования временной доходности цен облигаций. Первые модели временной структуры были однофакторные, т. е. авторы рассматривали одно уравнение, описывающее динамику цен облигаций (спот-ставки). Ричард ввел в систему второе уравнение – уравнение динамики инфляции, разделив номинальные и реальные ставки. Его модель стала первой в классе многофакторных моделей временной структуры процентных ставок. Развитие многофакторных (двухфакторных) моделей связано со работой Бреннана и Шварца (Brennan, Schwartz, 1982).

Бреннан и Шварц рассматривают цену облигации, не подверженной риску дефолта, как функцию от двух переменных состояния: спот-ставки и долгосрочной процентной ставки (ставки по облигации с бесконечно длинным сроком до погашения, l). Стохастические процессы, описывающие динамику переменных состояния, определяются следующим образом:

$$\begin{aligned} dr &= [\alpha_1 + \beta_1(l - r)]dt + r\sigma_1 dz_1 \\ dl &= l(\alpha_2 + \beta_2 r + \gamma_2 l)dt + l\sigma_2 dz_2 \end{aligned}$$

Аналитическое решение дифференциального уравнения цены облигации не было получено. Авторы рассматривают только дискретную запись стохастических процессов для эмпирической проверки выдвинутой гипотезы.

Шефер и Шварц (Schaefer, Schwartz, 1984) представили альтернативную двухфакторную модель. В качестве переменных состояния взяты ставка по облигации с бесконечным сроком обращения, l , и спред между безрисковой спот-ставкой и ставкой по

облигации с бесконечным сроком обращения, s . Их динамика описывается стохастическими процессами:

$$ds = \beta_1(\mu - s)dt + \sigma_1 dz_1$$
$$dl = \beta_2(s, l, t)dt + \sigma_2 \sqrt{l} dz_2.$$

* * *

К классу факторных моделей временной структуры также относятся однофакторные модели Marsh, Rosenfeld, 1983; Oldfield, Rogalski, 1987; Nelson, Siegel, 1987; Fong, Vasicek, 1991, двухфакторная модель Balduzzi, Das, Foresi, 1998, трехфакторные модели Kraus, Smith, 1993; Bliss, 1997; Dillen, 1997. Сравнительный анализ факторных стохастических моделей и моделей общего равновесия на основе подхода Кокса, Ингерсолла, Росса (см. ниже) можно найти в Chan, Karolyi, Longstaff, Sanders, 1992; Fornari, Mele, 1995.

Стохастические модели общего равновесия

Модели общего равновесия очень близки однофакторным моделям временной структуры. Во многих случаях исследователи не делают различия между ними, так как оба класса моделей работают с одинаковым математическим аппаратом. Цена облигации определяется как стохастический процесс, определяемый одной или несколькими переменными состояниями (факторами). Однако если факторные модели рассматривают динамику цены финансового актива в отрыве от экономики в целом, стохастический процесс задается произвольно, то в другом классе моделей рассматривается условие общего равновесия в экономике. Стохастический характер изменения цен финансовых активов вызван существующей неопределенностью относительно будущего состояния основных экономических показателей. Таким образом, цены финансовых активов и их стохастические свойства определяются эндогенно. Дифференциальное уравнение цены облигации в частных производных является частью такой модели общего равновесия, а его решение определяет равновесную цену облигации в терминах реальных переменных, описывающих экономику (см., например, Cox, Ingersoll, Ross, 1985a).

В 1985 году Кокс, Ингерсолл и Росс нашли решение для цен финансовых активов в рамках модели общего равновесия в экономике (Cox, Ingersoll, Ross, 1985a), а также представили его частный случай для определения временной структуры процентных ставок (Cox, Ingersoll, Ross, 1985b).

Рассматривается межвременная модель конкурентной экономики в непрерывном исчислении. В такой экономике существует одно благо, и все цены измеряются в единицах этого блага. Производственные возможности представлены множеством видов экономической деятельности с линейной производственной функцией. Экономика состоит из одинаковых индивидуумов, каждый из которых максимизирует свою целевую функцию, представленную в виде

$$E \int_t^{t'} U[C(s), Y(s), s] ds,$$

где $C(s)$ – потребление в момент s , U – функция полезности Ноймана – фон Моргенштерна, t' – окончание временного горизонта ожиданий. Максимизируя свою целевую функцию, каждый индивидуум выбирает оптимальный уровень потребления C^* , оптимальное распределение α^* богатства W между инвестициями в каждый из видов производства, оптимальное распределение b^* богатства между инвестициями в различные виды финансовых активов. Финансовые активы представлены как эндогенно определяемые ценные бумаги, платежи по которым являются функциями от богатства и технологии. Остаток имеющегося богатства занимается или одалживается по ставке r , которая определяется из бюджетного ограничения. Косвенная функция полезности J выводится при решении задачи максимизации.

Модель временной структуры процентных ставок основывается на следующих трех предположениях:

1) *изменения производственных возможностей описывается единственной переменной состояния, Y ;*

2) *среднее и дисперсия норм доходности производственных процессов пропорциональны Y .* Таким образом, ни среднее, ни дисперсия не доминируют при выборе портфеля при высоких значениях Y . Переменная состояния Y определяет рост накопления капитала следующим образом. Сравним ситуации при $Y = \bar{Y}$ и $Y = 2\bar{Y}$. Распределение нормы доходности на инвестиции в любой из видов производства на протяжении двух лет в первом случае будет соответствовать распределению на протяжении одного года во втором случае.

3) *Динамика переменной состояния Y задается стохастическим дифференциальным уравнением*

$$dY(t) = (\xi Y + \zeta)dt + \nu\sqrt{Y} dw(t),$$

где ξ и ζ – константы, $\xi \geq 0$, а ν – $(n + k)$ -мерный вектора, с постоянными компонентами ν_0 .

Поведение процентной ставки определяет временную структуру таким образом, что она обладает следующими реалистичными свойствами: 1) отрицательные ставки исключены; 2) если процентная ставка достигает нуля, в последствие она становится положительной; 3) абсолютная дисперсия процентной ставки возрастает с увеличением уровня процента; 4) существует устойчивое распределение процентных ставок.

В 1989 году Лонгстафф (Longstaff, 1989) опубликовал статью с альтернативным представлением стохастического процесса в рамках той же самой модели экономики, что и у Кокса-Ингерсолла-Росса (Cox, Ingersoll, Ross, 1985b). Однако предполагается, что скорость возвращения к долгосрочному среднему значению пропорциональна $\theta - \sqrt{r}$, а не $\theta - r$. Таким образом, динамика мгновенной безрисковой ставки описывается нелинейным стохастическим уравнением:

$$dr = \kappa(\theta - \sqrt{r})dt + \sigma\sqrt{r}dz$$

$$\kappa > 0$$

$$\sigma > 0$$

$$\theta = \frac{\sigma^2}{4\kappa} > 0$$

Благодаря нелинейности данная модель охватывает более сложные (и реалистичные) формы кривой доходности, чем модели с линейной зависимостью от спот-ставки. В частности, модель соответствует случаям с переменной выпуклостью и вогнутостью кривой доходности, которые не могут быть описаны с помощью модели Кокса-Ингерсолла-Росса.

Авторы двухфакторной модели общего равновесия (Longstaff, Schwartz, 1992a) рассматривают модель экономики, аналогичную модели Кокса-Ингерсолла-Росса, в которой существуют две переменные состояния: X – компонент ожидаемой доходности, не связанный с неопределенностью в объеме выпуска, Y – компонент, который учитывает последнее. Динамика переменных состояния описывается аналогичными стохастическими процессами:

$$dX = (a_1 - b_1 X)dt + s_1 \sqrt{X} dz_1$$

$$dY = (a_2 - b_2 Y)dt + s_2 \sqrt{Y} dz_2,$$

где $a_1, b_1, s_1, a_2, b_2, s_2$ – положительные константы, z_1, z_2 – Винеровские процессы.

В качестве факторов, определяющих временную структуру процентных ставок, выбраны безрисковая спот-ставка и ее волатильность, V . Факторы представлены в виде линейных функций от переменных состояния:

$$r = \alpha X + \beta Y$$

$$V = \alpha^2 X + \beta^2 Y,$$

$\alpha > 0, \beta > 0$ для всех возможных значений переменных состояния. В этом случае динамика спот-ставки и волатильности описывается дифференциальными стохастическими уравнениями:

$$dr = \left(\alpha\gamma + \beta\eta - \frac{\beta\delta - \alpha\xi}{\beta - \alpha} r - \frac{\xi - \delta}{\beta - \alpha} V \right) dt + \alpha \sqrt{\frac{\beta r - V}{\alpha(\beta - \alpha)}} dz_1 + \beta \sqrt{\frac{V - \alpha r}{\beta(\beta - \alpha)}} dz_2,$$

$$dV = \left(\alpha^2\gamma + \beta^2\eta - \frac{\alpha\beta(\delta - \xi)}{\beta - \alpha} r - \frac{\beta\xi - \alpha\delta}{\beta - \alpha} V \right) dt + \alpha^2 \sqrt{\frac{\beta r - V}{\alpha(\beta - \alpha)}} dz_1 + \beta^2 \sqrt{\frac{V - \alpha r}{\beta(\beta - \alpha)}} dz_2,$$

где $\alpha, \beta, \gamma, \delta, \eta, \xi$ – положительные константы. Данные стохастические процессы взаимозависимы, т. е. спот-ставка зависит от волатильности, и наоборот.

* * *

Дальнейшие построения в области однофакторных и многофакторных моделей общего равновесия по-прежнему базируются на основе модели Кокса-Ингерсолла-Росса. К их числу относятся однофакторные модели Lee, 1989; Longstaff, 1990, 1992; Beaglehole, Tenney, 1992; Gray, 1996; Wang, 1996; Eckwert, 1996, двухфакторные модели Longstaff, Schwartz, 1992b; Chen, Scott, 1992; трехфакторная модель Chen, Scott, 1993. В России первая статья, посвященная представлению модели общего равновесия Кокса-Ингерсолла-Росса, была опубликована в 1992 году в журнале «Экономика и математические методы» (Буклемишев, Поманский, 1992).

Модели с отсутствием арбитража

Модели с отсутствием арбитража основываются на совершенно отличных предпосылках, чем рассмотренные ранее подходы. В факторных моделях и моделях общего равновесия временная структура процентных ставок эндогенна и определяется как функция не только от срока до погашения, но и от одного (или нескольких) факторов (переменных состояния), в большинстве случаев, – безрисковой спот-ставки. Модели с

отсутствием арбитража рассматривают всю временную структуру в качестве экзогенной переменной состояния и определяются все возможные в последующие моменты времени движения кривой доходности. На эти движения накладываются определенные ограничения. В первую очередь, должна отсутствовать возможность для совершения арбитражных операций, приносящих прибыль. Это ограничение дало название данному классу моделей (по определению Хо и Ли: Но, Lee, 1986) – модели с отсутствием арбитража.

Это отличие вызвано, во многом, разными задачами при построении моделей. Первые два класса моделей имеют целью эндогенизировать равновесную временную структуру процентных ставок и выявить такой стохастический процесс динамики спот-ставки, который может породить равновесную временную структуру. Рассматриваемый подход принимает исходную временную структуру как заданную и выводит движение краткосрочной ставки для формирования цен облигаций в будущем. Таким образом, изучение движения кривой доходности дисконтных облигаций в моделях с отсутствием арбитража не приводит к определению равновесной временной структуры. Более того, модели с отсутствием арбитража допускают существование отрицательных форвардных ставок. Однако они лучше описывают фактические наблюдаемые кривые доходности и используются для определения цен других связанных финансовых инструментов, в частности, для прогнозирования цен облигаций, выступающих в качестве базового актива на рынках производных финансовых инструментов. Первой работой, посвященной разработке данного подхода, стала статья Хо и Ли в 1986 году (Ho, Lee, 1986).

Хо и Ли (Ho, Lee, 1986) утверждают, что в экономике, в которой отсутствует неопределенность, форвардные ставки, определяемые текущей временной структурой, должны соответствовать будущим фактическим процентным ставкам. В качестве наиболее простого способа введения неопределенности они предполагают биномиальный процесс, в котором временная структура процентных ставок в момент времени $t+1$ равна временной структуре форвардных ставок в момент времени t , скорректированной на значение функции возмущений. Последняя может принимать два значения: «верхнее» и «нижнее»²³.

Модель основывается на следующих предпосылках:

²³ В последствие Блисс и Ронн (Bliss, Ronn, 1989) рассмотрели модель Хо и Ли с тремя возможными значениями в каждый момент времени: "верхним", "нижним" и "неизменным".

1) Рынок совершенен, т. е. отсутствуют транзакционные издержки, налоги, все облигации находятся на руках у множества мелких инвесторов.

2) Равновесие на рынке устанавливается в дискретные моменты времени, отделенные друг от друга одинаковыми интервалами. Для простоты этот интервал принимается равным единице времени.

3) Рынок облигаций полон, т. е. существуют доступные для любого инвестора дисконтные облигации с любым сроком до погашения t , $t = 0, 1, 2, \dots$

4) В каждый момент времени существует конечное число возможных состояний. Равновесная цена дисконтной облигации со сроком до погашения t для состояния i записывается как $p_i(t, m)$. Поскольку цена облигации записывается как функция от срока до погашения, то она полностью описывает временную структуру процентных ставок в момент t для состояния i . Функция цены облигации от срока до погашения называется дисконтной функцией.

Динамика временной структуры описывается следующим образом. В начальный момент времени мы имеем нулевое состояние, и значение дисконтной функции записывается как $p_0(0, m)$. В момент времени 1 дисконтная функция может принять два возможных значения, соответствующих состояниям 0 и 1, т. е. существует всего два возможных состояния, $p_0(1, m); p_1(1, m)$. Значение функции в состоянии 1 называется «верхним», а в состоянии 0 – «нижним».

Дальнейшая динамика дисконтной функции (временной структуры) описывается аналогичным стохастическим процессом. Для любого момента времени $s > t$ значение дисконтной функции определяется n состояниями с «верхним» значением и $s - n - t$ состояниями с «нижним» значением. В соответствии с принятой предпосылкой дисконтная функция зависит только от числа «верхних» значений и не зависит от их последовательности. Таким образом, биномиальный процесс в момент времени t записывается как

$$p_i(t, m) = \begin{cases} p_{i+1}(t+1, m) & \text{– "верхнее" значение} \\ p_i(t+1, m) & \text{– "нижнее" значение.} \end{cases}$$

Дисконтная функция определяется для каждого момента t и каждого состояния i . Множество всех дисконтных функций образует биномиальную структуру. Узлы такой структуры определяются моментом времени и состоянием (t, i) . Для любого момента времени t существует $t + 1$ состояний ($i = 0, 1, 2, \dots, t$). Временная структура может пере-

ходить от одного узла в другой по различной траектории, но это не влияет на значение дисконтной функции в конечном узле на траектории, т. е. дисконтные функции не зависят от траектории движения временной структуры.

К недостаткам модели Хо и Ли можно отнести, во-первых, то что она не учитывала существующую у процентных ставок тенденцию возвращения к среднему. Во-вторых, процентные ставки предполагались нормально распределенными, т. е. могли принимать отрицательные значения с положительной вероятностью.

В 1990 году модель Хо и Ли была усовершенствована (Heath, Jarrow, Morton, 1990). Авторы допустили возможность изменения характеристик биномиального распределения во времени, оставаясь, тем не менее, в рамках дискретного представления функции цены облигаций. В последствие была допущена возможность изменения характеристик функции вероятности изменения цены облигаций в каждый момент времени в виде стохастического (Марковского) процесса. Это позволило перейти к непрерывным во времени моделям с отсутствием арбитража (Heath, Jarrow, Morton, 1992).

Стохастический процесс (в форме Броуновского движения) описывает случайные движения *всей* кривой форвардных ставок, начиная от экзогенно заданной начальной кривой $f(0, m)$. Уравнение (1.6.3) является интегральным выражением для стохастического дифференциального уравнения (интегральная форма более точна)

$$df(t, m) = \alpha(t, m, X)dt + \sigma(t, m, X)dz .$$

Определенный нами стохастический процесс динамики форвардных ставок имеет самый общий вид. $\alpha(\bullet)$ и $\sigma(\bullet)$ не имеют изначально заданной функциональной формы и зависят не только от срока до погашения m , но и от внешней переменной состояния X .

Данные ограничения означают, что динамика процесса цен облигаций, спот-ставки и рыночная цена риска не могут быть выбраны независимо друг от друга, что допускалось в ранее рассмотренных стохастических моделях временной структуры. Независимая спецификация этих процессов может привести к ложным моделям ценообразования. В этом заключается основная критика факторных моделей и моделей общего равновесия со стороны Хита, Джарроу и Мортон. Кроме того, в рассматриваемой модели не является необходимой «инверсия временной структуры» для исключения рыночной цены риска для определения равновесных цен облигаций. Необходимо отметить, что если каждая из предыдущих моделей временной структуры имела ряд собственных ограничений, то модель Хита-Джарроу-Мортон может быть названа слиш-

ком гибкой. В общем случае она может включать любое количество факторов, определяющих временную структуру. Однако вычислительные сложности затрудняют использование модели с числом факторов больше одного.

В 1990 году Халл и Уайт опубликовали статью, посвященную формированию цен опционов на облигации и процентных свопов (Hull, White, 1990). В этой статье авторы представили так называемые «расширенные» модели временной структуры Васичека и Кокса-Ингерсолла-Росса. Данные модели были «расширены» за счет определения среднего значения спот-ставки, скорости возвращения к среднему и дисперсии как функция от времени, т. е.

$dr = [\theta(t) - a(t)r]dt + \sigma(t)dz$ – расширенная модель Васичека;

$dr = [\theta(t) - a(t)r]dt + \sigma(t)\sqrt{r}dz$ – расширенная модель Кокса-Ингерсолла-Росса.

В такой записи рассмотренные факторные модели приняли вид, аналогичный модели Хо и Ли (Ho, Lee, 1986), однако в расширенных моделях спот-ставки обладали свойством «возвращения к среднему». Допущение о зависимости параметров стохастического процесса спот-ставки от времени позволяет рассматривать временную структуру процентных ставок как экзогенный фактор, в соответствии с изменением которого меняются параметры стохастического процесса. Халл и Уайт нашли аналитическое решение для процесса спот-ставки в расширенной модели Васичека, в то время как для расширенной модели Кокса-Ингерсолла-Росса возможно численное решение для конкретного случая.

В 1993 и 1994 годах Халл и Уайт (Hull, White, 1993, 1994a) представили непрерывную во времени модель ценообразования опционов на облигации и процентных свопов на основе временной структурой процентных ставок. Динамика спот-ставки описывается триномиальным стохастическим процессом с «возвращением к среднему», параметры которого являются функциями от времени. В качестве экзогенных факторов в модели выступают временная структура и волатильность процентных ставок. Решение для модели Халла-Уайта существует только на основе численных методов.

* * *

К числу прочих работ, в которых представлены непрерывные во времени модели с отсутствием арбитража, относятся статьи (Hull, White, 1990, 1994b; Black, Derman, Toy, 1990; Black, Karasinski, 1991; Duffie, 1992; Jeffrey, 1995; Schoenbucher, 1997; Guo, 1998).

Обзор истории развития и современных представлений о всех классах стохастических моделей можно найти в Marsh, 1995; Voero, Torricelli, 1996; Campbell, Lo, MacKinlay, 1997; Backus, Foresi, Telmer, 1998.

Различные случаи применения моделей временной структуры

Первые тесты на адекватность факторных стохастических моделей наблюдаемым данным приводились самими авторами моделей в качестве иллюстрации к теоретическим разработкам. Дотан, Бреннан и Шварц, Марш и Розенфельд, Шефер и Шварц (Dothan, 1978; Brennan, Schwartz, 1982; Marsh, Rosenfeld, 1983; Schaefer, Schwartz, 1984; Oldfield, Rogalski, 1987) показали, что предложенные ими виды общего решения уравнения (системы уравнений – для двухфакторных моделей) достаточно хорошо описывает имеющиеся в распоряжении данные о динамике процентных ставок с различными сроками до погашения.

Широкое применение стохастических уравнений для анализа движения временной структуры процентных ставок началось после опубликования модели общего равновесия Кокса, Ингерсолла, Росса (Cox, Ingersoll, Ross, 1985b). В 1986 году Браун и Дибвиг (Brown, Dybwig, 1986) предложили дискретную аппроксимацию модели Кокса-Ингерсолла-Росса для эмпирических исследований. Стамбаух (Stambaugh, 1988) использовал модель Кокса-Ингерсолла-Росса для проверки гипотезы ожиданий временной структуры. В 1989 году Лонгстафф (Longstaff, 1989) показал, что его модель с нелинейной зависимостью премии от уровня безрисковой ставки лучше описывает фактические данные, чем исходная модель общего равновесия с линейной зависимостью премии от безрисковой спот-ставки.

В 1992 году было опубликовано первое сравнительное исследование различных видов стохастического уравнения динамики краткосрочной спот-ставки для факторных моделей и моделей общего равновесия (Chan, Karolyi, Longstaff, Sanders, 1992). Результаты сравнения показали, что наиболее распространенные модели (Vasicek, 1977; Cox, Ingersoll, Ross, 1985b) хуже работают с фактическими данными, чем менее известные модели (Dothan, 1978; Cox, Ingersoll, Ross, 1980).

В последствие авторы новых эмпирических исследований работали с несколькими видоизмененными, в зависимости от цели исследования, моделями временной структуры, опирающимися на модель Кокса-Ингерсолла-Росса. Полученные ими результаты противоречивы. Авторам не удалось доказать, что какая-либо модель лучше описывает фактические наблюдаемые данные, чем другие. Так, Браун и Шефер (Brown, Schaefer,

1994, 1996) показали, что модель общего равновесия Кокса-Ингерсолла-Росса адекватна временной структуре ставок на рынке индексируемых облигаций Великобритании, Йохансон (Johansson, 1994) получил аналогичные результаты для шведского межбанковского рынка. Де Мунник и Схотман (De Munnik, Schotman, 1994) сравнили соответствие моделей Кокса-Ингерсолла-Росса и Васичека голландскому рынку облигаций и выявили, что первая модель имеет лучшие описательные и прогнозные свойства. В то же время, Пирсон и Сун (Pearson, Sun, 1994) отвергли адекватность однофакторной и двухфакторной моделей Кокса-Ингерсолла-Росса рынку американских казначейских облигаций.

Дальнейшее развитие математические методы оценки временной структуры в рамках модели общего равновесия Кокса-Ингерсолла Росса получили в статьях Gray, 1996; Overbeck, Ryden, 1997; Jiang, Knight, 1997 и др. Параллельно продолжалось тестирование и альтернативных типов стохастических моделей. Так, Дальквист и Свенссон (Dahlquist, Svensson, 1996) сравнили результаты оценки двухфакторной модели общего равновесия Лонгстаффа-Шварца (Longstaff, Schwartz, 1992) и однофакторной модели Нельсона-Зигеля (Nelson, Siegel, 1987) с целью использования их при проведении денежно-кредитной политики в Швеции. Бальдуцци, Дас и Форези (Balduzzi, Das, Foresi, 1998) оценили двухфакторную модель Васичека (в качестве второго фактора была взята центральная тенденция, *central tendency*, изменяющаяся стохастически во времени) и получили лучшие результаты по сравнению с исходной однофакторной моделью. В то же время, Ченг (Cheng, 1996) показал, что модель Васичека вполне адекватна данным по коротким ставкам в Гонконге.

Эмпирические проверки моделей с отсутствием арбитража не так многочисленны. Чаще всего их оценки являются частью анализа цен производных финансовых инструментов (опционов, фьючерсов, процентных свопов), использующих в качестве базового актива облигации (см., например, Pelsser, 1996).

Сравнительные исследования различных классов стохастических моделей (Boero, Torricelli, 1996; Raj, Sim, Thurston, 1997) позволили сделать следующие выводы:

- 1) Факторные модели и модели общего равновесия имеют явные преимущества в теоретическом обосновании динамики временной структуры, поскольку спот-ставка и премия за срок являются в них эндогенными.

2) Следовательно, эти классы моделей позволяет лучше представить взаимосвязь между финансовым и реальным сектором экономики, например, при исследовании факторов, влияющих на знак и колебания премии за срок.

3) Модели с отсутствием арбитража, поскольку временная структура задается в них экзогенно, лучше описывают (в терминах эконометрики) и предсказывают движение процентных ставок, а также волатильность рынка.

Таким образом, факторные модели и модели общего равновесия предпочтительнее для объяснения причин колебаний уровня спот-ставки, знака и величины премии за срок, в то время как модели с отсутствием арбитража позволяют лучше прогнозировать динамику доходности бумаг с разными сроками до погашения. Модели с отсутствием арбитража получили широкое распространение среди финансовых аналитиков и исследователей производных финансовых инструментов, в то время как первые два класса стохастических моделей используются, преимущественно, для теоретических фундаментальных исследований в области временной структуры процентных ставок.

В настоящее время развитие стохастических моделей (факторных, общего равновесия и с отсутствием арбитража) проходит в направлении включения дополнительных факторов, позволяющих приблизить теоретические построения к реальным наблюдаемым данным.

Обзор форм записи всех классов стохастических моделей для эмпирических исследований можно найти в Boero, Torricelli, 1996; Cuthbertson, 1996; Campbell, Lo, MacKinlay, 1997.

Литература

1. Буклемишев О., Поманский А. Премия за риск и временная структура процентных ставок. // *Экономика и математические методы*, №28-2, 1992, стр. 252 – 260.
2. Синельников С., Архипов С., Баткибеков С., Дробышевский С., Трунин И. Кризис финансовой системы России: основные факторы и экономическая политика. // *Вопросы экономики*, №11, 1998, стр. 36–64.
3. Шарп У., Александр Г., Бэйли Дж. *Инвестиции*. – М.: ИНФРА-М, 1998.
4. Энтов Р., Радыгин А., Мау В., Синельников С., Трофимов Г., Анисимова Л., Архипов С., Дробышевский С., Золотарева А., Луговой О., Шадрин А., Шкробела Е. *Развитие российского финансового рынка и новые инструменты привлечения инвестиций*. – М.: ИЭПП, 1998.

