ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА

Научные труды № 17Р

С. Дробышевский

Анализ рынка ГКО на основе изучения временной структуры процентных ставок

Москва
1999

Институт экономики переходного периода
Основан в 1992 г.
Учредитель: Академия народного хозяйства при Правительстве РФ

Директор: Е.Т. Гайдар

В работе рассматриваются процессы, происходившие на российском рынке государственных краткосрочных облигаций (ГКО) в 1993–1998 годах. На основе анализа динамики средневзвешенной доходности ГКО и всей временной структуры процентных ставок по ГКО исследуется реакция рынка на изменения ожиданий участников рынка и на шоки экономической политики. Представлены возможности каждого из подходов и показано, как исследование движения временной структуры доходности ГКО позволяет дополнить и подтвердить результаты, полученные на основе изучения динамики среднего уровня процента на рынке. Анализируются пределы использования денежной и фискальной политики для регулирования процентных ставок по ГКО в краткосрочном периоде. Кроме того, проверена и подтверждена гипотеза о применимости стандартных теоретических моделей, разработанных и проверенных на развитых и развивающихся финансовых рынках, для анализа российского рынка ГКО-ОФЗ.
Коды по классификации JEL: E43, E44, G14, P24.

Редактор: Н. Главацкая **Компьютерный дизайн:** А. Астахов

ISBN 5-93255-016-3

Лицензия на издательскую деятельность № ЛР 021018 от 09 ноября 1995 г.
103918, Москва, Газетный пер., 5
Тел. (095) 229–6413, FAX (095) 203–8816
E-MAIL – root @iet.ru, **WEB** Site – http://www.iet.ru
Институт экономики переходного периода

© **Институт экономики переходного периода, 1999.**

СОДЕРЖАНИЕ

ВСТУПЛЕНИЕ 5

РАЗДЕЛ 1. МОДЕЛИРОВАНИЕ УРОВНЯ СРЕДНЕВЗВЕШЕННОЙ ДОХОДНОСТИ НА РЫНКЕ ГКО-ОФЗ 15

Глава 1. Краткая история развития рынка ГКО-ОФЗ 18

§ 1.1. Подготовка проекта выпуска краткосрочных государственных облигаций (середина 1992 – первая половина 1993 годов) 18

§ 1.2. Становление рынка ГКО-ОФЗ (1993–1994 годы) 20

§ 1.3. Рынок ГКО-ОФЗ и финансовая стабилизация в 1995 году 25

§ 1.4. Рынок ГКО-ОФЗ в год президентских выборов (1996 год) 29

§ 1.5. Рынок государственных облигаций в январе – октябре 1997 года 34

§ 1.6. Рынок ГКО-ОФЗ в условиях финансового кризиса (ноябрь 1997 – август 1998 года) 38

Глава 2. Описание данных для исследования 45

Глава 3. Эконометрическое моделирование средневзвешенной доходности ГКО 49

§ 3.1. Анализ свойств временных рядов доходности ГКО 49

§ 3.2. Линейная авторегрессионная модель динамики доходности ГКО 61

§ 3.3. Нелинейные модели динамики доходности ГКО 68

Глава 4. Соотношение между доходностью ГКО и ожиданиями участников финансового рынка 75

§ 4.1. Проверка гипотезы Фишера для рынка российских государственных краткосрочных облигаций 75

§ 4.2. Соотношение уровня средневзвешенной доходности ГКО и ожиданий изменения курса рубля по отношению к доллару США 83

Глава 5. Влияние экономической политики на динамику средневзвешенной доходности ГКО 93

§ 5.1. Взаимосвязь денежно-кредитной политики и доходности ГКО 94

§ 5.2. Влияние бюджетной политики на доходность ГКО: проявление эффекта ликвидности на российском рынке государственных облигаций 101

§ 5.3. Анализ последствий либерализации рынка ГКО-ОФЗ 108

РАЗДЕЛ 2. МОДЕЛИРОВАНИЕ ВРЕМЕННОЙ СТРУКТУРЫ ДОХОДНОСТИ ГКО 119
Глава 6. Анализ свойств ставок по ГКО с разными сроками до погашения 123
§ 6.1. Описание данных для исследования 123
§ 6.2. Анализ свойств временной структуры доходности ГКО 126
§ 6.3. Анализ свойств временной структуры форвардных ставок по ГКО 139
§ 6.4. Анализ свойств временной структуры ставок за период владения ГКО 143
Глава 7. Макроэкономический анализ временной структуры ставок по ГКО 150
§ 7.1. Инфляционные ожидания экономических агентов 150
§ 7.2. Ожидания изменения курса рубля 156
§ 7.3. Влияние шоков денежно-кредитной политики на временную структуру доходности ГКО 161
§ 7.4. Анализ влияния бюджетной политики 175
Глава 8. Сравнительный анализ адекватности стохастических моделей временной структуры 187
§ 8.1. Методология сравнительного анализа адекватности стохастических моделей 190
§ 8.2. Оценка различных типов стохастических процессов на примере динамики доходности ГКО 194
Глава 9. Проверка гипотез временной структуры для рынка ГКО 203
§ 9.1. Гипотеза ожиданий 204
§ 9.2. Гипотезы предпочтения ликвидности и об изменяющейся во времени премии за срок 213
ЗАКЛЮЧЕНИЕ 227
ПРИЛОЖЕНИЕ 1. МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ ФОРМИРОВАНИЯ НОМИНАЛЬНОЙ ПРОЦЕНТНОЙ СТАВКИ НА РЫНКЕ ГОСУДАРСТВЕННЫХ ЦЕННЫХ БУМАГ 233
ПРИЛОЖЕНИЕ 2. ОСНОВНЫЕ ЭТАПЫ ЛИБЕРАЛИЗАЦИИ РЫНКА ГКО-ОФЗ ДЛЯ ИНОСТРАННЫХ ИНВЕСТОРОВ 241
ЛИТЕРАТУРА 249

ВСТУПЛЕНИЕ

Настоящая работа посвящена изучению закономерностей функционирования российского рынка государственных ценных бумаг (ГКО и ОФЗ), в частности, анализу и моделированию динамики процентных ставок по дисконтным ценным бумагам (ГКО – государственным краткосрочным облигациям). Ее целью является описание закономерностей развития рынка государственных краткосрочных облигаций в 1993–1998 годах и выявление взаимосвязей между характеристиками этого рынка, ожиданиями экономических агентов и шоками экономической политики в переходной экономике на основе исследования динамики средневзвешенной доходности к погашению и временной структуры процентных ставок.

Рынок государственных ценных бумаг, созданный в мае 1993 года, до середины августа 1998 года являлся ключевым сегментом российского финансового и денежного рынков. Его роль в процессе финансовой стабилизации и влияние на экономику России представляются неоднозначными как с точки зрения оценки проводимой экономической политики. Причины и характер российского финансового кризиса в октябре 1997 – августе 1998 годов непосредственно связаны с ситуацией на рынке государственного внутреннего долга РФ *(ИЭППП, 1998(б); Синельников, Дробышевский и др., 1998)*. Произошедший кризис сформировал негативное отношение ряда политических сил, правительств, денежных властей и многих экономистов к институту государственных заимствований как таковому.

Вместе с тем, привлечение средств на финансовых рынках (внутренних или внешних) с помощью государственных дол-

говых обязательств является общепризнанным способом финансирования дефицита государственного бюджета. Возможности эмиссионного финансирования дефицита федерального бюджета России (через каналы прямого кредитования Центробанком РФ), как показывает опыт 1992–1994 годов, ограничены сопровождающим его ростом цен, имеющим высокие социальные и политические издержки. В результате правительство вынуждено либо сокращать расходы бюджета и увеличивать уровень налогообложения, что является долгим, политически опасным и социально болезненным процессом, либо искать другие источники финансирования дефицита, не приводящие к соответствующему развертыванию инфляционных процессов.

Если власти выбирают второй путь, то перед ними встает проблема управления государственным долгом[1]. Именно отсутствие должного внимание к этой проблеме, по нашему мнению, стало одной из основных причин (наряду с фискальными и бюджетными проблемами, ухудшением платежного баланса, уязвимостью банковской системы[2]) разрастания кризисных явлений и формирования общего негативного отношения российского общества к рынку государственных ценных бумаг.

Тем не менее, развитие российской экономики в послекризисный период подтверждает гипотезу о том, что со временем государственные заимствования снова станут играть важную роль на отечественном финансовом рынке[3]. Существование

---

[1] См. *Barro, 1995; Gray, 1996a.* Некоторые теоретические аспекты управления российским долгом рассмотрены в *(Вавилов, Трофимов, 1997; Смирнов, 1998; ИФИ, 1999).*

[2] См. *ИЭППП, 1998 (б).*

[3] Как показывает развитие ситуации в 1999 году, воссоздание рынка краткосрочных государственных ценных бумаг становится необходимым для улучшения структуры денежной массы и снижения угрозы новых потрясений на финансовых рынках. Отсутствие относительно надежных краткосрочных инструментов вложения свободных средств при сохранении высоких рисков невозвращения кредитов в реальном секторе привело к образованию значительных объемов избыточных резервов у коммерческих

государственных ценных бумаг дает ориентиры уровня безрисковой процентной ставки, денежные власти получают дополнительные инструменты в области денежно-кредитной и бюджетной политики, то есть появляется возможность влиять на уровень процента в экономике, стерилизацию валютных и рублевых интервенций через операции на открытом рынке.

Несмотря на то, что рынок ГКО-ОФЗ прекратил свое существование (в прежнем виде) в августе 1998 года, его изучение представляет значительный теоретический и практический интерес и в настоящее время. ***Во-первых***, российский рынок государственных ценных бумаг в 1997–1998 годах являлся одним из наиболее развитых среди рынков государственного внутреннего долга в странах с переходной экономикой. Анализ его становления и развития, изучение основных взаимосвязей между различными показателями рынка (уровень и волатильность ставки процента, объем долга, временная структура доходности), исследование влияния внешних макроэкономических переменных и экономической политики на ситуацию на рынке позволяет выявить основные особенности формирования финансового рынка в переходной экономике. Изучение ожиданий участников рынка и эффектов денежно-кредитной и бюджетной политики дает представление о рациональности поведения участников рынка и возможностях применения различных инструментов экономической политики для макроэкономического регулирования в краткосрочном и среднесрочном (до пяти лет) периоде.

Во-вторых, вновь созданный рынок государственных ценных бумаг в России, скорее всего, унаследует значительное число особенностей, свойственных рынку ГКО-ОФЗ в 1993–1998 годах. В частности, сохранится ряд макроэкономических и институциональных условий, характеризующих переходную экономику в России. Важную роль будут продолжать играть политические факторы, сохранятся значительные ограничения на возможности арбитража между рублевыми и валютными

банков. В этих условиях увеличивается опасность атаки на курс национальной валюты и дестабилизации всех секторов финансового рынка.

секторами государственного долга. Восстановление рынка внутреннего долга будет происходить на фоне возвращения доверия иностранных инвесторов, создания эффективных механизмов привлечения иностранного капитала в экономику страны. Кроме того, прежними останутся основные участники рынка (ЦБ РФ, Сбербанк РФ) и наиболее вероятные иностранные инвесторы (инвестиционные фонды), поэтому характер поведения участников рынка, хотя и претерпит значительные изменения, сохранит многие черты, свойственные поведению инвесторов на рынке ГКО-ОФЗ.

В-третьих, прекращение существования рынка ГКО-ОФЗ в прежнем виде дает возможность проанализировать законченный период его развития с мая 1993 года по август 1998 года. Имеющиеся ряды данных не могут быть продлены или пополнены, их свойства не могут измениться, что позволяет точнее выявить основные закономерности развития данного рынка в России, причины возникновения внутреннего долгового кризиса в 1998 году. Особенно важным представляется задача определения и изучения ошибок, допущенных при организации и в регулировании рынка со стороны государственных органов. Для решения этой задачи необходимо использовать различные методы анализа отдельных показателей рынка ГКО-ОФЗ, таких как динамика объема долга, колебания усредненной доходности на рынке, временная структура процентных ставок по облигациям.

Динамика доходности государственных облигаций (как среднего уровня доходности, так и всей временной структуры) является одним из основных показателей развития и состояния рынка внутреннего долга. Ее анализ позволяет охарактеризовать большинство аспектов развития рынка, выявить эффекты экономической политики и оценить изменения ожиданий участников рынка.

В 1995–1998 годах в российских экономических изданиях встречается множество публикаций, посвященных качественному анализу развития и текущей конъюнктуры рынка ГКО-ОФЗ. В ряде изданий *(ММВБ, 1994; ММВБ, 1997)* было представлено подробное описание истории становления, основных

принципов функционирования и характеристик состояния рынка. В то же время теоретические и эмпирические исследования рынка ГКО-ОФЗ ограничены узким кругом работ[4]. В соответствии с темой настоящего исследования, мы остановимся на трудах, посвященных анализу динамики процентной ставки на рынке ГКО-ОФЗ.

В 1996–1997 годах в работах Российско-Европейского центра экономической политики *(Wyplosz, Kirsanova, Grafe, 1996; Туллио, Иванова, 1997)* рассматривалась эконометрическая модель, включающая структурное уравнение, которое описывает динамику номинальной и реальной (*ex post*) доходности ГКО к погашению. Ш. Виплош, Т. Кирсанова и К. Граф рассматривали зависимость номинальной доходности ГКО от реального объема долга, реального богатства (сумма финансовых активов в экономике), инфляционных ожиданий (через наклон кривой доходности), ожиданий изменения реального курса (процентный спрэд), а также ряда фиктивных переменных. Данная зависимость входила в систему уравнений, составляющих макроэкономическую модель российской экономики.

Дж. Туллио и Н. Иванова оценивали временной ряд реальной доходности ГКО в зависимости от темпов роста номинальной денежной базы, средних темпов инфляции за ряд предыдущих месяцев, дефицита федерального бюджета, инфляционных ожиданий и спрэда между доходностью ОВВЗ и облигаций США, а также логических переменных. Модель позволила оценить уровень страновой премии за риск и степень влияния факторов, определяющих ее колебания. Полученные в указанных работах результаты нельзя считать вполне достоверными, поскольку оценка уравнений производилась на небольшом числе наблюдений.

---

[4] Разумеется, в экономической литературе существует множество работ, посвященных исследованию закономерностей развития рынка государственных ценных бумаг, колебаний доходности государственных облигаций, реакции рынка при экзогенных шоках, на результаты которых мы будем опираться в нашей работе. Среди них особо следует выделить *Shiller, 1990; Mishkin, 1993; Anderson, Breedon, Deacon, Derry, Murphy, 1996 и др.*

Группой экономистов из Санкт-Петербурга опубликован ряд материалов по возможностям прогнозирования доходности краткосрочных операций на рынке ГКО *(Первозванский, Баринов, 1997; Баринов, Первозванский, Первозванская, 1999)*. Предложенная авторами схема эволюционных серий позволяет рассматривать доходности краткосрочных операций как стохастические последовательности. Изучение свойств таких последовательностей дает инструмент для формирования оптимального портфеля ценных бумаг с учетом взаимосвязей и арбитражных возможностей между доходностью на рынке ГКО и в других секторах финансового рынка (на валютном рынке, на рынке акций, на мировых фондовых рынках).

В 1998 году в работе сотрудников ИЭППП, посвященной анализу развития российского финансового рынка *(Энтов, Радыгин, Синельников и др., 1998)*, были представлены результаты проверки гипотезы ожиданий, то есть возможности предсказания будущих ставок по государственным краткосрочным облигациям на основе наблюдаемой в текущий момент времени кривой доходности, на недельных и месячных данных в период с января 1994 по январь 1998 года. Полученные оценки не позволяют отвергнуть гипотезу ожиданий (в формулировке для рациональных ожиданий) для российского рынка, но гипотеза не может быть подтверждена в строгом смысле. Ожидания участников рынка, выраженные через форвардные ставки по ГКО, являются смещенными по отношению к будущим спот-ставкам, в то же время форвардные ставки несут часть информации об уровне будущей доходности ГКО.

В том же году ИЭППП опубликовал результаты оценок динамики доходности ГКО в 1995 и 1996 годах *(Дробышевский, 1998; ИЭППП, 1998(в))*. В первой работе рассматривался эффект ликвидности, вызванный политикой эмитента при размещении новых ГКО на аукционах в 1995 году. Во второй работе, была предложена и оценена модель, описывающая динамику номинальной доходности ГКО в 1996 году в зависимости от уровня инфляции и реальных темпов роста внутреннего долга. В обоих случаях отмечалось решающее влияние долговой экспансии на повышение уровня доходности на рынке.

В 1998 году в Российской экономической школе были изданы работы Е. Пальцевой *(Пальцева, 1998)* и Г. Турмухамбетовой *(Турмухамбетова, 1998)*. В первой из них содержатся оценки инфляционных ожиданий и премии за риск на рынке ГКО на основе анализа временных рядов доходности ГКО различной срочности. Вторая работа посвящена анализу взаимодействия рынка фьючерсов на ГКО и вторичного рынка государственных ценных бумаг.

В научных докладах Российской программы экономических исследований *(Гурвич, Дворкович, 1999; Пересецкий, Ивантер, 1999)* рынок ГКО-ОФЗ был подвергнут более подробному анализу, чем это делалось ранее. Пересецкий и Ивантер рассмотрели структуру рынка на протяжение всего периода его существования (1993–1998 годы), его связь и возможности арбитража с другими секторами российского финансового рынка и мировым финансовым рынком. Значительная часть исследования посвящена изучению последствий либерализации рынка российских государственных ценных бумаг в 1996–1997 годах, развитию кризиса в 1998 году. Кроме того, было рассмотрено влияние фондового рынка, приобретающего в России все большее значение, на уровень доходности ГКО.

Е. Гурвич и А. Дворкович обратили основное внимание на формирование уровня доходности ГКО к погашению. Базовая модель исходит из того, что уровень ставок на рынке находится под влиянием трех факторов: инерционности ставки, доходности валютных ценных бумаг и фундаментальной процентной ставки, отражающей прочие макроэкономические характеристики, включая инфляционные ожидания. Относительная значимость данных факторов интерпретируется как «эффективность рынка», «интегрированность рынка в мировую финансовую систему» и «макроэкономическая зависимость». Оценки системы одновременных регрессионных уравнений позволили выявить влияние либерализации рынка на снижение уровня доходности в 1995–1997 годах, измерить влияние политических рисков в первом полугодии 1996 года и показать расхождения между изменением базовых макроэко-

номических показателей и состоянием рынка с начала развития кризиса в 1998 году вследствие изменения ожиданий его участников.

В нашей работе, в отличие от опубликованных ранее, динамика доходности ГКО рассматривается не только как результат арбитражных операций между секторами финансового рынка, либо различными портфелями ценных бумаг, но и на основе макроэкономических подходов к определению уровня номинальных ставок на рынке государственных ценных бумаг (гипотеза Фишера), теории паритета процентных ставок, моделей с предпочтением ликвидности, макроэкономических моделей общего равновесия[5].

Кроме того, результаты моделирования доходности ГКО позволяют не только определить наилучшую (в терминах точности ретро-прогноза) спецификацию эконометрического уравнения, но и объяснить реакции процентных ставок на изменения ожиданий участников рынка и шоки экономической политики.

Основное внимание уделяется изучению динамики временной структуры доходности ГКО, тогда как предыдущие исследования опирались преимущественно на анализ динамики среднего уровня доходности, либо доходности отдельных серий ГКО. Временная структура доходности облигаций практически не рассматривалась в литературе, посвященной анализу российского рынка государственных облигаций (исключение представляют работы: *Пальцева, 1998; Энтов, Радыгин, Синельников и др., 1998*).

В **первом разделе** нашего исследования представлен эконометрический анализ динамики средневзвешенной доходности на российском рынке ГКО. Первая глава включает исторический анализ развития рынка государственных ценных бумаг в России. Во второй главе описаны исходные данные рынка и их обработка для целей настоящего исследования. Третья глава представляет результаты анализа статистических свойств и эконометрического моделирования динамики временных рядов номинальной и реальной средневзвешенной доходности ГКО к погашению.

[5] См. Приложение 1.

Четвертая глава содержит оценки влияния изменений ожиданий участников рынка на колебания средневзвешенной доходности ГКО к погашению. В пятой главе представлены оценки реакции средневзвешенной доходности ГКО на резкие изменения в денежно-кредитной и бюджетной политике, а также на постепенную либерализацию рынка для иностранных инвесторов.

Второй раздел исследования посвящен моделированию и анализу временной структуры ставок по ГКО. В шестой главе проведен анализ статистических свойств временных рядов ставок по облигациям с различными сроками до погашения. В седьмой главе представлены оценки моделирования реакции временной структуры доходности ГКО на изменения ожиданий участников рынка и на резкие колебания в денежно-кредитной и бюджетной политике. Здесь же производится сравнение результатов исследования динамики средневзвешенной доходности ГКО и временной структуры ставок по облигациям, а также анализируется применимость теоретических макроэкономических подходов к изучению временной структуры процентных ставок на российском рынке государственных облигаций и эффективности различных мер экономической политики в переходной экономике. Восьмая глава содержит сравнительный анализ результатов моделирования различных спецификаций стохастического процесса спот-ставки по ГКО. Девятая глава посвящена проверке основных гипотез, объясняющих характер временной структуры (гипотезы ожиданий, предпочтения ликвидности и изменяющейся во времени премии за срок) на рынке ГКО.

В **заключении** приведены основные выводы из результатов исследования динамики средневзвешенной доходности ГКО и временной структуры процентных ставок на рынке российских государственных дисконтных краткосрочных ценных бумаг.

В **приложении 1** рассмотрены теоретические модели, описывающие формирование уровня доходности государственных ценных бумаг (гипотеза Фишера, теория паритета процентных ставок и модель с учетом эффекта ликвидности). В п**риложении 2** представлены основные этапы либерализации рынка ГКО-ОФЗ для иностранных инвесторов.

Статистический и эконометрический анализ проводился с использованием специализированного программного обеспечения: SPSS 8.0, Econometric Views 3.1 и RATS 4.30.

РАЗДЕЛ 1.

МОДЕЛИРОВАНИЕ УРОВНЯ СРЕДНЕВЗВЕШЕННОЙ ДОХОДНОСТИ НА РЫНКЕ ГКО-ОФЗ

При анализе российского рынка государственных рублевых ценных бумаг, необходимо учитывать, что ему присущ ряд особенностей, ограничивающих возможности такого рода исследований.

Во-первых, финансовый рынок в России существует на протяжение короткого периода времени. Хотя первые биржи, на которых происходила торговля финансовыми ценными бумагами, появились еще в 1991–1992 годах, временем создания финансового рынка в России можно считать только 1994–1995 годы. Тогда сформировался развитый ликвидный рынок государственных ценных бумаг, появился организованный фондовый рынок, получил развитие рынок межбанковских кредитов, валютный рынок потерял статус главной площадки для вложения свободных средств банков. С другой стороны, финансовый кризис 1998 года и его кульминация 17 августа 1998 года, стали окончанием определенного этапа в развитии российского финансового рынка. Очевидно, что принципы работы на рынке и особенности поведения участников в послекризисный период будут во многом отличаться от того, что мы могли наблюдать ранее. Однако срок, прошедший после кризиса, еще не позволяет понять в полной мере эти отличия. Таким образом,

временной интервал, на котором возможен анализ закономерностей развития российского финансового рынка, ограничен периодом с 1994–1995 по август 1998 года, то есть не более четырех–четырех с половиной лет.

Во-вторых, исследуемый период является этапом становления финансового рынка в России, когда трудно говорить о каких-либо устойчивых тенденциях, традициях и свойствах, присущих рынку. Рассматриваемые ряды отражают процесс «обучения» участников правилам поведения на рынке, восприятия универсальных экономических законов и получения опыта деятельности на финансовом рынке, значительно отличающегося (в первую очередь уровнем прозрачности и динамизмом событий) от реального сектора экономики. Основные участники рынка (коммерческие банки, небанковские финансовые учреждения, нефинансовые предприятия, частные лица) не обладали опытом работы в подобных условиях. Уровень подготовки их персонала во многих случаях был недостаточно высоким.

В-третьих, становление и развитие рынка государственных ценных бумаг в России происходило на фоне попыток достижения финансовой стабилизации, борьбы с инфляцией в условиях мягкой бюджетной политики, высокой степени политической неопределенности и продолжающегося снижения объемов производства в реальном секторе экономики.

Таким образом, для российского рынка государственных ценных бумаг трудно говорить о существовании какого-либо «долгосрочного среднего» уровня доходности. Максимальная срочность дисконтных бумаг изменялась ступенчато (от трех месяцев до одного года) на протяжении всего периода с 1993 г. до 1998 г. Выполнение условия паритета процентных ставок было ограничено, так как высокая, скачущая инфляция и политические риски в первую очередь определяли премию за риск, учитываемую в текущем уровне доходности. Кроме того, значительную часть рассматриваемого периода рынок ГКО-ОФЗ был закрыт для иностранных инвесторов. В этот период в России отсутствовали рынки финансовых активов и финансовых

услуг, процент по которым, как правило, более устойчив по сравнению с колебаниями доходности рыночных облигаций.

Исходя из вышесказанного, при анализе российского рынка государственных ценных бумаг мы будем использовать средневзвешенную (по объему торгов по каждой серии) доходность государственных дисконтных бумаг (ГКО) за базовый временной период (неделю, месяц). Колебания средневзвешенной доходности ГКО вызываются изменением макроэкономических факторов (инфляция, дефицит федерального бюджета, шоки денежной политики, курс рубля, объем государственного долга, степень открытости рынка для иностранных инвесторов и т. д.) либо уровнем систематического риска в экономике, что в равной степени оказывает влияние на бумаги со всеми сроками до погашения.

Глава 1. Краткая история развития рынка ГКО-ОФЗ

Прежде чем перейти к эконометрическим исследованиям свойств временных рядов рассматриваемых переменных и анализу взаимосвязей между доходностью на рынке ГКО и другими макроэкономическими переменными, необходимо определить основные этапы развития данного сектора российского финансового рынка, проследить особенности динамики доходности (номинальной и реальной) государственных ценных бумаг в зависимости от изменения внешних макроэкономических условий. Сделанные в данной части работы выводы будут использоваться при интерпретации результатов, полученных с помощью эконометрических методов исследования временных рядов доходности ГКО.

§1.1. Подготовка проекта выпуска краткосрочных государственных облигаций (середина 1992 – первая половина 1993 годов)

Работа над проектом создания в России рынка государственных ценных бумаг началась в середине 1992 года. По результатам конкурсного отбора среди московских бирж (ММВБ, ММФБ, МЦФБ, РМВФБ) право создания торгово-депозитарной и расчетной площадки получила Московская межбанковская валютная биржа[6]. Летом 1992 года ЦБ РФ и ММВБ приступили к работе над проектом эмиссии государственных ценных бумаг, которые должны были отвечать следующим требованиям[7]:

- срок обращения не превышает нескольких месяцев;
- доходность сопоставима с уровнем средних процентных ставок по межбанковским кредитам;
- наличие высоколиквидного вторичного рынка.

Первоначально планировался выпуск государственных ценных бумаг, которые имели бы следующие основные характеристики:

---

[6] *ММВБ, 1997.*
[7] *ММВБ, 1994,* стр. 23–28.

- первичное размещение каждого выпуска облигаций производится ежемесячно в первый вторник каждого месяца в безналичной форме;
- объем выпуска устанавливается Министерством финансов РФ по согласованию с Банком России;
- дата аукциона, объем выпуска, место и время проведения аукциона объявляются Банком России не позднее, чем за семь календарных дней до его проведения;
- выпуск состоит из долговых обязательств номинальной стоимостью по сто тысяч рублей каждое, обязательства продаются изначально с дисконтом от номинальной стоимости и погашаются по окончании срока по номинальной стоимости;
- владельцами облигаций могут быть российские юридические и физические лица;
- доход по облигациям, являющийся разницей между ценой реализации (ценой погашения) и ценой покупки, налогом не облагается.

Проект прошел независимую международную экспертизу, которую осуществили представители Российско-американского банковского форума (с американской стороны – представители высшего управляющего состава коммерческих и инвестиционных банков, Федеральной резервной системы).

Согласно проекту, ММВБ должна была предоставить участникам рынка облигаций и Банку России комплекс технических и программных средств электронной торговой системы, системы электронного Депозитария и системы электронных расчетов. Клиринг и расчеты по вторичным торгам должны были производиться через депозитарную и расчетную систему ММВБ электронным безбумажным для членов системы способом в день проведения торгов, что гарантировало высокую ликвидность рынка. Для решения данных задач на ММВБ был создан Фондовый отдел, который получил в ноябре 1993 года в Министерстве финансов РФ лицензию на деятельность с ценными бумагами.

С января по май 1993 года проект эмиссии государственных краткосрочных облигаций получил нормативную основу. Законодательно-нормативная база рынка включала в себя:

- Постановление Правительства РФ №107 от 8.02.1993 «О выпуске государственных краткосрочных бескупонных облигаций РФ», в котором одобрялись основные условия выпуска ГКО;
- Постановление Верховного Совета РФ №4526-1 от 19.02.1993 «О выпуске государственных краткосрочных бескупонных облигаций РФ», согласно которому Правительство РФ получило право осуществить в 1993 году размещение займа в размере 650 млрд рублей;
- Приказ ЦБ РФ №02-78 от 6.05.1993 (по согласованию с Министерством финансов РФ) «Положение об обслуживании и обращении выпусков государственных краткосрочных бескупонных облигаций».

Первый аукцион по размещению ГКО (серия №21001) состоялся 18 мая 1993 года. На аукционе были размещены бескупонные облигации со сроком до погашения 3 месяца на общую сумму по номиналу 880 млн рублей (объем предложения – 1 млрд рублей). Средневзвешенная доходность к погашению на аукционе составила 103,43%. Выручка Министерства финансов – 750 млн рублей. 25 мая 1993 года прошли первые вторичные торги по государственным краткосрочным облигациям. Было заключено 33 сделки на общую сумму около 35 млн рублей.

§1.2. Становление рынка ГКО-ОФЗ (1993–1994 годы)

В 1993–1994 годах происходило постепенное становление рынка государственных облигаций в России. Первоначальное количество постоянных участников торгов было сильно ограничено. Летом 1993 года статус официального дилера на рынке ГКО получили 24 банка и финансовые компании. Сложившиеся макроэкономические условия (высокая инфляция, политическая неопределенность, быстрый рост курса доллара США) снижали привлекательность нового рынка для многих потенциальных инвесторов. Только после того как в августе

1993 года Министерство финансов РФ полностью и в срок выполнило свои обязательства по погашению первой серии ГКО, интерес к государственным ценным бумагам начал расти. В октябре 1993 года Минфин РФ открыл доступ на рынок для физических лиц, а в декабре того же года появилась возможность разместить облигации со сроком до погашения 6 месяцев.

Всего в 1993 году прошло 9 аукционов по размещению ГКО (8 – по трехмесячным и 1 – по шестимесячным). Общий объем выпущенных ГКО составил 229,05 млрд рублей по номиналу, выручка Министерства финансов РФ достигла 176,93 млрд рублей, в том числе для рефинансирования ценных бумаг – 26,42 млрд рублей. Таким образом, объем ГКО в обращении на конец года находился на уровне 202,63 млрд рублей (0,12% ВВП). Объем сделок на вторичных торгах достиг 106,9 млрд рублей.

Рост интереса инвесторов к рынку проявился прежде всего в постоянном наращивании оборотов на вторичном рынке (см. рис. 1.1), в то время как уровень доходности на рынке, по-видимому, находился под контролем Минфина РФ и ЦБ РФ, которые ограничивали номинальную доходность к погашению, поддерживая отрицательные реальные ставки (см. рис. 1.2).

В 1994 году Министерство финансов и Центральный банк РФ перешли к политике повышения привлекательности рынка ГКО-ОФЗ за счет высокой надежности, доходности и ликвидности облигаций. Снижение инфляции летом 1994 года привело к падению номинальных процентных ставок со 160–200% до 100–120% процентов годовых (см. рис. 1.1). В то же время реальные процентные ставки продолжали оставаться в течение практически всего 1994 года на достаточно высоком уровне (2–5% в месяц, см. рис. 1.2).

В феврале 1994 года ЦБ РФ официально объявил о допуске нерезидентов на рынок ГКО и возможности для них приобретать ГКО на сумму до 10% номинального объема выпуска. Однако из-за отсутствия законодательно-нормативной базы по гарантиям прав инвестора на рынке ГКО-ОФЗ, высоких политических рисков и непризнания России международными рейтинговыми компаниями приход иностранных инвесторов на рынок фактически не состоялся.

В марте ММВБ внедрила новый программно-технический комплекс, что позволило осуществлять торговлю на удаленных терминалах и подключенных региональных торговых площадках, а также начать торговлю производными финансовыми инструментами на основе ГКО (фьючерсы, опционы, сделки «репо», ломбардные кредиты и т. д.). Количество официальных дилеров к середине 1994 года выросло до 56. С июня 1994 года торговые сессии на ММВБ проходили в ежедневном режиме.

Осенью 1994 года макроэкономическая ситуация в стране резко ухудшилась. Ослабление денежно-кредитной политики весной и летом привело к усилению инфляционных процессов и бегству от рубля. Следствием этого стали ускорение спада в реальном секторе экономики и кризис на валютном рынке («черный вторник» 11 октября). Одновременно с ростом цен стали расти процентные ставки на рынке ГКО. К концу 1994 года номинальная доходность превысила 200% в годовом исчислении.

Однако после кризиса на валютном рынке рынок ГКО продемонстрировал большую устойчивость по сравнению с рынками других рублевых активов: объемы сделок остались на прежнем уровне. Министерство финансов РФ выпустило ГКО со сроком до погашения один год.

В целом в 1994 году объем размещения новых ГКО составил 17,365 трлн рублей, выручка Министерства финансов РФ – около 12,665 трлн рублей, объем сделок на вторичном рынке превысил 14,4 трлн рублей. Чистый доход для федерального бюджета достиг 5,5 трлн рублей. Объем ГКО в обращении на конец года составил 10,444 трлн рублей (1,7% ВВП).

Подводя итоги 1993–1994 годов, необходимо отметить, что государственные ценные бумаги еще не стали ни основным источником средств для финансирования дефицита федерального бюджета, ни наиболее важным рублевым активом для коммерческих банков и других участников финансового рынка. В то же время устойчивый положительный реальный процент, высокая ликвидность и надежность (по сравнению с другими секторами финансового рынка в России) создавали все предпосылки для расширения рынка ГКО в будущем. Основным препятствием для его развития являлась опасность инфляционных всплесков, что обесценивало любые рублевые активы.

§1.3. Рынок ГКО-ОФЗ и финансовая стабилизация в 1995 году

Основной целью программы финансовой стабилизации в 1995 году было снижение среднемесячных темпов инфляции с 10,5% (в 1994 году) до 4%, причем к концу года предполагалось достичь уровня 1%[8]. Программа Правительства и ЦБ РФ исходила из ориентировочного роста денежной массы в среднем на 4,2% в месяц. Для контроля за ростом денежной массы были установлены ежемесячные ограничения на рост чистых внутренних активов денежно-кредитных органов, а также предельные размеры чистых требований к правительству. Денежная программа предусматривала отказ от использования прямых кредитов Банка России для финансирования дефицита федерального бюджета. Таким образом, основным источником средств для его финансирования должны были стать заимствования на рынке ГКО-ОФЗ.

Динамику рынка ГКО-ОФЗ в 1995 году можно условно разделить на три подпериода (см. рис. 1.3). Первый период (январь–июнь) характеризуется снижением средневзвешенной доходности на рынке. Постепенное ослабление инфляции вследствие ужесточения денежно-кредитной политики способствовало понижению как номинальных, так и реальных ставок

[8] Подробнее см. *ИЭППП, 1996(а).*

(см. рис. 1.4). Дополнительным фактором, оказавшим влияние на динамику доходности, стал начавшийся процесс реструктуризации портфелей участников финансового рынка в пользу рублевых активов (см., например, *Easterly, Wolf, 1995*).

Отличительной чертой второго периода (июль – I половина сентября) стало повышение реальных процентных ставок. К началу сентября реальная доходность по ГКО достигла 10% в месячном выражении (см. рис. 1.4). Основной причиной такого повышения стал резкий рост предложения новых бумаг со стороны эмитента. В то же время значительное число инвесторов не было готово к вложению свободных средств в рублевые бумаги, сохранялись высокие инфляционные ожидания и риск падения курса рубля. В июне 1995 года Министерство финансов РФ провело первый аукцион по размещению нового вида государственных ценных бумаг – облигаций федерального займа с переменным купоном (ОФЗ-ПК) со сроком обращения более одного года и ежеквартальной выплатой купонного дохода, определяемого на основе среднемесячной доходности дисконтных облигаций (ГКО).

На протяжение третьего периода (II половина сентября – декабрь) номинальная доходность государственных ценных бумаг колебалась на уровне около 100% годовых. После кризиса ликвидности на рынке межбанковских кредитов (24 августа) рынок ГКО-ОФЗ окончательно занял место основного сектора на финансовом рынке России. Поддержание высокой ликвидности рынка, четкое выполнение Правительством своих обязательств по погашению облигаций и выплате купонных доходов, а также продолжающееся снижение уровня инфляции способствовали росту доверия инвесторов к вложениям в рублевые государственные ценные бумаги. В декабре 1995 года была начата торговля ГКО-ОФЗ на второй региональной площадке – Санкт-Петербургской межбанковской валютной бирже.

Однако ряд факторов не позволял доходности облигаций опустится ниже достигнутого уровня. Во-первых, к концу 1995 года возросли политические риски и неопределенность экономических перспектив в связи с неблагоприятными (по мнению значительного числа участников рынка) результатами выборов в Государственную Думу РФ и приближающимися выборами Президента РФ. Во-вторых, из-за мягкой бюджетной политики, проводимой Правительством РФ, продолжал оставаться высоким дефицит федерального бюджета. Последнее заставляло Министерство финансов РФ выходить на рынок со все большим предложением новых бумаг. Всего в 1995 году было размещено ГКО и ОФЗ на общую сумму 140,4 трлн рублей (по номиналу), в том числе 75 трлн в течение четырех последних месяцев года. Результатом такой политики стал рост отношения объема внутреннего долга (оформленного в виде государственных облигаций) к ВВП с 1,7% до 4,8% (декабрь 1994 г. и декабрь 1995 г., см. рис. 1.5).

§1.4. Рынок ГКО-ОФЗ в год президентских выборов (1996 год)

Предвыборная кампания, выборы Президента РФ, формирование Правительства, состояние здоровья Б. Ельцина, а также фактический допуск нерезидентов были основными факторами, определявшими развитие рынка ГКО-ОФЗ в 1996 году.

В самом начале 1996 года Министерству финансов и ЦБ РФ удалось понизить доходность ГКО-ОФЗ практически до уровня инфляции, то есть до 50% в годовом исчислении (см. рис. 1.6). В январе было принято решение о либерализации допуска нерезидентов на рынок. С 7 февраля иностранные инвесторы получили право участвовать через уполномоченные банки-нерезиденты в аукционах по ОФЗ и репатриировать получаемую прибыль (по ставке 19% годовых в валюте) под гарантии ЦБ РФ.

Однако с марта 1996 года рынок ГКО-ОФЗ стал все в большей степени испытывать влияние предвыборной президентской кампании[9]. Обострение бюджетного кризиса и усиление политических рисков привели к повышению стоимости заимствования на рынке с 50% до 200–250% годовых (см. рис. 1.6). С ростом доли облигаций с датами погашения после 16 июня 1996 года (день выборов президента), увеличивался наклон кривой доходности ГКО (подробнее см. *ИЭППП, 1998(в)*)[10]. К середине июня 1996 года реальная ставка достигла 20% в месячном выражении (см. рис. 1.7). Результатом стало быстрое наращивание долга в процентах ВВП: как видно из рисунка 1.5, отношение объема ГКО-ОФЗ в обращении к ВВП выросло к концу июня до 8,08%, т. е. в 1,7 раза с начала года. В то же время, несмотря на размещение ряда выпусков ОФЗ, дюрация рыночного портфеля государственных облигаций в мае – июне снизилась до 135–140 дней (по сравнению со 150–160 днями в феврале – апреле 1996 года). Для повышения привлекательности инвестиций в ГКО и ОФЗ в апреле ЦБ РФ ввел в действие механизм ломбардного кредитования под залог государственных облигаций.