5. Abel, A. (1998) 'Risk premia and term premia in general equilibrium', *NBER Working paper*, 6683.
6. Ang, A., G. Bekaert (1998) 'Regime switching in interest rates', *NBER working paper*, 6508.
7. Barsky, R. (1987) 'The Fisher hypothesis and the forecastability and persistence of inflation', *Journal of Monetary Economics*, 19, pp. 3 – 24.
8. Beaglehole, D., M. Tenney (1992) 'Corrections and additions to 'A non-linear equilibrium model of the term structure of interest rates'', *Journal of Financial Economics*, 32, pp. 345 – 353.
9. Bhar, R. (1996) 'Modelling Australian bank bill rates: A Kalman filter approach', *Accounting and Finance*, 36, pp. 1 – 14.
10. Black, F., P. Karasinski (1991) 'Bond and option pricing when short rates are lognormal', *Financial Analysts Journal*, July – August 1991, pp. 52 – 59.
11. Bliss, R. (1997) 'Movements in the term structure of interest rates', *Economic Review (Federal Reserve Bank of Atlanta)*, 82, pp. 16 – 33.
12. Brown, R., S. Schaefer (1996) 'Ten years of the real term structure: 1984 – 1994', *Journal of Fixed Income*, 5, pp. 6 – 22.
13. Campbell, J., R. Shiller (1991) 'Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view', *Review of Economic Studies*, 58, pp. 495 – 514.
14. Choi, S., M. Wohar (1991) 'New evidence concerning the expectations theory for the short end of the maturity spectrum', *Journal of Financial Research*, 14, pp. 83 – 92.
15. Clinebell, J., D. Kahn, J. Stevens (1996) 'Time series estimation of the bond default risk premium', *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36, pp. 475 – 484.
16. Culbertson, J. (1957) 'The term structure of interest rates', *Quarterly Journal of Economics*, 71, pp. 485 – 517.
17. Cuthbertson, K. (1996) *Quantitative Financial Economics*. John Wiley & Sons Ltd.
18. Cuthbertson, K., S. Hayes, D. Nitzsche (1998) 'Interest rates in Germany and the UK: Cointegration and error correction models', *Manchester School*, 66, pp. 27 – 43.
19. Dahlquist, M. (1995) 'Essays on the term structure of interest rates and monetary oilicity', *PhD. thesis* (Institute for International Economic Studies, University of Stockholm)
20. Diller, S. (1969) 'Expectations and the term structure of interest rates' in *Economic Forecasts and Expectations*, ed. by J. Mincer. NY: NBER.

21. Dixit, A., R. Pindyck (1994) *Investment under Uncertainty*. Princeton: Princeton University Press.
22. Dothan, Uri L. (1978) 'On the term structure of interest rates', *Journal of Financial Economics*, 6, pp. 59 – 69.
23. Duffee, G. (1996) 'Idiosyncratic variation of Treasury bill yields', *Journal of Finance*, 51, pp. 527 – 551.
24. Duffie, D. (1992) *Dynamic Asset Pricing Theory*. Princeton: Princeton University Press.
25. Eckwert, B. (1996) 'Equilibrium term structure relations of risky assets in incomplete markets', *Quarterly Journal of Economics and Finance*, 36, pp. 327 – 346.
26. Estrella, A., G. Hardouvelis (1991) 'The term structure as a predictor of real economic activity', *Journal of Finance*, 46, pp. 555 – 576.
27. Estrella, A., F. Mishkin (1996) 'The term structure of interest rates and its role in monetary policy for the European central bank', *NBER Working paper*, 5279.
28. Fama, E. (1975) 'Short-term interest rates as predictors of inflation', *American Economic Review*, 65, pp. 269 – 282.
29. Fama, E., R. Bliss (1987) 'The information in long-maturity forward rates', *American Economic Review*, 77, pp. 680 – 692.
30. Fisher, I. (1896) 'Appreciation and interest', *Publications of the American Economic Association*, pp. 23 – 29 and 88 – 92.
31. Fisher, I. (1930) *Theory of Interest*. NY: Macmillan.
32. Harvey, C. (1988) 'The real term structure and consumption growth', *Journal of Financial Economics*, 22, pp. 305 – 333.
33. Ho, T., Sang-Bin Lee (1986) 'Term structure movements and pricing interest rate contingent claims', *Journal of Finance*, 41, pp. 1011 – 1029.
34. Hu, Z. (1993) 'The yield curve and real activity', *IMF Staff Papers*, 40, pp. 781 – 806.
35. Hull, J., A. White (1990) 'Pricing interest-rate-derivative securities', *Review of Financial Studies*, 3, pp. 573 – 592.
36. Kandel, S., A. Ofer, O. Sarig (1996) 'Real interest rates and inflation: An ex-ante empirical analysis', *Journal of Finance*, 51, pp. 205 – 225.
37. Lee, Bong-So (1991) 'Government deficits and the term structure of interest rates', *Journal of Monetary Economics*, 27, pp. 425 – 443.
38. Lee, Jeung-Lak, C. Clark, S. Ahn (1998) 'Long- and short-run Fisher effects: New tests and new results', *Applied Economics*, 30, pp. 113 – 124.

39. Leiderman, L., M. Blejer (1987) 'The term structure of interest rates during a financial reform: Argentina 1977 – 1981', *Journal of Development Economics*, 25, pp. 285 – 299.
40. LeRoy, S. (1982) 'Expectations models of asset prices: A survey of theory', *Journal of Finance*, 37, pp. 185 – 217.
41. Mayfield, E. S., R. Murphy (1996) 'Explaining the term structure of interest rates: A panel data approach', *Journal of Economics and Business*, 48, pp. 11 – 21.
42. McCafferty, S. (1986) 'Aggregate demand and interest rates: a macroeconomic approach to the term structure', *Economic Inquiry*, 24, pp. 521 – 533.
43. McCallum, B. (1994) 'Monetary policy and the term structure of interest rates', *NBER Working paper*, 4938.
44. Roll, R. (1970) *The behavior of interest rates*. NY: Basic Books.
45. Romer, D. (1996) *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill, Inc.
46. Rose, A. (1988) 'Is the real interest rate stable?', *Journal of Finance*, 43, pp. 1095 – 1112.
47. Salyer, K. (1990) 'The term structure and time series properties of nominal interest rates: Implications from theory', *Journal of Money, Credit, and Banking*, 22, pp. 478 – 490.
48. Sargent, T. (1987) *Dynamic Macroeconomic Theory*. Harvard University Press.
49. Sargent, T., N. Wallace (1975) 'Rational expectations', the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule', *Journal of Political Economy*, 83, pp. 241 – 254.
50. Stambaugh, R. (1988) 'The information in forward rates', *Journal of Financial Economics*, 21, pp. 41 – 70.
51. Stiglitz, J. (1970) 'A consumption-oriented theory of the demand for financial assets and the term structure of interest rates', *Review of Economic Studies*, 10, pp. 321 – 351.
52. Wallace, M., J. Warner (1993) 'The Fisher effect and the term structure of interest rates: Tests of cointegration', *Review of Economics and Statistics*, 75, pp. 320 – 324.
53. Wang, J. (1996) 'The term structure of interest rates in a pure exchange economy with heterogeneous investors', *Journal of Financial Economics*, 41, pp. 75 – 110.
54. Williams, J. (1938) *The theory of investment value*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
55. Woodward, S. (1983). 'The liquidity premium and the solidity premium', *American Economic Review*, 73, pp. 348 – 361.

1.3. Зависимость фондового рынка от макроэкономических параметров и финансовых индикаторов в арбитражной теории ценообразования

Основные принципы теории арбитражного ценообразования (Arbitrage Pricing Theory или АРТ) были сформулированы американскими экономистами Ченом, Роллом и Россом²⁴. Первым допущением теории арбитражного ценообразования является традиционная неоклассическая предпосылка о совершенной конкуренции и отсутствии барьеров на фондовом рынке. В качестве второго предположения теории арбитражного ценообразования можно выделить особенность поведения инвесторов, стремящихся использовать возможности увеличения доходности своего портфеля без увеличения его подверженности риску. Определить, подходит ли та или иная ценная бумага для оптимального портфеля инвестора можно с помощью анализа общих факторов, влияющих на курс ценных бумаг. Данный подход подразумевает, что ценные бумаги или портфели с одинаковыми чувствительностями к факторам ведут себя одинаково, за исключением внефакторного риска. Поэтому ценные бумаги и портфели с одинаковыми чувствительностями должны иметь одинаковые ожидаемые доходности. В противном случае появляются арбитражные возможности. Однако, как только такие возможности появляются, деятельность инвесторов приводит к их исчезновению.

Третьим, и, пожалуй, главным допущением теории арбитражного ценообразования является тезис о том, что доходность инвестиций по каждой акции частично зависит от общих макроэкономических условий, а частично – от, так называемых, «помех», под которыми понимается ряд событий той или иной силы, касающихся именно этой бумаги. Таким образом, согласно подходу Стивена Росса, доходность инвестиций в акцию можно выразить с помощью формулы (1).

$$r_t = c + a_1 \cdot V_{1t} + a_2 \cdot V_{2t} + a_3 \cdot V_{3t} + a_4 \cdot V_{4t} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где r_t – доходность акции, $V_{1t} — V_{4t}$ – макроэкономические факторы, речь о составе которых пойдет ниже, $a_1 — a_4$ – коэффициенты при макроэкономических переменных, c – константа, ε_t – «помехи» или события и их ожидания, касающиеся только рассматриваемой акции. Модель подразумевает, что данный компонент уравнения отражает неси-

²⁴ N-F. Chen, Roll R., S. Ross. Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*. 59: 383 - 403. July. 1986; Roll R. and Ross S. 1980. An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. *Journal of Finance* 35(5), December, 1073 - 103; P.J. Dhrymes, I. Friend, and N.B. Gultekin. A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory. *Journal of Finance*. 39: 323 - 346. June. 1984.

стематический риск или случайное влияние информации, не имеющей прямого отношения к цене активов.

Теория арбитражного ценообразования подразумевает, что существует ограниченное число компонентов систематического риска. С. Росс предположил, что данные компоненты соответствуют фундаментальным макроэкономическим и финансовым агрегатам или индикаторам, например, ВВП, процентные ставки и т.д. (см. ниже). Формально это означает, что существующие индикаторы достаточно полно отражают экономическую ситуацию, сложившуюся в той или иной стране в каждый конкретный момент, и могут быть исследованы на предмет влияния на цену активов на фондовом рынке. По существу, это третье существенное допущение арбитражной теории ценообразования.

Согласно С. Россу цена каждого i -го рыночного актива удовлетворяет следующему соотношению²⁵:

$$p_i = a_i + \sum_{j=1}^N b_{ij} I_j + \varepsilon_i, \quad (2)$$

где p_i – текущая цена i -го актива, I_j – текущее значение макроэкономического фактора, b_{ij} – коэффициент чувствительности цены актива к изменениям макроэкономического фактора, a_i – среднее значение не объясненной изменениями факторов составляющей цены, ε_i – случайная ошибка.

Таким образом, теория арбитражного ценообразования позволяет разложить вариацию временного ряда на составляющую, не зависящую от макроэкономических факторов и составляющую, зависящую от них. Объяснение последней составляющей является основной новацией АРТ. Кроме того, как видно из формул 1 и 2, теория арбитражного ценообразования исходит из того, что процесс генерации дохода имеет линейный вид. Иными словами, АРТ предполагает, что до установления устойчивого равновесия на рынке (подразумеваемом отсутствием возможности получить арбитражную прибыль) каждое «неустойчивое» рыночное равновесие можно охарактеризовать с помощью линейной комбинации от ожидаемой доходности по каждому активу и вкладом общих макроэкономических факторов.

Р. Ролл и С. Росс считают, что взаимосвязь макроэкономических и финансовых индикаторов с ценой каждого i -го актива является более значимой, нежели взаимосвязь с любым фондовым индексом. Естественно, что в сводный фондовый индекс, который

можно представить в качестве сильно диверсифицированного портфеля активов будут входить акции из разных секторов экономики. Влияние макроэкономических переменных и степень систематического риска относительно различных секторов будет дифференцировано. Таким образом, вопросы формирования оптимального рыночного портфеля в арбитражной теории ценообразования не занимает такого места, как в САРМ²⁶ (Capital Asset Pricing Model). Модель САРМ требует выполнения значительно большего числа предпосылок, в частности, о том, что каждый инвестор выбирает свой оптимальный портфель, используя кривые безразличия, учитывающие ожидаемый доход и стандартное отклонение.

Подход арбитражной теории ценообразования к проблеме риска состоит в следующем: диверсифицировать можно только индивидуальный риск или «помехи» собственные какой-либо компании. Однако макроэкономический риск в рамках рынка акций данной страны упразднить не представляется возможным²⁷. Таким образом, совместное изменение цен активов в определенной степени задается наличием экзогенных макроэкономических факторов.

Согласно модели АРТ, макроэкономические риски автоматически влияют на цену активов через изменение влияния того или иного фактора линейной комбинации. В своем исследовании Чен, Ролл и Росс исследовали характер влияния различных макроэкономических и финансовых факторов на движение цен акций. Среди факторов ими были рассмотрены: инфляция, процентная ставка по практически безрисковым среднесрочным облигациям (the US treasury-bill/bonds rates), процентная ставка по рискованным облигациям (с рейтингом Ваа и ниже)²⁸, темпы прироста промышленного производства, уровень потребления, цена на нефть, реальный процент, показатель временной структуры кривой доходности и ряд других производных показателей.

Последующие исследования выявили зависимость цен акций со следующим набором факторов темпы прироста промышленного производства, темпы инфляции (ожидаемые и неожиданные), разница между долгосрочными и краткосрочными про-

²⁵ Ross S.A. The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*. 1976, pp. 343 – 362.

²⁶ См., например, Elton E.J., Gruber M.J. *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, 5th ed. New York University, 1995. pp. 294-310.

²⁷ Другое дело, что акции компаний из разных секторов обладают различной чувствительностью к макроэкономическому риску, поскольку, рассматривая, например, валютный риск экспортоориентированные компании находятся в принципиально иных условиях по сравнению с компаниями, ориентированными на внутренний сбыт.

²⁸ Ibbotson, Rogger. *The Corporate Bond Market: Structure and Returns*. Unpublished manuscript. University of Chicago, 1979.

центными ставками, разница между доходностью надежных и ненадежных облигаций. В факторной модели, используемой компанией Salomon Brothers, используются сходные параметры: темп роста валового национального продукта, процентная ставка, изменение цен на нефть, темп роста расходов на оборону²⁹.

В качестве основных результатов, полученных Ченом, Роллом и Россом с помощью модели АРТ можно выделить следующее.

1. Изменение цен акций в наибольшей степени зависит от месячного изменения объема промышленного производства (с наибольшим лагом среди рассматриваемых переменных), изменения в темпах ожидаемой инфляции, ошибок контрагентов в темпах прироста цен, премии за риск, рассчитанной как отклонение уровня процента по рискованным облигациям (с рейтингом Ваа и ниже) от долгосрочных безрисковых облигациях и временной структуры кривой доходности. Таким образом, данную зависимость можно выразить с помощью формулы (3).

$$R_t = a_1 + a_2 \cdot \ln\left(\frac{mip_t}{mip_{t-1}}\right) + a_3 \cdot cei_t + a_4 \cdot ui_t + a_5 \cdot rp_t + a_6 \cdot ts_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

2. Пока темпы инфляции недостаточно высоки инвесторы не воспринимают обесценение цен в качестве реальной угрозы своему благосостоянию, выраженному в данном случае доходом по акциям. Однако отрицательный знак коэффициента при переменной инфляции отражает ее негативное влияние на доход по акциям. Следует также отметить, что в исследовании были задействованы данные показывающие невысокие темпы роста цен. Очевидно, что при высоких темпах инфляции цены акций и других финансовых инструментов ведут себя несколько иначе, поскольку резко снижается спрос на национальную валюту и происходит отток капитала из страны.

Теория арбитражного ценообразования предоставила инвесторам и исследователям гораздо более удобный по сравнению с моделью САРМ аппарат анализа и принятия решений по инвестициям в акции. Благодаря смещению акцента исследования на влияние внешних макроэкономических и финансовых факторов на цену акций и портфелей, АРТ предоставила инструмент для лучшего объяснения результатов инвестирования и более эффективного управления риском портфеля.

Однако, несмотря на свои преимущества по отношению к САРМ, теория арбитражного ценообразования не получила широкого распространения. Основной причиной этого, на наш взгляд, стала неопределенность относительно факторов, оказывающих

²⁹ Шарп У.Ф., Александер Г. Дж., Бэйли Дж. В. Инвестиции. Москва, 1997, стр. 330.

систематическое влияние на цены активов в той или иной стране. Кроме того, очевидно, что даже в одной экономике характер воздействия факторов и чувствительность цен акций к их влиянию меняется на различных временных периодах.

При достаточно хорошем подборе факторов, оказывающих на цены активов систематическое влияние, подход арбитражной теории ценообразования оказывается весьма эффективным при построении ретропрогноза цен акций. Тем не менее, прогноз цен активов на будущее, как и в любой регрессионной модели принесет реальные результаты только в том случае, если будущее повторит прошлое. Иными словами, прогноз будет хорошим при соблюдении условия о том, что зафиксированные на прошедшем временном промежутке зависимости между основными макроэкономическими/финансовыми показателями и ценами акций/портфелем в будущем существенно не изменятся.

Глава 2. Моделирование динамики индекса потребительских цен в России в 1992 – 1998 годах

2.1. Предпосылки моделирования инфляции в России

Динамика месячных изменений потребительских цен за период с 1992 по начало 1999 года, рассчитываемых Госкомстатом РФ, показана на рисунке 2.1.

В характере инфляционных процессов можно выделить три различных периода. Первый период приходится на 1992 – 1994 годы, когда наблюдалась скачкообразная инфляция со среднемесячным темпом прироста в 17% и широкой амплитудой колебаний (стандартное отклонение равно 7,93). Во втором периоде, с начала 1995 года до июля 1998 года, имела место тенденция к плавному снижению темпов прироста потребительских цен с меньшей дисперсией значений. Средние темпы месячного прироста составляли 2,8%, а стандартное отклонение – 3,54. Третий период связан с развитием финансового кризиса в России. С августа по декабрь 1998 года средний уровень инфляции составил 12,8% при стандартном отклонении 14,7.

Рисунок 2.1



Таким образом, при моделировании динамики инфляционных процессов требуется учитывать как общий характер изменения инфляции на всем рассматриваемом периоде, так и особенности каждого из подпериодов. Последнее особенно важно при прогнозировании изменения индекса цен, поскольку преобладание различных факторов в

разных периодах может приводить к смещению оценок регрессионного уравнения и ухудшать его прогнозные свойства.

Учитывая вышесказанное, нами рассматривались следующие гипотезы:

1. Темпы приростов уровня цен в краткосрочном периоде обладают инерционностью, либо имеют очевидный временной тренд. Под инерционностью, в данном случае, понимается наличие устойчивой зависимости текущей инфляции от предыдущих значений темпов прироста ИПЦ. Временной тренд предполагает очевидную тенденцию к снижению или росту темпов прироста цен со случайным характером колебаний.

2. При оценке будущей инфляции экономические агенты имеют преимущественно адаптивные ожидания.

3. В долгосрочном периоде инфляционные процессы в российской экономике определяются динамикой изменения денежных агрегатов (M_0 , M_2 , широкие деньги) и колебаниями спроса на реальные кассовые остатки.

4. На протяжении первого периода (1992 – первая половина 1994 гг.) доминирующую роль в развитии инфляционного процесса играла избыточная денежная эмиссия и падение спроса на деньги. Во втором периоде на первый план выдвинулись черты инфляционной инерции. На третьем периоде значительное влияние оказала девальвация рубля и падение спроса на рублевые кассовые остатки.

Спецификация уравнения динамики темпов прироста индекса потребительских цен. Выбранная нами спецификация уравнения, описывающего динамику инфляционных процессов, основывается на стандартной модели спроса на деньги:

$$\frac{M_t}{P_t} = L_t(i, Y, \dots),$$

где M_t – номинальная денежная масса в момент времени t , P_t – уровень цен в момент времени t , i – номинальная ставка процента, Y – реальный ВВП, многоточие – другие факторы, влияющие на спрос на деньги.

Изменение спроса на деньги между периодами t и $t-1$ может быть представлено в виде

$$\frac{M_t/M_{t-1}}{P_t/P_{t-1}} = \tilde{L}(i, Y, \dots),$$

или (в непрерывном исчислении)

$$\frac{\dot{M}_t}{\dot{P}_t} = \tilde{L}(i, Y, \dots).$$

Однако в отличие от стандартной модели мы предполагаем, что равновесие на денежном рынке достигается не мгновенно, а в течение n периодов, т. е.

$$\frac{\Phi_n(\dot{M}_t)}{\dot{P}_t} = \tilde{L}(i, Y, \dots),$$

где $\Phi_n(\bullet)$ – лаговый оператор, обозначающий прирост денежной массы за n предыдущих периодов.

Для удобства записи прологарифмируем последнее выражение для изменения спроса на деньги. С учетом предполагаемых свойств лагового оператора Φ_n , функции спроса на деньги \tilde{L} , а также свойства бесконечно малых величин $\log(1 + \alpha) \approx \alpha, \alpha \rightarrow 0$ уравнение записывается как

$$\Phi_n(\dot{m}_t) - \dot{p}_t = l(i, \dot{Y}, \dots),$$

где строчные буквы обозначают прирост соответствующей переменной.

Для эконометрической оценки уравнения мы перейдем к дискретной форме записи. Расписывая и перенося лаговый оператор в правую часть уравнения, а также подставляя предполагаемую функцию спроса на деньги, мы получаем:

$$\dot{p}_t = \tilde{c} + \tilde{a}_1 i_t + a_2 \dot{m}_{t-1, t-n} + a_3 \dot{Y}_t + \varepsilon_t.$$

Мы предполагаем, что экономические агенты имеют адаптивные ожидания, т. е. ожидания роста цен на будущий период формируются на основе прошлой динамики цен: $E_{t-1}(\dot{p}_t | \Omega_{t-1}) = f(\dot{p}_{t-1, t-m})$. Тогда, представляя номинальный процент, согласно гипотезе Фишера, как сумму постоянного реального процента и ожидаемой инфляции, мы можем записать уравнение в следующем виде:

$$\dot{p}_t = c + a_1 f(\dot{p}_{t-1, t-m}) + a_2 \dot{m}_{t-1, t-n} + a_3 \dot{Y}_t + \varepsilon_t$$

где \dot{p}_t – темп прироста индекса потребительских цен в месяце t ;

c – свободный член;

$f(\dot{p}_{t-1, t-m})$ – функция от смещенных во времени показателей инфляции за m предыдущих месяцев;

$\dot{m}_{t-1, t-n}$ – темп прироста денежного агрегата за n предыдущих месяцев;

\dot{Y}_t – темп прироста реального ВВП;

ε_t – случайная ошибка, независимо и нормально распределенная во времени;

a_1, a_2, a_3 – коэффициенты регрессии.

Таким образом, первое слагаемое показывает инерционность инфляционных процессов или адаптивный характер инфляционных ожиданий экономических агентов. Второе слагаемое отражает монетарную природу инфляции, влияние темпов прироста номинальных денежных агрегатов на уровень цен в экономике. Третье слагаемое отражает колебания транзакционного спроса на деньги при изменении реального ВВП³⁰.

Оценка уравнений проводилась на временном интервале с февраля 1992 года по август 1998 года, поскольку мы не имеем достаточно точек для оценки коэффициентов на третьем периоде (после августовского кризиса). Перейдем теперь к проверке выдвинутых гипотез.

2.2. Анализ свойств временного ряда индекса потребительских цен

Инерционность цен

Данная гипотеза предполагает, что текущая инфляция в значительной степени определяется динамикой инфляционного процесса в прошлом.

Проверка гипотезы включает в себя анализ автокорреляционной и частной автокорреляционной функций ряда темпов прироста ИПЦ, тест ряда темпов прироста ИПЦ на единичные корни, оценку регрессий вида $\dot{p}_t = c + a_1 f(\dot{p}_{t-1, t-m}) + \varepsilon_t$.

Анализ автокорреляционной и частной корреляционной функций ряда темпов прироста ИПЦ. Автокорреляционная и частная автокорреляционная функции для исходного ряда темпов прироста ИПЦ показаны на рисунках 2.2 и 2.3.

Анализ функций показывает, что рассматриваемый ряд является авторегрессией первого порядка (только первый коэффициент частной автокорреляционной функции значим), или AR (1).

³⁰ Здесь мы пренебрегаем объемом транзакционного спроса на деньги для совершения операций на финансовом рынке. Безусловно, при более точной оценке необходимо учитывать какой-либо показатель, отражающий наличие финансовых рынков (например, оборот основных секторов финансового рынка).

Рисунок 2.2

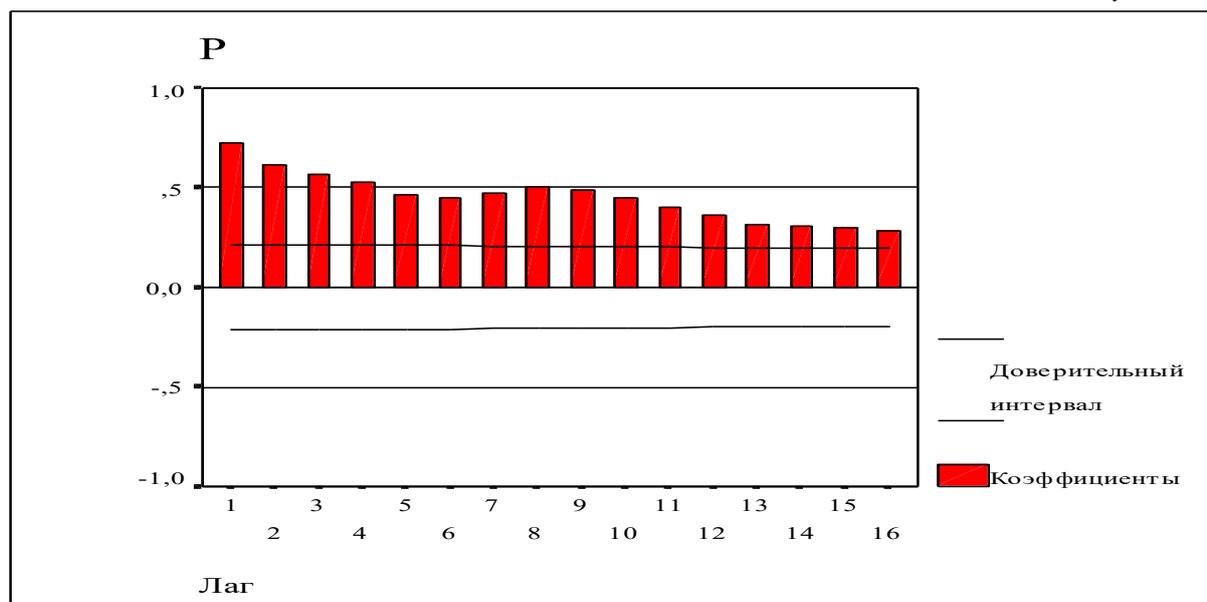
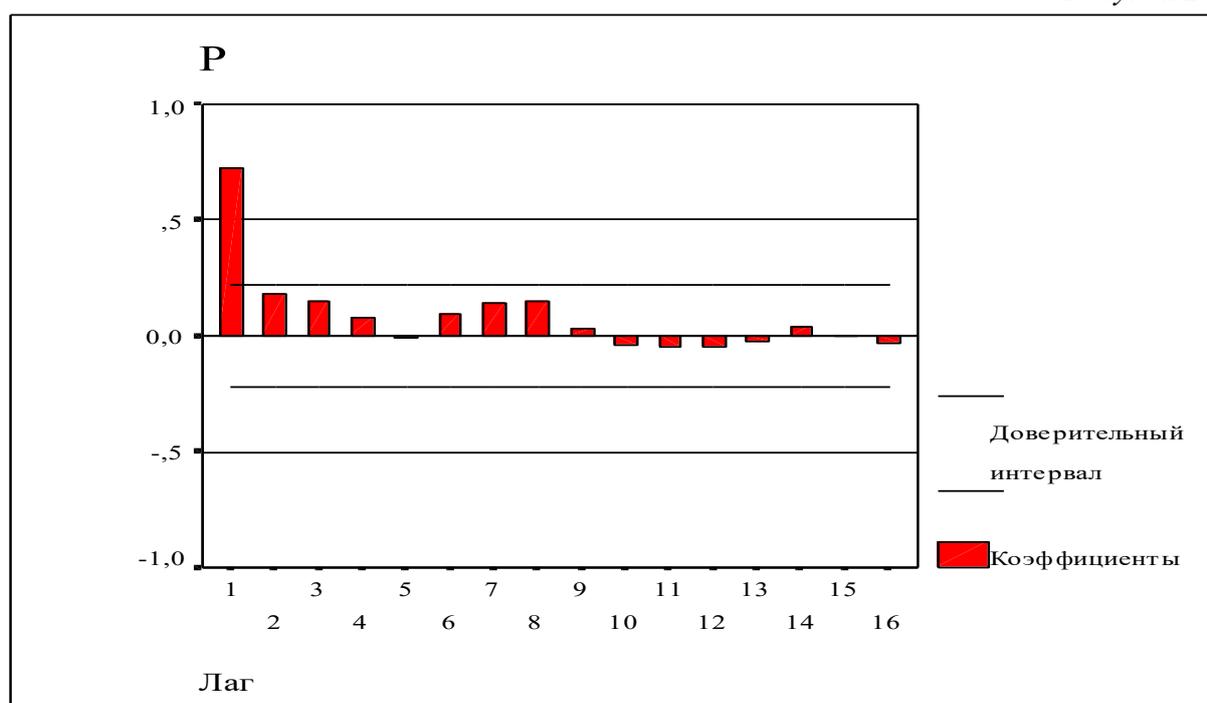


Рисунок 2.3



Тест Дикки-Фуллера на единичные корни. Статистика расширенного теста Дикки-Фуллера (ADF Test Statistic)³¹ для ряда \dot{p} составляет $-4,0556$ при критическом значении для непринятия нулевой гипотезы о наличии единичного корня на уровне 95%, равном $-3,4704$. Таким образом, результаты приведенных тестов показывают, что исходный ряд месячных темпов прироста индекса потребительских цен является стационарным.

³¹ Описание расширенного метода Дикки-Фуллера см. Т. Mills. *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. Cambridge University Press, 1993.

нарным и может быть оценен в регрессионном уравнении без дополнительных преобразований.

Ожидания экономических агентов

Если ожидания агентов являются адаптивными, то текущая инфляция будет, в значительной степени, определяться прошлыми значениями темпов прироста цен. Результаты исследования исходного ряда ИПЦ с помощью частной автокорреляционной функции показали наличие сильной зависимости текущего значения прироста потребительских цен от значений предыдущего месяца. Однако по нашему предположению ожидания опираются на динамику инфляции за несколько прошлых месяцев. Поэтому моделирование ожиданий проводилось с использованием не только авторегрессионного уравнения, но и распределенных лагов (лагов Ш. Алмона³²) различного вида:

а) Уравнение авторегрессии первого порядка

Уравнение 1:

$$\dot{p}_t = c + a_1 \cdot \dot{p}_{t-1} + \varepsilon_t$$

б) Полиномиальный распределенный лаг

Уравнения 2 и 3:

$$\dot{p}_t = c + \sum_{i=0}^m a_i w_i \dot{p}_{t-i} + \varepsilon_t,$$

где m – глубина лага, 12 месяцев для уравнения 2 и 6 месяцев для уравнения 3;

$$w_i = b_0 + b_1 i + b_2 i^2 + b_3 i^3 + b_4 i^4,$$

где i – номер лага, степень полинома 4 выбрана с учетом количества наблюдений и необходимого числа степеней свободы.

в) Лаг с линейно убывающими весами

Уравнение 4:

$$\dot{p}_t = c + a_1 \dot{p}_{t-1} + 0,8a_2 \dot{p}_{t-2} + 0,6a_2 \dot{p}_{t-3} + 0,4a_4 \dot{p}_{t-4} + 0,2a_5 \dot{p}_{t-5} + 0,01a_6 \dot{p}_{t-6} + \varepsilon_t$$

г) Лаг с гиперболически убывающими весами

Уравнение 5:

$$\dot{p}_t = c + a_1 \dot{p}_{t-1} + 0,5a_2 \dot{p}_{t-2} + 0,33a_2 \dot{p}_{t-3} + 0,25a_4 \dot{p}_{t-4} + 0,2a_5 \dot{p}_{t-5} + 0,17a_6 \dot{p}_{t-6} + \varepsilon_t$$

д) Лаг с весами для отдельных месяцев.

Номера месяцев выбраны по результатам оценки уравнений 2 и 3.

³² Ñi. G. Judge, W. Griffiths, R. C. Hill, H. Luetkepohl, T.-C. Lee. *The Theory and Practice of Econometrics*. 2nd ed. J. Wiley & Sons, 1985.

Уравнение 6:

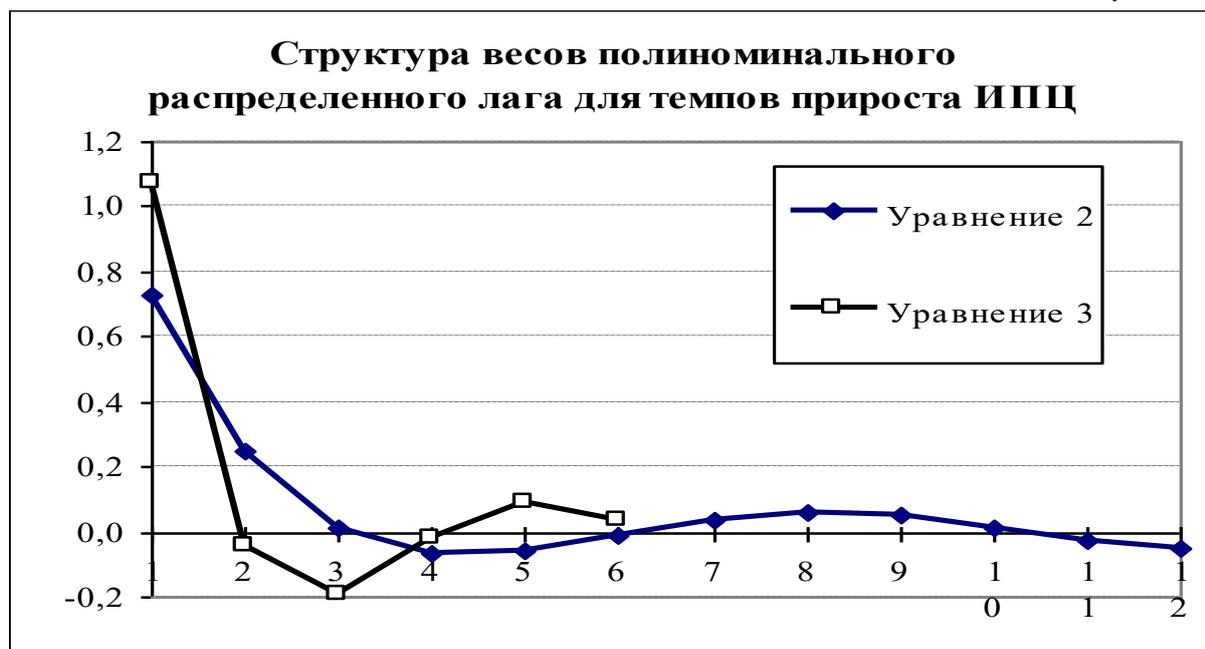
$$\dot{p}_t = c + a_1 \dot{p}_{t-1} + 0,5a_2 \dot{p}_{t-3} + \varepsilon_t.$$

Результаты оценки уравнений приведены в таблице 2.1.

Таблица 2.1.

Уравнение	1	2	3	4	5	6
Лаги (месяцев):	Коэффициент ($a_i w_i$ – для полиномиальных распределенных лагов, a_i – для остальных уравнений). В скобках – t -статистика.					
1	0,874635 (23,24021)	0,72462 (9,97080)	1,07546 (10,2114)	1,215315 (10,94969)	1,215315 (10,94969)	0,988835 (12,76607)
2		0,25064 (13,1523)	-0,04361 (-0,40459)	-0,483785 (-2,425487)	-0,774056 (-2,425487)	
3		0,01253 (0,42733)	-0,18847 (-3,35201)	0,185005 (0,776161)	0,336372 (0,776161)	-0,146276 (-1,042202)
4		-0,06952 (-2,32662)	-0,01788 (-0,24610)	-0,068387 (-0,193125)	-0,109419 (-0,193125)	
5		-0,06130 (-2,83012)	0,08946 (1,95679)	-0,741523 (-1,052040)	-0,741523 (-1,052040)	
6		-0,01450 (-0,85416)	0,03494 (0,54686)	19,48162 (2,169983)	1,145978 (2,169983)	
7		0,03321 (1,73025)				
8		0,05822 (2,98929)				
9		0,05097 (3,30065)				
10		0,01595 (1,10009)				
11		-0,02829 (-1,36936)				
12		-0,04915 (-2,37658)				
Нормированный R²	0,875	0,907	0,901	0,901	0,901	0,871

Как ожидалось, влияние переменной ИПЦ, взятой с полиномиальным распределенным лагом, наиболее близко соответствует модели поведения экономических агентов с адаптивными ожиданиями и лучше описывает динамику текущей инфляции, чем другие виды зависимостей. Экономические агенты, как видно из рисунка 2.4., формируют свои ожидания на основе данных об инфляции за предыдущие один-два месяца, а веса более далеких в прошлом месяцев стремятся к нулю.



2.3. Линейная авторегрессионная модель инфляции

При построении авторегрессионной монетарной модели инфляции необходимо, в первую очередь, определить, какой из денежных агрегатов (денежная масса M_0), денежная масса M_2 , широкая денежная масса (сумма M_2 и валютных депозитов) наиболее значим с точки зрения влияния на темпы инфляции в условиях экономики России. Во-вторых, требуется выявить глубину влияния изменения объема номинальной денежной массы на текущий уровень цен.

Выбор денежного агрегата. Решение первой из этих задач проводилось на основе корреляционного анализа динамики ИПЦ и темпов прироста денежных агрегатов. В дальнейшем для обозначения денежных агрегатов приняты следующие условные обозначения:

денежная масса M_0 – M_0

денежная масса M_2 – M_2

широкие деньги – BM_2 .

Значения парных корреляций темпов прироста потребительских цен и денежных агрегатов приведены в таблице **Ошибка! Ошибка связи..**

Таблица 2.1

Таким образом, наиболее высокая связь существует между темпами инфляции и приростами денежной массы M_2 .

Определение глубины лага. Для определения глубины влияния денежной массы M_2 на уровень инфляции, во-первых, мы провели тесты Гранжера-Симса³³ на казуальность между темпами прироста ИПЦ и темпами прироста M_2 с различным числом лагов. Во-вторых, мы оценили регрессионные уравнения вида $\dot{p}_t = c + a_1 \dot{p}_{t-1} + a_2 \dot{m}_{t-1,t-n} + \varepsilon_t$ с глубиной влияния денежной массы, равной от 3 до 10 месяцев. Расчет средних темпов прироста денежной массы был произведен по следующей формуле:

$$\dot{m}_{t-1,t-n} = \left(\frac{M_{t-1}}{M_{t-n-1}} \right)^{1/n} - 1, \text{ где } n - \text{число месяцев.}$$

Окончательный выбор глубины лага сделан на основе принятия гипотезы о причинности между M_2 и ИПЦ и статистической значимости оценки коэффициента в регрессии при денежном агрегате.

Результаты тестов Гранжера-Симса приведены в таблице 2.3, t-статистики для коэффициента при денежном агрегате и коэффициенты множественной детерминации для регрессионных уравнений – в таблице 2.4.

³³ Ni. R. Pindyck, D. Rubinfeld. *Econometric Models and Economic Forecasts*. 3rd ed. McGraw-Hill, 1991.

Таблица 2.3.

**F-статистика и уровень значимости для теста
на причинность Гранжера-Симса.**

	Число лагов темпов прироста ИПЦ и M ₂ (месяцев)							
	3	4	5	6	7	8	9	10
«ИПЦ не вызывает M ₂ »	8,91 (0,000)	6,54 (0,000)	5,97 (0,000)	3,67 (0,004)	2,66 (0,019)	2,09 (0,054)	1,87 (0,079)	1,51 (0,164)
«M ₂ не вызывает ИПЦ»	8,20 (0,000)	8,44 (0,000)	5,89 (0,000)	5,10 (0,000)	6,19 (0,000)	5,64 (0,000)	5,03 (0,000)	5,14 (0,000)

Таблица 2.4.

**t-статистика для коэффициента при денежном агрегате и коэффициенты
множественной детерминации для регрессионных уравнений.**

	Глубина усреднения темпов прироста M ₂ (месяцев)							
	3	4	5*	6	7*	8*	9	10
t-статистика для коэффициента a ₁	4,25	4,98	5,17	4,95	5,29	6,20	2,06	2,01
R ²	0,878	0,896	0,881	0,890	0,888	0,898	0,905	0,904

- После устранения автокорреляции в остатках методом Прайса-Уинстена (Prais-Winsten).

Из приведенных таблиц видно, что тест на каузальность Гранжера-Симса позволяет принять совместную гипотезу о наличии причинной связи между темпами прироста ИПЦ и денежной массы M₂, начиная с лага в 8 месяцев. Наиболее статистически значимы коэффициенты при среднем темпе прироста денежной массы за 5, 7 и 8 месяцев, в то время как самые высокие значения коэффициента множественной детерминации соответствуют 4, 8, 9 и 10 месяцам³⁴. Таким образом, мы выбираем глубину влияния M₂, равную 8 месяцам. Оценки регрессионного уравнения $\dot{p}_t = c + a_1 \dot{p}_{t-1} + a_2 \dot{m}_{t-1,t-9} + a_3 \dot{Y}_t + \varepsilon_t$ приведены в таблице 2.5.

Таблица 2.5

	c	a ₁	a ₂	a ₃
Оценка	-0,001	0,718	0,215	-0,063
t-статистика	-0,26	10,13	2,15	-2,14
Коэффициент множественной детерминации R ²	0,902			
Нормированный R ²	0,897			
F-статистика	171,7			
Число наблюдений	71			
Информационный критерий AIC	-7,88			
Информационный критерий BIC	-7,75			

³⁴ Наличие серийной автокорреляции в остатках уравнений мы рассматриваем как свидетельство отсутствия других значимых переменных (например, ВВП).

2.4. Нелинейная модель инфляции и исследование стабильности оценок на разных временных интервалах

Нелинейная модель инфляции. Тест множителей Лагранжа на авторегрессионную условную гетероскедастичность (ARCH LM Test)³⁵ показывает, что остатки линейного регрессионного уравнения инфляции гетероскедастичны. Для коррекции данного свойства остатков мы оценили нелинейное регрессионное уравнение для темпов прироста ИПЦ с условной дисперсией остатков в виде ARCH³⁶:

$$\begin{aligned} \dot{p}_t &= c + a_1 \dot{p}_{t-1} + a_2 \dot{m}_{t-1,t-9} + a_3 \dot{Y}_t + \varepsilon_t \\ \sigma(\varepsilon)_t^2 &= b_1 + b_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \eta_t \end{aligned}$$

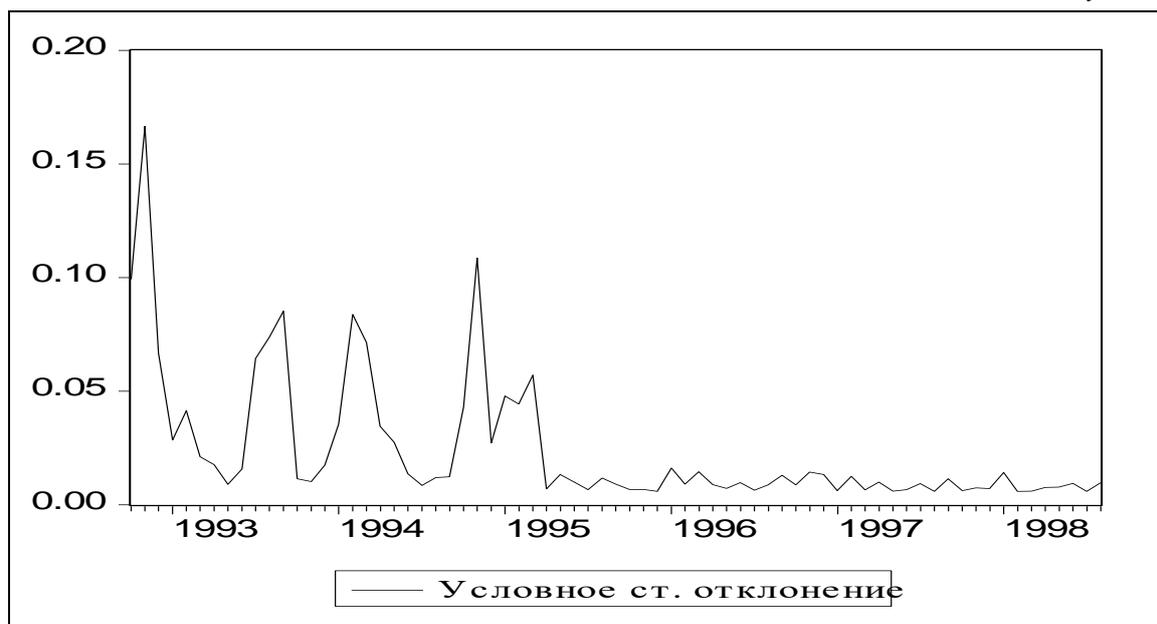
Результаты оценки уравнений приведены в таблице 2.6, условная дисперсия остатков показана на рисунке 2.5.

Таблица 2.6

	<i>c</i>	<i>a</i> ₁	<i>a</i> ₂	<i>a</i> ₃
Оценка	-0,004	0,805	0,131	-0,023
<i>t</i> -статистика	-2,44	22,98	3,90	-2,10
Коэффициент множественной детерминации R ²	0,904			
Нормированный R ²	0,897			
<i>F</i> -статистика	122,5			
Число наблюдений	71			
Информационный критерий AIC	-8,14			
Информационный критерий BIC	-7,95			
ARCH	<i>b</i> ₁		<i>b</i> ₂	
Оценка	0,000		2,013	
<i>t</i> -статистика	1,58		2,97	

³⁵ Ni. R. Engle 'Autoregressive conditional heteroskedasticity, with estimates of the variance of United Kingdom inflations', *Econometrica*, 50, 1982, pp. 987 – 1008.

³⁶ Ni. A. Harvey. *Time Series Models*. 2nd ed. Harvester Wheatsheaf, 1993.



Применение нелинейной модели позволило улучшить качественные характеристики регрессионного уравнения (коэффициент множественной детерминации и информационные критерии), а также оценить колебания дисперсии ошибок в периоды высокой инфляции.

Стабильность оценок коэффициентов в различные периоды. Оценка нелинейной модели инфляции на выделенных подпериодах (февраль 1992 – февраль 1995 и март 1995 – август 1998 гг.) дает следующие результаты (таблица 2.7.). Глубина усреднения темпов прироста М2 равна 6 месяцев на первом периоде и 8 месяцев – на втором³⁷.

Таблица 2.7

	февраль 1992 – февраль 1995	март 1995 – август 1998
R²	0,799	0,914
Коэффициент a_1 (в скобках – t -статистика)	0,680 (6,26)	0,853 (13,15)
Коэффициент a_2 (в скобках – t -статистика)	0,477 (4,19)	-0,016 (-0,21)
Коэффициент a_3 (в скобках – t -статистика)	-0,038 (-0,73)	-0,032 (-2,73)
Коэффициент b_2 (в скобках – t -статистика)	-0,221 (-1,33)	-0,454 (-1,70)

Из приведенных результатов видно, что на первом подпериоде вклад темпов изменения денежной массы в динамику инфляционных процессов был значительно выше, что характерно для ситуации с высокой средней инфляцией. В тоже время изме-

³⁷ Нелинейность модели не позволяет воспользоваться стандартными процедурами для оценки стабильности коэффициентов (тест Чоу, рекурсивные оценки коэффициентов).

нение трансакционного спроса на деньги (представленное посредством изменение реального ВВП) было статистически не значимым. Эластичность изменения ИПЦ по темпам прироста денежной массы на периоде 1992 – начале 1995 гг. составляла 1,20, а в 1995 – 1998 гг. – 0,62.

На втором периоде оценка коэффициента при денежной массе не значима, в то время как изменения реального ВВП стали оказывать значимое влияние на спрос на деньги и, таким образом, на темпы прироста цен.

Статистическая незначимость оценки коэффициента в уравнении для условной дисперсии ошибок свидетельствует о том, что гетероскедастичность ошибок связана, в первую очередь, с уровнем и колебаниями инфляции на каждом из периодов. При оценке уравнения на каждом из периодов в отдельности ошибки в каждом случае гомоскедастичны.

Таким образом, можно сделать вывод о том, что по мере снижения средних темпов инфляции на ее уровень в большей степени оказывают влияние факторы, связанные с инерционностью цен и трансакционным спросом на реальные кассовые остатки со стороны экономических агентов, в то время как влияние роста предложения денег снижается.

Глава 3. Моделирование процентной ставки

Норма процента является одной из ключевых макроэкономических характеристик, инструментом денежно-кредитной политики. По уровню номинального процента можно судить об инфляционных процессах в экономике. Реальный процент отражает норму дохода на капитал, разница между реальными процентными ставками разных активов может характеризовать различие рисков. Волатильность процентных ставок финансовых активов характеризует экономическую нестабильность. Большой информационной ценностью, как показывают результаты... обладают и временные спрэды доходности финансовых инструментов.

Поэтому, анализ рыночных механизмов, в соответствии с которыми определяется процентная ставка – норма номинального дохода финансового сектора, и моделирование ее динамики представляет собой большое значение для анализа экономической политики.

В данном разделе строится динамическая модель номинальной процентной ставки российского финансового рынка. Но прежде чем перейти к разработке теоретической модели, оговорим, какую именно процентную ставку мы собираемся моделировать.

На российском финансовом рынке 1994-1998 гг. можно выделить как минимум три наиболее развитых финансовых сектора: это рынок межбанковских кредитов (МБК), рынок государственных краткосрочных облигаций (ГКО) и облигаций федерального займа (ОФЗ), и рынок долговых расписок (векселей). Поэтому, возникает проблема в выборе наиболее репрезентативной процентной ставки, характеризующей уровень номинального дохода в финансовом секторе.

Каждый из названных секторов финансового рынка различается объемами проводимых операций, открытостью, налогообложением. Рынок государственных ценных бумаг, среди названных, характеризовался преобладающим развитием в рассматриваемом периоде. Объем задействованного на этом рынке капитала, оборот заключаемых сделок и ликвидность были значительно выше по сравнению с другими секторами финансового рынка. К тому же этот рынок был открыт для всех инвесторов-резидентов страны, а с 1996г. на рынке государственного долга активно размещался и иностранный капитал. Рынок межбанковских кредитов в отличии от рынка ГКО имеет узкий круг участников, и несравнимо меньший объем обращаемого капитала. Рынок долговых

расписок – векселей, в свою очередь очень специфичен, поскольку кроме нормы процента вексель может иметь еще дополнительные покупательные свойства, предприятия дебиторы зачастую расплачивались по векселям произведенной продукцией. К тому же рынок векселей, как и рынок МБК, не организован и по нему нет хорошей статистической базы. В свою очередь, рынок государственных ценных бумаг хорошо организован. Цены на выпуски ГКО и ОФЗ формируются из спроса и предложения большого числа инвесторов в системе электронных торгов ММВБ (Московской Межбанковской Валютной Биржи) одновременно и поэтому наилучшим способом отражают рыночный процент.