Снижение степени политической неопределенности после победы Б. Ельцина на президентских выборах позволило номинальной доходности ГКО-ОФЗ опуститься до 70–100% годовых (5–8% в реальном месячном выражении, см. рис. 1.6 и 1.7). Это дало возможность Министерству финансов РФ ограничить влияние эффектов ликвидности и проводить политику, направленную на дальнейшее снижение уровня доходности[11]. В июле 1996 года ЦБ РФ и ММВБ завершили создание единой межрегиональной системы торгов по государственным ценным бумагам, объединившей восемь торговых площадок (ММВБ, СМВБ, СПВБ, РМВБ, УРВБ, АТМВБ, НВФБ и СВМБ).

---

[9] Подробнее см. *ИЭППП, 1996(б)*.

[10] Аналогичное соотношение между динамикой уровня процента и временной структурой долга в периоды усиления политической нестабильности наблюдалось в ряде стран-членов ОЭСР *(Miller, 1997)*.

[11] Подробнее см. *ИЭППП, 1997*.

В августе ЦБ РФ ввел в действие новую схему допуска нерезидентов на рынок ГКО-ОФЗ, которая предусматривала их участие через российские банки-дилеры на вторичных торгах и репатриацию прибыли через счета типа «С»[12]. Первоначальная квота для нерезидентов была установлена в размере 1 млрд долларов в месяц (в последствие увеличена сначала до 1,5, а с ноября – до 2 млрд долларов). Для увеличения ликвидности рынка в сентябре ЦБ РФ завершил процесс формирования двухуровневой системы дилеров ГКО, в рамках которой «первичные» дилеры наряду с рядом обязанностей (в частности, по выкупу определенной доли вновь размещаемых бумаг на аукционах, соотношению конкурентных и неконкурентных заявок, поддержанию двухсторонних котировок) получили дополнительные возможности по поддержанию уровня собственной ликвидности, например, право торговать без предоплаты с покрытием в виде операций «репо» с ЦБ РФ.

Снижение политических рисков и рост спроса со стороны иностранных инвесторов после улучшения здоровья Президента РФ позволили Министерству финансов и ЦБ РФ до конца года понизить доходность государственных облигаций до 50% годовых (в номинальном выражении). Значительно выросли объемы сделок на вторичном рынке (см. рис. 1.6). Одновременно замедлились темпы наращивания долга. С июля по декабрь реальный объем ГКО и ОФЗ в обращении вырос на 33,8% и составил на 31 декабря 1996 года 10,8% ВВП. Дюрация рыночного портфеля достигла 160 дней.

§1.5. Рынок государственных облигаций в январе – октябре 1997 года

1997 год стал наиболее спокойным периодом развития рынка государственных рублевых облигаций. Политическая стабильность, низкая инфляция, признаки стабилизации в реальном секторе экономики повышали привлекательность России для иностранных инвестиций (в первую очередь портфельных). Отечественная банковская система и большое число

[12] См. *«Вестник Банка России», №33, 23 июля 1996 года*.

фирм располагали значительным объемом свободных рублевых средств. Рынок ГКО-ОФЗ, обеспечивающий наименьший уровень рисков при высокой доходности (в том числе в валюте), являлся основным местом для вложения денег.

Снижение номинальной доходности государственных облигаций, начавшееся после июньских выборов 1996 года, продолжалось до конца мая 1997 года (см. рис. 1.8). К лету 1997 года процент на рынке ГКО-ОФЗ достиг 20% годовых, оставаясь на данном уровне вплоть до развертывания мирового финансового криза в конце октября 1997 года[13].

В марте Министерство финансов РФ и ЦБ РФ договорились о переоформлении задолженности первого в ценные бумаги со сроком до погашения от 4 до 16 лет на общую сумму около 80 млрд рублей. Следствием этого стало удлинение дюрации рыночного портфеля ГКО-ОФЗ со 165 до 940 дней, а также рост объема внутреннего долга, оформленного в виде ценных бумаг, на 4 п.п. ВВП (см. рис. 1.5).

Снижение номинальной доходности позволило Министерству финансов РФ постепенно понижать уровень гарантированной доходности нерезидентам от вложений на рынке ГКО-ОФЗ. В августе 1997 года валютная доходность от инвестиций была установлена на уровне 9% годовых.

В то же время в условиях практически нулевой инфляции реальная рублевая процентная ставка оставалась достаточно высокой. В течение всей первой половины года реальная доходность к погашению находилась в диапазоне от 0,5% до 2% в месяц (7–27% в годовом исчислении, см. рис. 1.9). Только в июне и июле уровень реальной процентной ставки опускался ниже 1% в месяц.

В августе реальная рублевая доходность ГКО-ОФЗ снова резко возросла (до 1,5–2,5% в месяц). Примечательно, что в этот период реальный объем долга практически оставался постоянным, а в отдельные месяцы даже снижался (см. рис. 1.5). Всего с марта по октябрь реальный объем долга вырос на 4,3% (с 15,8% до 16,5% ВВП).

[13] Подробнее см. *ИЭППП, 1998(а).*

§1.6. Рынок ГКО-ОФЗ в условиях финансового кризиса (ноябрь 1997 – август 1998 года)

С ноября 1997 года финансовый рынок России вступил в фазу всеобщего кризиса, кульминацией которого стали девальвация рубля, замораживание внутреннего долга и мораторий на выплату внешних обязательств, объявленные 17 августа 1998 года.

В ноябре 1997 года Центральный банк РФ продолжал поддерживать цены на государственные облигации, доходность которых, тем не менее, начала медленно расти (с 20–25% до 30% годовых). В декабре Банк России отказался от политики поддержания ставок на низком уровне, и доходность к погашению государственных облигаций поднялась до 40% годовых (см. рис. 1.10). Из-за сезонного ускорения роста цен реальные рублевые ставки остались на прежнем уровне около 2% в месяц (см. рис. 1.11).

С 1 января 1998 года вступил в действие новый порядок работы нерезидентов на рынке ГКО-ОФЗ. Были отменены ограничения на срок вложения средств в облигации, на период репатриации прибыли. Кроме того, ЦБ РФ передал коммерческим банкам права по гарантиям иностранным инвесторам по валютной доходности их вложений, то есть право страховать их от валютного риска. В условиях разрастающегося мирового финансового кризиса и оттока капитала с рынков развивающихся стран эти меры облегчили вывод средств из российских рублевых ценных бумаг и способствовали повышению неустойчивости рынка[14].

[14] Подробнее см. *ИЭППП, 1998(б).*

Тем не менее, ЦБ РФ в декабре 1997 – январе 1998 года смог противостоять атаке на рубль, что временно поставило Россию в более благоприятные условия по сравнению со многими другими развивающимися финансовыми рынками. С февраля по апрель 1998 года рынок ГКО-ОФЗ испытывал приток новых средств, что позволило процентным ставкам оставаться стабильными на уровне около 30% годовых[15] (см. рис. 1.10). В то же время сохранение высоких реальных ставок (см. рис. 1.11) привело к дальнейшему наращиванию объема государственного долга (см. рис. 1.5). С января по май 1998 года объем ГКО и ОФЗ в обращении вырос почти на 12% или с 16,5% до 18,4% ВВП (последнее является наибольшим значением показателя за всю историю рынка).

С конца апреля 1998 года осложнилась ситуация с рефинансированием и обслуживанием рыночных обязательств Правительства РФ[16]. Как видно из рисунка 1.12, с апреля объем новых средств, привлекаемых на аукционах и при доразмещении облигаций на вторичном рынке, не мог покрыть объем государственных обязательств. Попытки увеличить объем размещения приводили к росту доходности новых выпусков облигаций, что еще более сокращало реальный объем заимствований.

[15] Данное наблюдение отмечалось, в частности, в материалах круглого стола «Мировой финансовый кризис и условия стабильности российского финансового рынка», проведенного в феврале 1998 года РЦЭР, Экспертным институтом, Институтом «Информационное общество» и ЗАО «КФП Капитал».

[16] Подробнее о ситуации в бюджетной сфере см. *Синельников С., Архипов С., Баткибеков С., Дробышевский С., Трунин И. (1998)*.

В конце мая уровень номинальной доходности ГКО-ОФЗ превысил 60% годовых (5% в месяц в реальном исчислении, см. рис. 1.10 и 1.11). В этих условиях Министерство финансов РФ было вынуждено отказаться от размещения новых выпусков рублевых облигаций, привлекая средства для погашения ранее выпущенных серий из регулярных доходов федерального бюджета и за счет размещения новых еврооблигаций. Таким образом, начиная с июня, объем внутреннего долга РФ стал сокращаться.

Однако к середине июля цены ГКО-ОФЗ упали практически до уровня дефолта. Номинальная доходность облигаций превысила 120% годовых, что обеспечивало при текущем уровне инфляции не менее 10% в месяц реального дохода. Одновременно усилился отток средств нерезидентов из страны, возросла опасность девальвации рубля. Стремясь повысить доверие инвесторов к российским ценным бумагам и снизить уровень валютного риска, 24 июля Правительство РФ, после выделения МВФ России стабилизационного кредита, провело добровольную конвертацию части рублевого внутреннего долга в еврооблигации на общую сумму около 27,5 млрд рублей. В частности, обязательства по погашению ГКО и ОФЗ до конца 1998 года снизились на 17,5 млрд рублей. Таким образом, к середине августа объем государственного долга сократился по сравнению с концом мая на 11,2% до 16,3% ВВП. Уровень доходности на рынке в конце июля снизился до 50–60% годовых (3–4% в месяц в реальном выражении).

Однако данные меры на фоне продолжающегося ухудшения ситуации в бюджетной сфере еще более снижали уверенность в способности Правительства РФ выполнить свои обязательства по ценным бумагам в полном объеме. С начала августа отток капитала усилился. К 14 числу доходность бумаг возросла до 100% годовых, длинные выпуски облигаций практически потеряли ликвидность.

17 августа Правительство и ЦБ РФ выпустили совместное заявление, в котором было объявлено, наряду с мерами в области валютной политики, о прекращении вторичных торгов по государственным облигациям, а 19 августа состоялся дефолт по очередному погашаемому выпуску ГКО. В разъяснениях Министерства финансов РФ, опубликованных 28 августа, говорилось о

реструктуризации всех ценных бумаг со сроком погашения до 31 декабря 1999 года. Таким образом, рынок ГКО-ОФЗ в его прежнем виде перестал существовать.

* * *

Подводя итоги развития рынка государственных рублевых облигаций в 1993–1998 годах, необходимо отметить следующее:

- На протяжении всего периода на рынке наблюдалась необычайно высокая реальная доходность, способствующая (при государственных гарантиях) привлечению на рынок средств как отечественных, так и иностранных инвесторов.
- Мягкая бюджетная политика, высокий уровень дефицита федерального бюджета и, соответственно, большой объем предложения новых бумаг обусловили сохранение высокого уровня реальных ставок на рынке.
- Усиление политической нестабильности в стране также способствовало повышению доходности ГКО-ОФЗ сверх уровня, определяемого на основе паритетных соотношений, либо доходности в реальном секторе экономики. Данный факт вызван тем, что доверие инвесторов к рынку определялось прежде всего позициями определенных политических сил в Правительстве, ослабление которых ассоциировалось с увеличением вероятности невыполнения государством своих обязательств.
- Иностранный капитал играл значительную роль на рынке ГКО-ОФЗ. В 1996 – начале 1997 года его приход способствовал снижению стоимости заимствования и увеличению ликвидности рынка. В то же время ослабление контроля за движением капитала в 1998 году в условиях нарастающего кризиса стало одним из важнейших факторов дальнейшего ухудшения ситуации во всех секторах финансового рынка России.
- Хотя объем государственного долга оставался на достаточно низком уровне (менее 20% ВВП), вследствие короткой дюрации долга уровень нагрузки на бюджет, начиная со второй половины 1996 года, был чрезвычайно высок. В то же время удлинение среднего срока до погашения рыночного портфеля было невозможно в силу низкого уровня доверия участников рынка.

Глава 2. Описание данных для исследования

Исходные данные для исследования динамики доходности на рынке ГКО-ОФЗ и временной структуры процентных ставок были взяты из базы информационного агентства "Финмаркет". Эта база данных содержит информацию о проведенных Минфином РФ аукционах (номер выпуска, дата аукциона, дата погашения, срок обращения, объем выпуска, объем заявок, объем продаж, выручка, цена отсечения, средняя цена, максимальная доходность, средняя доходность), о результатах торгов на вторичном рынке (по всем торговым дням для каждой серии – минимальная и максимальная цены, цена закрытия, средняя цена, средняя доходность, объем торгов, накопленный купонный доход по купонным облигациям), а также о доразмещениях и досрочных погашениях за весь период существования рынка – с 18 мая 1993 года по 14 августа 1998 года.

Как уже было отмечено, база включает в себя данные как по средней цене, так и по средней доходности каждой бумаги на аукционе или на вторичных торгах, рассчитанной на основе этой цены. Доходность рассчитана по методике Министерства финансов РФ по формулам:

$I_d = \left(\frac{100}{P_t} - 1 \right) \cdot \frac{365}{T} \cdot 100\%$ – для дисконтных облигаций (ГКО),

$I_c = \left(\frac{100 + C}{P_t + c_t} - 1 \right) \cdot \frac{365}{T'} \cdot 100\%$ – для купонных облигаций (ОФЗ-ПК и ОФЗ-ПД),

где P_t – цена облигации в день t (в % от номинала), T – срок до погашения в днях, C – купонный платеж (в % от номинала), c_t – накопленный купонный доход на день t (в % от номинала) и T' – срок до даты выплаты купона или погашения (в днях).

Наиболее спорной представляется формула для расчета доходности ОФЗ. В ней цена облигации в день выплаты очередного купона принимается равной номиналу, что не соответствует реальности. Кроме того, доходность таких бумаг, на наш взгляд, аккуратно рассчитать не представляется возможным, так как последующие купонные выплаты неизвестны в

течение практически всего текущего периода. Поэтому в дальнейшем облигации федерального займа с переменным и постоянным купонным доходом (ОФЗ) исключаются из рассмотрения, и мы будем работать только с дисконтными ценными бумагами – ГКО[17].

Вторым важным моментом, на наш взгляд, является разделение результатов торгов на первичных аукционах и на вторичном рынке. Проводившиеся Министерством финансов РФ аукционы являются дискриминационными, то есть неконкурентные заявки выполняются по средней цене удовлетворенных конкурентных заявок, а конкурентные – по предложенной цене, но выше цены отсечения. Как показывают результаты аукционов, в большинстве случаев устанавливаемая минимальная цена отсекает до 70–80% поданных конкурентных заявок. Таким образом, публикуемая средняя цена на аукционе отражает фактически среднее верхнего квартиля ожидаемых участниками цен. На вторичных торгах рыночные механизмы ценообразования преобладают (торги ведутся по принципу непрерывного сопоставления встречных заявок), и осреднение идет по всем прошедшим сделкам. Поэтому при исследовании непрерывных рядов доходности будут учитываться только данные по торгам на вторичном рынке (за исключением отдельных случаев проверки гипотез о соотношении аукционной и рыночной ставок)[18].

В-третьих, предложенная Минфином РФ формула расчета доходности государственных казначейских облигаций представляет собой формулу для расчета доходности в годовом

---

[17] Данное ограничение не оказывает значимого влияния на результаты анализа динамики процентной ставки и временной структуры доходности государственных облигаций. В большинстве работ по временной структуре и взаимовлияниям уровня процентной ставки и других макроэкономических переменных в качестве объекта изучения используются ставки только по дисконтным облигациям (напр., казначейским векселям США). Рассмотрение купонных облигаций не изменяет принципиальных выводов, полученных на основе исследования дисконтных облигаций (см. *Coleman, Fisher, Ibbotson, 1992*).

[18] Об особенностях ценообразования на дискриминационных аукционах и мотивах поведения его участников см. *Nyborg, Sundaresan, 1996*.

выражении по правилу простого процента. Для сопоставимости ставок по облигациям с разными сроками до погашения мы рассчитали доходность ГКО в непрерывном исчислении для всех серий по всем торговым дням, т. е.

$$I_d = \frac{-\ln P_t}{T/365}, \qquad (2.1)$$

где P_t – цена облигации в долях от единицы. Аукционная доходность к погашению всех серий также пересчитана по данной формуле.

В конце января 1997 года был принят закон о налогообложении доходов по государственным ценным бумагам, что, по-видимому, отразилось на ценах новых выпусков облигаций[19]. Дисконтный доход облагался по фиксированной ставке 15%. При расчете доходности по налогооблагаемым сериям ГКО мы предполагаем, что данная облигация после покупки будет держаться до погашения. В таком случае налог равен 15% от разницы между номиналом и текущей ценой облигации. Для получения сопоставимых рядов доходности с предыдущими выпусками государственных облигаций эта сумма прибавляется к цене, и уже новое значение используется для расчета непрерывной доходности, то есть:

$$I_d = \frac{-\ln \tilde{P}_t}{T/365} \qquad (2.2)$$

$$\tilde{P}_t = P_t + 0{,}15 \cdot (100 - P_t)$$

Поскольку в отличие от доходности ГКО, по которой можно построить ежедневный ряд, другие макроэкономические переменные, используемые при моделировании, имеют недельную (индекс потребительских цен, результаты аукционов)

[19] Вопрос о влиянии изменения режима налогообложения на цены государственных ценных бумаг выходит за рамки настоящего исследования. Хотя мы не располагаем расчетами, подтверждающими снижение цен новых, налогооблагаемых, выпусков ГКО по сравнению с ранее выпущенными сериями с аналогичными сроками до погашения, такая гипотеза основывается на результатах анализа последствий налоговых реформ на рынке казначейских векселей США (см. *Eijffinger, Huizinga, Lemmen, 1997; Green, Odegaard, 1997; Koch, Stock, 1997; Elton, Green, 1998*).

или месячную периодичность (показатели денежной массы, исполнение федерального бюджета) возникает проблема агрегирования первоначальных результатов расчетов. Агрегирование производится по одному и тому же принципу как для недельных, так и для месячных данных. Недельная (месячная) средневзвешенная доходность рынка ГКО определяется по формуле:

$$I_d^a = \frac{1}{V}\sum_t \sum_i I_d^{i,t} V^{i,t},$$

где V – общий объем торгов на вторичном рынке по всем сериям ГКО за неделю (месяц), $I_d^{i,t}$ – доходность в непрерывном исчислении по *i*-ой облигации в день *t*, $V^{i,t}$ – объем торгов по *i*-ой облигации в день *t*.

Объем облигаций в обращении рассчитан как сумма по всем сериям ГКО, размещенных на аукционах, а также доразмещений на вторичном рынке с учетом досрочных погашений. Дюрация рыночного портфеля определяется как средний по всем сериям государственных краткосрочных облигаций срок до погашения ценных бумаг, взвешенный по доле каждой серии в общем объеме ГКО в обращении:

$$D_t = \frac{1}{V_t}\sum_i T_i V_{i,t}.$$

Реальная доходность по дисконтным облигациям определяется из соотношения номинальной доходности к погашению и индекса потребительских цен π (данные Госкомстата) по следующей формуле:

$$R_t = \frac{I_t - \pi_t}{1 + \pi_t}.$$

Данные о других макроэкономических показателях взяты из официальных материалов Центрального банка РФ, Госкомстата РФ, Министерства финансов РФ и Госналогслужбы РФ.