При выборе репрезентативной процентной ставки возможны варианты построения единого агрегированного процента из различных финансовых инструментов. Однако, возникает вопрос о правомерности агрегации данных, а именно процентных ставок, разных финансовых инструментов, включающих различные риски, дюрацию, инвесторов, возлагаемым функциям. Суммируя каким-либо образом доходность контрактов межбанковских кредитов с процентом по ГКО, нужно решать проблему различий рисков и налогообложения данных инструментов.

Таким образом, агрегация данных разных секторов финансового рынка недостаточно правомерна, либо методологически сложна, поэтому остановимся на выборе процентной ставки одного сектора. Наиболее репрезентативной процентной ставкой для российского финансового рынка в рассматриваемом периоде (1994-1998гг.), можно считать процент по государственным ценным бумагам ГКО-ОФЗ. Он включает в себя минимум рисков (изменения инфляции и страновой риск – риск дефолта). Остальные финансовые инструменты включают в себя еще и риски финансовой стабильности должников.

Но, даже в пределах одного рынка ГКО-ОФЗ существует множество вариантов выбора спецификации процентной ставки. На рынке одновременно находятся в обращении различные выпуски ГКО и ОФЗ, характеризующиеся неодинаковыми сроками обращения и доходностью. Выпуски ГКО являются бескупонными краткосрочными облигациями со сроком погашения до года, в то время как выпуски ОФЗ – это облигации с купонным доходом и более длительным сроком обращения, причем купонный доход может быть фиксированным и известным заранее, либо плавающим, зависящим от средней рыночной доходности ГКО. Выпуски отличаются и схемой налогообложения. С 1997 года Министерство Финансов эмитировало налогооблагаемые выпуски

ГКО, ранее попадавшие под налоговые льготы. Ясно, что доходность налогооблагаемых и безналоговых выпусков различалась. Учитывая неоднородность облигаций, находившихся в обращении в исследуемом периоде, вновь возникает вопрос выбора методики расчета репрезентативного рыночного процента.

Для того, чтобы определиться с методикой расчета процента, нужно решить, какие его изменения мы хотим моделировать. Если это будет агрегированная процентная ставка, например, взвешенная по объемам торгов, то такая ставка будет зависеть от предпочтения инвесторов к тем или другим выпускам. Как правило, доходность выпусков с разными сроками до погашения не одинакова. Поэтому, если структура объемов торговли будет изменяться, что неизбежно ввиду изменений рисков, предпочтений инвесторов и изменении структуры рынка облигаций, то будет изменяться и агрегированная процентная ставка. Данный вид процентной ставки хорош если мы хотим учитывать предпочтения инвесторов к срочности и изменения структуры рынка. Иначе, ее использование нежелательно, т.к. с изменением структуры госдолга и объемов торговли по выпускам разной срочности меняется ее агрегированная срочность.

Поэтому для моделирования будем использовать процентную ставку с постоянным сроком до погашения – 90 дней. Выпуски данной срочности оставались в числе наиболее торгуемых в течении всего исследуемого периода. Фиксированная срочность устраняет фактор изменения зависимости доходности от срочности.

Поскольку не на каждый день существует выпуск со срочностью ровно 90 дней, ставка вычислялась аппроксимацией доходности контрактов с ближайшими сроками до погашения на каждый торговый день. Затем, найденные таким образом процентные ставки для каждого торгового дня усреднялись средним геометрическим для периода дискретности, в нашем случае месяц.

Чтобы понять насколько хорошо выбранная ставка процента может отражать рыночный процент, проведем анализ долгосрочной зависимости ставки ГКО и ставок МБК. Если долгосрочных значимых расхождений между данными ставками нет, то можно считать, что выбранная ставка может отражать доходность обоих секторов финансового рынка. К сожалению, мы не можем проверить аналогичную гипотезу для процента по векселям, т.к. мы не имеем достаточной статистической базы.

По результатам теста Дикки-Фуллера (не приводится) ряды процентных ставок (в логарифмах) 90-дневной ГКО и МБК срочностью 1-7 дней обнаруживают единичный корень при уровне значимости 95-99%. Первые разности всех рядов не содержат еди-

ничных корней на уровне значимости 99%, поэтому ряды можно считать интегрированными первого порядка. Таким образом, можно проверить гипотезу о коинтегрированности процентных ставок ГКО и МБК. Если ряды коинтегрированы, то в долгосрочной перспективе они отклоняются друг от друга на фиксированную величину, их динамика похожа. Коинтеграционный анализ требует большого количества наблюдений, поэтому расчеты будем проводить на недельных данных.

Итак, мы предполагаем, что в длительной перспективе расхождение рядов не имеет тренда, и в коинтеграционном соотношении будем учитывать только константу, на которую ряды, вероятно, отличаются друг от друга. Эта константа может отражать различие в доходности вследствие различных рисков и различий в налогообложении, а также неодинаковой срочности. Результаты теста Йохансена на коинтеграцию соответствующих рядов приводятся в таблице 3.1.

Таблица 3.1.

Результаты тестов Йохансена на коинтеграцию рядов процентных ставок ГКО и МБК (в логарифмах), период с 5/1994 по 7/1998, недельные данные.

№	Variables	N	Eigenvalue	Likelihood Ratio	Hypothesized № of CE(s)
4	Log(ГКО 90) & Log(INSTAR 1)	211	0.090	21.534	None **
			0.007	1.565	At most 1
5	Log(ГКО 90) & Log(INSTAR 7)	206	0.077	17.376	None *
			0.005	0.977	At most 1
6	Log(ГКО 90) & Log(INSTAR 14)	164	0.138	24.995	None **
			0.004	0.690	At most 1

* — гипотеза отвергается на 95% уровне значимости, критическое значение 15,41.

** — гипотеза отвергается на 99% уровне значимости, критическое значение 20,04.

По результатам расчетов во всех случаях невозможно отвергнуть гипотезу о коинтеграции процентных ставок разных рынков. Гипотезу об отсутствии коинтеграционных соотношений следует отвергнуть, в то время как гипотеза о единственности соотношения не отвергается. Полученные результаты согласуются с гипотезой, в соответствии с которой процентные ставки отличаются лишь на рисковую составляющую и, возможно, на величину налога. Такие различия по существу исключают возможность арбитража на длинном интервале. В этом случае рисковая премия между длинными и короткими ставками в длительной перспективе постоянна, либо характеризуется постоянной средней (поскольку коинтеграционное соотношение содержит константу и не обнаруживает тренда).

Таким образом, можно сделать вывод, что выбранная нами 90-дневная процентная ставка вполне может отвечать роли характеристики рыночного процента, в том числе потому, что ее расхождение с процентными ставками других инструментов, в частности с МБК, в долгосрочном плане происходит лишь на константу. Динамика же процентных ставок в долгосрочном плане не имеет существенных различий.

Теперь перейдем к построению теоретической модели. Для начала обозначим основные факторы, влияющие на процент, которые мы собираемся учитывать в модели.

Инфляционные ожидания

Особую роль в формировании номинального процента играет инфляция, точнее, инфляционные ожидания. Согласно эффекту Фишера, номинальная процентная ставка складывается из ожиданий инфляции и желаемой нормы реального дохода:

$$1 + i_t = (1 + r_t^*) \cdot (1 + \pi_t^e), \quad (1)$$

или, что то же самое:

$$\log(1 + i_t) = \log(1 + r_t^*) + \log(1 + \pi_t^e) \quad (2)$$

где

i_t – номинальная процентная ставка, наблюдаемая в текущем периоде;

r_t^* – «желаемая» реальная процентная ставка (для текущего периода);

π_t^e – ожидаемая инфляция в текущем периоде.

Для упрощения формул, обозначим:

$$li_t = \log(1 + i_t), \quad lr_t^* = \log(1 + r_t^*), \quad l\pi_t^e = \log(1 + \pi_t^e), \quad (3)$$

тогда выражение (2) можно записать в следующем виде:

$$li_t = lr_t^* + l\pi_t^e. \quad (4)$$

Рассмотрим случай, когда ожидания адаптивны, и заданы в простейшей форме:

$$l\pi_t^e - l\pi_{t-1}^e = \gamma \cdot (l\pi_{t-1} - l\pi_{t-1}^e) \quad (5)$$

где

π_t^e — ожидаемая в момент $t-1$ инфляции периода t ;

π_{t-1} — фактическая инфляции периода $t-1$;

$l\pi_t^e, l\pi_{t-1}$ — в соответствии с обозначениями (3), логарифмы ожидаемой и фактической инфляции;

γ — корректирующий множитель адаптивных ожиданий, характеризующий степень самообучения на ошибках (обычно $0 \leq \gamma \leq 1$), чем больше это значение, тем быстрее ожидания приспособляются к фактическим значениям.

Тогда $(l\pi_{t-1} - l\pi_{t-1}^e)$ будет ошибкой прогноза инфляции для периода $t-1$. Если ошибка отрицательна, то инфляционные ожидания были слишком велики, а значит инвесторы получили реальный доход, который оказался выше ожидаемого $lr_{t-1} > lr_{t-1}^*$. Если же инфляционные ожидания были недостаточны, т.е. величина $(l\pi_{t-1} - l\pi_{t-1}^e)$ оказалась положительной, то фактический реальный доход оказался меньше ожидаемого $lr_{t-1} < lr_{t-1}^*$.

В то же время, номинальный процент можно представить и как тождественную сумму фактических значений инфляции и реального дохода:

$$li_t = lr_t + l\pi_t \quad (6)$$

Тогда, приравнивая правые части равенств (4) и (2), получим:

$$l\pi_{t-1} + lr_{t-1} = lr_{t-1}^* + l\pi_{t-1}^e, \quad (7)$$

или

$$l\pi_{t-1} - l\pi_{t-1}^e = lr_{t-1}^* - lr_{t-1}, \quad (8)$$

в соответствии с чем уравнение адаптивных ожиданий (5) можно переписать следующим образом:

$$l\pi_t^e - l\pi_{t-1}^e = \gamma \cdot (lr_{t-1}^* - lr_{t-1}) \quad (9)$$

Или, если раскрыть скобки:

$$l\pi_t^e - l\pi_{t-1}^e = -\gamma \cdot lr_{t-1} + \gamma \cdot lr_{t-1}^* \quad (10)$$

Получаем, что изменение ожидаемой инфляции находится в отрицательной зависимости от фактического реального процента в предыдущем периоде. Действительно, представим себе ситуацию, когда фактическая инфляция оказалась настолько больше ожидаемой, что полученный реальный доход оказался отрицательным. Тогда, если существует альтернативный актив с сопоставимым или меньшим уровнем риска, но с большей нормой реального дохода, ясно, что инвестор отдаст предпочтение именно ему. Спрос на облигации в данном случае снизится, что приведет к росту их доходности.

Альтернативным безрисковым, по отношению к рублевой инфляции, активом на российском финансовом рынке всегда можно считать стабильную иностранную валю-

ту, которой на рассматриваемом промежутке времени являлся американский доллар. Инвесторы в любой момент (на рассматриваемом периоде) могли реструктурировать свои портфели в пользу последней, чтобы застраховать свои активы от неожиданного роста инфляции.

Ситуация с отрицательным реальным процентом на рынке ГКО-ОФЗ наблюдалась, к примеру, в 1993 и частично в 1994 гг., когда фактическая инфляция превосходила номинальный процент. В последствии номинальный процент повысился и реальный доход принял положительные значения. Данный пример соответствует нашей гипотезе адаптивных ожиданий.

Из уравнения (10) также следует, что желаемый доход и ожидаемая инфляция находятся в положительной корреляции. Это может означать, что ожидаемый реальный доход содержит премию за риск изменения инфляции, которая, вероятно, должна возрастать с ростом самой инфляции.

Если переписать уравнение (4) в разностях, получим:

$$li_t - li_{t-1} = (lr_t^* - lr_{t-1}^*) + (l\pi_t^e - l\pi_{t-1}^e), \quad (11)$$

откуда следует, что изменение инфляционных ожиданий отражается в норме номинального дохода.

Представив теперь изменение ожиданий через (9), предполагая, что ожидания адаптивные первого порядка, получим:

$$li_t - li_{t-1} = (lr_t^* - lr_{t-1}^*) + \gamma \cdot (lr_{t-1}^* - lr_{t-1}) \quad (12)$$

и, раскрыв скобки:

$$li_t - li_{t-1} = -\gamma \cdot lr_{t-1} + lr_t^* + (\gamma - 1) \cdot lr_{t-1}^* \quad (13)$$

Как мы уже говорили выше, реальный ожидаемый доход, по всей видимости, гораздо менее изменчив чем фактический. Отсюда можно утверждать, что определяющим фактором в корректировке адаптивных ожиданий будет фактический реальный доход (в прошлом периоде). Тогда, если $lr^*(t) = const$, то разность $lr_t^* - lr_{t-1}^* = 0$ и формула (13) упрощается:

$$li_t - li_{t-1} = -\gamma \cdot lr_{t-1} + c \quad (14)$$

где

$$c = \gamma \cdot lr_{t-1}^* = \gamma \cdot lr^* = const \quad (15)$$

Таким образом, из () следует, что высокая норма реального дохода (выше ожидаемой), сложившаяся в прошлом периоде способствует снижению инфляционных ожиданий и, в соответствии с эффектом Фишера, снижению номинального процента. И наоборот, низкая (ниже ожидаемой) или отрицательная норма реального дохода, сложившаяся в прошлом периоде, способствует увеличению инфляционных ожиданий, а значит и росту номинального процента.

На самом деле допущение о постоянстве реального процента не вполне правомерно. Реальный доход зависит от уровня риска и доходности альтернативных активов. Уровень риска по государственным ценным бумагам если и считается нулевым, то только внутри страны. Всегда существует страновой риск – риск дефолта, и, как показывает опыт, он оказался вполне оправданным. Причем этот риск, по всей видимости менялся, что противоречит нашим допущениям. Особенно явно изменение риска прослеживается в предвыборный период 1996 г. Также существует риск изменения инфляции. В условиях изменяющейся кредитно-денежной политики данный риск подвержен существенному изменению.

К сожалению, весьма трудно предложить такую экзогенную переменную, которая бы характеризовала эти риски, поэтому для периодов, где предполагается их изменение введем в модель соответствующие логические переменные.

Паритет процентных ставок

Как уже отмечалось, российский рынок государственных облигаций был частично открыт для иностранного капитала на всем исследуемом интервале. Открытость рынка постоянно росла. При этом схема размещения иностранного капитала на рынке была разработана таким образом (начиная с 1996г.), что риск девальвации национальной валюты был переложен с иностранного инвестора сначала на ЦБ РФ, затем на российские банки. Все это, несомненно, увеличивало привлекательность российских государственных обязательств для иностранного капитала. Таким образом, рынок российских государственных облигаций мог рассматриваться, и рассматривался с точки зрения мировых портфельных инвесторов как обычный рыночный актив с нормой дохода и риска, что ставило российские ценные бумаги в зависимость от изменения сравнительной привлекательности (доходности) других мировых активов (процентных ставок). Словом, согласно теории, в условиях открытой экономики должен приниматься во внимание не только закон цен, паритет покупательной способности, но и паритет процентных ставок. Согласно чему, процентные ставки в разных странах должны отли-

чаться лишь на разницу ожидаемой девальвации и уровня риска. Тогда увеличение процентной ставки в одной стране, при прочих равных (фиксированном риске и ожидаемого курса), отвлечет свободный капитал в свою сторону, что способствует повышению нормы доходности в других странах.

Рисунок 3.1.



На рисунке 3.1. представлена динамика процентных ставок пятилетних казначейских векселей США и российских 90-дневных ГКО. Нетрудно заметить, что динамика российских и американских облигаций часто схожа, что соответствует гипотезе о паритете процентных ставок. Таким образом, в модели динамики процентной ставки ГКО будем учитывать паритет процентных ставок:

$$i_t + 1 = (i_t^* + 1) \cdot \dot{E}_t^e, \quad (16)$$

где

\dot{E}_t^e — ожидаемый темп роста курса национальной валюты (руб./\$).

Переходя к приростам логарифмов получим:

$$\Delta \ln i_t = \Delta \ln i_t^* + \Delta \ln \dot{E}_t^e \quad (17)$$

В качестве ожидаемого курса доллара будем использовать цену трехмесячных фьючерсных контрактов. Надо отметить, что в более общем случае цена фьючерсного контракта не равна ожидаемому обменному курсу. Происходит это вследствие наличия хеджеров на рынке, страхующих таким образом свои риски. В связи с этим, при преобладании на рынке хеджеров-продавцов рыночная цена фьючерса может систематически

занижаться³⁸ (*normal backwardation*), либо, при преобладании на рынке хеджеров-покупателей, систематически завышаться (*normal contango*). Однако при формировании процентной ставки данные риски должны учитываться, поэтому не будем их обособлять.

При рассмотрении паритета процентных ставок обычно говорят о взаимном влиянии внутреннего и внешнего процентов. Однако, капитализация российского рынка ценных бумаг, обороты несравненно малы по отношению к аналогичным показателям внешнего рынка, в нашем случае США. Поэтому обратным влиянием российского процента на американский можно пренебречь.

Темпы роста денежной массы

Увеличение темпов роста номинальной денежной массы в экономике в краткосрочном периоде повышает ликвидность и способствует снижению номинального процента, а в более длительном – способствует росту цен и, следовательно, росту процентной ставки.

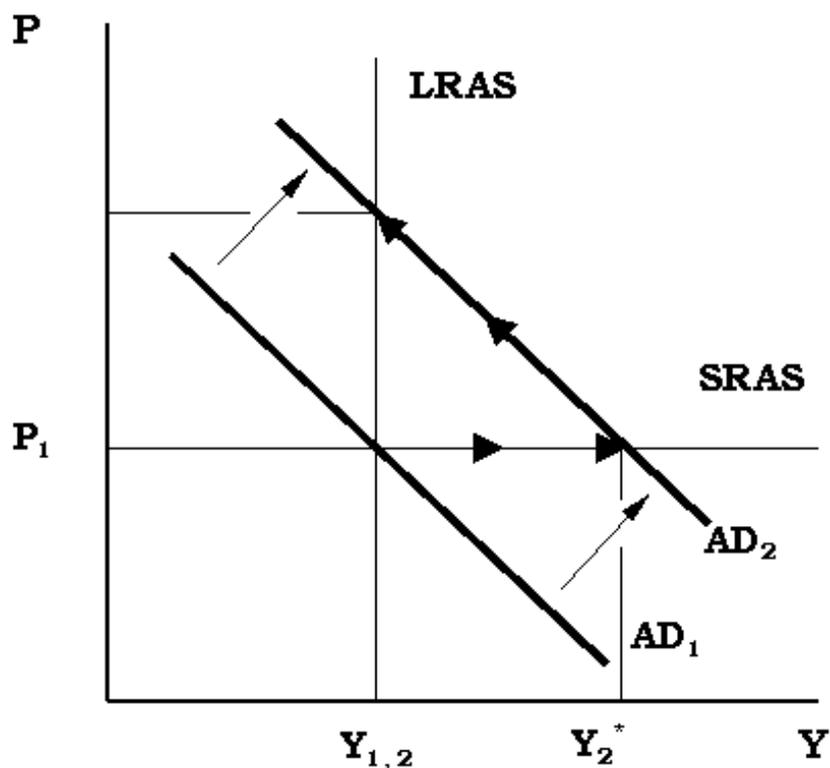
Рассмотрим влияние дополнительной денежной эмиссии на цены и деловую активность в стандартной макроэкономической модели. Будем полагать (для простоты), что в начальный момент инфляция равна нулю. Тогда рост номинальной денежной массы будет означать (в краткосрочной перспективе) увеличение реального предложения денег в экономике, что повлечет за собой рост совокупного спроса — сдвиг кривой вправо вверх (см. рисунок 3.2).

При наличии избытка мощностей и рабочей силы кривую совокупного предложения в краткосрочном периоде можно предположить горизонтальной. Тогда увеличение совокупного спроса на первом этапе может вызывать рост реального продукта. Но на протяжении более долгосрочного периода, когда повысятся цены на факторы производства и увеличатся издержки производства, это неизбежно должно способствовать развитию инфляционных процессов, тогда как производство будет сокращаться (см. рисунок 3.2).

Рисунок 3.2.

Воздействие роста денежной массы на кривую совокупного спроса, продукт, цены.

³⁸ См. например: Уильям Ф. Шарп, Гордон Дж. Александер, Джеффри В. Бэйли «Инвестиции», Москва, Инфра-М, 1997, стр. 704-714.



P и Y – цены и продукт соответственно (в первом (1) и во втором (2) периоде). $LRAS$ – долгосрочная кривая совокупного предложения. $SRAS$ – краткосрочная кривая совокупного предложения. AD_1 и AD_2 – кривая совокупного спроса в периоде 1 и 2 соответственно.

Таким образом, в отношении действия изменений темпов роста номинальной денежной массы на процент будем проверять одновременно две гипотезы – о краткосрочном и среднесрочном влиянии:

1. В ответ на увеличение темпов роста номинальной денежной массы, в первоначальный момент времени происходит снижение номинальной процентной ставки. Это происходит вследствие возникающего эффекта увеличения ликвидности.
2. Затем, номинальная процентная ставка возрастает, что происходит вследствие усиления инфляционных процессов.

Усиление инфляционных процессов может учитываться либо лагированной величиной темпов роста номинальной денежной массы, либо текущим изменением инфляции.

Модель

Принимая во внимание приведенные гипотезы о влияющих на процент факторах, построим модель. Ранее уже отмечалось, что ряд номинального процента, в соот-

ветствии с тестом Дикки-Фуллера является интегрированным первого порядка. Поэтому его моделирование будем проводить в первых разностях, которые являются стационарными.

$$\Delta li_t = a_0 + a_1 \cdot lr_{t-1} + a_2 \cdot \Delta lm_t + a_3 \cdot \Delta li_t^* + a_4 \cdot \Delta IE_t^f + a_5 \cdot \Delta lm_{t-3..6} + \varepsilon_t \quad (18)$$

где

li_t — логарифм эффективной номинальной процентной ставки в периоде t ;

lr_{t-1} — логарифм реальной наблюдаемой трехмесячной процентной ставки ГКО в периоде $t-1$; в соответствии с нашими рассуждениями, может характеризовать изменение адаптивных инфляционных ожиданий в периоде t ;

lm_t — логарифм номинальной денежной массы M_2 ;

$lm_{t-3..6} = \frac{lm_{t-3} + lm_{t-4} + lm_{t-5} + lm_{t-6}}{4}$ — среднее значение номинальной денежной массы

M_2 в периоде $t-3, \dots, t-6$;

li_t^* — логарифм номинального процента по казначейским векселям США;

$IE_t^f = \ln \left(\frac{E_t^{f(t+3)}}{E_t} \right)^{12/3}$ — логарифм ожидаемого процентного роста курса доллара в годовом исчислении, найденного как отношение цены трехмесячного фьючерсного контракта на доллар к текущему курсу;

$l\pi_t$ — логарифм инфляции текущего периода;

Δ — знак первой разности (прирост в текущем периоде, по отношению к предыдущему).

Результаты оценки модели приводятся в таблице **Ошибка! Ошибка связи..** Как видно из таблицы, модель объясняет около 37% дисперсии динамики номинального процента. Все переменные, кроме запаздывающих приростов номинальных денег обладают высокой статистической значимостью. Поскольку модель оценивалась в логарифмах, то полученные коэффициенты интерпретируются как эластичности. Разность логарифмов означает логарифм темпов роста (отношение текущего значения к предыдущему) соответствующей величины. Таким образом, интерпретируя, увеличение темпов роста денежной массы в текущем периоде на 1% дает снижение номинального процента в среднем на 1.1%. коэффициент корректировки ожиданий γ равен 0.12. Таким образом,

если ожидания адаптивны, то ошибка прогноза инфляции в предыдущем периоде в 1%, приводит к корректировке текущих инфляционных ожиданий в среднем на 0.12%.

Особенно примечательной является необыкновенно высокая эластичность номинального процента ГКО по изменению процента по казначейским векселям США, равная 17. В то же время эластичность темпов роста процента по ожидаемому росту курса доллара меньше единицы (+0.2). Таким образом, ожидаемый рост курса доллара не полностью отражается в росте номинального процента.

В то же время, эластичность по изменению роста фьючерсной цены курса доллара меньше единицы. Таким образом, если ожидается, что темп роста курса доллара увеличится на 1%, то номинальная процентная ставка возрастет в среднем на 0.2%.

Таблица 3.2.

Результаты оценки коэффициентов модели (18) на интервале 02/1994 — 08/1998, месячные данные, 55 наблюдений.