Глава 3. Эконометрическое моделирование средневзвешенной доходности ГКО

Для исследования взаимосвязей между динамикой доходности ГКО и изменением макроэкономических переменных (инфляция, курс рубля, темп прироста денежных агрегатов, дефицит федерального бюджета и т. д.) мы будем применять различные методы эконометрического анализа. Для выбора конкретного метода в каждом отдельном случае и для выявления ограничений, накладываемых на выбор эконометрических методов вследствие особых статистических свойств рассматриваемых временных рядов, в данной главе описаны закономерности динамики временных рядов доходности недельных и месячных данных номинальной и реальной доходности ГКО к погашению. В частности, анализируются нормальность распределения данных, глубина инерционности процесса, стационарность временных рядов.

§3.1. Анализ свойств временных рядов доходности ГКО

Мы будем рассматривать три основных временных ряда доходности государственных дисконтных облигаций:

- средневзвешенную за неделю номинальную доходность ГКО к погашению (далее – недельная доходность);
- средневзвешенную за месяц номинальную доходность ГКО к погашению (далее – месячная доходность);
- средневзвешенную за месяц доходность ГКО к погашению в реальном исчислении (далее – реальная ставка).

Динамика трех данных показателей в мае 1993 – августе 1998 года показана на рисунках 3.1, 3.2 и 3.3.

Проверка рядов на стационарность. Для проверки на стационарность мы провели тесты Дикки-Фуллера (*Augmented Dickey-Fuller unit root test*) и Филлипса-Перрона (*Phillips-Perron unit root test*) (см. *Mills, 1993 и Rao, 1994*) для уровня и первой разности рассматриваемых рядов. При этом мы принимали во внимание следующее:

- в динамике всех временных рядов возможно выделить несколько участков с различными уровнями среднего значения, либо направлениями тренда изменения переменной. Как было показано Перроном *(Perron, 1990; Rao, 1994)*, наличие структурных сдвигов в среднем значении временного ряда, вызванных изменением внешних факторов, может привести к принятию гипотезы о наличии единичного корня (согласно тесту Дикки-Фуллера), в то время как ряд имеет несколько отдельных временных интервалов. С другой стороны, Ли *(Lee, 1996)* доказал, что в случае с изменением тренда внутри временного ряда расширенный тест Дикки-Фуллера имеет большую мощность по сравнению с тестом Филлипса-Перрона. Для учета данных особенностей мы приводим результаты обоих тестов;
- оба теста допускают наличие временного тренда и свободного члена во временном ряду. Мы оставили данные переменные только в финальных уравнениях теста для случаев, когда они статистически значимы (оценки *t*-статистики приведены в таблице 3.1). В этом случае асимптотические свойства и мощность тестов сохраняются (см. *Phillips, 1987*);
- число лагов первых разностей (в тесте Дикки-Фуллера) выбрано с учетом значимости лага наивысшего порядка для каждого ряда в отдельности. Число лагов отсечения (в тесте Филлипса-Перрона) определено, исходя из минимизации дисперсии остатков уравнения теста.

Результаты расширенного теста Дикки-Фуллера и теста Филлипса-Перрона представлены в таблице 3.1. Как видно из результатов обоих тестов, ряды в уровнях номинальной доходности ГКО имеют единичный корень, в то время как ряд реальной ставки по ГКО – нет. Поэтому в дальнейшем при анализе недельной и месячной номинальной доходности ГКО мы будем использовать ряды первых разностей данных переменных, $\Delta i_t = i_t - i_{t-1}$.

Автокорреляционные функции. Большинство временных рядов финансовых показателей обладают свойством «памяти», то есть их текущие значения зависят от динамики ряда в прошлом. Для анализа зависимости между предыдущими и последующими значениями рядов первых разностей недельной и месячной доходности ГКО и реальной ставки по ГКО рассмотрим автокорреляционную (АКФ) и частную автокорреляционную (ЧАКФ) функции[20] (см. рис. 3.4 – 3.6).

[20] Подробное описание методов анализа автокорреляционной и частной автокорреляционной функций смотри в *Johnston, DiNardo, 1997*.

Рисунок 3.4.

АКФ и ЧАКФ первой разности недельной доходности ГКО

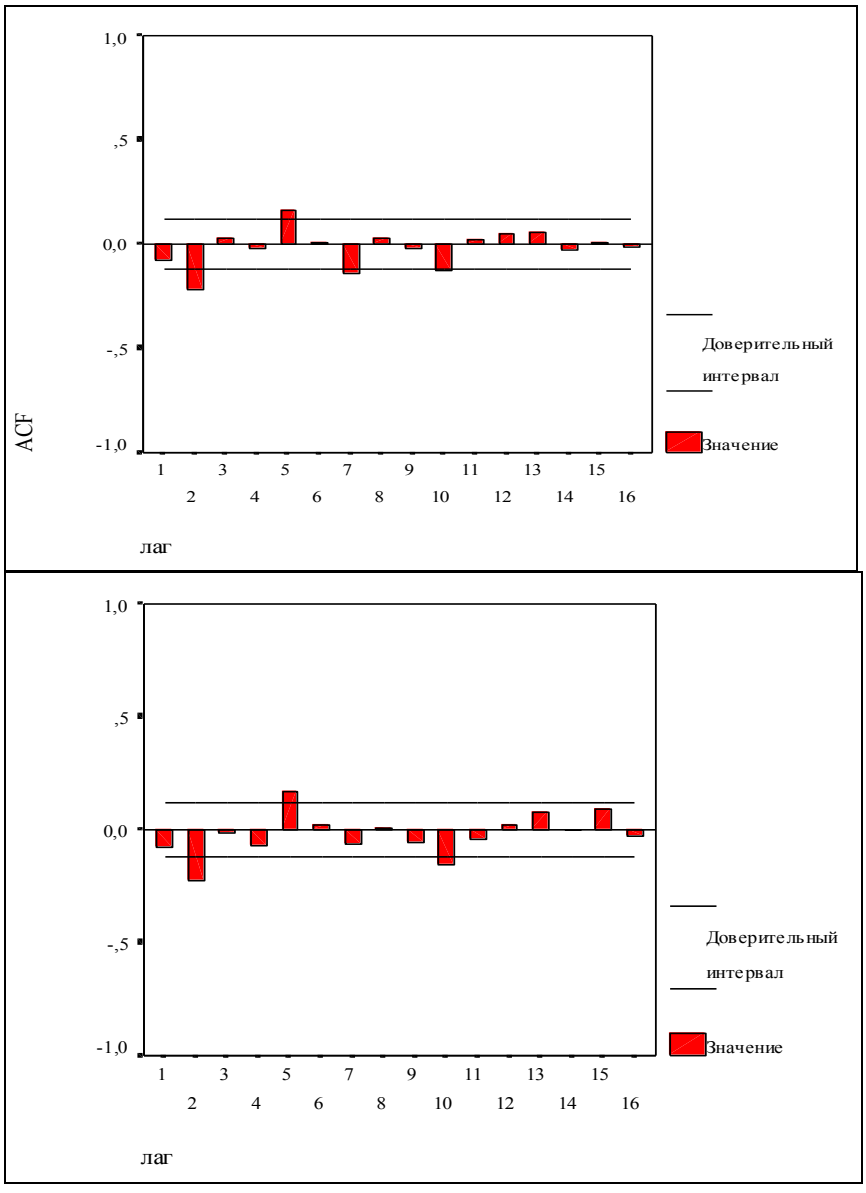


Рисунок 3.5.

АКФ и ЧАКФ первой разности месячной доходности ГКО

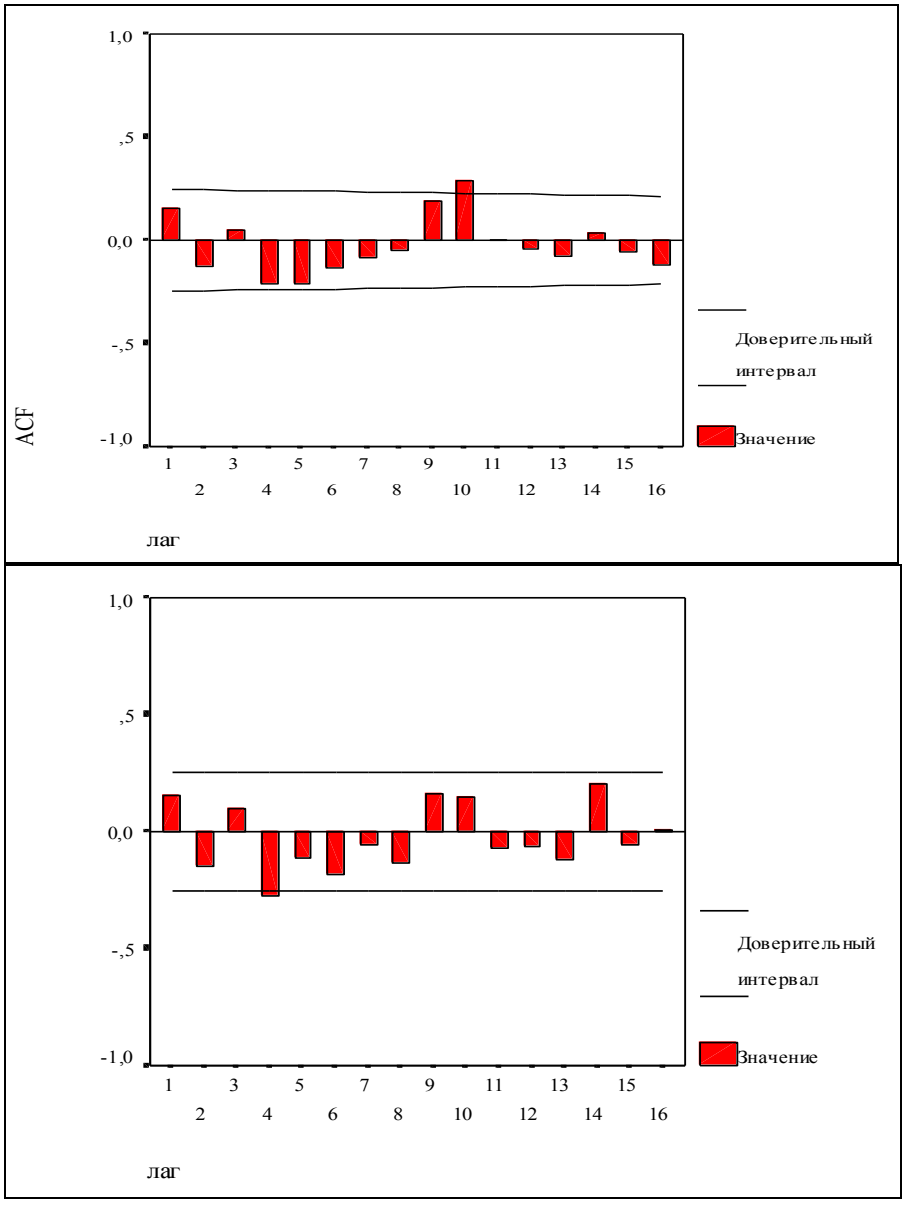
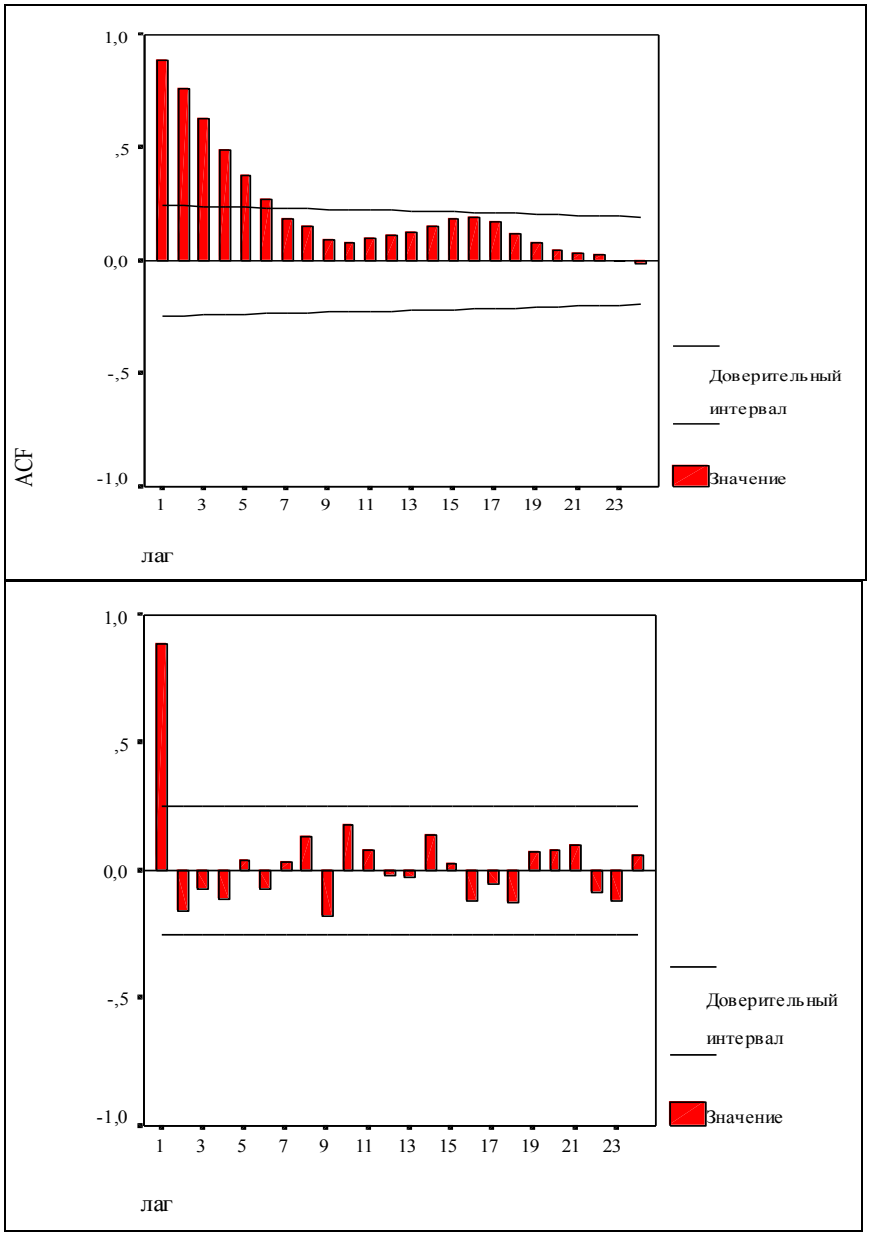


Рисунок 3.6.

АКФ и ЧАКФ реальной ставки по ГКО



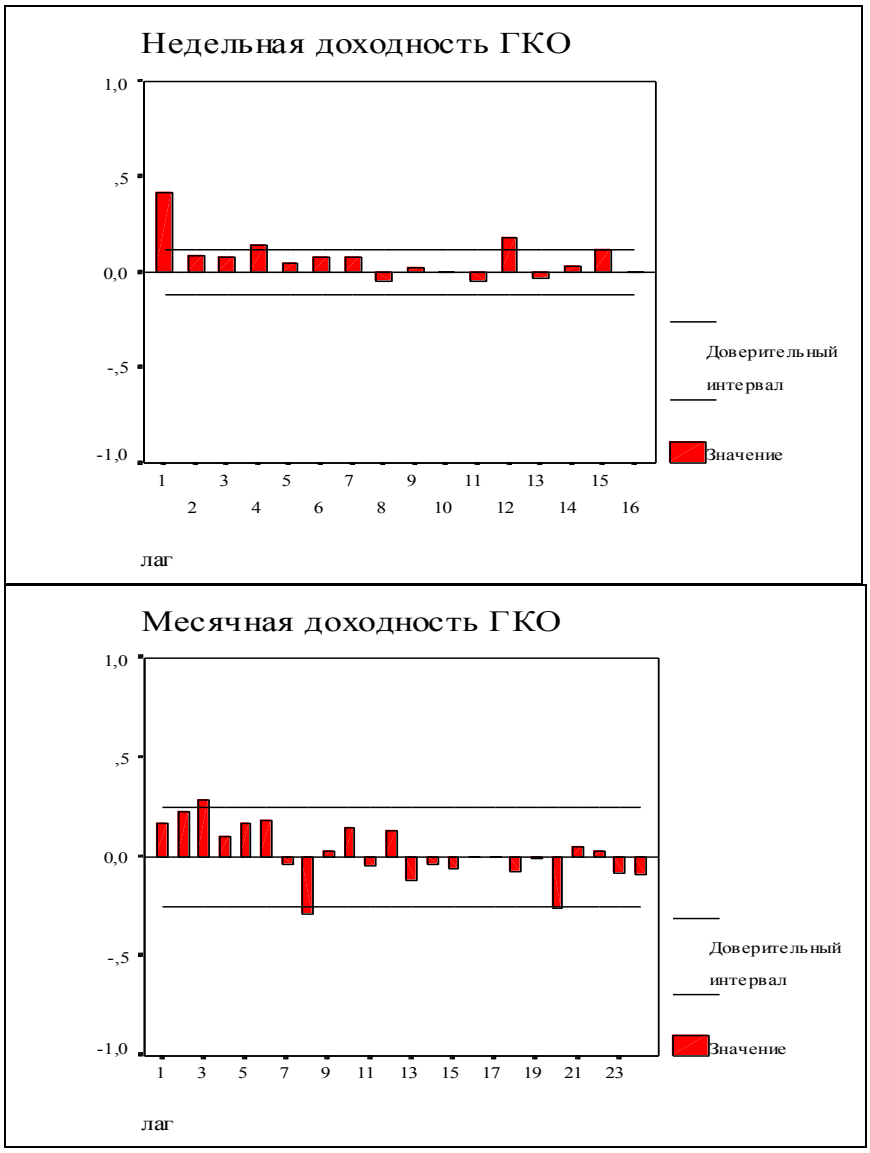
Как видно из приведенных графиков функций, у первых разностей номинальной доходности ГКО автокорреляция практически отсутствует (для недельной доходности значимы с 5% вероятностью ошибки только второй и пятый лаги, для месячной – четвертый). Стохастический процесс динамики реальной ставки по ГКО соответствует авторегрессионной функции первого порядка.

Данные результаты согласуются с известным свойством приростов (то есть первых разностей исходных рядов) многих финансовых переменных. Исследования показали *(Taylor, 1986; Hsieh, 1995; Campbell, Lo, MacKinlay, 1997)*, что приросты преимущественно некоррелированы, в то время как величины приростов по модулю имеют тенденцию к высокой степени автокорреляции. Это означает, что за большим положительным значением прироста цены (доходности) актива не обязательно следует также положительный прирост, но высока вероятность того, что следующее изменение цены (доходности) будет также большим. Тем не менее, знак последующего приращения может быть любым[21]. Гипотеза подтверждается для рядов доходности ГКО, причем данное свойство лучше проявляется у первых разностей доходности на более коротких интервалах (недельных по сравнению с месячными, см. рис. 3.7).

[21] Данное свойство присуще классу стохастических процессов, названных аддитивными нелинейными моделями динамики финансовых активов (*additive nonlinear models*). Вторым наиболее распространенным случаем является мультипликативная нелинейность (*multiplicative nonlinear models*), анализ которой представлен в параграфе 3.3. Разделение двух классов нелинейности в реально наблюдаемых рядах чрезвычайно затруднено (большинство процессов демонстрируют оба свойства), поэтому при эмпирических исследованиях принято отдавать предпочтение мультипликативной нелинейности, для моделирования которой разработан обширный математический аппарат (ARCH-GARCH модели) (см. *Cuthberson, 1996*).

Рисунок 3.7.

ЧАКФ абсолютных значений первых разностей недельной и месячной доходности ГКО



§3.2. Линейная авторегрессионная модель динамики доходности ГКО

Прежде чем перейти к анализу взаимосвязей и соотношений между доходностью ГКО и другими макроэкономическими показателями и индикаторами финансового рынка, мы поставили перед собой задачу построения «чистой» модели временного ряда (*'pure' time series model*), основанной только на учете динамических свойств исследуемого ряда. Данные модели, хотя и не предполагают обоснования на основе экономической теории, позволяют глубже понять статистические закономерности изменения переменных. Представление динамики финансового показателя в виде стационарного случайного процесса, среднее значение и дисперсия которого могут быть оценены с помощью эконометрических методов, дает возможность построения модели, обладающей хорошими прогностическими свойствами (хотя механизм взаимодействия между значениями ряда в различные моменты времени может оставаться необъясненным)[22].