R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate		Durbin-Watson			
.611	.374	.310	.1327		1.494			
	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.			
Regression	.515	5	.103	5.846	.000			
Residual	.863	49	1.762E-02					
Total	1.378	54						
	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95% Confidence Interval for B		Collinearity Statistics
	B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound	VIF
(Constant)	2.640E-02	.037		.721	.475	-.047	.100	
lr_{t-1}	-.121	.065	-.247	-1.869	.068	-.251	.009	1.365
Δlm_t	-1.133	.520	-.352	-2.179	.034	-2.179	-.088	2.045
Δli_t^*	17.902	8.068	.270	2.219	.031	1.689	34.116	1.154
$\Delta \dot{E}_t^f$.220	.125	.244	1.756	.085	-.032	.471	1.514
$\Delta lm_{t-3..6}$.635	.618	.151	1.028	.309	-.607	1.877	1.698
Casewise Diagnostics								
DATE	Std. Residual		Δli_t	Predicted Value		Residual		
MAY 96	3.145		.43	1.667E-02		.4174		

Отсутствие значимой зависимости между изменением денежной массы с инфляционным лагом и динамикой номинального процента может свидетельствовать о ее непостоянстве. Ранее мы предполагали, что эмиссия денег рано или поздно будет иметь инфляционный результат. Однако, денежно-кредитная политика в исследуемом периоде существенно менялась. Особенно важным здесь является переход в 1995 году от

плавающего обменного курса к фиксированному. Инфляционные процессы в России сильно связаны с обменным курсом и при фиксации (ограничении колебаний в наклонном коридоре) последнего рост номинальной денежной массы не приводил к инфляционным процессам вследствие свободной конвертации рублей в доллары США по курсу, близкому к фиксированному. В любом случае расширение денежной массы стимулирует спрос, но при фиксированном курсе избыточная денежная масса может конвертироваться в иностранную валюту вследствие удовлетворения избыточного спроса импортом. Поэтому роста внутреннего продукта и, соответственно, роста цен может не происходить. Снижение неопределенности в отношении курса рубля уменьшает спрос населения на иностранную валюту как средство сбережения. Таким образом валютные сбережения населения частично замещаются рублевыми, увеличивая спрос на рубли и рублевые активы, т.е. увеличивается спрос на деньги, что не имеет инфляционного результата. Таким образом, расширение денежной массы в период фиксированного (квазификсированного) валютного курса, не имеет инфляционного результата, и, по всей видимости, обусловлено расширением спроса на деньги. Отсутствие зависимости инфляции от роста денежной массы на периоде с фиксированным обменным курсом получено и при анализе инфляционных процессов (см. главу 2).

Исключим из модели незначимую переменную запаздывающих приростов денежной массы, призванную отражать инфляционные процессы, и вместо нее подставим фактическую инфляцию. Хотя инфляционные ожидания мы уже учли, предполагая, что они адаптивны, фактическая инфляция позволит сделать выводы о соответствии ожиданий фактическим значениям.

$$\Delta l_i = a_0 + a_1 \cdot l_{i-1} + a_2 \cdot \Delta l m_i + a_3 \cdot \Delta l i_i^* + a_4 \cdot \Delta l E_i^f + a_5 \cdot \Delta l \pi_i + \varepsilon_i, \quad (19)$$

где

$\Delta l \pi_i$ — прирост логарифма инфляции в текущем периоде.

Таблица 3.3.

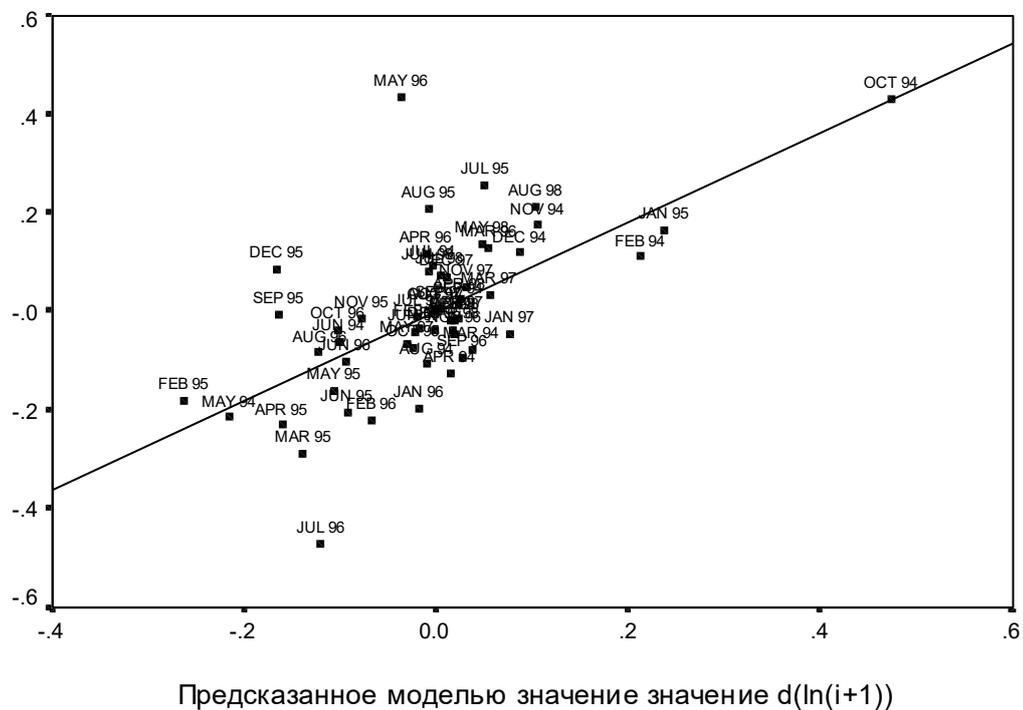
Результаты оценки коэффициентов модели (19) по методу наименьших квадратов, на интервале 02/1994 — 08/1998, месячные данные, 55 наблюдений.

R	R Square		Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate		Durbin-Watson		
.696	.484		.431	.1205		1.620		
	Sum of Squares		df	Mean Square		F	Sig.	
Regression	.667		5	.133		9.190	.000	
Residual	.711		49	1.452E-02				
Total	1.378		54					
	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95% Confidence Interval for B		Collinearity Statistics
	B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound	VIF

(Constant)	4.979E-02	.027		1.820	.075	-.005	.105	
lr_{t-1}	-.163	.060	-.332	-2.725	.009	-.283	-.043	1.406
Δlm_t	-.569	.408	-.177	-1.396	.169	-1.388	.250	1.524
Δli_t^*	16.697	7.201	.251	2.319	.025	2.226	31.168	1.116
$\Delta \dot{E}_t^f$.252	.113	.280	2.221	.031	.024	.480	1.508
$\Delta l\pi_t$.281	.082	.376	3.429	.001	.116	.446	1.140
Casewise Diagnostics								
DATE	Std. Residual	Δli_t		Predicted Value	Residual			
MAY 96	3.862	.43		-3.1185E-02	.4653			

Рисунок 3.3.

Распределение фактических и теоретических значений моделируемой величины (динамики процентной ставки).



Как видно из таблицы, фактическая инфляция в модели статистически значима. Ее значимость может свидетельствовать о том, что ожидания не полностью объясняются моделью простых адаптивных ожиданий. Но возможна и другая интерпретация значимости инфляции в регрессии, например, зависимостью инфляции и процента одновременно от третьего фактора, либо это зависимость вызвана агрегированностью используемых показателей. Используемый процент есть средняя за месяц процентная ставка 90-дневных ГКО. Это значит, что мы агрегировали инфляционные ожидания начала и конца месяца. Однако, в конце месяца агенты имеют больше информации о будущей инфляции чем вначале, и инфляция этого месяца может быть известна, либо с высокой точностью оценена и использована в формировании ожиданий на следующий

период. Поэтому, по всей видимости, более корректным здесь было бы использование вместо агрегированных данных дневные – на конец периода (месяца).

Ранее при построении модели адаптивных ожиданий мы предполагали, что желаемый реальный доход неизменен на всем исследуемом промежутке. Однако это не вполне соответствует действительности. Реальный желаемый доход зависит от уровня риска и доходности альтернативных активов. Риск инвестиции в российские государственные ценные бумаги можно разложить на две основных компоненты – это риск инфляции и девальвации, плюс риск дефолта – несостоятельности государства в выполнении обязательств. Данные риски постоянно менялись. Особенно можно выделить предвыборный период, когда с возросшей вероятностью победы коммунистов возросли вышеназванные риски. Это привело к возросшей ошибке, что хорошо видно на диаграмме рассеяния фактических и предсказанных значений динамики процента (см. рисунок 3.3). В мае 1996г. непосредственно перед выборами, риск дефолта вследствие высокой вероятности смены власти и строя был максимальным, а после выборов – существенно снизился. Поскольку модель этого не учитывает, в первом случае мы имеем существенную положительную ошибку (фактический процент превысил теоретический, рассчитанный по модели), во втором – отрицательную. Наличие существенной ошибки (*outliers*) в мае 1996 года идентифицирует и анализ выбросов (*casewise diagnostic*, см. табл. 3.3). Выбросы негативным образом влияют на статистические свойства модели.

К сожалению данные риски трудно моделируются, поэтому чтобы устранить их влияние, не вводя отвечающую за риск переменную, удалим эти наблюдения из выборки и оценим модель заново. Результаты оценки модели на уменьшенной выборке приведены в таблице 3.4.

Таблица 3.4.

Результаты оценки коэффициентов модели (19) на интервале 02/1994 — 08/1998, с исключенными наблюдениями (05/1996 и 07/1996), месячные данные, 53 наблюдения.

R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson Statistic				
.782	.611	.570	8.937E-02	1.556				
	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.			
Regression	.591	5	.118	14.788	.000			
Residual	.375	47	7.988E-03					
Total	.966	52						
	Unstandardized Coefficients	Standardized Coefficients	t	Sig.	95% Confidence Interval for B		Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta		Lower Bound	Upper Bound	VIF	
(Constant)	3.496E-02	.020		1.708	.094	-.006	.076	
lr_{t-1}	-.129	.049	-.291	-2.640	.011	-.228	-.031	1.467

Δm_t	-.376	.304	-.139	-1.235	.223	-.987	.236	1.526
Δi_t^*	12.585	5.386	.225	2.337	.024	1.750	23.420	1.122
ΔE_t^f	.301	.085	.399	3.521	.001	.129	.472	1.554
$\Delta \pi_t$.286	.062	.456	4.635	.000	.162	.409	1.168

Как видно из таблицы, увеличился до 0.61 коэффициент детерминации. Улучшилась статистическая значимость некоторых оценок. Однако осталась незначимой переменная денежного предложения текущего периода. Вероятно, переменная осталась незначимой вследствие низкого количества наблюдений.

Выводы

Обобщая полученные результаты, сформулируем некоторые выводы.

- 1) В качестве характеристики рыночного номинального процента в 1994–98гг. можно принять процент по Государственным Краткосрочным Облигациям с фиксированной срочностью, в нашем случае 90 дней.
- 2) Динамика номинального процента российских ГКО действительно во многом обуславливается ($R^2=0.6$) ожиданиями инфляции и обменного курса, паритетом процентных ставок, динамикой рисков (реального желаемого процента) и, по всей видимости, денежным предложением.
- 3) Инфляционные ожидания инвесторов довольно хорошо представляются моделью адаптивных ожиданий первого порядка, однако, значимость фактической инфляции в модели может свидетельствовать о том, что фактически ожидания учитывают текущую инфляцию, либо текущая инфляция и процент одновременно зависят от третьего, неучтенного моделью фактора. Оценка корректирующего множителя адаптивных ожиданий первого порядка равна 0.13 (95-процентный доверительный интервал 0.03 – 0.23), и одновременно характеризует эластичность ожиданий по ошибке прогноза инфляции в предыдущем периоде. Эластичность процентной ставки по инфляции существенно ниже и равна 0.29.
- 4) Темпы роста денежной массы без лага оказались значимыми только при оценке модели (). Однако коэффициент при этой переменной всегда сохраняет отрицательный знак. Вероятно, плохая значимость обуславливается относительно низким количеством наблюдений (55) для модели с пятью переменными и константой, что приводит к широким доверительным интервалам. Эластичность (в модели ()) темпов роста процента по темпам роста но-

минальных денег в текущем периоде отрицательна и равна -1.1 . Таким образом, увеличение темпов роста денежной массы в текущем периоде на 1% приводит к снижению номинального процента (темпов роста) на 1.1% .

- 5) На всем исследуемом периоде не обнаруживается существенно значимой зависимости процента от расширения денежной массы. По предложенной гипотезе, это должно происходить вследствие инфляционного воздействия денежной накачки на процент. Однако, на исследуемом интервале (1994–1998) существенно менялась кредитно-денежная политика государства. Ключевым моментом здесь является переход в 1995г. от плавающего валютного курса к (квази-) фиксированному. В условиях фиксированного курса расширение денежной массы возможно лишь при увеличении реального спроса на деньги, что не имеет инфляционного воздействия.
- 6) Примечательным является факт высокой эластичности динамики российского процента по динамике процента американских казначейских векселей, которая близка к 13 (из оценок последней модели, доверительный интервал: 1.8 – 23.4). Таким образом, изменение процента по американским облигациям на 1% ведет к однонаправленному изменению российского процента в среднем на 13% .
- 7) Построенная модель не содержит переменных, учитывающих изменения рисков, которые влияют на желаемый реальный доход. Не учитываются и всевозможные кризисные ситуации, находящие свое отражение в динамике номинального процента. Также пока модель не учитывает предложение государственных ценных бумаг. На протяжении всего исследуемого периода (1994-1998 гг.) государственный внутренний долг постоянно рос и предложение (размещение) новых выпусков, как и спрос на них менялось с течением времени, имело свою динамику, что также имело влияние на процент. Пока предложенная модель включает в себя переменные, определяющие спрос на облигации. В дальнейшем предполагается ввести переменную предложения.

Глава 4. Моделирование фондового рынка в России

4.1. Адаптация теории арбитражного ценообразования к российскому рынку акций

Быстрое развитие российских рынков ценных бумаг и, в частности, рынка акций было во многом связано с появлением крупных иностранных инвесторов, рассматривающих российский рынок как один из *emerging markets*. Соответственно, их инвестиции, осуществляемые в странах, относящихся к данной категории, осуществляются по единым принципам. Принятие решения по размерам инвестиций в России или в любой другой стране происходит по сходному набору параметров. Арбитражная теория ценообразования позволяет проанализировать поведение цен акций, являющихся в определенном смысле функциональной величиной от размера инвестиций на рынке и динамикой основных макроэкономических и финансовых индикаторов. Таким образом, целью данного исследования является анализ взаимосвязи между ценой активов на российском рынке акций и динамикой макроэкономических и финансовых параметров.

Существенным отличием данного исследования от проверки выполнения предпосылок теории арбитражной теории ценообразования является уход от проблемы формирования оптимального портфеля. Иными словами, в настоящем исследовании выявляется зависимость между факторами и приростом сводного фондового индекса АКМ в долларовом выражении, а не ценами конкретных акций. Ролл и Росс обосновывали предположение о том, что взаимосвязь макроэкономических и финансовых индикаторов с ценой конкретной акции, как правило, является более значимой, нежели взаимосвязь с любым фондовым индексом. Однако, на наш взгляд, одной из особенностей развивающихся рынков является более высокая по сравнению с развитыми рынками величина корреляции между фондовыми индексами и ценами наиболее ликвидных акций. Это объясняется, в первую очередь, меньшей капитализацией рынка и более высокой дисперсией цен активов.

Для инвесторов, осуществляющих крупные инвестиции на том или ином развивающемся рынке более важен вопрос входить на рынок или выводить свой капитал (диверсификация портфеля происходит по достаточно ограниченному и типичному портфелю акций, поскольку число ликвидных бумаг не так велико), нежели вопрос об арбитраже между несколькими переоцененными или недооцененными на их взгляд бу-

магами. Кроме того, доходность от вложений в ту или иную акцию в значительной степени зависит от нефакторного риска, связанного с позитивными или негативными новостями по его эмитенту. Оценка таких новостей с помощью количественных методов представляет из себя весьма субъективный процесс. В силу этого, в данном исследовании мы сочли достаточным анализ взаимосвязи поведения сводного фондового индекса и набора макроэкономических и финансовых факторов без анализа динамики цен конкретных акций.

Рассмотренный в предыдущем разделе недостаток АРТ, состоящий в неопределенности набора влияющих на цены акций факторов, на наш взгляд, сложно устранить при разработке универсального набора макроэкономических и финансовых переменных, используемых для анализа динамики цен активов в разных странах. Однако для одной страны, например, России, данная задача представляется вполне разрешимой. В частности, в данном исследовании был рассмотрен следующий перечень переменных: инфляция, денежная масса M_0 и M_2 , денежная база, широкие деньги, доходность ГКО-ОФЗ, наклон кривой доходности, объем ГКО-ОФЗ в обращении, ВВП, доходы Федерального бюджета, налоговые доходы, дефицит бюджета, превышение расходов и ссуд за вычетом погашений над доходами, отношение объема погашений к налоговым доходам, средняя заработная плата по экономике, располагаемые доходы, кредитная задолженность, реальный и номинальный обменный курс, экспорт, импорт, сальдо торгового баланса, золотовалютные резервы, чистые международные резервы, динамика индекса Dow Jones Industrial Average (полный список переменных смотри в таблице 1 приложения 1).

В качестве объясняемой переменной в данном исследовании взят прирост индекса АКМ в долларовом выражении³⁹. Перевод индекса, изначально исчисляемого в рублях, в долларовое выражение связан, с одной стороны, с уходом от влияния инфляционного фактора, а с другой, – с доминированием на российском фондовом рынке зарубежных инвесторов, рассматривающих, прежде всего, долларовую доходность по проведенным инвестициям.

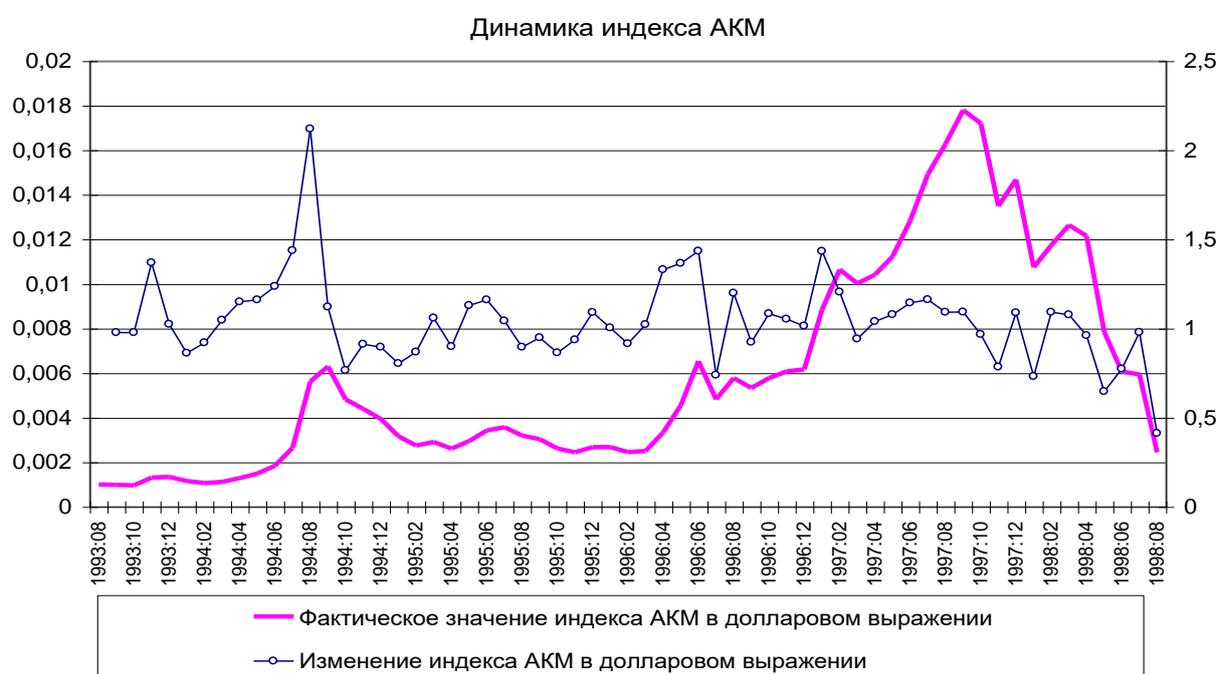
Переход от значений индекса АКМ в долларовом выражении к его приростам вызван нестационарностью ряда значений АКМ (см. рисунок 4.1.). Для проверки рядов на стационарность был использован расширенный тест Дикки-Фуллера на наличие единичных корней (Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test). В таблице 4.1. приводятся

показатели ADF-статистики для каждой из переменных и критические значения ADF-статистики для непринятия нулевой гипотезы о наличии единичного корня на уровне 95% значимости.

Таблица 4.1

Переменная	ADF-статистика	5% значимости	стационарность
индекс АКМ в долларом выражении	-1,9868	-2,9627	нет
прирост индекса АКМ в долларом выражении	-3,1228	-2,9627	есть

Рисунок 4.1



Перед построением модели приростов индекса АКМ рассмотрим автокорреляционную функцию данной переменной. Как видно из рисунков 4.2 и 4.3, для данной переменной автокорреляционная и частная автокорреляционная функции отражают наличие наиболее значимой авторегрессионной составляющей на первом месяце, что будет учтено при дальнейшем моделировании.

³⁹ Ряд индекса РТС-1 имеет меньшую историю по сравнению с индексом АКМ.

Изменение индекса АКМ в долларовом выражении

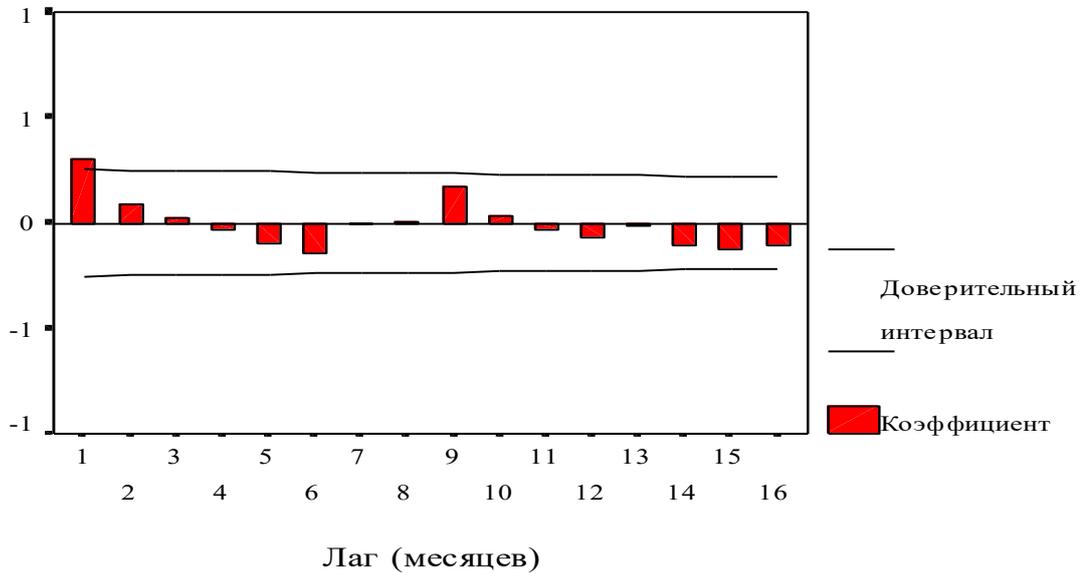
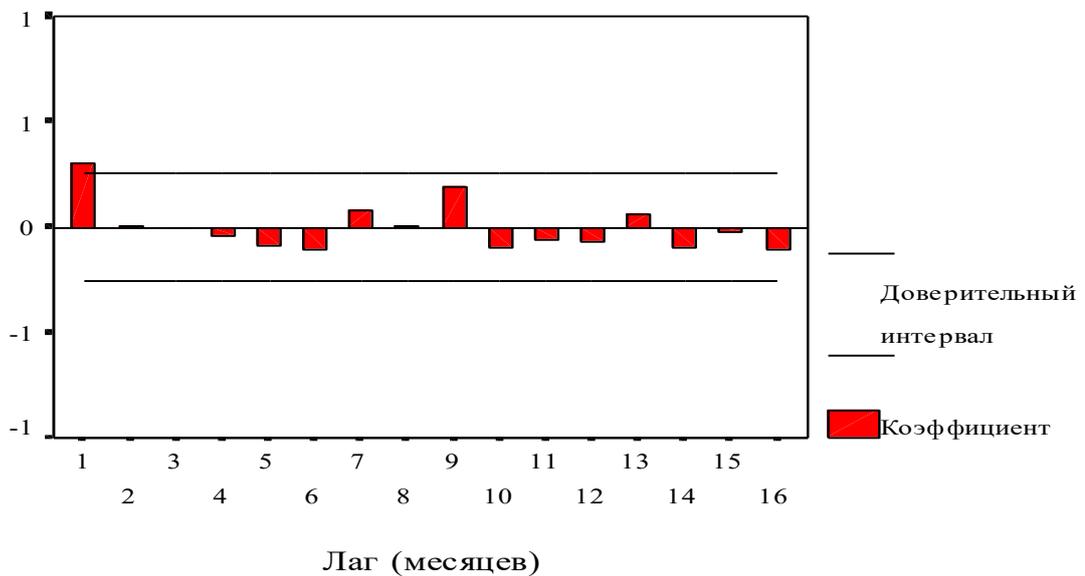


Рисунок 4.3

Изменение индекса АКМ в долларовом выражении



Выбор переменных, динамика которых в наибольшей степени связана с динамикой индекса АКМ (см. таблицу 1 приложения 1), привел к формированию трех моделей. Первая модель включает в себя три переменные и константу, вторая – четыре переменные и константу, третья модель (самая полная) – пять переменных и константу.

Во вторую и в третью модель включены три первые переменные, вошедшие в первую модель, а в третью модель – четыре переменные, вошедшие во вторую модель, и дополнительно – пятая переменная. Остановимся на выбранных переменных более подробно.

1. $dln(AKMd)_{t-1}$ – прирост индекса АКМ в долларовом выражении в предыдущем месяце (авторегрессионная составляющая в каждой модели);

2. $\log(Exp-Imp)_{t-1}$ – сальдо торгового баланса в предыдущем месяце. Данная переменная оказывает наиболее значимое влияние на прирост индекса АКМ в долларовом выражении с лагом в один месяц.