Спецификация и оценка модели случайного временного ряда. Для обеспечения числа наблюдений, требуемого для использования методов анализа временных рядов, мы ограничимся рассмотрением ряда недельной доходности ГКО. Число наблюдений данной переменной в достаточной мере отвечает указанному требованию (общее число наблюдений – 274). Как было показано выше, исходный ряд уровня недельной доходности ГКО не является стационарным (имеет единичный корень, см. параграф 3.1). В то же время ряд первых разностей недельной доходности ГКО стационарен и может рассматриваться как последовательность нормально распределенных случайных величин. С учетом выявленной автокорреляции (см. рис. 3.4) речь не идет о независимых случайных величинах. Динамика временного ряда первых разностей недельной доходности ГКО показана на рисунке 3.8.

Таким образом, мы имеем право оценить авторегрессионную – скользящую среднюю модель для интегрированного в

[22] См. *A. Harvey, 1993; Cuthbertson, 1996*.

первом порядке временного ряда уровня недельной доходности ГКО, ARIMA(p,1,q), где p – число авторегрессионных членов, q – число членов скользящего среднего. Модель имеет функциональную запись следующего вида[23]:

$$\Delta i_t = c + \sum_p a_p \Delta i_{t-p} + \sum_q b_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \ .$$

Первоначальный выбор числа авторегрессионных членов и членов скользящего среднего был произведен на основе анализа автокорреляционной и частной автокорреляционной функций (см. рис. 3.4). Анализ АКФ и ЧАКФ показывает, что максимальное число лагов по каждой из переменных может достигать пяти, то есть надо оценивать модель ARIMA (5,1,5). Выбор конкретного числа параметров модели, обеспечивающего наилучшее приближение к наблюдаемому ряду при минимизации количества учитываемых лагов, может быть осуществлен только на основе сравнения набора моделей с альтернативной спецификацией. В качестве критерия отбора выступают информационные критерии качества модели: информационный критерий Акаике (*AIC*) и Байеса-Шварца (*BIC*, см. *Judge, Griffiths, Hill, Luetkepohl, Lee, 1985*)[24]. Значения критериев для различных спецификаций модели ARIMA(p,1,q), $p,q \in [0,5]$, приведены в таблице 3.2.

Сравнение различных спецификаций моделей по информационным критериям позволяет выбрать три варианта, имеющих преимущества по разным критериям (выделены жирным шрифтом). Для определения наилучшей из выбранных моделей мы сравнили другие показатели качества для данных трех спецификаций (см. табл. 3.3).

---

[23] См. *Pindyck, Rubinfeld, 1991*.

[24] Оба критерия обладают определенными преимуществами. Авторы различных учебников по эконометрике расходятся в оценке их эффективности (см. *A. Harvey, 1993; Mills, 1993; Johnston, DiNardo, 1997*). Поэтому мы приводим значения обоих критериев, отдавая некоторое предпочтение при выборе конкретной модели AIC.

Таблица 3.2.*

Число авторегрессионных членов, *p*	Число членов скользящего среднего, *q*					
	0	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
0	-1,664 -1,651	-1,668 -1,642	-1,711 -1,671	-1,712 -1,659	-1,706 -1,640	-1,715 -1,634
1	-1,663 -1,634	-1,679 -1,640	-1,711 -1,658	-1,707 -1,641	-1,735 -1,655	-1,716 -1,623
2	-1,707 -1,667	-1,700 -1,647	-1,724 -1,657	-1,737 -1,657	-1,736 -1,643	-1,727 -1,620
3	-1,696 -1,643	-1,742 -1,675	-1,727 -1,647	-1,760 -1,667	-1,763 -1,657	-1,716 -1,600
4	-1,693 -1,626	**-1,762** **-1,681**	-1,744 -1,650	**-1,766** **-1,659**	-1,737 -1,617	-1,762 -1,628
5	-1,721 -1,641	-1,708 -1,614	-1,711 -1,604	-1,705 -1,584	-1,755 -1,621	**-1,764** **-1,616**

Верхнее значение – AIC, нижнее значение – BIC.

Таблица 3.3.

	R^2	Нормированный R^2	*F*-статистика	Статистика Бокса-Льюнга (*Box-Ljung Q-statistic*)
ARIMA(4,1,1)	0,133	0,117	8,087	37,63
ARIMA(4,1,3)	0,150	0,127	6,583	31,98
ARIMA(5,1,5)	0,170	0,138	5,257	25,83

Из таблиц 3.2 и 3.3 видно, что предпочтительными статистическими свойствами обладает модель ARIMA(4,1,3). Полная статистика оценки данной спецификации приведена в таблице 3.5, график первых разностей недельной доходности ГКО и теоретических значений, оцененных по модели ARIMA(4,1,3) показаны на рисунке 3.9.

Для проверки статистических свойств оценки модели ARIMA(4,1,3) мы провели ряд тестов, в частности тесты на автокорреляцию в остатках, стабильность оценок на всем периоде, наличия нескольких режимов и нелинейность модели.

Таблица 3.5.

Переменная	Оценка	Стандартная ошибка	*t*-статистика	Уровень значимости
C	-7,60E-05	0,005651	-0,013450	0,9893
AR(1)	0,283934	0,082310	3,449593	0,0007
AR(2)	0,270687	0,066946	4,043355	0,0001
AR(3)	-0,625289	0,062616	-9,986093	0,0000
AR(4)	0,039776	0,067435	0,589844	0,5558
MA(1)	-0,388032	0,054381	-7,135399	0,0000
MA(2)	-0,496191	0,033951	-14,61472	0,0000
MA(3)	0,859212	0,054392	15,79674	0,0000

Число наблюдений	269	**AIC**	-1,766228
R^2	0,150067	**BIC**	-1,659322
Нормированный R^2	0,127272	**Статистика Жарка-Бера (остатки)**	110,9
Стандартная ошибка	0,098599	***Q*-статистика**	31,98
***F*-статистика**	6,583279	**Уровень значимости (*F*-статистика)**	0,000000

Тест на автокорреляцию в остатках. Для проверки наличия серийной автокорреляции в остатках модели ARIMA(4,1,3) мы провели тест множителей Лагранжа (тест Бройша-Годфри, *Breusch-Godfrey test*)[25]. Результаты теста отвергают гипотезу о наличии автокорреляции до шестого порядка включительно на 95% уровне значимости (произведение числа наблюдений на R^2 равно 6,66, что соответствует уровню значимости около 85%).

Стабильность оценок и наличие нескольких режимов. Ряд исследований динамики процентных ставок (например, *Gray, 1996b; Ang, Bekaert, 1998*) показывают, что стохастические ряды процентных ставок могут иметь несколько (переключающихся) режимов (*regime-switching*). Для проверки данной гипотезы мы рассмотрели два теста: тест Квандта на наличие двух режимов в линейной регрессии (*Quandt, 1960*) и тест Чоу на стабильность оценок *(Chow breakpoint test, Judge, Griffiths, Hill, Luetkepohl, Lee, 1985).*

[25] См. *Johnston, DiNardo, 1997*.

Ключевым моментом при исследовании временного ряда на наличие различных режимов является выбор точки (или нескольких точек) переключения, то есть момента времени, в который происходит переход из одного режима в другой. На основе качественного анализа рынка ГКО-ОФЗ (см. главу 1) мы выбрали в качестве точки переключения 1 августа 1996 года (см. рис. 3.9).

Тест Квандта основан на сравнении отношений суммы квадратов остатков к стандартной ошибке уравнений на выбранных подпериодах на основе *F*-статистики. Значение статистики равняется 1,29 (критическое значение $F(105, 162) = 1{,}33$). Гипотеза о наличии двух режимов может быть отвергнута на 95% уровне.

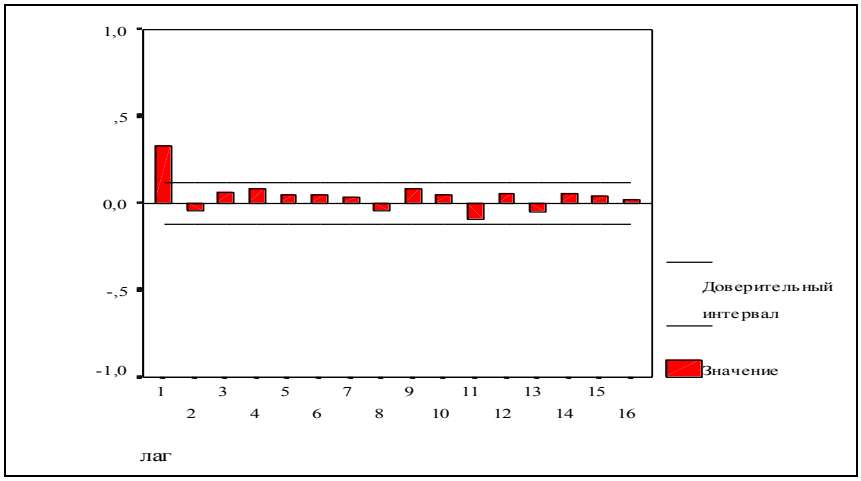
Тест Чоу на стабильность оценок также отвергает гипотезу о различии оценок коэффициентов на выбранных подпериодах (17 мая 1993 – 1 августа 1996 и 1 августа 1996 – 14 августа 1998). Уровень значимости статистики теста (11,08) составляет 80,3%.

Таким образом, мы не смогли найти подтверждение гипотезы о значимом различии статистических свойств оценок модели на двух выбранных временных интервалах. На наш взгляд, выбор других точек переключения менее обоснован с точки зрения характера развития рынка, либо один из выделенных подпериодов будет иметь недостаточное число наблюдений.

Тест на нелинейность модели. Хотя мы отвергли гипотезу о наличии нескольких режимов, ряд первых разностей недельной доходности ГКО может обладать другими свойствами, которые свидетельствуют о нелинейности статистической зависимости между переменными временного ряда. Для проверки наличия нелинейности в данных мы рассмотрели частную автокорреляционную функцию квадратов остатков модели ARIMA(4,1,3) (см. рис. 3.10). Первый член частной автокорреляционной функции статистически значим с 5% вероятностью ошибки, значение статистики Бокса-Льюнга для 16 лагов составляет 52,70. Согласно МакЛеуду, Лай и Тсай *(McLeod, Li,*

1983; Tsay, 1986), гипотеза о нелинейности в модели не может быть отвергнута.

Рисунок 3.10.



§3.3. Нелинейные модели динамики доходности ГКО

Поскольку для рассматриваемого ряда нельзя игнорировать нелинейность, мы провели тест множителей Лагранжа на авторегрессионную условную дисперсию остатков *(ARCH-LM test, Engle, 1982)*. Согласно результатам теста, остатки в линейной модели обладают свойством гетероскедастичности, и в дальнейшем мы переходим к моделированию ряда первых разностей недельной доходности ГКО в виде авторегрессии со скользящим средним и условной дисперсией остатков (*ARIMA-GARCH*, см. *Bollerslev, 1986*)[26].

Необходимо отметить, что во всех рассмотренных нами нелинейных моделях число значимых оценок авторегрессионных членов и членов скользящего среднего сократилось, что привело к окончательному выбору модели ARIMA(2,1,1). Это свидетельствует о том, что моделирование условной диспер-

[26] Модели данного класса обычно используются для моделирования не агрегированных финансовых рядов с высокой частотностью (внутридневные, дневные данные). Дрост и Найман *(Drost, Nijman, 1992)* показали, что некоторое агрегирование исходных данных при сохранении высокой частотности наблюдений (не реже недели) допустимо.

сии остатков позволяет сократить число членов при спецификации основного уравнения без потери качества статистической модели.

Мы рассмотрели несколько альтернативных спецификаций для процессов условной дисперсии остатков (см. *Bollerslev, Chou, Kroner, 1992; Engle, Rosenberg, 1995; Cuthbertson, 1996*):

1) Обыкновенная модель ARCH(1)

$$\begin{aligned} \Delta i_t &= c + a_1 \Delta i_{t-1} + a_2 \Delta i_{t-2} + b_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ \sigma(\varepsilon)_t^2 &= \delta + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \eta_t \end{aligned} \qquad (3.1)$$

2) Обобщенная модель GARCH(1,1)

$$\begin{aligned} \Delta i_t &= c + a_1 \Delta i_{t-1} + a_2 \Delta i_{t-2} + b_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ \sigma(\varepsilon)_t^2 &= \delta + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \eta_t \end{aligned} \qquad (3.2)$$

3) Пороговая модель TARCH(1,1)

$$\begin{aligned} \Delta i_t &= c + a_1 \Delta i_{t-1} + a_2 \Delta i_{t-2} + b_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ \sigma(\varepsilon)_t^2 &= \delta + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \eta_t \\ d_t &= \begin{cases} 1, \varepsilon_t < 0 \\ 0, \varepsilon_t \geq 0 \end{cases} \end{aligned} \qquad (3.3)$$

4) Экспоненциальная модель EGARCH(1,1)

$$\begin{aligned} \Delta i_t &= c + a_1 \Delta i_{t-1} + a_2 \Delta i_{t-2} + b_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ \log \sigma(\varepsilon)_t^2 &= \delta + \beta \log \sigma_{t-1}^2 + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \eta_t \end{aligned} \qquad (3.4)$$

5) Компонентная модель *Component* GARCH(1,1)

$$\begin{aligned} \Delta i_t &= c + a_1 \Delta i_{t-1} + a_2 \Delta i_{t-2} + b_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ \sigma(\varepsilon)_t^2 &= q_t + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \eta_t \\ q_t &= \delta + \gamma(q_{t-1} - \delta) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) \end{aligned} \qquad (3.5)$$

6) Модель с условной дисперсией, влияющей на среднее значение переменной GARCH(1,1)-M

$$\begin{aligned} \Delta i_t &= c + a_1 \Delta i_{t-1} + a_2 \Delta i_{t-2} + b_1 \varepsilon_{t-1} + \lambda \sigma_t^2 + \varepsilon_t \\ \sigma(\varepsilon)_t^2 &= \delta + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \eta_t \end{aligned} \qquad (3.6)$$

Результаты оценки уравнений для условной дисперсии в моделях 3.1 – 3.6 приведены в таблице 3.5[27] (для модели 3.6 приведено значение оценки коэффициента при дисперсии в основном уравнении). Наилучшие статистики имеют асимметричные пороговая и экспоненциальная модели. Предположение о несимметричности реакции условной дисперсии на положительные и отрицательные значения остатков подтвердилось.

*Таблица 3.5**

Номер уравнения:	**3.1**	**3.2**	**3.3**	**3.4**	**3.5**	**3.6**
δ	0,004 (10,14)	0,000 (2,54)	0,000 (2,77)	-0,648 (-5,26)	0,012 (1,27)	0,000 (2,40)
α	0,819 (4,82)	0,523 (5,38)	0,645 (5,19)	0,563 (5,92)	0,233 (5,49)	0,531 (5,36)
β	–	0,634 (12,69)	0,672 (13,55)	0,956 (74,76)	0,762 (17,78)	0,629 (12,40)
γ	–	–	-0,378 (-2,93)	0,184 (3,85)	-0,302 (-1,16)	–
ϕ	–	–	–	–	0,113 (1,87)	–
λ	–	–	–	–	–	-0,429 (-0,89)
AIC	-1,924	-2,286	-2,303	-2,323	-2,236	-2,279
BIC	-1,844	-2,193	-2,197	-2,217	-2,117	-2,173

* В таблице приведены оценки и *t*-статистики (в скобках) для соответствующих коэффициентов, а также значения информационных критериев, позволяющих сравнить качество моделей.

[27] Спецификация ARCH условной дисперсии остатков означает зависимость дисперсии остатков от квадрата значений остатков в предыдущий момент. В спецификации GARCH добавляется член, содержащий предыдущее оцененное значение дисперсии. TARCH и EGARCH позволяют моделировать несимметричное изменение дисперсии остатков в зависимости от отрицательного, либо положительного значения остатка в предыдущий момент. Отрицательные остатки обладают свойством рычага, усиливая колебания дисперсии. В модели TARCH усиление пропорционально квадрату остатков, а в модели EGARCH – экспоненциально. Спецификация компонентной GARCH модели соответствует предположению об изменяющемся во времени среднем уровне дисперсии. Спецификация GARCH-M

Такой результат обычно интерпретируется в эконометрике финансовых рынков как влияние «хороших/плохих» новостей. Значения остатков меньше нуля соответствуют случаям, когда модель переоценивает рост (недооценивает снижение) доходности по сравнению с фактическими наблюдениями. Переоценка либо недооценка приращений может свидетельствовать о влиянии притока «хороших» новостей в текущий момент времени[28]. Отрицательное значение оценки коэффициента γ означает, что «хорошие» новости обладают эффектом «рычага», уменьшая дисперсию приращений ставок. Результаты оценки экспоненциальной модели подтверждают гипотезу о тенденции больших значений изменений вызывать еще большие значения, усиливая дисперсию, независимо от знака изменения.

В то же время не нашла подтверждения гипотеза о наличии долгосрочного постоянного уровня дисперсии. Оценки компонентной модели свидетельствуют о статистической незначимости коэффициентов, отвечающих за возвращение к среднему в уровне дисперсии. Сумма оценок коэффициентов $\alpha + \beta > 1$ для всех моделей, т. е. случайный процесс условной дисперсии не сходится к постоянному уровню. Кроме того, дисперсия остатков (то есть волатильность доходности) не оказывает значимого влияния на величину изменения доходности. Оценка коэффициента λ в модели GARCH-M статистически незначима.

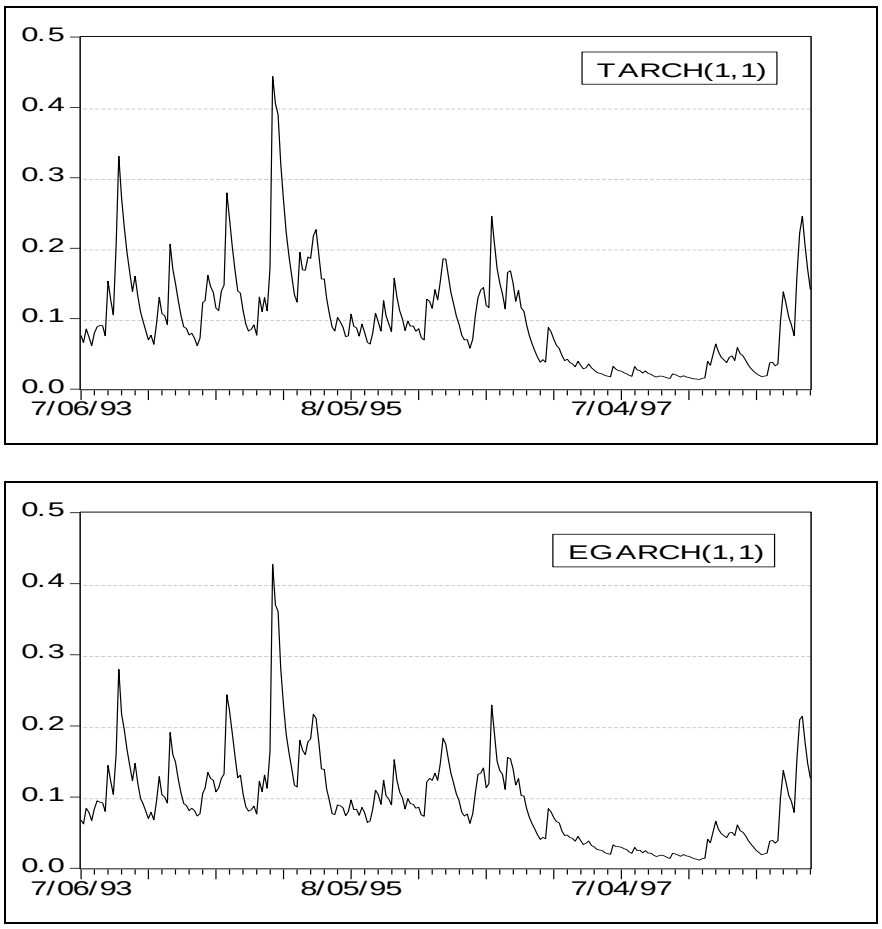
Графики условной дисперсии для пороговой и экспоненциальной моделей представлены на рисунке 3.11. На графиках четко прослеживаются четыре пика условной дисперсии. Первый из них приходится на период, связанный с событиями «черного вторника» в октябре 1993 года. Второй пик связан с ускорением инфляционных процессов зимой 1994–1995 годов.

включает условную дисперсию остатков в основное уравнение модели, т. е. позволяет оценить влияние дисперсии на значение переменной.

[28] Так как мы рассматриваем изменения доходности, обратные к изменению цен облигаций, интерпретация знаков остатков регрессии противоположная по сравнению с анализом рынка акций (см. *Cuthbertson, 1996; Campbell, Lo, MacKinlay, 1997*).

Третий и четвертый пики относятся к периодам усиления неопределенности на рынке (перед президентскими выборами 1996 года и развитие кризиса летом 1998 года).

Рисунок 3.11.



Влияние объема сделок на волатильность доходности. Как уже было отмечено выше, изменение волатильности (дисперсии остатков) приращений доходности ГКО может быть объяснено (помимо прочего) как реакция рынка на хорошие/плохие новости. В эмпирических исследованиях широкое распространение получил подход, связывающий интенсивность поступления информации на рынки финансовых активов

с объемом сделок по данному активу (см. *Lamoureux, Lastrapes, 1990; Jones, Lamont, Lumsdaine, 1996; Andersen, 1996*). В таком случае изменение объема сделок по данному виду ценных бумаг будет приводить к изменению волатильности доходности. Объем сделок может выступать как дополнительный фактор, необходимый для улучшения оценки условной дисперсии ошибок в нелинейной модели.

Для устранения эффектов, связанных с инфляционным ростом номинального объема сделок, мы рассчитали реальный (в ценах середины мая 1993 года) еженедельный объем сделок по ГКО на вторичном рынке. В качестве индекса инфляции использовался накопленный индекс потребительских цен.

Для оценки эффектов влияния объема сделок на волатильность доходности ГКО оценим несколько факторных моделей с условной гетероскедастичностью остатков (*Factor-GARCH model*, см. *Engle, Ng, Rotschield, 1990*), соответствующих уравнениям 3.1 – 3.6. В общем виде такая модель записывается следующим образом:

$$\begin{aligned} \Delta i_t &= c + a_1 \Delta i_{t-1} + a_2 \Delta i_{t-2} + b_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ \sigma(\varepsilon)_t^2 &= xGARCH(1,1) + \varphi V_t + \eta_t \end{aligned},$$

где *xGARCH*(1,1) – различные спецификации уравнений условной дисперсии остатков согласно моделям 3.1 – 3.6.

Оценка моделей со всеми вариантами функции условной дисперсии остатков показывает, что коэффициент при объеме сделок оказывается статистически значимым и имеет отрицательный знак. Таким образом, увеличение объема сделок способствует снижению волатильности рынка. На наш взгляд, зависимость такого рода связана с тем, что увеличение объема сделок на рынке ГКО отражало не только поступление новой информации (хороших/плохих новостей), но и увеличение общей ликвидности рынка. Последнее способствовало снижению спрэдов между ценами покупки и продажи облигаций и снижению колебаний уровня доходности[29].

[29] Здесь необходимо отметить, что уменьшение спрэда привлекает менее агрессивных инвесторов на рынок. Расширение числа участников привлек-

Качество различных моделей изменилось в разных направлениях (см. табл. 3.6). Если простая ARCH и экспоненциальная GARCH модели улучшили свое качество при добавлении фактора объема в уравнение для условной дисперсии, то качество других моделей пострадало от введения дополнительной переменной. Причиной таких расхождений может быть уже упомянутый эффект увеличения общей ликвидности рынка. На высоколиквидном рынке влияние информационных потоков оказывает большее влияние на уровень волатильности, в то время как при низкой ликвидности и малых оборотах рынка колебания цен облигаций зависят в большей степени от соотношений котировок на покупку и продажу и движения денежных потоков ограниченного числа участников. Наиболее показательной в этом плане является пороговая модель, которая лучше «разделяет» эффекты информации и ликвидности. Ухудшение ее качества свидетельствует о наличии мультиколлинеарности между обоими эффектами.

*Таблица 3.6**

	Номер уравнения					
	2.3.1	**2.3.2**	**2.3.3**	**2.3.4**	**2.3.5**	**2.3.6**
φ	-8,31	-3,28	-2,075	-2,567	-3,95	-3,12
AIC	-1,991	-2,021	-2,142	-2,338	-1,788	-2,011
BIC	-1,898	-1,915	-2,022	-2,218	-1,655	-1,891

* В таблице приведены значения *t*-статистики для оценок соответствующего коэффициента, а также информационных критериев для оценки качества спецификации уравнения.

ло новые объемы капитала, повысив ликвидность рынка, а также уменьшив долю спекулятивных игроков.

Глава 4. Соотношение между доходностью ГКО и ожиданиями участников финансового рынка

Проанализировав свойства временных рядов доходности ГКО, мы переходим к изучению взаимосвязей между динамикой доходности ГКО и изменением переменных, являющихся индикаторами ожиданий участников рынка и отвечающих за шоки экономической политики. Согласно теоретическим предположениям, номинальные процентные ставки по государственным ценным бумагам включают информацию о будущих темпах роста цен, изменении курса национальной валюты, а также страновую премию за риск (см. Приложение 1). Чтобы проверить выполнение данных условий для российского рынка государственного долга, мы проанализировали соотношения между номинальной доходностью ГКО к погашению и индикаторами ожиданий и уровня странового риска. К их числу относятся уровень инфляции и форвардный курс рубля по отношению к доллару США.

§4.1. Проверка гипотезы Фишера для рынка российских государственных краткосрочных облигаций

Наиболее важным фактором, определяющим уровень номинальных процентных ставок, являются, в соответствии с гипотезой Фишера[30], инфляционные ожидания экономических агентов. Многочисленные эмпирические исследования соотношения между номинальными процентными ставками и будущими темпами инфляции подтвердили данное предположение[31].

Анализ работ, посвященных проверке гипотезы Фишера, позволяет выделить три основных направления исследования:

---

[30] См. Приложение 1.

[31] Среди множества работ, посвященных проверке гипотезы Фишера, необходимо выделить *Fama, 1975; Barsky, 1987; Rose, 1988; Engsted, 1995; Crowder, Hoffman, 1996; Kandel, Ofer, Sarig, 1996; Barr, Campbell, 1996; Lee, Clark, Ahn, 1998.* Обзор исследований по данной теме см. *Mishkin, 1993.*

- непосредственное тестирование значимости зависимости между фактическими будущими темпами инфляции и текущей номинальной ставкой процента;
- анализ долгосрочного устойчивого соотношения (коинтеграции рядов) между номинальной процентной ставкой и темпами роста цен;
- проверка гипотезы о стабильности реальной процентной ставки.

Основное внимание в нашем исследовании будет уделено первым двум подходам. Для этого мы рассмотрим временные ряды месячной доходности ГКО (то есть средневзвешенной за месяц доходности ГКО к погашению, % в месяц) и месячных темпов прироста индекса потребительских цен. Мы отдаем предпочтение месячным данным перед недельными, поскольку, во-первых, колебания значений недельных темпов роста цен слишком сильны и происходят вокруг среднего уровня инфляции за период равный одному – двум месяцам; во-вторых, мы считаем, что инвесторы не рассматривают вложения в ГКО на временной интервал меньше месяца с точки зрения ожидаемой реальной доходности. Таким образом, экономически оправдано оценивать инфляционные ожидания участников рынка через уровень номинальной доходности ГКО при сопоставлении с месячными темпами прироста ИПЦ.

Поскольку дюрация рыночного портфеля государственных дисконтных бумаг (ГКО) обычно составляла от трех до пяти месяцев, но с 1994 года на рынке постоянно присутствовали шестимесячные (в 1997–1998 годах – девяти- и двенадцатимесячные) облигации, мы выбрали горизонт инфляционных ожиданий участников рынка продолжительностью до шести месяцев.

Корреляционный анализ. Прежде всего, мы рассчитали значения коэффициентов парной корреляции между текущим уровнем месячной доходности ГКО и средним (среднее геометрическое) за период от одного до шести месяцев фактическим (*ex post*) темпом прироста индекса потребительских цен, а также с текущим уровнем инфляции (см. табл. 4.1). Из рассмотрения были исключены 1993 и 1998 годы, поскольку, по

нашему мнению, в этот период уровень номинальной доходности не был тесно связан с инфляционными ожиданиями экономических агентов. В 1993 году рынок государственных ценных бумаг был не развит, и уровень доходности находился под жестким контролем Министерства финансов и ЦБ РФ, а в 1998 году, наоборот, доходность определялась в первую очередь ожиданиями девальвации рубля и оценкой вероятности дефолта. Кроме того, фактические значения инфляции в августе и осенью 1998 года были обусловлены поведением властей и реакцией экономики на финансовый кризис, поэтому, на наш взгляд, не могут быть учтены в инфляционных ожиданиях в первой половине года.

Как видно из таблицы 4.1, существовала очень высокая положительная корреляция между уровнем доходности ГКО к погашению и будущими темпами прироста индекса потребительских цен для всех предполагаемых временных горизонтов ожиданий. При этом, с увеличением временного горизонта, значение коэффициента корреляции несколько снизилось.

Так как ряды темпов прироста ИПЦ и уровня месячной доходности ГКО не стационарны (имеют единичные корни[32]), для более глубокого анализа взаимосвязи между ними мы перейдем к исследованию коинтеграционных соотношений.

Анализ коинтеграционных соотношений. Для выявления наличия коинтеграции между рядами месячной доходности ГКО и месячных темпов инфляции мы провели две группы тестов на коинтеграцию (см. *Rao, 1994*).

[32] Значение расширенного теста Дикки-Фулера для ряда темпов прироста ИПЦ составляет 2,489 при критическом значении 3,5 на 95% уровне значимости.

Прежде всего мы воспользовались методикой определения коинтеграции между рядами, предложенной Грэнджером и Энглом (*Engle, Granger, 1987*). В таблице 4.2 приведены значения расширенного теста Дикки-Фуллера на наличие единичных корней в остатках регрессий вида $i_t = c + a\pi_t^{+1-N} + \varepsilon_t$. В этой таблице обозначение **ИПЦ** соответствует остаткам регрессии доходности ГКО на текущее значение темпов прироста ИПЦ, а **ИПЦ(+1-N)** – остаткам в уравнениях, связывающих месячную доходность ГКО и будущие значения инфляции за N месяцев. Гипотеза о коинтеграции подтвердилась для всех случаев.

*Таблица 4.2**

ИПЦ	**ИПЦ(+1)**	**ИПЦ (+1-2)**	**ИПЦ (+1-3)**	**ИПЦ (+1-4)**	**ИПЦ (+1-5)**	**ИПЦ (+1-6)**
-3,27	-3,03	-3,06	-3,15	-3,05	-3,08	-3,08

* Критическое значение статистики на 95% уровне значимости равно -2,93 для всех рассмотренных случаев.

Тест Грэнджера-Энгла дает возможность проверить гипотезу о коинтеграции между рядами, но не отвечает на вопрос о числе коинтеграционных соотношений между рядами. Для ответа на него, а также для оценки параметров коинтеграционных соотношений, мы провели тесты на коинтеграцию Йохансена *(Rao, 1994*). Кроме того, в нашем случае тест Йохансена имеет большую мощность по сравнению с тестом Грэнджера-Энгла, поскольку наши временные ряды (48 наблюдений) могут рассматриваться как малая выборка *(Luetkepohl, Saikkonen, 1998).* Результаты теста Йохансена приведены в таблице 4.3.

Коинтеграционные соотношения допускают наличие свободного члена. Тест подтвердил гипотезу о коинтеграции ряда месячной ставки по ГКО для всех рядов инфляции, кроме текущих значений[33]. Наличие двух коинтеграционных соотношений для месячной доходности ГКО и одно-, двухмесячной будущей инфляцией, то есть полного ранга матрицы системы

[33] Аналогичные результаты по коинтеграции рядов доходности ГКО и инфляции были получены в работе Е. Пальцевой *(Пальцева, 1998)*, однако там рассматривались ряды изменения инфляции, а не среднего уровня за три и шесть месяцев.

рассматриваемых переменных, свидетельствует о неправильной спецификации коинтеграционного соотношения для данных случаев. Оценки теста Йохансена с исключенным свободным членом (не приводятся) показывают одно коинтеграционное соотношение для обоих пар переменных.

Модели с коррекцией ошибок. Для оценки статистической значимости временного горизонта инфляционных ожиданий, учитываемого при формировании уровня номинальной доходности ГКО, мы оценили регрессионные модели зависимости месячной ставки ГКО от будущих темпов инфляции. Поскольку рассматриваемые ряды коинтегрированы, для оценки таких взаимосвязей необходимо воспользоваться так называемой моделью с коррекцией ошибок (*error correction model, Rao, 1994*). Учет коинтеграционного соотношения, полученного ранее (тест Йохансена), позволяет оценить зависимость между первыми разностями доходности и темпов инфляции без потери информации, содержащейся в уровнях переменных.

В общем виде модель с коррекцией ошибок записывается следующим образом:

$$\Delta i_t = c + \theta \Delta \pi_t^n + \gamma CE(\pi_t^n) + \varepsilon_t ,$$

где $\Delta \pi_t^n$ – первая разность среднего темпа прироста ИПЦ за n месяцев вперед (n = 1 … 6), $CE(\pi_t^n)$ – коинтеграционное соотношение между месячной доходностью и соответствующим рядом темпов инфляции, $CE(\pi_t^n) = i_t - a - b\pi_t^n$.

Результаты оценки моделей с коррекцией ошибок для временных горизонтов ожиданий от одного до шести месяцев приведены в таблице 4.4. Ошибки в линейных регрессионных моделях гетероскедастичны, поэтому все приведенные оценки относятся к нелинейным моделям с коррекцией ошибок и условной дисперсией, представленной в виде процесса GARCH(1,1).

Из таблицы 4.4 видно, что временной горизонт ожиданий роста цен, учитываемый в текущем уровне месячной доходности ГКО, ограничивается тремя месяцами. На этом интервале имеется статистически значимая положительная зависимость между изменением цен за период и приращением уровня доходности при наличии долгосрочной тенденции к сближению уровней инфляции и процентной ставки. Для четырехмесячной будущей инфляции связь между приростами доходности и темпов роста цен становится незначимой, тем не менее, долгосрочная тенденция к сближению сохраняется. Для пяти и шести месяцев коэффициент α принимает отрицательное значение, коинтеграционное соотношение статистически незначимо. По нашему мнению, это означает, что уровень доходности ГКО не учитывает изменения в темпах инфляции на столь продолжительный период в будущем. Отрицательные знаки коэффициентов могут быть вызваны сезонностью в темпах роста потребительских цен, направление которой меняется с периодичностью около полугода, либо систематическими ошибками участников рынка. Последнее связано с тем, что облигации со сроками до погашения шесть и более месяцев начали обращаться на рынке в период финансовой стабилизации, когда существовала проблема доверия к последовательности проводимой экономической политике (*credibility*) и происходила экспансия внутреннего долга.

*Таблица 4.4**

	ИПЦ(+1)	**ИПЦ (+1-2)**	**ИПЦ (+1-3)**	**ИПЦ (+1-4)**	**ИПЦ (+1-5)**	**ИПЦ (+1-6)**
c	-1,65	-1,84	-1,72	-1,85	-1,07	-1,09
θ	2,74	1,92	2,12	1,76	-3,06	-3,64
γ	2,36	2,01	2,21	2,42	-0,48	-0,45

*В таблице приведены *t*-статистики оценки соответствующих коэффициентов.

§4.2. Соотношение уровня средневзвешенной доходности ГКО и ожиданий изменения курса рубля по отношению к доллару США

Дополнительным фактором, объясняющим формирование уровня номинальной доходности на рынке российских рублевых государственных облигаций помимо инфляционных ожи-

даний, по нашему мнению, могут являться ожидания девальвации национальной валюты. Эта гипотеза близка к теории паритета процентных ставок[34]. Однако в нашей интерпретации имеется одно существенное отличие: мы не сравниваем доходности двух инструментов, номинированных в разной валюте, а предполагаем получение положительной (не отрицательной) долларовой доходности инвестированных в рублевые облигации средств на определенном временном интервале. Последнее, на наш взгляд, в большей степени могло соответствовать механизму принятия инвестиционных решений на российском финансовом рынке, где для большого числа участников существовали препятствия для осуществления прямого арбитража между рублевыми и валютными активами[35].

Наша предпосылка близка к подходу определения уровня доходности государственных облигаций на основе учета премии за валютный риск, отражающей возможность девальвации национальный валюты. Оценки так называемого «фактора обменного курса» свидетельствуют о высокой значимости данного показателя при определении спрэда между процентными ставками как на развитых финансовых рынках (например, в Италии, Испании и Германии, см. *Favero, Giavazzi, Spaventa, 1996*), так и на развивающихся рынках (например, в Мексике, см. *Domowitz, Glen, Madhavan, 1998*).

---

[34] См. Приложение 1.

[35] Гурвич и Дворкович *(Гурвич, Дворкович, 1999)* показали, что тесная корреляция между доходностью ГКО и ожидаемыми темпами обесценения рубля наблюдается только до середины 1995 года (момента введения валютного коридора). После введения «коридора» значимой становится связь между доходностью ГКО и номинированных в валюте российских ценных бумаг (ОВВЗ, еврооблигации). Мы здесь не рассматриваем рынок валютных облигаций, поскольку, на наш взгляд, данные рынки были в значительной степени сегментированы, и возможности арбитража между ними не могли использоваться всеми участниками в полной мере.

В качестве показателя ожиданий изменения обменного курса рубля по отношению к твердым валютам (доллару США) был принят средневзвешенный по номинальной стоимости открытых позиций участников курс доллара США по расчетным срочным сделкам (фьючерсам) на трех основных биржевых торговых площадках – МТБ, МЦФБ и ММВБ. Так же как и для инфляции мы рассматриваем временной горизонт ожиданий изменения курса рубля до шести месяцев.

Корреляционный анализ. В таблице 4.5 приведены значения коэффициентов корреляции между месячной доходностью ГКО и средними месячными темпами обесценения рубля по отношению к доллару США по фьючерсам с исполнением через один – шесть месяцев[36]. Период наблюдения – с января 1994 года по август 1998 года, поскольку мы предполагаем, что ожидания девальвации рубля во второй половине 1998 года оказывали значимое влияние на динамику доходности ГКО.

Результаты корреляционного анализа выявили два важных отличия в соотношении месячной доходности и инфляции и ожидаемого курса рубля. Во-первых, с удлинением временного горизонта уровень корреляции между доходностью ГКО и темпами снижения курса рубля растет до трех месяцев и только впоследствии снижается, в то время как для ИПЦ наблюдалось снижение на всем интервале от нуля до шести месяцев (см. табл. 4.1.) Во-вторых, средний по всем временным горизонтам уровень корреляции между доходностью ГКО и ожидаемым изменением курса рубля выше, чем средний уровень корреляции между доходностью ГКО и инфляцией (0,736 против 0,698).

Анализ коинтеграционных соотношений. Согласно результатам расширенного теста Дикки-Фуллера, все ряды ожидаемых темпов обесценения курса рубля имеют единичный корень (результаты тестов не приводятся). Для изучения долгосрочных соотношений между динамикой месячной доходно-

[36] Данные показатели не совпадают с фактическими темпами изменения курса рубля по отношению к доллару США, но отражают *ожидания* участников срочного рынка, где преобладали спекулятивно настроенные игроки.

сти ГКО к погашению и котировками фьючерсов на доллар США мы воспользовались теми же методами, что и для изучения взаимосвязи между доходностью и темпами прироста ИПЦ, то есть провели тесты на коинтеграцию Грэнджера-Энгла и Йохансена. Результаты тестов приведены в таблицах 4.6 и 4.7.