3. $dln(r_{real})_t$ – прирост реальной средневзвешенной доходности на рынке ГКО-ОФЗ. В данном случае рассматривается доходность, скорректированная на рост потребительских цен в соответствующем месяце t .

4. $dln(\log E)_t$ – прирост логарифма официального обменного курса в месяце t .

5. $dln(D_{real})_t$ – превышение расходов и ссуд за вычетом погашений над доходами Федерального Бюджета, скорректированное на инфляцию. По существу, данный показатель означает реальный дефицит бюджета в месяце t .

Для проверки отсутствия мультиколлинеарности между регрессорами рассмотрим корреляционную матрицу, приведенную в таблице 4.2.

Таблица 4.2

	$dln(AKMd)_{t-1}$	$\log(Exp-Imp)_{t-1}$	$dln(r_{real})_t$	$dln(\log E)_t$	$dln(D_{real})_t$
$dln(AKMd)_{t-1}$	1,000	0,280	-0,102	0,210	0,306
$\log(Exp-Imp)_{t-1}$	0,280	1,000	-0,150	0,128	0,204
$dln(r_{real})_t$	-0,102	-0,150	1,000	-0,320	-0,273
$dln(\log E)_t$	0,210	0,128	-0,320	1,000	0,325
$dln(D_{real})_t$	0,306	0,204	-0,273	0,325	1,000

Как видно из таблицы 4.2., переменные достаточно слабо коррелированы между собой, что позволяет включать их в эконометрические модели совместно. Рассмотрим более подробно модели прироста индекса АКМ в долларовом выражении.

Модель 1

Спецификацию модели 1, можно выразить с помощью следующей формулы.

$$dln(AKMd)_t = c + a_1 \cdot dln(AKMd)_{t-1} + a_2 \cdot \log(Exp-Imp)_{t-1} + a_3 \cdot dln(r_{real})_t + \varepsilon_t \quad (1),$$

где $dln(AKMd)_{t-1}$ – прирост индекса АКМ в долларовом выражении в предыдущем месяце, $\log(Exp-Imp)_{t-1}$ – сальдо торгового баланса в предыдущем месяце, $dln(r_{real})_t$ – прирост реальной средневзвешенной доходности на рынке ГКО-ОФЗ, c – константа, ε_t

– случайная ошибка, a_1, a_2, a_3 – коэффициенты регрессии. При оценке регрессии использовался временной период с октября 1993 г. по август 1998 г., включающий 59 наблюдений. Оценки коэффициентов регрессии модели 1 приведены в таблице 4.3.

Таблица 4.3

переменная	коэффициент	стандартная ошибка	t-статистика	вероятность
C (константа)	0,556366	0.132166	4.209589	0.0001
$dln(AKMd)_{t-1}$	0,332151	0.126624	2.623136	0.0113
$log(Exp-Imp)_{t-1}$	0,489837	0.213603	2.293214	0.0257
$dln(r_{real})_t$	0,351028	0.104777	3.350236	0.0015
R-squared	0.306581	Mean dependent var.	1.041836	
Adjusted R-squared	0.268758	S.D. dependent var.	0.241809	
S.E. of regression	0.206777	Akaike info criterion	-3.086839	
Sum squared residuals	2.351621	Schwartz criterion	-2.945989	
Log likelihood	11.34439	F-statistic	8.105691	
Durbin-Watson statistic	2.073337	Prob. (F-statistic)	0.000146	

Как видно из таблицы 4.3, нормированный R2 для модели 1 составил около 0,2688, значения t-статистик для рассматриваемых переменных и константы достаточно высоки, не наблюдается автокорреляции в остатках. Среди переменных наибольшим коэффициентом (0,4898) обладает сальдо торгового баланса в предыдущем месяце, что может объясняться реакцией участников рынка на динамику поступления валюты в страну, оценка которой становится известной с определенным временным лагом (1 месяц).

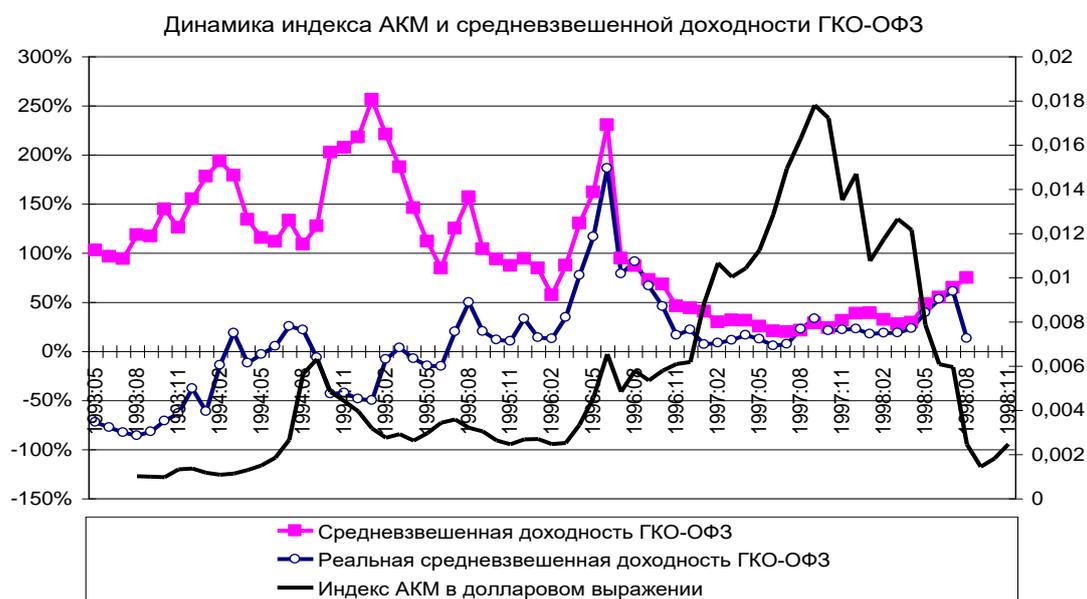
Коэффициент при авторегрессионном члене составил 0,3321, и 0,3510 при приросте реальной средневзвешенной доходности на рынке ГКО-ОФЗ. Положительное значение последнего коэффициента, подтвержденное также в моделях 2 и 3, на наш взгляд, вызывает определенный интерес с содержательной точки зрения.

На российском финансовом рынке государственные облигации и акции *blue chips* являлись основными инструментами, привлекавшими иностранных инвесторов. Вложения в валюту, безусловно являющиеся альтернативным способом инвестиций для внутренних экономических агентов, по понятным причинам не представляли для западных компаний особенного интереса. Модель 1, а также модели 2 и 3 (см. ниже) продемонстрировали значимую зависимость между динамикой цен на российские акции и на ГКО-ОФЗ. Однако на протяжении периода с 1994 по 1998 г. включительно характер

рассматриваемой зависимости менялся. Для того, чтобы понять причины такого изменения рассмотрим две характерные для рассматриваемого периода ситуации.

Ситуация 1: происходит массовый приток или отток иностранных инвестиций в страну. В первом случае инвесторы единодушно позитивно оценивают ситуацию на российских финансовых рынках, доверяют экономическому и политическому курсу Правительства. Инвестиции распределяются между рынком ГКО-ОФЗ и рынком акций, вызывая одновременный рост рассматриваемых активов. Иными словами, средневзвешенная доходность на рынке государственного долга снижается, а фондовый индекс демонстрирует рост. Во втором случае, Правительство утрачивает кредит доверия инвесторов, ухудшается конъюнктура финансовых рынков, появляются панические настроения. Все это приводит к сбросу активов как на рынке ГКО-ОФЗ⁴⁰, так и на рынке акций. Таким образом, цены активов падают: средневзвешенная доходность ГКО-ОФЗ растет, фондовый индекс снижается. В качестве наиболее ярких примеров реализации данной ситуации можно выделить период со второй половины 1996 г. по середину 1997 г. и период, предшествующий августу 1998 г. (см. рисунок 4.4.).

Рисунок 4.4



Ситуация 2: происходит арбитраж между рынком государственного долга и рынком акций. Данная ситуация наиболее характерна для середины 1997 г., т.е. для периода

⁴⁰ При анализе взаимосвязи ухода с рынка акций и с рынка ГКО-ОФЗ следует учитывать существовавшие на рынке облигаций до начала 1998 г. ограничения на репатриацию прибыли нерезидентами.

достижения финансовой стабилизации. Инвестиции пришли в страну⁴¹ и распределились между рынками. Доходность на рынке государственного долга снизилась, цены акций выросли перестали восприниматься как сверхнедооцененные с точки зрения экономического и политического риска. С этого момента начинается активное проведение арбитражных операций между российскими финансовыми рынками, в частности, между вложениями на рынке ГКО-ОФЗ и на рынке акций. Следовательно, при меньших колебаниях на финансовых рынках динамика цен рассматриваемых активов начинает колебаться в противофазе. Так, например, инвесторы, купившие в начале 1997 г. пакет ГКО к середине 1997 г., принимают решение реализовать его на вторичном рынке, поскольку цена облигаций уже существенно выросла, а доходность от держания пакета оставшееся время составляет лишь около 18% годовых без учета инфляции. Освободившиеся ресурсы переводятся на рынок акций, вследствие чего цены на рынке ГКО-ОФЗ демонстрируют тенденцию к снижению, доходность несколько повышается и одновременно с этим растут цены акций и фондовый индекс. Примерами широкого проведения арбитражных операций может служить период с конца 1993 г. по первый квартал 1995 г. и период с последнего квартала 1995 г. по третий квартал 1996 г. На этих периодах средневзвешенная доходность рынка ГКО-ОФЗ и приросты индекса АКМ в долларовом выражении двигаются синхронно (см. рисунки 4.5. и 4.6).

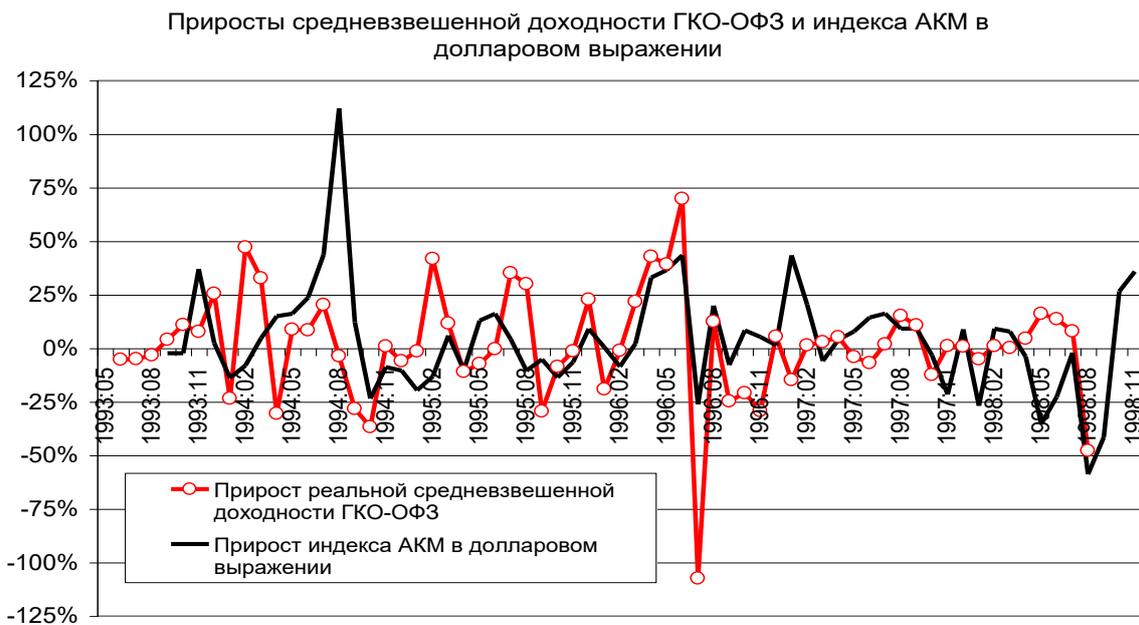
Очевидно, что в течение рассматриваемого периода ситуация 1 доминировала на российском финансовом рынке. Достаточно высокие экономические и политические риски определили отношение к России как к одному из *emerging markets*, вследствие чего поведение инвесторов носило ярко выраженный групповой характер. Периоды массового притока портфельных инвестиций сменялись периодами бегства капитала. Данный вывод подтверждает положительный коэффициент при приросте реального средневзвешенного процента ГКО-ОФЗ (см. таблицы 4.1 – 4.3).

⁴¹ Для рынка акций данное утверждение носит несколько ограниченный характер, поскольку определенная часть расчетов по российским акциям проводилась между оффшорными компаниями за рубежом. Однако, в любом случае, объектом купли-продажи выступали котировавшиеся в России инструменты.

Рисунок 4.5



Рисунок 4.6



Продолжим рассмотрение моделей прироста индекса АКМ в долларом выражении.

Модель 2.

Спецификацию модели 2, можно выразить с помощью формулы (2):

$$d \ln(AKMd)_t = c + a_1 \cdot d \ln(AKMd)_{t-1} + a_2 \cdot \log(Exp - Imp)_{t-1} + a_3 \cdot d \ln(r_{real})_t + a_4 \cdot d \ln(\log E)_t + \varepsilon_t$$

где $dln (AKMd)_{t-1}$ – прирост индекса АКМ в долларовом выражении в предыдущем месяце, $log (Exp-Imp)_{t-1}$ – сальдо торгового баланса в предыдущем месяце, $dln (r_{real})_t$ – прирост реальной средневзвешенной доходности на рынке ГКО-ОФЗ, $dln (logE)_t$ – прирост логарифма официального обменного курса в месяце t , c – константа, ε_t – случайная ошибка, a_1, a_2, a_3, a_4 – коэффициенты регрессии. При оценке регрессии использовался временной период с октября 1993 г. по август 1998 г., включающий 59 наблюдений. Оценки коэффициентов регрессии модели 2 приведены в таблице 4.4.

Для модели 2 нормированный R^2 составил 0,3145, что несколько выше результата, полученного для модели 1, в которой нормированный R^2 составил около 0,2688 (см. таблицы 4.2 и 4.3) Значения t-статистик для рассматриваемых переменных и константы остались на уровне, позволяющем говорить о их статистической значимости, автокорреляции в остатках не наблюдается.

Коэффициенты при авторегрессионной составляющей (0,3560), при приросте реальной средневзвешенной доходности на рынке ГКО-ОФЗ (0,3009) и при сальдо торгового баланса в предыдущем месяце (0,4858) по сравнению с первой моделью изменились незначительно.

Таблица 4.2

переменная	коэффициент	стандартная ошибка	t-статистика	вероятность
<i>C (константа)</i>	0,56708	0.128062	4.428153	0.0000
$dln (AKMd)_{t-1}$	0,356049	0.123098	2.892404	0.0055
$log (Exp-Imp)_{t-1}$	0,485822	0.206824	2.348966	0.0225
$dln (r_{real})_t$	0,300938	0.104062	2.891905	0.0055
$dln (logE)_t$	-1,048385	0.485160	-2.160904	0.0352
R-squared	0.361770	Mean dependent var.	1.041836	
Adjusted R-squared	0.314493	S.D. dependent var.	0.241809	
S.E. of regression	0.200206	Akaike info criterion	-3.135877	
Sum squared residuals	2.164455	Schwartz criterion	-2.959815	
Log likelihood	13.79100	F-statistic	7.652242	
Durbin-Watson statistic	2.145644	Prob. (F-statistic)	0.000058	

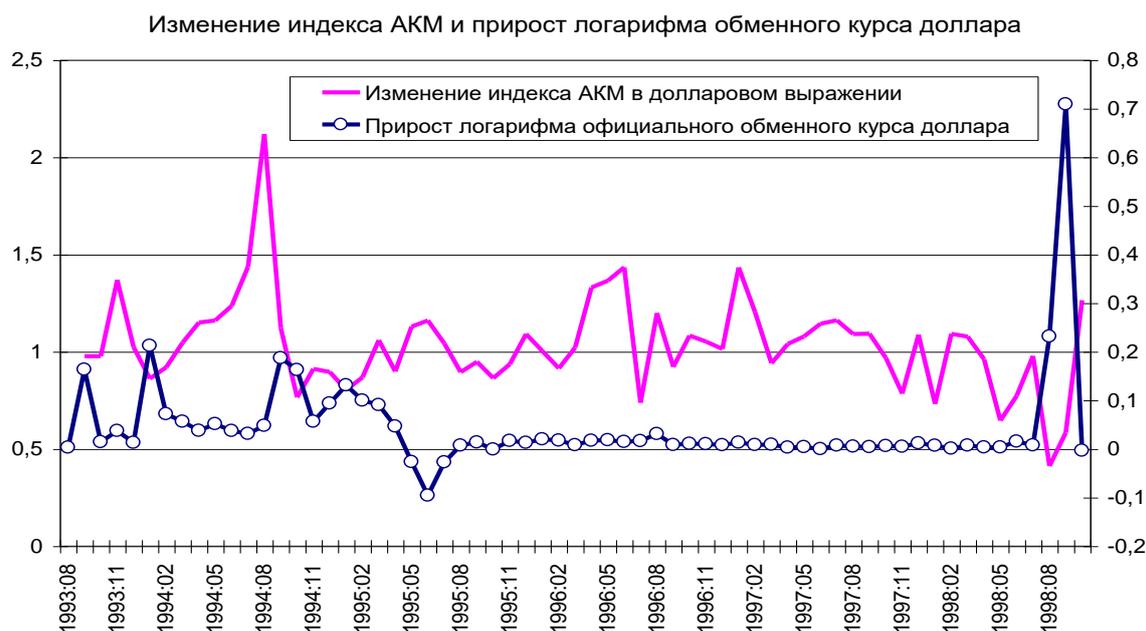
Таким образом, повышение нормированного коэффициента множественной детерминации (R^2) объясняется, в основном, добавлением четвертой переменной – приростом логарифма официального обменного курса ($dln (logE)_t$). Как видно из рисунка 4.7., взаимосвязи между значениями индекса АКМ в долларовом выражении и значениями обменного курса доллара за рассматриваемый период не наблюдается. В условиях

валютного коридора инвесторами рассматривается, скорее, не само значение обменного курса, а его волатильность, характеризующая вероятность резкой девальвации. Так, например, после резкого возрастания темпов обесценения рубля, продолжавшегося с последнего квартала 1994 г. по середину второго квартала 1995 г. индекс АКМ в долларовом выражении продемонстрировал падение, что объясняется не только самим фактом перерасчета индекса в доллары, но и утратой Правительством и ЦБ РФ кредита доверия со стороны инвесторов. С другой стороны, устойчивое ведение официального обменного курса рубля в коридоре, продолжавшееся с середины 1995 г. по середину 1998 г., вместе с достижением в 1997 г. определенной финансовой стабилизации создало условия для привлечения иностранных портфельных инвестиций и повысило к середине 1997 г. индекс АКМ в долларовом выражении более, чем на 540%.

Рисунок 4.7



Результаты эконометрической оценки модели 2 (и модели 3 – см. ниже) подтверждают, предположение о том, что инвесторы на рынке акций ориентируются, скорее, не на величину обменного курса национальной валюты, а на его волатильность, являющуюся определенным индикатором его устойчивости. Как видно из рисунка 4.8., российский фондовый индекс чаще демонстрировал наиболее существенные колебания именно в те периоды, когда имелись скачки в обменном курсе.



Модель 3.

Перейдем к рассмотрению наиболее полной по составу регрессоров модели приростов индекса АКМ в долларом выражении. Третья модель специфицируется следующим образом:

$$d \ln (AKMd)_t = c + a_1 \cdot d \ln (AKMd)_{t-1} + a_2 \cdot \log (Exp - Imp)_{t-1} + a_3 \cdot d \ln (r_{real})_t + a_4 \cdot d \ln (\log E)_t + a_5 \cdot d \ln (D_{real})_t + \varepsilon_t \quad (3),$$

где $d \ln (AKMd)_{t-1}$ – прирост индекса АКМ в долларом выражении в предыдущем месяце, $\log (Exp - Imp)_{t-1}$ – сальдо торгового баланса в предыдущем месяце, $d \ln (r_{real})_t$ – прирост реальной средневзвешенной доходности на рынке ГКО-ОФЗ, $d \ln (\log E)_t$ – прирост логарифма официального обменного курса в месяце t , $d \ln (D_{real})_t$ – дефицит федерального Бюджета, скорректированный на инфляцию, c – константа, ε_t – случайная ошибка, a_1, a_2, a_3, a_4, a_5 – коэффициенты регрессии. При оценке регрессии из-за отсутствия данных по реальному дефициту в последнем квартале 1993 г. использовался более короткий по сравнению с первой и второй моделью временной период, включающий не 59, а 56 наблюдений: с января 1994 г. по август 1998 г. Оценки коэффициентов регрессии модели 3 приведены в таблице 4.5.

Таблица 4.5

переменная	коэффициент	стандартная ошибка	t-статистика	вероятность
<i>C (константа)</i>	0,552362	0.117503	4.700846	0.0000
<i>dln (AKMd)_{t-1}</i>	0,305876	0.115807	2.641263	0.0110
<i>log (Exp–Imp)_{t-1}</i>	0,493428	0.189180	2.608249	0.0120
<i>dln (r_{real})_t</i>	0,301735	0.094579	3.190278	0.0025
<i>dln (logE)_t</i>	-1,50998	0.454420	-3.322880	0.0017
<i>dln (D_{real})_t</i>	7,06E-06	2.27E-06	3.113585	0.0031
R-squared	0.509073	Mean dependent var.	1.037471	
Adjusted R-squared	0.459981	S.D. dependent var.	0.244155	
S.E. of regression	0.179420	Akaike info criterion	-3.335096	
Sum squared residuals	1.609575	Schwartz criterion	-3.118094	
Log likelihood	19.92212	F-statistic	10.36965	
Durbin-Watson statistic	2.346205	Prob. (F-statistic)	0.000001	

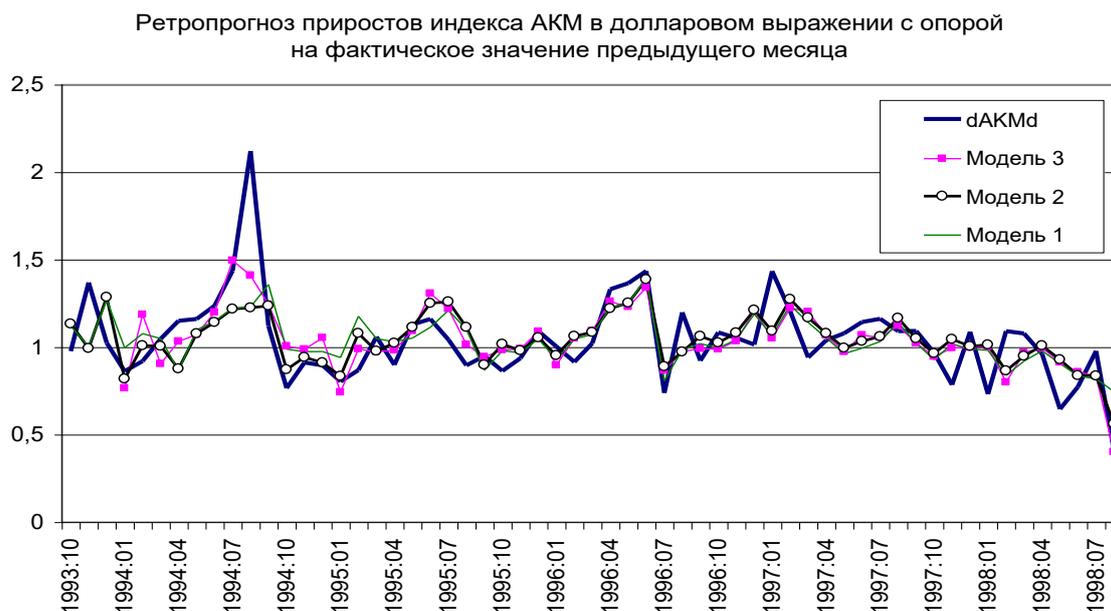
Для модели 3 нормированный R^2 составил около 0,46, что существенно выше результата, полученного для модели 1, в которой нормированный R^2 составил около 0,2688 и результата, полученного для модели 2 (0,3145) (см. таблицы 4.4 и 4.5). Значения t-статистик для рассматриваемых переменных свидетельствуют о их статистической значимости. Значение статистики Durbin-Watson находится в зоне неопределенности, однако дальнейшее исследование показывает отсутствие автокорреляции в остатках.

В третьей модели коэффициенты при переменных несколько изменились по отношению к коэффициентам в первой и во второй модели. Коэффициент при авторегрессионной составляющей составил 0,3059, при приросте реальной средневзвешенной доходности на рынке ГКО-ОФЗ – 0,3017, при логарифме торгового баланса в предыдущем месяце – 0,4934. В третьей модели по сравнению со второй примерно в 1,5 раза вырос отрицательный коэффициент при приросте логарифма обменного курса (см. таблицы 4.4 и 4.5.). Незначительный коэффициент при введенной пятой переменной (приросте реального дефицита бюджета) объясняется, в первую очередь, высокими значениями самой переменной. Однако значимая t-статистика и существенно выросший нормированный R^2 подтвердили обоснованность включения в модель превышения рас-

ходов и ссуд за вычетом погашений над доходами Федерального Бюджета, скорректированного на инфляцию.

Итак, мы рассмотрели три модели прироста индекса АКМ в долларовом выражении. Для того, чтобы оценить качество данных моделей построим ретропрогноз изменения фондового индекса на периоде с октября 1993 г. (января 1994 г. для модели 3) по август 1998 г. На рисунке 4.9 представлены варианты ретропрогноза с опорой на фактическое значение приростов индекса АКМ в предыдущем месяце. Иными словами, авторегрессионная составляющая в каждый момент прогнозирования представляет из себя фактическое значение прироста индекса в предыдущем месяце. Как видно из рисунка все три модели достаточно точно отражают динамику фактического изменения индекса АКМ в долларовом выражении. Как видно из таблиц 4.1, 4.2 и 4.3, коэффициент корреляции между моделируемым рядом и рядом фактических значений по модели 1 составил 0,554, по модели 2 – 0,601, по модели 3 – 0,713.