Таблица 4.6.*

F$(+1)	F$(+1-2)	F$(+1-3)	F$(+1-4)	F$(+1-5)	F$(+1-6)
-2,75	-2,57	-2,50	-2,49	-2,43	-2,87

* В таблице приведены значения расширенного теста Дикки-Фулера на наличие единичных корней в остатках регрессий вида $i_t = c + af_t^{+1-N} + \varepsilon_t$. Критическое значение статистики на 95% уровне значимости равно -2,92.

Оба теста отрицают наличие коинтеграции между временными рядами месячной доходности ГКО и ожидаемыми темпами обесценения рубля (кроме теста Йохансена для курса рубля через один месяц). Тем не менее, как было показано МакКаллумом *(McCallum, 1993)*, отсутствие коинтеграционного соотношения между рядами макроэкономических данных не всегда означает отсутствие долгосрочной взаимосвязи переменных. В частности, внешние шоки могут иметь компоненты (постоянные и транзитивные), влияние которых по-разному отражается в динамике рассматриваемых переменных. Кроме того, влияние отдельных внешних факторов может быть сильнее, чем влияние третьей переменной, определяющей совместное движение временных рядов. В этих случаях статистические методы анализа не позволяют выявить долгосрочную взаимосвязь на основе коинтеграционных соотношений.

На наш взгляд, полученные нами результаты могут рассматриваться в рамках данного подхода. Коинтеграция между темпами прироста ИПЦ и месячной доходностью ГКО вызвана наличием общей тенденции этих показателей к снижению на протяжении всего периода наблюдений. В то же время ожидания темпов обесценения рубля демонстрировали значительно больший диапазон колебаний, а также смену трендов на разных участках. Кроме того, мы не рассматривали колебания валютной доходности вложений на рынке ГКО. Хотя мы не можем рассматривать непосредственно условие паритета процентных ставок (из-за отсутствия на внутреннем рынке облигаций, номинированных в валюте), наличие желаемой положительной (не нулевой) валютной доходности должно было приводить к устойчивой положительной разности между номинальной доходностью ГКО и темпами обесценения номинального курса рубля. В условиях увеличения реального курса рубля (с 1995 по 1998 годы) такая ситуация могла наблюдаться при стремлении реальной рублевой доходности ГКО к нулю (см. рис. 3.2).

Регрессионные модели. Хотя мы отвергли гипотезу о коинтеграции между рядами, высокий уровень корреляции свидетельствует о возможности значимой зависимости между динамикой месячной доходности ГКО и ожидаемыми темпами снижений курса рубля. Для проверки данного соотношения и оценки наилучшего временного горизонта ожиданий изменения курса рубля, учитываемого при формировании уровня доходности облигаций, мы оценили линейные регрессионные модели вида:

$$\Delta i_t = c + a\Delta f_t^n + \varepsilon_t ,$$

где Δf_t^n – первые разности ряда средних ожидаемых (на основе фьючерсов) темпов обесценения рубля по отношению к доллару США на протяжении n месяцев вперед. Результаты оценки приведены в таблице 4.8, тест множителей Лагранжа на авторегрессионную условную дисперсию остатков отвергает гипотезу о гетероскедастичности для всех случаев.

Как видно из таблицы 4.8, наилучшие статистики имеет уравнение с временным горизонтом ожиданий равным трем месяцам

(это совпадает с наивысшим значением коэффициента корреляции).

* * *

Таким образом, согласно полученным результатам, уровень номинальной доходности ГКО формируется с учетом ожиданий темпов роста цен и/или изменения курса рубля на срок не более трех месяцев. Оцененный временной горизонт ожиданий может соответствовать среднему периоду вложений на рынке государственных облигаций.

Наличие долгосрочных соотношений между будущими темпами инфляции и текущей номинальной доходностью ГКО подтверждается на основе методов коинтеграционного анализа. В то же время гипотеза о коинтеграции между рядами месячной доходности ГКО и темпами изменения фьючерсного курса рубля не может быть отвергнута.

Эластичность изменения номинальной процентной ставки по изменению уровня инфляции в течение трех последующих месяцев составляет 0,452, а по изменению котировок валютных фьючерсов со сроком исполнения через три месяца – 0,375[37].

[37] Рассчитано на основе оценок соответствующих регрессионных уравнений.

Глава 5. Влияние экономической политики на динамикусредневзвешенной доходности ГКО

В предыдущей главе мы рассмотрели влияние ожиданий инвесторов на формирование уровня доходности российских государственных облигаций. Однако факторы, изменения которых учитывались в ожиданиях, сами являются эндогенными переменными в рамках более общей модели, описывающей национальную экономику. В частности, их динамика определяется экономической политикой, проводимой центральным банком и правительством. Уровень инфляции и колебания номинального курса национальной валюты, также как и процентные ставки находятся под влиянием денежно-кредитной и бюджетной политики и зависят, помимо прочего, от степени открытости экономики.

В данной главе нами поставлена задача проанализировать влияние экономической политики Центрального банка и Министерства финансов РФ на динамику номинальной и реальной доходности ГКО. В рамках данного исследования мы рассмотрим три различных аспекта:

- денежно-кредитную политику;
- политику Министерства финансов РФ на первичных аукционах (эффект ликвидности)[38];
- либерализацию рынка российских государственных обязательств.

[38] Здесь необходимо отметить, что термин «эффект ликвидности» относится к двум различным ситуациям на финансовом рынке. Во-первых, под эффектом ликвидности понимается снижение процентных ставок при расширении денежного предложения. Во-вторых, в моделях формирования процента с предпочтением ликвидности (*cash-in-advance models*) эффект ликвидности означает ограничение ликвидности у участников рынка при шоках предложения новых ценных бумаг. Мы используем этот термин в первом значении в параграфе 5.1 и во втором значении - в параграфе 5.2.

§5.1. Взаимосвязь денежно-кредитной политики и доходности ГКО

Денежно-кредитная политика является одним из важнейших факторов, определяющих уровень номинальных процентных ставок в экономике. В экономической теории существует большое число подходов к анализу взаимодействия между изменением денежного предложения и колебаниями процента, которые хорошо известны[39]. Мы рассмотрим наиболее общие гипотезы:

- в краткосрочном периоде денежная экспансия вызывает снижение номинальных ставок благодаря повышению ликвидности в экономике;
- в более продолжительном периоде денежная экспансия приводит к повышению уровня инфляции и увеличению номинальных процентных ставок;
- при расширении денежного предложения в краткосрочном периоде реальные ставки снижаются из-за эффекта ликвидности. В долгосрочном периоде уровень реального процента определяется фундаментальными показателями: предельной производительностью капитала и нормой дисконта экономических агентов.

Необходимо отметить, что здесь мы не делаем различия между краткосрочными и долгосрочными процентными ставками, рассматривая только средний уровень доходности на рынке государственных облигаций. Различия в реакции на шоки денежно-кредитной политики между короткими и длинными ставками будут рассмотрены во втором разделе.

Для анализа влияния шоков денежно-кредитной политики на динамику месячной доходности ГКО мы использовали векторные авторегрессионные модели *(vector autoregression, VAR, Johnston, DiNardo, 1997)*[40]. В общем виде векторная авторегрессионная модель записывается следующим образом:

---

[39] Теоретические вопросы влияния денежно-кредитной политики на процентные ставки см. в *McCallum, 1989; Walsh, 1998.*

[40] В качестве примеров использования таких моделей при изучении эффектов экономической политики (экзогенных шоков) на динамику макроэко-

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{X}_{t-1}\mathbf{B}_1 + ... + \mathbf{X}_{t-p}\mathbf{B}_p + \mathbf{Z}_t\mathbf{B}_{p+1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t ,$$

где $\mathbf{X}_t$ – вектор эндогенных переменных, $\mathbf{X}_{t-i}$ – вектор эндогенных переменных с лагом $i, i = 1...p$, $\mathbf{Z}_t$ – матрица экзогенных переменных, $\mathbf{B}_1 ... \mathbf{B}_{p+1}$ – матрицы оцениваемых коэффициентов, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ – вектор случайных ошибок.

Мы рассмотрели несколько вариантов спецификации векторной авторегрессионной модели:

- эндогенные переменные – месячная номинальная доходность ГКО, месячный темп прироста ИПЦ, темп прироста широкой денежной массы M_2 в текущем месяце (модель 1);
- эндогенные переменные – месячная номинальная доходность ГКО, месячные темпы прироста ИПЦ. Экзогенная переменная – среднемесячные темпы прироста M_2 за шесть – девять предыдущих месяцев (модели 2–5);
- эндогенные переменные – месячная номинальная доходность ГКО, темп прироста реальной денежной массы M_2 в текущем месяце (модель 6);
- эндогенные переменные – реальная месячная ставка по ГКО, темп прироста денежной массы M_2 в текущем месяце (модель 7).

При выборе денежного агрегата, влияющего на динамику доходности ГКО и инфляцию, мы опирались на предыдущие исследования ИЭПП о взаимосвязи между различными денежными агрегатами (денежная база, M_0, M_2, широкие деньги) и темпами прироста ИПЦ (см. *Энтов, Радыгин и др., 1998*). Согласно полученным результатам, темпы прироста индекса потребительских цен определяются динамикой широкой денежной массы M_2[41]. Глубина временного интервала, на котором

номических переменных см. *Roubini, Grilli, 1995; Shioji, 1997; Evans, Marshall, 1998.*

[41] Вопрос о том, какой из денежных агрегатов «лучше» подходит для анализа влияния шоков денежной политики не имеет однозначного ответа. Исследуя краткосрочные эффекты ликвидности и нейтральность денег в долгосрочном периоде в США, Бернанк и Михов *(Bernanke, Mihov, 1998)* использовали показатели денежной базы и M_1, Кокрейн *(Cochrane, 1994)* указывал на предпочтительность анализа шоков M_2, а Хамильтон

проявляется влияние денежного агрегата на темпы роста цен, составляет от 6 до 9 месяцев (наиболее высокие оценки были получены для 8 месяцев).

Поскольку выше были выявлены единичные корни в рядах месячной доходности ГКО и темпов прироста ИПЦ, мы рассматриваем первые разности этих переменных. Результаты расширенных тестов Дикки-Фуллера свидетельствуют об отсутствии единичных корней в рядах темпов прироста денежной массы M_2, кроме средних темпов за 8 и 9 месяцев[42]. Тест Йохансена отрицает коинтеграцию между эндогенными переменными во всех шести моделях. Графики функций отклика месячной доходности для моделей 1, 6 и 7 показаны на рисунке 5.1.

(Hamilton, 1997) – объема остатков коммерческих банков на счетах в Федеральной Резервной Системе США.

[42] Значения статистики равны: для ряда M_2 – -5,86, реальной массы M_2 – -3,57, прироста M_2 за шесть, семь, восемь и девять месяцев, соответственно, – -3,89; -3,85; -2,82;-3,07. Критическое значение – -3,48.

Полученные результаты исследования не позволяют нам полностью подтвердить высказанные гипотезы. Все векторные модели номинальной доходности ГКО статистически незначимы, значения функций отклика номинальной доходности на шоки денежного предложения неотличимы от нуля на всем временном периоде. Таким образом, исследование номинальных ставок не подтверждает наличие эффекта ликвидности (снижения ставок при расширении денежного предложения). В то же время модель 7 показывает, что реальная доходность ГКО понижается на протяжение первых двух месяцев после положительного шока денежного предложения. В последствие влияние исчезает. По нашему мнению, полученные результаты могут иметь следующие объяснения:

- мы не разделяли короткие и длинные ставки по ГКО. В то же время даже на развитых финансовых рынках эффект ликвидности лучше всего проявляется при анализе наиболее коротких (до трех месяцев) процентных ставок. Средневзвешенная доходность ГКО аналогична проценту со сроком от трех до шести месяцев (по дюрации рыночного портфеля);
- исследуемые ряды не имеют достаточного числа наблюдений (не более пяти лет), поэтому мы были ограничены при выборе глубины авторегрессионных членов четырьмя месяцами. Таким образом, отсутствовала возможность проверки гипотезы нейтральности шоков денежного предложения, по крайней мере, в пределах периода их влияния на уровень цен (до девяти месяцев);
- на протяжении рассматриваемого периода рынок испытывал значительное число других шоков, помимо денежных, влияние которых невозможно отсечь, не уменьшая число наблюдений. К числу таких шоков мы относим, в частности, периоды усиления политической неопределенности и шоки бюджетной политики.

§5.2. Влияние бюджетной политики на доходность ГКО: проявление эффекта ликвидности на российском рынке государственных облигаций

Рассматривая влияние бюджетной политики на уровень доходности государственных долговых обязательств, необходимо учитывать несколько аспектов[43].

Во-первых, увеличение дефицита государственного бюджета вынуждает правительство выходить на финансовый рынок с предложением новых ценных бумаг. Рост предложения ведет к повышению стоимости заимствования. Помимо последующего увеличения доли государственных расходов, идущих на обслуживание и погашение долга, этот процесс негативно влияет на экономику через так называемый эффект вытеснения (*crowding out*), то есть замещение частных заимствований государственными и уменьшение частных заимствований из-за повышения уровня процента.

Во-вторых, рост государственного долга ведет к росту процентной ставки вследствие увеличения риска дефолта, высокой вероятности развития событий, при котором государство окажется неспособным выполнять в будущем растущие обязательства в полном объеме.

В-третьих, повышение процентных ставок может быть связано с эффектом отложенной инфляции. Эта проблема особенно актуальна в ситуации, когда рыночное финансирование дефицита бюджета является составной частью программы по борьбе с инфляцией. Как отмечалось выше, при высоких заимствованиях государство сталкивается в будущем с необходимостью расходовать все больше средств на погашение и обслуживание долга. При достижении предельного уровня платежеспособности правительство имеет возможность либо отказаться от выполнения обязательств (дефолт), либо прибегнуть к дополнительной эмиссии, обесценивая долг в реальном выражении[44].

---

[43] См. *Tanzi, 1984; Elmendorf, Mankiw, 1998*.

[44] Необходимо отметить, что данное утверждение справедливо только для закрытой экономики, либо при свободно плавающем курсе национальной

В-четвертых, необходимость размещения новых государственных облигаций в условиях перманентного первичного дефицита и ограниченного спроса со стороны участников рынка заставляет министерство финансов более агрессивно действовать на первичных аукционах. Превышение предложения новых ценных бумаг сверх ожидаемого объема приводит к повышению доходности на аукционе по сравнению с уровнем, связанным с фундаментальными факторами (долговременная реальная ставка плюс ожидаемая инфляция).

Эмпирический анализ российского рынка государственного долга не выявил наличие статистически значимой взаимосвязи между уровнем реальной ставки по ГКО, дефицитом федерального бюджета и увеличением объема долга[45]. На наш взгляд, это может быть связано прежде всего с малым числом наблюдений на временном интервале, когда проводилась политика финансирования дефицита государственного долга преимущественно за счет заимствования на внутреннем финансовом рынке (со второго квартала 1995 года до первого квартала 1998 года). Качественный анализ рынка (см. главу 1) показывает, что на отдельных периодах зависимость имела место (вторая половина 1995 года, 1996 год, лето 1997 года[46], первая половина 1998 года), но данная гипотеза не поддается

валюты. При фиксированном (поддерживаемом) курсе национальной валюты увеличение денежной массы приводит к усилению давления на курс, тогда как инфляция остается на низком уровне. Подобная ситуация сложилась в России в первой половине 1998 года, когда за счет истощения золотовалютных резервов ЦБ РФ наблюдалась отрицательная нетто-эмиссия. В этом случае инфляция (и обесценение государственного долга) откладывается до момента отказа от поддержки (фиксации) курса национальной валюты.

[45] Рассматривались регрессионные и векторные авторегрессионные модели зависимости реальной ставки процента от дефицита федерального бюджета, темпа прироста объема ГКО-ОФЗ в реальном выражении и объема государственного долга в ГКО-ОФЗ в процентах ВВП.

[46] Единственный случай, когда снижение уровня доходности проходило одновременно с уменьшением объема заимствований. Тем не менее, последнее нельзя назвать основной причиной.

проверке на основе эконометрических методов из-за малого числа наблюдений.

В данном параграфе мы рассмотрим влияние бюджетной политики через изменения потребности Министерства финансов РФ по привлечению средств в бюджет на основе анализа поведения эмитента на аукционах. Теоретически данный подход базируется на моделях предпочтения ликвидности (см. Приложение 1). Предыдущие исследования данного вопроса подтвердили справедливость гипотезы о проявлении эффекта ликвидности на рынке ГКО-ОФЗ *(Дробышевский, 1998)*. Однако в указанной работе рассматривался только 1995 год[47]. Здесь анализируется весь период, когда регулярно (еженедельно) проводились аукционы по размещению государственных краткосрочных облигаций: с января 1995 года по май 1998 года[48].

Для анализа эффекта ликвидности мы рассмотрим динамику трех переменных: отношение средневзвешенной доходности к погашению на аукционе к средневзвешенной за данную неделю доходности на вторичных торгах по всем сериям облигаций (*RR*); отношение объема (по номиналу) размещенных на аукционе облигаций к первоначальному спросу, заявленному инвесторами (*VID*); отношение выручки Министерства финансов РФ на аукционе к первоначальному спросу (*GID*).

Первая переменная отражает степень влияния министерства финансов на ожидаемую номинальную ставку процента по ГКО. Как было отмечено в главе 2, доходность облигаций на вторичном рынке в большей степени соответствует рыночной ставке процента, тогда как доходность на аукционе находится под сильным влиянием Министерства финансов РФ. В этом случае значение переменной $RR > 1$ означает негативный шок в политике эмитента для инвесторов: превышение объема привлеченных средств по сравнению с суммой, которую инвесторы были согласны вложить в облигации в условиях ограничения ликвидности. В последующие торговые дни влияние

[47] В работе *ИЭППП (1998(в))* отмечалось влияние эффекта ликвидности на рост процентных ставок в первой половине 1996 года.

[48] На данный период приходится 7 недель (исключенных из рассмотрения), когда аукционы не проводились.

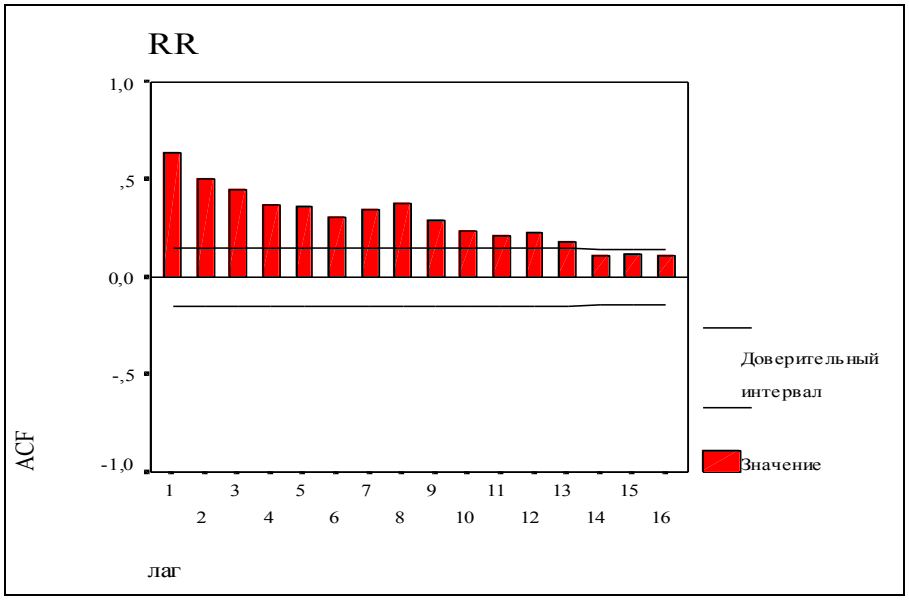
эффекта ликвидности (повышение уровня доходности) распространяется и на вторичный рынок. Однако, поскольку мы рассматриваем средневзвешенную за неделю доходность, данный импульс нивелируется результатами торгов в дни до аукциона, и аукционная ставка остается выше средней ставки на вторичных торгах.