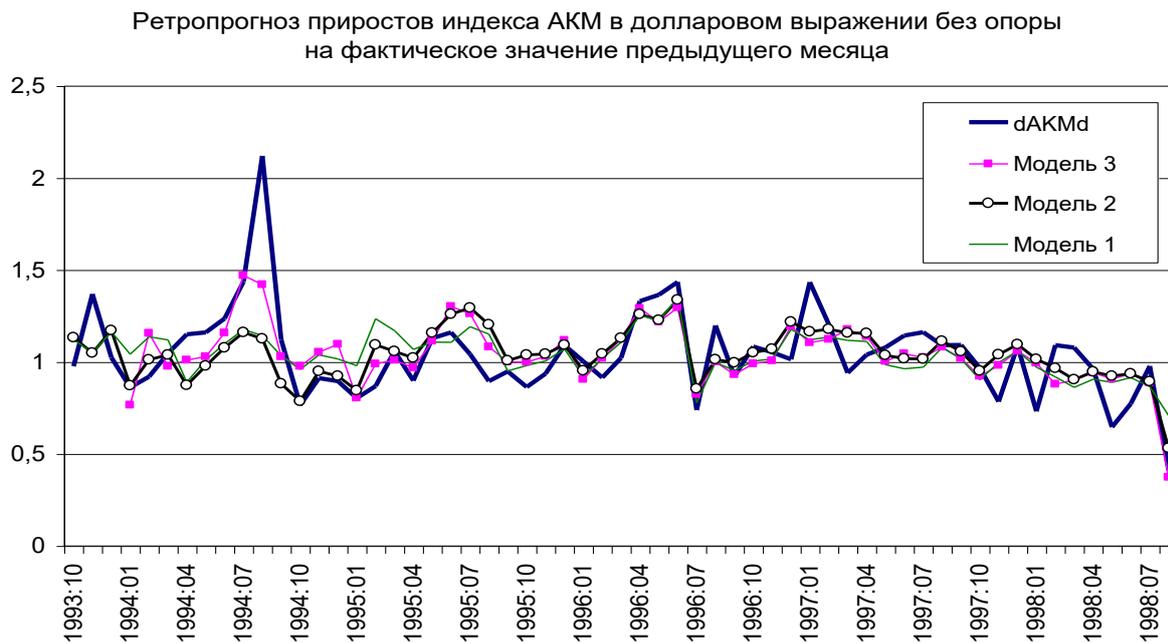
Рисунок 4.9



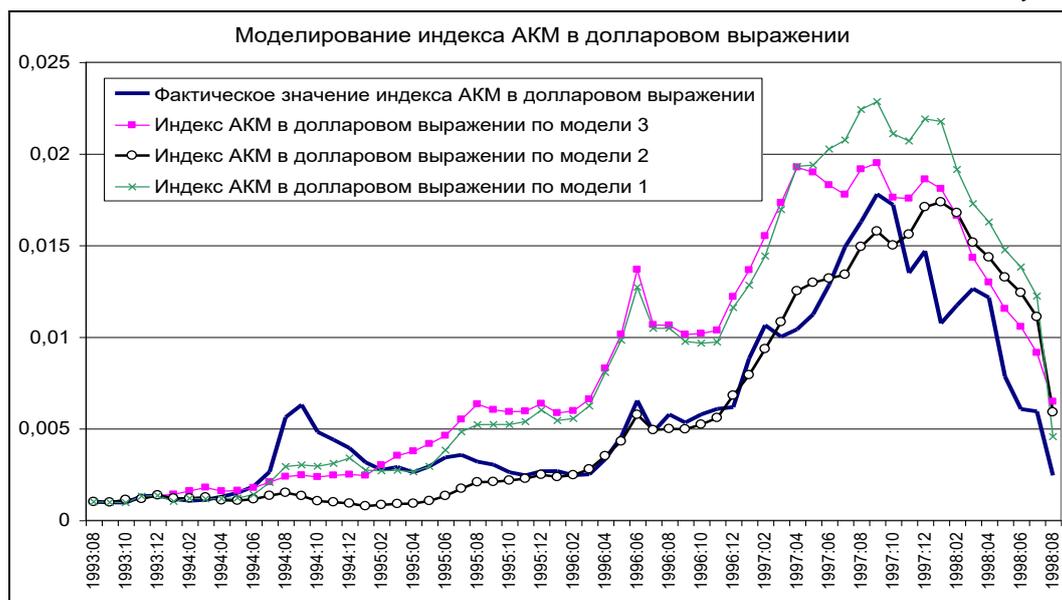
На рисунке 4.10 представлены варианты ретропрогноза без опоры на фактическое значение приростов индекса АКМ в предыдущем месяце. Это означает, что при моделировании динамики приростов фондового индекса опора делается один раз в начале рассматриваемого периода: для первой и второй модели – в октябре 1993 г., для третьей модели – в январе 1994 г. Остальное время в каждый момент времени t авторегрессионная опора делается на смоделированное теоретическое значение фондового индекса в предыдущем месяце.

Коэффициент корреляции между моделируемым рядом и рядом значений по модели 1 без опоры на фактическое изменение индекса АКМ в предыдущем периоде составил 0,521, по модели 2 – 0,554, по модели 3 – 0,728. Как видим, ретропрогноз по трем рассматриваемым моделям (см. рисунок **Ошибка! Ошибка связи.**) и коэффициенты корреляции по сравнению с первым случаем (моделирование с опорой на фактические значения авторегрессионной составляющей) изменились несущественно, что свидетельствует о достаточно высоком качестве моделей.

Рисунок 4.10



Нестационарность ряда индекса АКМ в долларовом выражении заставила нас перейти к моделированию его изменения. Для оценки реалистичности построенных моделей изменения индекса АКМ пересчитаем ряды изменений фондового индекса в ряды его значений. На рисунке 4.11 представлена динамика фактических значений индекса АКМ с октября 1993 г. по август 1998 г и его смоделированные значения без опоры на фактическое значение авторегрессионной составляющей в моделях его прироста. Как видно из рисунка, все три модели достаточно точно отражают тренд изменения индекса АКМ. Первая и третья модель несколько переоценивают динамику индекса АКМ. Наиболее близкой к фактическим значениям АКМ оказалась вторая модель, что позволяет использовать ее в качестве базовой для прогнозирования фондового индекса в будущем.



Приложение 1.

Таблица 1.

<i>№</i>	<i>Переменная</i>	<i>обоз- на- чение</i>
1	ИПЦ	tP
2	Денежная масса M2 (млрд. рублей)	M2
3	Реальная денежная масса M2 (млрд. рублей)	rM2
4	Логарифм реальной денежной массы M2	lrM2
5	Прирост реальной денежной массы M2	drM2
6	Прирост логарифма реальной денежной массы M2	dlrM2
7	Денежная масса M0 (млрд. рублей)	M0
8	Реальная денежная масса M0 (млрд. рублей)	rM0
9	Логарифм реальной денежной массы M0	lrM0
10	Прирост реальной денежной массы M0	drM0
11	Прирост логарифма реальной денежной массы M0	dlrM0
12	Денежная база, млрд. рублей	MB
13	Реальная денежная база (млрд. рублей)	rMB
14	Логарифм реальной денежной базы	lrMB
15	Прирост реальной денежной базы	drMB
16	Прирост логарифма реальной денежной базы	dlrMB
17	Широкие деньги (млрд. рублей)	LM
18	Реальные широкие деньги (млрд. рублей)	rLM
19	Логарифм реальных широких денег	lrLM
20	Прирост реальных широких денег	drLM
21	Прирост логарифма реальных широких денег	dlrLM
22	Средневзвешенная доходность рынка ГКО-ОФЗ (% годовых)	i_av

<i>№</i>	<i>Переменная</i>	<i>обоз- на- чение</i>
23	Средневзвешенная реальная доходность рынка ГКО-ОФЗ (% годовых)	ri_av
24	Логарифм средневзвешенной доходности рынка ГКО-ОФЗ	li_av
25	Прирост средневзвешенной реальной доходности рынка ГКО-ОФЗ	dri_av
26	Прирост логарифма средневзвешенной доходности рынка ГКО-ОФЗ	dli_av
27	Расходы на обслуживание ГКО-ОФЗ (млрд. руб.)	Vp
28	Реальные расходы на обслуживание ГКО-ОФЗ (млрд. руб.)	rVp
29	Логарифм реальных расходов на обслуживание ГКО-ОФЗ	lrVp
30	Прирост реальных расходов на обслуживание ГКО-ОФЗ	drVp
31	Прирост логарифма реальных расходов на обслуживание ГКО-ОФЗ	dlrVp
32	Объем ГКО-ОФЗ в обращении на конец месяца (млрд. руб.)	V
33	Реальный объем ГКО-ОФЗ в обращении на конец месяца (млрд. руб.)	rV
34	Логарифм реального объема ГКО-ОФЗ в обращении на конец месяца	lrV
35	Прирост реального объема ГКО-ОФЗ в обращении на конец месяца	drV
36	Прирост логарифма реального объема ГКО-ОФЗ в обращении на конец месяца	dlrV
37	ВВП (млрд. рублей)	Y
38	Реальный ВВП (млрд. рублей)	rY
39	Логарифм реального ВВП	lrY
40	Прирост реального ВВП	drY
41	Прирост логарифма реального ВВП	dlrY
42	Доходы Федерального бюджета (млрд. руб.)	BR
43	Реальные доходы Федерального бюджета (млрд. руб.)	rBR
44	Логарифм реальных доходов Федерального бюджета	lrBR
45	Прирост реальных доходов Федерального бюджета	drBR
46	Прирост логарифма реальных доходов Федерального бюджета	dlrBR
47	Налоговые доходы (млрд. руб.)	BTR
48	Реальные налоговые доходы (млрд. руб.)	rBTR
49	Логарифм реальных налоговых доходов	lrBTR
50	Прирост реальных налоговых доходов	drBTR
51	Прирост логарифма реальных налоговых доходов	dlrBTR
52	Отношение объема погашения к налоговым доходам	VT
53	Отношение процента по ГКО с дюрацией 3 месяца к проценту по ГКО с дюрацией 1 месяц	f31
54	Логарифм отношения процента по ГКО с дюрацией 3 месяца к проценту по ГКО с дюрацией 1 месяц	fl31
55	Средняя заработная плата по экономике (тыс. руб.)	W
56	Реальная средняя заработная плата по экономике (тыс. руб.)	rW
57	Логарифм реальной средней заработной платы по экономике	lrW
58	Прирост реальной средней заработной платы по экономике	drW
59	Прирост логарифма реальной средней заработной платы по экономике	dlrW
60	Располагаемые доходы (млрд. руб.)	PR
61	Реальные располагаемые доходы (млрд. руб.)	rPR
62	Логарифм реальных располагаемых доходов	lrPR
63	Прирост реальных располагаемых доходов	drPR
64	Прирост логарифма реальных располагаемых доходов	dlrPR
65	Реальный прирост кредиторской задолженности	rdCp
66	Реальный обменный курс (100 = дек. 94)	ER
67	Логарифм реального обменного курса	IER
68	Прирост логарифма реального обменного курса	dIER
69	Официальный обменный курс доллара (руб./\$)	E
70	Логарифм официального обменного курса доллара	IE
71	Прирост логарифма официального обменного курса доллара	dIE
72	экспорта (млн. долл.)	Ex

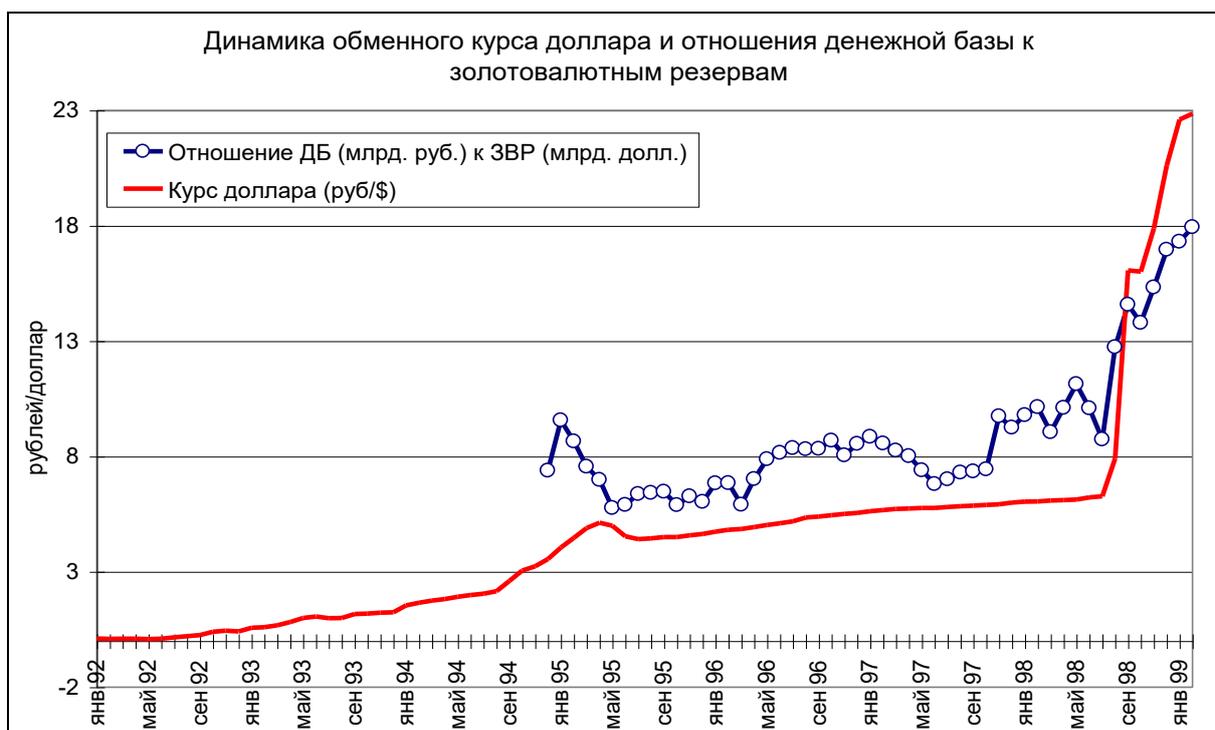
<i>№</i>	<i>Переменная</i>	<i>обоз- на- чение</i>
73	Логарифм	lEx
74	Прирост логарифма объема экспорта	dlEx
75	Объем импорта (млн. долл.)	im
76	Прирост логарифма объема импорта	lim
77	Прирост логарифма импорта	dlim
78	Сальдо торгового баланса	ExIm
79	Логарифм сальдо торгового баланса	Lexim
80	Золотовалютные резервы (млрд. долларов)	rcb
81	Прирост золотовалютных резервов	drcb
82	Логарифм золотовалютных резервов	lrcb
83	Прирост логарифма золотовалютных резервов	dlrcb
84	Чистые международные резервы (млрд. долларов)	chr
85	Прирост чистых международных резервов	dchr
86	Индекс Dow Jones Industrial Average	J
87	Логарифм индекса Dow Jones Industrial Average	lJ
88	Прирост логарифма индекса Dow Jones Industrial Average	dlJ
89	Доходность. ГКО с дюрацией 30 дней	i1
90	Логарифм доходности. ГКО с дюрацией 30 дней	li1
91	Прирост логарифма доходности. ГКО с дюрацией 30 дней	dli1
92	Доходность. ГКО с дюрацией 60 дней	i2
93	Логарифм доходности. ГКО с дюрацией 60 дней	li2
94	Прирост логарифма доходности. ГКО с дюрацией 60 дней	dli2
95	Доходность. ГКО с дюрацией 90 дней	i3
96	Логарифм доходности. ГКО с дюрацией 90 дней	li3
97	Прирост логарифма доходности. ГКО с дюрацией 90 дней	dli3
98	Доходность. ГКО с дюрацией 120 дней	i4
99	Логарифм доходности. ГКО с дюрацией 120 дней	li4
100	Прирост логарифма доходности. ГКО с дюрацией 120 дней	dli4
101	Доходность. ГКО с дюрацией 150 дней	i5
102	Логарифм доходности. ГКО с дюрацией 150 дней	li5
103	Прирост логарифма доходности. ГКО с дюрацией 150 дней	dli5
104	Прирост дефицита бюджета (факт — план)	B2B1m
105	Реальный прирост дефицита бюджета (факт — план)	rB2B1m
106	Прирост превышения расходов и ссуд за вычетом погашений над доходами	B2Fm
107	Реальный прирост превышения расходов и ссуд за вычетом погашений над доходами	rB2Fm

Глава 5. Моделирование обменного курса рубля к доллару США

В качестве основного содержательного регрессора в рассмотренной ниже модели 1 динамики обменного курса было выбрано отношение денежной базы в рублевом выражении к величине золотовалютных резервов в долларовом выражении. Как видим, размерность данного показателя соответствует размерности самого курса – “количество рублей за доллар”. В том случае, если это отношение ниже установленного обменного курса, можно говорить об обеспеченности денежной базы золотовалютными резервами. Иными словами, данный показатель абстрактно характеризует способность Центрального банка выкупить за свои золотовалютные резервы денежную базу. В этом практически нереализуемом случае экономическим агентам уже нечем оказать давление на курс национальной валюты, вследствие чего курс стремится к стабилизации на расчетном уровне.

Фактическое значение обменного курса доллара может отклоняться от равновесного, однако, в случае кризиса центральный банк должен выбрать правильный уровень защиты курса национальной валюты. Так, например, как видно из рисунка 5.1, весь наблюдаемый период отношение денежной базы к золотовалютным резервам было выше фактического обменного курса рубля к доллару.

Рисунок 5.1.



Величина спреда между данными показателями постоянно менялась. В периоды повышения темпов роста обменного курса (конец 1995 г. – начало 1997 г.) величина спреда была существенно выше, нежели в период, характеризующийся достижением финансовой стабилизации (середина 1997 г.). Сам факт превышения расчетным обменным курсом курса фактического, на наш взгляд, означает доверие экономических агентов к денежно-кредитной и курсовой политике ЦБ и Правительства РФ. В противном случае такое превышение привело бы к массированным атакам на рубль задолго до августа 1998 г.

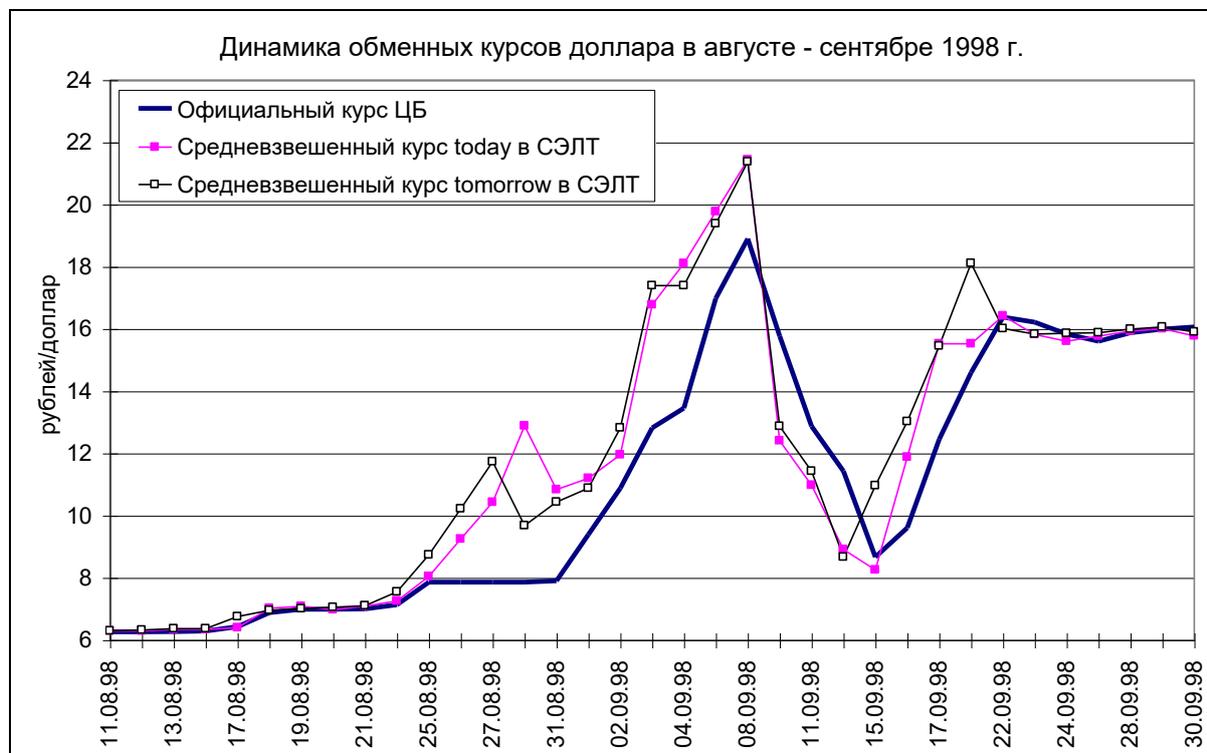
В качестве подтверждения гипотезы об отражении данным показателем доверия экономических агентов к курсовой политике ЦБ и его возможности удержать темпы девальвации под контролем можно рассматривать появление “отрицательного” спреда после августа 1998 г. (см. рисунок 5.1). Появившееся превышение фактического обменного курса доллара над отношением денежной базы к золотовалютным резервам означало недоверие как отечественных, так и зарубежных инвесторов к возможностям Правительства и ЦБ затормозить резкую девальвацию национальной валюты. В этой ситуации следует отметить появление ожиданий дальнейшей растраты золотовалютных резервов в счет процентных и купонных выплат по внешним долгам. Совмещение резкой девальвации рубля с дефолтом на рынке государственного долга усугубило финансовый кризис. По существу, Правительство РФ лишило себя возможности привлекать заемные ресурсы на зарубежных финансовых рынках, что поставило его в крайнюю степень зависимости от решения международных финансовых организаций и определило дальнейшее снижение золотовалютных резервов в случае провала на переговорах с ними. Именно эти ожидания могли сыграть серьезную роль в появлении отрицательного спреда между фактическим курсом доллара и отношением денежной базы к золотовалютным резервам⁴².

В то же время, анализируя прошедший в августе – сентябре пик курсового кризиса, нельзя не отметить просчеты Центрального банка РФ в защите курса рубля. При

⁴² Следует отметить, что данное превышение фактического обменного курса над расчетным не объясняется простыми моделями типа *overshooting*, согласно которым после шокового скачка (перелета) происходит постепенное установление нового равновесия, в результате чего курс и процентная ставка снижаются. См. “Экономика переходного периода. Очерки экономической политики посткоммунистической России 1991 – 1997 гг.”, ИЭППП, 1998 г. стр. 267 – 270 и Easterly W., Wolf H. The Wild Ride of the Rouble// Unpublished Manuscript, July 1995.

неправильно выбранных ориентирах защиты курса национальной валюты ЦБ РФ растратил резервы, защищая ее заниженный по отношению к равновесному курс.

Рисунок 5.2.



Ошибочная политика ЦБ РФ привела к дальнейшей быстрой девальвации на фоне отсутствия у денежных властей ресурсов для ее сдерживания. Как видно из рисунка 2, вторую половину августа 1998 г. ЦБ РФ защищал уровень 8 руб./доллар в то время как равновесное значение отношения денежной базы к золотовалютным резервам составляло около 12 руб./доллар. В то же время рыночные котировки (СЭЛТ) в большей степени соответствовали расчетному курсу. Прямым следствием этого стало быстрое снижение золотовалютных резервов и быстрая девальвация рубля в течение следующих месяцев (см. рисунок 5.3 и 5.4).

Рисунок 5.3.

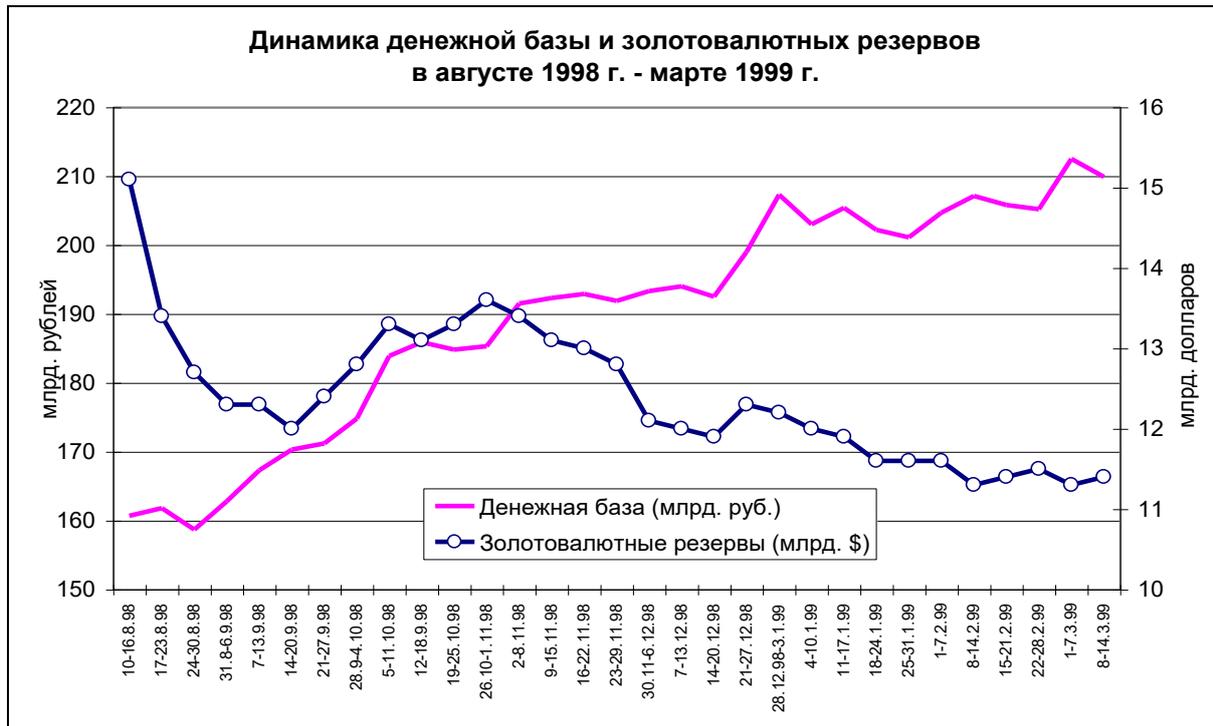
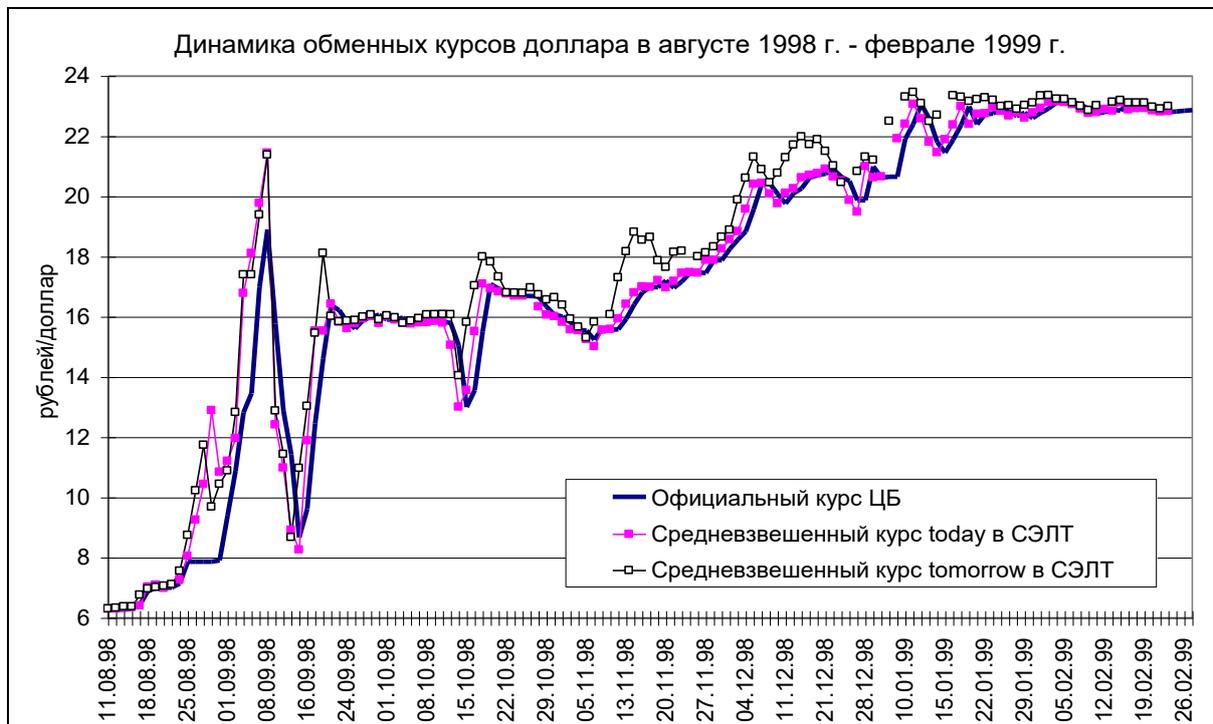


Рисунок 5.4.



Моделирование курса доллара в данном исследовании представляет собой самостоятельную задачу. В то же время, в шестой главе полученное уравнение обменного

курса будет использовано в системе уравнений. Перед тем как перейти к построению модели обменного курса доллара, оценим стационарность моделируемого ряда. Для проверки ряда официального обменного курса доллара на стационарность был использован расширенный тест Дикки-Фуллера на наличие единичных корней (Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test). В таблице 5.1 приводятся показатели ADF-статистики для курса доллара на трех периодах: 1) с декабря 1994 г. по июль 1998 г., 2) с декабря 1994 г. по октябрь 1998 г.; 3) с декабря 1994 г. по февраль 1999 г., а также критические значения ADF-статистики для непринятия нулевой гипотезы о наличии единичного корня на уровне 95% значимости.

Таблица 5.1

переменная	ADF-статистика	5% значимости	стационарность
курс доллара на периоде 1	-5,489	-3,519	есть
курс доллара на периоде 2	-2,138	-3,511	нет
курс доллара на периоде 3	0,592	-3,503	нет

Как видно из таблицы 5.1, для дальнейшего моделирования мы не можем использовать периоды, включающие кризис, поскольку ряд обменного курса доллара с августа теряет стационарность. Таким образом, в качестве периода, на котором будет производиться эконометрическая оценка модели принимается временной отрезок с декабря 1994 г. по июль 1998 г. включительно.

Рассмотрим автокорреляционную функцию официального обменного курса доллара на рассматриваемом периоде. Очевидно, что в условиях валютного коридора колебания обменного курса рубля были сглажены и, как следствие, ряд курса содержал весьма существенную авторегрессионную составляющую. Как видно из рисунков 5.5 и 5.6 для данной переменной автокорреляционная и частная автокорреляционная функции отражают наличие значимой авторегрессионной составляющей в предыдущем месяце. Данное свойство ряда будет учтено в дальнейшем моделировании.

Рисунок 5.5

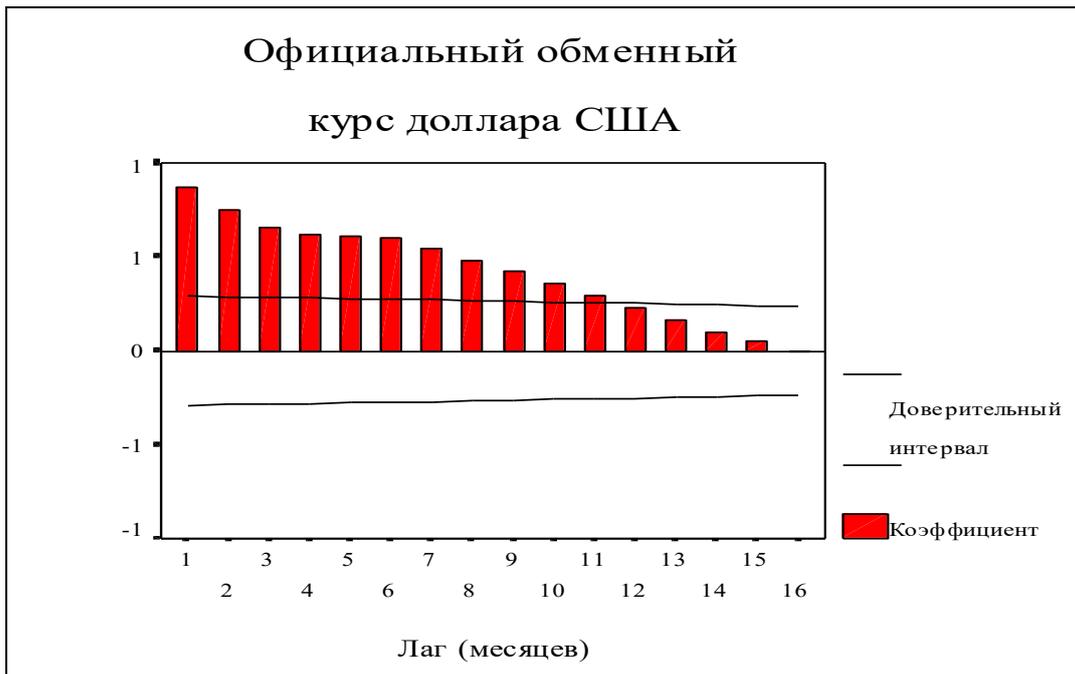
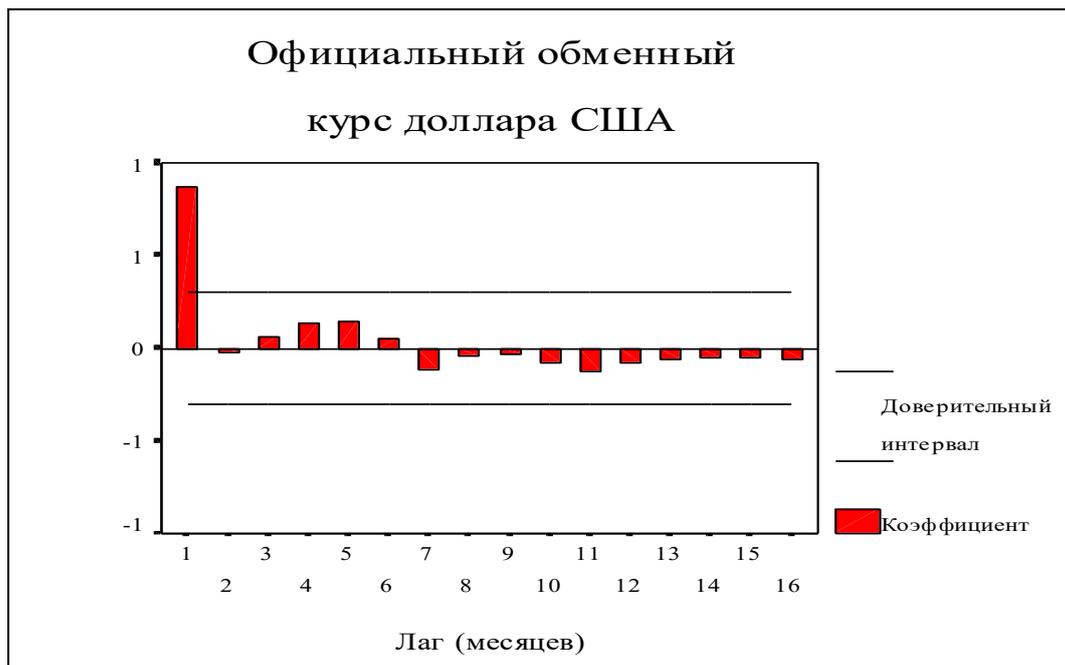


Рисунок 5.6



Перейдем к формированию модели обменного курса доллара к рублю. Данную модель можно специфицировать следующим образом:

$$r_t = c + a_1 \cdot r_{t-1} + a_2 \cdot \left(\frac{MB}{RS}\right)_t + \varepsilon_t \quad (1),$$

где r_t – официальный обменный курс доллара в месяце t , r_{t-1} – официальный обменный курс доллара в месяце $t-1$, $\left(\frac{MB}{RS}\right)_t$ – отношение денежной базы к золотовалютным ре-

зервам в месяце t , c – константа, ε_t – случайная ошибка, a_1, a_2 – коэффициенты регрессии. При оценке регрессии использовался временной период с декабря 1994 г. по июль 1998 г., включающий 44 наблюдения. Оценки коэффициентов регрессии приведены в таблице 5.2.

Таблица 5.2

переменная	коэффициент	стандартная ошибка	t-статистика	вероятность
C (константа)	0.353960	0.136746	2.588443	0.0134
r_{t-1}	0.839600	0.029414	28.54416	0.0000
$\left(\frac{MB}{Rs}\right)_t$	0.070333	0.014108	4.985223	0.0000
R-squared	0.971433	Mean dependent var.	5.341233	
Adjusted R-squared	0.970004	S.D. dependent var.	0.616433	
S.E. of regression	0.106762	Akaike info criterion	-4.407101	
Sum squared residuals	0.455921	Schwartz criterion	-4.284227	
Log likelihood	36.73832	F-statistic	680.1029	
Durbin-Watson statistic	0.910331	Prob. (F-statistic)	0.000000	

Как видно из таблицы 5.2, в модели наблюдается автокорреляция в остатках. Статистика Дарбина-Уотсона составляет 0,910. Для устранения автокорреляции был использован метод Прайса-Уинстена. После его применения оценки коэффициентов регрессии несколько изменились: с 0,971 до 0,908 снизился нормированный коэффициент множественной детерминации R^2 , снизились значения t-статистики при переменных. Тем не менее, после устранения автокорреляция в остатках оценки регрессионной зависимости не перестали быть значимыми (см. таблицу 5.3).

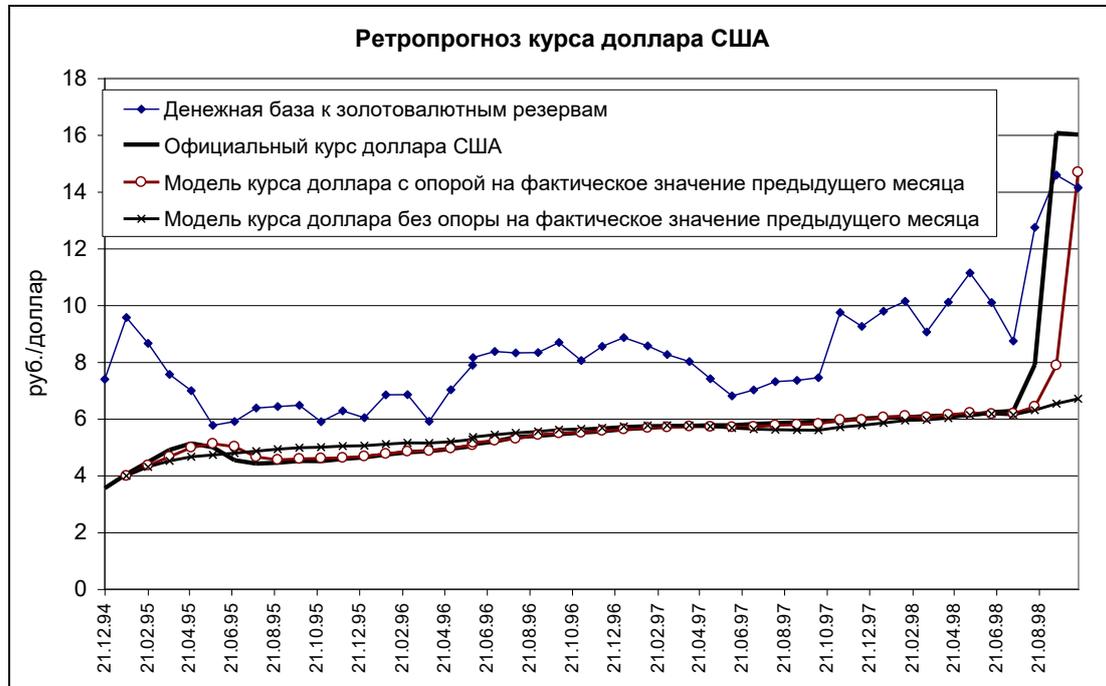
Таблица 5.3

переменная	коэффициент	стандартная ошибка	t-статистика	вероятность
C (константа)	0,53869942	0,24807188	2,171546	0,03603510
r_{t-1}	0,83719083	0,04290817	19,511222	0,00000000
$\left(\frac{MB}{Rs}\right)_t$	0,04926543	0,01745482	2,822455	0,00746327
R-squared	0,9142533			
Adjusted R-squared	0,9076574			
S.E. of regression	0,08938152			

Как и ожидалось на этапе анализа автокорреляционных свойств ряда обменного курса доллара, среди регрессоров наибольшим коэффициентом (0,8372) обладает авторегрессионная составляющая. По сравнению с ним коэффициент при смысловой переменной в модели (отношение денежной базы к золотовалютным резервам) практически несущественен (0,0493).

На основе полученных коэффициентов был построен ретропрогноз динамики официального обменного курса доллара США с опорой и без опоры на фактическое значение курса доллара в предыдущем месяце в качестве авторегрессионной составляющей (см. рисунок 5.7).

Рисунок 5.7



Глава 6. Система структурных уравнений индикаторов российского финансового рынка

В главах 2-5 были представлены разработки моделей индекса потребительских цен (глава 2), процентной ставки (глава 3), фондового индекса (глава 4) и обменного курса (глава 5). Каждая из моделей построена не зависимо от других, на основе определенных теоретических предпосылок. Оценки моделей также проводились обособленным способом не зависимо друг от друга по методу наименьших квадратов. Правомерность такой оценки строится на предположении о том, что регрессоры являются экзогенно заданными и не зависят от объясняемых переменных. Это необходимо для выполнения условия Гаусса-Маркова, о независимости объясняющих переменных и ошибок регрессии. В случае, когда объясняющие переменные временных рядов берутся с лагами, они действительно заранее известны и являются экзогенно заданными. Если же регрессоры и объясняемые переменные принадлежат одному временному периоду, эта предпосылка может быть нарушена.

Типичным случаем одновременных зависимостей в наших моделях, к примеру, является зависимость между ценой фьючерсного контракта на доллар и процентной ставкой. В соответствии с паритетом процентных ставок, применяемым в модели процента ГКО, цена фьючерсов определяются исходя из разницы в процентных ставках. Мы же используем обратное влияние ожиданий обменного курса, выраженных в цене фьючерсов, на процент, что тоже должно иметь место. О направленности зависимости однозначно здесь сказать нельзя поэтому предположение о экзогенности фьючерсной цены является допущением, которое необходимо проверять, иначе мы рискуем получить смещенные оценки. Аналогичным примером может быть обменный курс и золотовалютные резервы. С одной стороны, обменный курс может зависеть от величины золотовалютных резервов, т.к. они являются характеристикой надежности валютного курса. С другой – золотовалютные резервы могут сами зависеть от обменного курса. Чем выше курс иностранной валюты, при прочих равных, тем больше Центральный Банк вынужден ее скупать.

Аналогичная проблема возникает и при использовании одной и той же переменной в качестве эндогенной (объясняемой) в одном уравнении, и экзогенной – в другом. Например, обменный курс или инфляция. Обменный курс считается экзогенным в мо-

дели фондового индекса, тогда как используется как эндогенная переменная в модели динамики обменного курса. Инфляция, моделируемая в главе 2, считается экзогенной переменной в модели процентной ставки (глава 3). Здесь важно отметить, что если наши экзогенные переменные сами определяются в других уравнениях, то есть не являются действительно экзогенными, то мы должны быть уверены в том, что они не коррелированы с остатками. Иначе нарушается данное условие Гаусса-Маркова и оценки по методу наименьших квадратов окажутся смещенными. Поэтому, если мы оцениваем несколько уравнений изолированно друг от друга, причем объясняющие переменные в одном уравнении являются объясняемыми в другом, желательно рассматривать систему зависимостей, действующих одновременно. Если уравнения окажутся не связанными, то полученные оценки будут идентичны тем, что мы получили при одновременном оценивании. Иначе, коэффициенты могут претерпеть существенные изменения, вплоть до потери значимости или смены знака.

В нашем случае система будет состоять как минимум из четырех уравнений, в которых эндогенными переменными являются инфляция, процент, обменный курс и фондовый индекс.

$$\left\{ \begin{array}{l} \dot{p}_t = a_{10} + a_{11}f(\dot{p}_{t-1,t-m}) + a_{12}\dot{m}_{t-1,t-n} + a_{13}\dot{Y}_t + \varepsilon_{1t} \\ \Delta li_t = a_{20} + a_{21} \cdot lr_{t-1} + a_{22} \cdot \Delta lm_t + a_{23} \cdot \Delta li_t^* + a_{24} \cdot \Delta IE_t^f + a_{25} \cdot \Delta l\pi_t + \varepsilon_{2t} \\ d \ln(AKMd)_t = a_{30} + a_{31} \cdot d \ln(AKMd)_{t-1} + a_{32} \cdot \log(Exp - Imp)_{t-1} + \\ \quad + a_{33} \cdot d \ln(r_{real})_t + a_{34} \cdot d \ln(\log E)_t + \varepsilon_{3t} \\ E_t = a_{40} + a_{41} \cdot E_{t-1} + a_{42} \cdot \left(\frac{MB}{R} \right)_t + \varepsilon_{4t} \end{array} \right. \quad (1)$$

Как не трудно заметить, и это уже говорилось ранее, в уравнение номинального процента входит текущая инфляция, которая определена как эндогенная в первом уравнении. Также, процент зависит от фьючерсной цены обменного курса, являющегося функцией от фактического обменного курса – эндогенной величины. Данная зависимость в модели не учтена, но это не означает о ее отсутствии, а значит возможна корреляция объясняющих переменных с остатками и смещенность оценок. Таким образом, уравнения в системе, по всей видимости, являются связанными и для оценивания коэффициентов надо применять методологию оценки одновременных уравнений.

Переход к системе одновременных уравнений накладывает свои сложности на их оценку. Возлагаются дополнительные требования к спецификации системы, во-

первых, необходим учет всех внутренних взаимосвязей в системе; во-вторых, система должна быть специфицирована таким образом, чтобы уравнения были идентифицированы, т.е. существовала возможность их оценки.

Определенные сложности, вызванные нестационарностью используемых рядов, возникают и при построении внутренних взаимосвязей в системе. Так, в приведенной системе (1) часть эндогенных переменных по результатам тестов, содержит единичные корни, поэтому их моделирование производится в разностях. Это относится, в частности, к проценту и фондовому индексу. В связи с этим, для сохранения теоретических зависимостей между исследуемыми величинами, часть регрессоров вместе с объясняемыми переменными также переведена в разности. Однако переход к разностям стационарных величин в свою очередь приводит к негативным последствиям при оценивании.

Таким образом, дальнейшей задачей в моделировании финансовых показателей является решение проблем, связанных со спецификацией модели одновременных уравнений и нестационарностью используемых показателей.

Заключение

На основе оценок инфляционных уравнений можно сделать вывод о том, что по мере снижения средних темпов инфляции в России, ее уровень в большей степени определялся факторами, связанными с инерционностью цен и транзакционным спросом на реальные кассовые остатки со стороны экономических агентов. В то же время влияние изменения денежного предложения неуклонно снижалось, что вполне согласуется с экономической интуицией и опытом многих других стран. Эти эффекты проверялись на основе тестов каузальности Грангера, анализа векторных авторегрессий и с использованием моделей условной гетероскедастичности.

Инфляционные ожидания участников финансовых рынков вполне удовлетворительно представляются моделью адаптивных ожиданий первого порядка. Однако, значимость фактической инфляции может свидетельствовать о том, что ожидания опираются прежде всего на текущую инфляцию, либо текущая инфляция и процент одновременно зависят от третьего, неучтенного в модели фактора. Поэтому необходимо допол-

нение модели процента и инфляции дополнительной эндогенной переменной, например, в рамках векторной авторегрессии.

Динамика номинального процента российских ГКО во многом обуславливается ожиданиями инфляции и обменного курса, паритетом процентных ставок, динамикой рисков (реального желаемого процента) и, по всей видимости, денежным предложением. Оценка корректирующего множителя адаптивных ожиданий первого порядка характеризует статистически значимую эластичность ожиданий по ошибке прогноза инфляции в предыдущем периоде. При этом зависимость процентной ставки от инфляции оказывается гораздо менее выраженной.

На всем исследуемом периоде не обнаруживается существенно значимой зависимости процента от расширения денежной массы. Согласно гипотезе инфляционных ожиданий, это могло бы происходить вследствие инфляционного воздействия денежной накачки на процент. Во-первых, данный эффект компенсировался противоположным эффектом ликвидности. Во-вторых, на исследуемом временном интервале существенным образом менялась кредитно-денежная политика государства. Ключевым этапом явился переход в 1995 г. от плавающего валютного курса к (квази-) фиксированному. В условиях фиксированного курса расширение денежной массы возможно было лишь при увеличении реального спроса на деньги, что не могло иметь значимого инфляционного воздействия на процент.

Примечательным является факт высокой эластичности динамики российского процента по динамике процента американских казначейских векселей. Как показывают оценки, изменение процента по американским облигациям на 1% ведет к однонаправленному изменению российского процента в среднем на 13%.

Анализ модели обменного курса позволяет сделать вывод, что в условиях валютного коридора инвесторам важно не само значение обменного курса, а его волатильность и вероятность девальвации. Управление обменным курсом рубля в коридоре, продолжавшееся с середины 1995 г. по середину 1998 г., вместе с достижением к 1997 г. определенной финансовой стабилизации создало условия для привлечения иностранных портфельных инвестиций и повысило цены основных рублевых активов.

Построенные модели не влияние фактора риска на реальный доход или реальное богатство экономических агентов. Не учитываются и всевозможные кризисные ситуации, находящие свое отражение в динамике номинального процента или обменного курса. Также модели процента и обменного курса не учитывают динамику предложения

ценных бумаг. На протяжении всего исследуемого периода происходило наращивание государственного внутреннего долга и корпоративных инструментов. Предложенные выше модели включали в основном переменные, отражающие влияние спроса со стороны инвесторов. В дальнейшем предполагается ввести переменные, эндогенизирующие предложение финансовых инструментов.

Переход к системе одновременных уравнений для основных показателей финансовых рынков накладывает свои сложности на их оценку. Необходимо учитывать дополнительные требования к спецификации такой системы. Во-первых, следует адекватно учесть все содержательные взаимосвязи между переменными, отразив их соответствующими взаимозависимостями в системе. Во-вторых, система должна быть специфицирована таким образом, чтобы уравнения были идентифицированы, т.е. существовала возможность их оценки. Эти два требования могут быть взаимоисключающими, что диктует необходимость поиска компромиссного варианта.

Определенные сложности, вызванные нестационарностью используемых рядов, возникают и при построении внутренних взаимосвязей в системе одновременных уравнений. Проблема заключается в том, что часть эндогенных переменных содержит единичные корни, поэтому их моделирование должно производиться в разностной форме. Это относится, в частности, к проценту и фондовому индексу АКМ. В связи с этим, для сохранения содержательных теоретических зависимостей между исследуемыми величинами, часть регрессоров вместе с объясняемыми переменными также должна быть переведена в разности. Однако переход к разностям для стационарных величин не дает выигрыша с точки зрения свойств оценок. Эта проблема должна быть учтена при дальнейших модификациях системы одновременных уравнений.