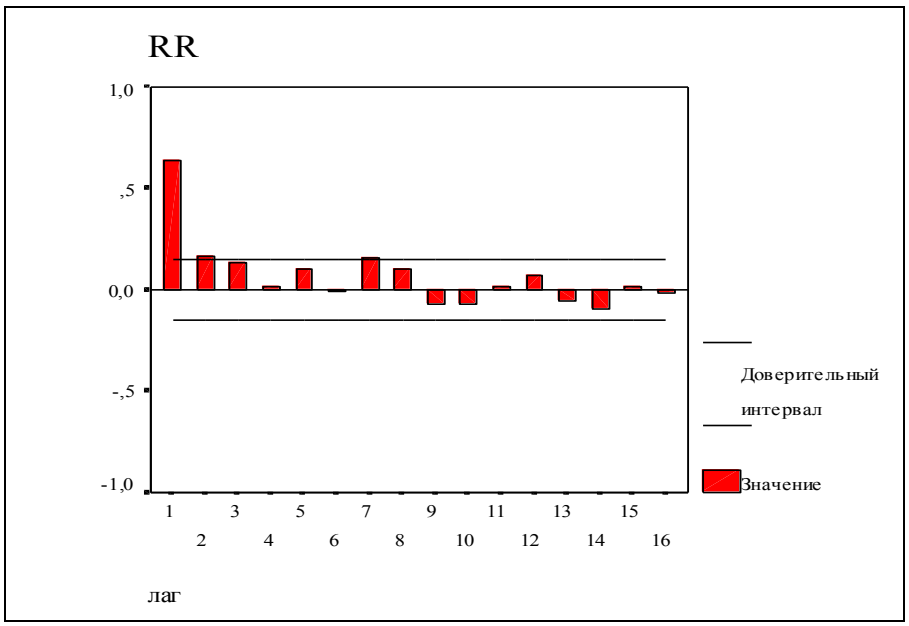
Две последние переменные являются условными индикаторами для отражения соотношения объема привлеченных у инвесторов средств (числитель) и ограничения ликвидности у них (знаменатель). Данные переменные являются аналогами соответствующей переменной (*q*) в модели Лукаса *(Lucas, 1990)*. Более высокое значение переменной должно приводить к росту отношения ставок (*RR*), т. е. мы ожидаем положительный знак у коэффициента в регрессионном уравнении.

На рисунке 5.2 приведены графики динамики отношения *RR* и двух показателей аукционных шоков – *VID* и *GID*. Отношение доходности к погашению на аукционе к доходности на вторичном рынке практически на всем временном интервале превосходило единицу. Исключением являются периоды в первой половине 1995 года и весной–летом 1997 года. Как уже было отмечено, лето 1997 года было единственным периодом снижения активности эмитента. На рисунке прослеживается положительная взаимосвязь между отношением доходностей и индикаторами аукционных шоков.

Анализ временного ряда отношения доходностей показывает, что его динамика соответствует стационарному авторегрессионному процессу второго порядка. Автокорреляционная и частная автокорреляционная функции показаны на рисунке 5.3. Тест на единичные корни отвергает гипотезу на 5% уровне значимости: статистика расширенного теста Дикки-Фуллера равна -3,055 (критическое значение -2,879).

Рисунок 5.3.


RR
1,0
,5
0,0
-,5
-1,0
ACF
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
лаг
Доверительный интервал
Значение


RR
1,0
,5
0,0
-,5
-1,0
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
лаг
Доверительный интервал
Значение

Для проверки эффекта ликвидности мы оценили линейные регрессионные модели вида:

$$RR_t = a_0 + a_1 RR_{t-1} + a_2 RR_{t-2} + b_1 Z_t + \varepsilon_t,$$

где $Z_t = GID_t$ – модель 1, $Z_t = VID_t$ – модель 2.

Оценки линейной модели показали, что остатки обладают свойством гетероскедастичности (согласно тесту множителей Лагранжа на ARCH). Мы перешли к оценке нелинейных моделей с условной дисперсией остатков, моделируемой в виде процесса GARCH(1,2). В этом случае оценки коэффициента при авторегрессионном члене второго порядка статистически незначимы (его влияние принимает на себя соответствующая переменная в уравнении условной дисперсии). Таким образом, в окончательном виде модели выглядят следующим образом:

$$RR_t = a_0 + a_1 RR_{t-1} + b_1 Z_t + \varepsilon_t$$

$$\sigma(\varepsilon)_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \gamma\sigma_{t-2}^2 + \eta_t .$$

Оценки моделей 1 и 2 приведены в таблице 5.1.

Анализ статистик моделей позволяет сделать следующие выводы:

- показатели аукционных шоков являются значимыми факторами, определяющими колебания доходности на аукционе по отношению доходности на вторичных торгах. Оценки соответствующих коэффициентов в обеих моделях статистически значимы на 95% уровне и имеют предполагаемый (положительный) знак;
- оценки моделей не позволяют однозначно определить какой из двух показателей аукционных шоков является более предпочтительным. Коэффициент при переменной *VID* в модели 2 имеет более высокую *t*-статистику по сравнению с коэффициентом при *GID*, однако, коэффициент множественной детерминации у модели 1 несколько выше[49].

[49] Ранее было установлено *(Дробышевский, 1998)*, что на периоде 1995 года переменная *GID* обеспечивает лучшие статистики модели, чем переменная *VID*.

*Таблица 5.1**

	Модель 1 (*GID*)	**Модель 2 (*VID*)**
a_0	0,324 (4,80)	0,416 (6,68)
a_1	0,669 (13,43)	0,601 (12,77)
b_1	0,095 (2,42)	0,052 (2,78)
ω	0,003 (4,42)	0,003 (1,04)
α	0,233 (3,34)	0,301 (4,04)
β	-0,289 (-4,72)	-0,274 (-2,15)
γ	0,788 (30,37)	0,739 (5,77)
Число наблюдений	171	171
R^2	0,414	0,413
Нормированный R^2	0,393	0,391
***F*-статистика**	19,34	19,21
AIC	-1,698	-1,717
BIC	-1,570	-1,588
***Q*-статистика Бокса-Льюнга (16 лагов)**	20,44	24,68

* В скобках – *t*-статистика.

§5.3. Анализ последствий либерализации рынка ГКО-ОФЗ[50]

Эмпирическое исследование влияния контроля за капиталом имеет целью проверку гипотезы о том, что решения по либерализации российского рынка государственных ценных бумаг в 1996–1997 годах оказали наибольшее влияние на волатильность процента на рынке, но не на уровень доходности[51]. Приток (или отток) иностранного капитала на российский ры-

[50] Первоначальный вариант данного исследования опубликован в *ИФИ, 1999.*

[51] Точка зрения, согласно которой именно приход иностранных инвесторов внес основной вклад в снижение уровня доходности на рынке ГКО-ОФЗ, обосновывается в работе *(Гурвич, Дворкович, 1999; Дворкович, Гурвич, 1999).*

нок государственных ценных бумаг вплоть до начала кризиса 1997–1998 годов скорее всего следовал за снижением (ростом) уровня доходности[52]. В то же время изменения режима доступа иностранных инвесторов приводили к снижению (росту) волатильности рынка.

Либерализация национальных финансовых рынков является одним из ключевых требований МВФ при разработке программы содействия экономическим преобразованиям в развивающихся странах и странах с переходной экономикой. Меры по ограничению свободы движения капитала (капитальный контроль) рассматриваются как нерыночные ограничения, препятствующие развитию финансовых рынков и экономики в целом. В то же время опыт Чили показывает, что использование в течение последних двух десятилетий жесткого режима капитального контроля является важным инструментом, способствующим предупреждению финансовых кризисов, вызванных изменением мировой конъюнктуры и предпочтений международных инвесторов[53].

Следствием либерализации внутреннего рынка является увеличение волатильности на рынке (см., например, *Bacchetta, van Wincoop, 1998; Edwards, 1998b; Mishkin, 1998*). Ослабление контроля за движением капитала лишает возможности защитить рынок от неблагоприятных притоков и оттоков денег из

[52] Кроме либерализации правил работы нерезидентов на рынке ГКО-ОФЗ, основными факторами притока иностранного капитала в Россию в 1996–1997 годах следует назвать снижение политических рисков, ожидания позитивных институциональных и правовых преобразований, поддерживаемый курс национальной валюты, положительное сальдо платежного баланса *(Garibaldi, Mora, Sahay, Zettelmeyer, 1999)*. По аналогии со странами Юго-восточной Азии *(Bond, 1998)* можно предполагать, что высокие процентные ставки являлись дополнительным фактором, привлекающим капитал. Моделирование спроса на российские государственные ценные бумаги в зависимости от уровня политического и валютного риска см. *Новиков, 1999*.

[53] Об опыте Чили в отношении управления потоками иностранного капитала см. *Valdes-Prieto, Soto, 1998; Laurens, Cardoso, 1998.*

страны[54]. Таким образом, создание системы капитального контроля присуще странам с фиксированным (поддерживаемым) курсом национальной валюты, контролируемой правительством денежно-кредитной политикой. С усилением независимости центрального банка возможности капитального контроля снижаются, и правительство должно переходить к более жесткой бюджетной и фискальной политике. В противном случае итогом является тяжелый финансовый (и/или банковский) кризис (*Alesina, Grilli, Milesi-Ferretti, 1993*).

Данные утверждения до некоторой степени подтверждает и развитие ситуации на рынке ГКО-ОФЗ в 1996–1998 годах. В то же время, если речь идет о сверхкоротких колебаниях котировок, например, ежедневных или недельных, то эффект от либерализации капитального контроля может быть противоположным.

В том случае, когда внутренний рынок недостаточно развит или относительно мал, появление на нем крупных участников может привести к снижению колебаний, по крайней мере в краткосрочной перспективе. Это связано с увеличением ликвидности рынка и уменьшением колебаний котировок, вызванных скачками спроса и предложения. Чем больше на рынке присутствует агентов, активно занимающихся краткосрочными спекулятивными операциями, тем выше его ликвидность. Увеличение оборотов и абсолютных размеров сделок также способствует повышению ликвидности и снижению краткосрочной волатильности. Тем не менее, в более длительной перспективе, волатильность рынка может увеличиться, особенно если происходят значимые изменения фундаментальных факторов.

[54] Исследования, проведенные МВФ, показали, что изменения макроэкономических показателей (платежный баланс, институциональные преобразования, уязвимость банковской системы), способные повлиять на предпочтения международных инвесторов и вызвать отток капитал из страны, являются важнейшими важнейшими факторами, которые заставляют правительства стран усиливать контроль за движением капитала (*см. Johnston, Tamirisa, 1998*).

Оба эти процесса, по нашему мнению, проявились в России в период либерализации контроля над потоками капитала, то есть на протяжении 1996–1998 годов. С одной стороны, облегчение доступа иностранных инвесторов на рынок государственных облигаций в 1996 году способствовало снижению краткосрочных колебаний на рынок. Это подтверждает приводимый ниже анализ волатильности недельной доходности ГКО. С другой стороны, начало мирового финансового кризиса в конце октября 1997 года и полная либерализация участия иностранного капитала на рынке в этих условиях вызвали массированный отток капитала из России, сопровождавшийся ростом волатильности на рынке государственных ценных бумаг[55]. Основные этапы либерализации рынка ГКО-ОФЗ для иностранных инвесторов описаны в Приложении 2.

Для нашего исследования мы выделили три момента времени, характеризующие изменения в движении иностранного капитала на рынке государственных ценных бумаг в России в 1993–1998 годы:

1) 7 февраля 1996 года
2) 15 августа 1996 года
3) 1 января 1998 года.

В регрессионном уравнении эти точки отмечаются переменными типа Дамми $D_{286}, D_{896}, D_{198}$. Все три переменные имеют ступенчатый вид:

$$D_T = \begin{cases} 0, t < T \\ 1, t \geq T \end{cases}.$$

Для исследования волатильности доходности в качестве базовой была выбрана спецификация модели, предложенная Эдвардсом для изучения влияния контроля за капиталом в Аргентине и Чили (см. *Edwards, 1998(a)*)[56]:

---

[55] Данное наблюдение отмечается также в *(Пересецкий, Ивантер, 1999)*.

[56] Мы получили результаты, свидетельствующие о том, что выбранные переменные Дамми статистически незначимы при подстановке в основное уравнение. Здесь приведены оценки только моделей с проверкой гипотезы о влиянии изменения режима капитального контроля на волатильность.

$$\Delta i_t = \theta + \sum \delta_i x_{it} + \varepsilon_t$$
$$\sigma(\varepsilon)_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \sum \gamma_i y_{it} + \eta_t \text{,}$$

где x_{it} – факторы, влияющие на уровень доходности, y_{it} – факторы, влияющие на волатильность. Мы рассмотрели два варианта модели EGARCH (в соответствие с параграфом 3.3) с различными спецификациями уравнения условной дисперсии:

Модель 1:

$$\Delta i_t = a_o + a_1 \Delta i_{t-1} + a_2 \Delta i_{t-2} + a_3 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\log(\sigma_t^2) = c + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + b_1 D_{296} + b_2 D_{896} + b_3 D_{198} + \eta_t$$

Модель 2:

$$\Delta i_t = a_o + a_1 \Delta i_{t-1} + a_2 \Delta i_{t-2} + a_3 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\log(\sigma_t^2) = c + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + b_1 D_{296} + b_2 D_{896} + b_3 D_{198} + b_4 V_t + \eta_t$$

.

Оценки моделей 1 и 2 (см. табл. 5.2), показывают, что первая и вторая переменные Дамми (февраль и август 1996 года) статистически незначимы на 95% уровне[57], тогда как переменная, отвечающая за январь 1998 года, значима и имеет предполагаемый знак. По нашему мнению, такой результат связан с наличием мультиколлинеарности между переменными Дамми, отвечающими за начало либерализации рынка. Чтобы уйти от данной проблемы, мы оценили модели 1’ и 2’, в которых включены только две переменные Дамми – D_{896} и D_{198}.

Как видно из таблицы 5.2, оценки коэффициентов при переменных Дамми в моделях 1’ и 2’ статистически значимы. Коэффициенты имеют знаки, соответствующие экономической интуиции: расширение присутствия иностранных инвесторов в 1996 году оказало положительное влияние на ликвидность

[57] Оценка D_{896} значима на 90% уровне.

рынка государственных бумаг, и его волатильность снизилась. Этому соответствуют отрицательные знаки коэффициента b_2. В то же время события осени – зимы 1997 года привели к оттоку капитала и росту волатильности доходности облигаций. Полная либерализация рынка ГКО-ОФЗ, произошедшая 1 января 1998 года, не дала благоприятного эффекта. Поэтому вполне закономерно, что коэффициент b_3 имеет положительный знак.

*Таблица 5.2**

	Модель 1	**Модель 1'**	**Модель 2**	**Модель 2'**
a_0	-5,30E-06 (-0,12)	-6,57E-06 (-0,16)	-4,57E-06 (-0,10)	-6,60E-06 (-0,15)
a_1	-0,614 (-3,32)	-0,594 (-3,12)	-0,608 (-3,35)	-0,594 (-3,20)
a_2	-0,207 (-2,63)	-0,210 (-2,68)	-0,211 (-2,68)	-0,210 (-2,68)
a_3	0,611 (3,56)	0,590 (3,38)	0,609 (3,68)	0,593 (3,50)
c	-2,214 (-3,78)	-2,219 (-3,96)	-2,389 (-3,91)	-2,243 (-3,91)
β	0,857 (19,73)	0,857 (20,92)	0,838 (18,13)	0,849 (19,77)
α	0,493 (4,51)	0,493 (4,52)	0,525 (4,52)	0,509 (4,53)
γ	0,137 (2,29)	0,135 (2,30)	0,133 (2,12)	0,132 (2,18)
b_1	-0,065 (-0,54)	–	-0,103 (-0,60)	–
b_2	-0,350 (-1,83)	-0,406 (-2,69)	-0,426 (-1,70)	-0,419 (-1,72)
b_3	0,330 (2,29)	0,333 (2,39)	0,386 (2,23)	0,349 (2,21)
b_4	–	–	0,00015 (0,30)	-2,97E-05 (-0,08)
Число наблюдений	271	271	271	271
AIC	-10,25	-10,25	-10,24	-10,24
BIC	-10,10	-10,12	-10,08	-10,10
***Q*-статистика Бокса-Льюнга (16 лагов)**	14,57	14,62	14,29	14,58

* *t*-статистика в скобках.

Модели 2 и 2’ позволяют рассмотреть влияние изменения объема торгов. Как было отмечено в параграфе 3.3, изменение оборотов на вторичном рынке связано, по меньшей мере, с двумя эффектами: притоком новой информации на рынок и изменениями ликвидности рынка. В отличие от полученных ранее результатов, оценка коэффициента при реальном объеме торгов статистически незначима. По нашему мнению, это вызвано тем, что именно моменты первоначального допуска нерезидентов на внутренний рынок ценных бумаг и начала финансового кризиса (последнее практически совпадает с 1 января 1998 года) соответствуют переходу объемов торговли на качественно новый уровень. В таком случае переменные Дамми отражают увеличение общей ликвидности рынка. В качестве гипотезы можно предположить, что данные результаты (статистически незначимая оценка коэффициента b_4) означают, что изменение объема торгов не несет в себе информацию о хороших/плохих новостях, а связано только с ликвидностью рынка.

График смоделированного условного стандартного отклонения остатков для модели 1’ приведен на рисунке 5.4.

* * *

Мы рассмотрели динамику недельной и месячной номинальной и месячной реальной доходности ГКО к погашению. Полученные результаты позволяют сделать следующие выводы, касающиеся изменения доходности российских государственных ценных бумаг:

- Проведенный качественный анализ развития рынка ГКО-ОФЗ показал, что институциональные факторы оказывали серьезное влияние на определение уровня доходности ГКО. Термин «институциональный» в данном случае относится ко всем особенностям развития рынка, не связанным с изменением отдельных макроэкономических переменных. Сюда относятся условия и процесс создания рынка, инвестиционный климат в стране, формирование институтов рынка государственных ценных бумаг, политические

факторы, «самообучение» участников рынка, развитие правовых отношений, изменение налогового режима и т. д.

- В разные периоды на рынке российских государственных ценных бумаг наблюдались значительные колебания уровня и волатильности доходности, что приводит к нестационарности рассматриваемых временных рядов. Проведенный статистический анализ подтверждает, что ряды номинальной доходности ГКО нестационарны, имеют единичный корень. В то же время ряды первых разностей номинальной доходности ГКО и реальной доходности ГКО стационарны, значения переменных нормально распределены.
- Зависимость между текущими и предыдущими значениями изменений (первых разностей) номинальной доходности ГКО носит нелинейный характер. Значения первых разностей недельной доходности ГКО не коррелированы, тогда как их величины по модулю имеют относительно высокую автокорреляцию первого порядка (около 0,45). Таким образом, за большим положительным значением прироста доходности не обязательно следует также положительный прирост, но высока вероятность того, что следующее изменение доходности будет также большим, однако, его знак может быть любым.
- Качественный анализ истории развития рынка ГКО-ОФЗ позволил выделить несколько периодов с различным поведением основных показателей рынка. Эконометрические методы не позволяют отвергнуть гипотезу о том, что временной ряд недельной доходности ГКО однороден (не подтверждается гипотеза о переключении режимов, статистические оценки стабильны на всем периоде). В то же время остатки линейной авторегрессионной – скользящего среднего модели гетероскедастичны, что свидетельствует о существенных различиях в уровне волатильности доходности в разные периоды.
- На рынке ГКО наблюдалась асимметричность реакции волатильности доходности на приток хороших/плохих новостей. Хорошие новости уменьшали волатильность. Это по-

казано на результатах оценки нелинейной модели с условной авторегрессионной дисперсией остатков. В частности, приток «хороших» новостей в такой модели интерпретируется как отрицательные значения остатков. Влияние объемов торгов на вторичном рынке на волатильность доходности скорее отражает колебания общей ликвидности рынка, чем эффекты информационных потоков. Дисперсии остатков в моделях не присуще свойство возвращения к среднему, то есть отсутствует устойчивый предел колебаний доходности.

- Гипотеза о том, что при формировании уровня номинальной доходности ГКО участники рынка принимают во внимание ожидания роста цен и обесценения рубля, подтверждается на периоде до трех ближайших месяцев. При рассмотрении более длинного (до шести месяцев) временного горизонта ожиданий связь между номинальной доходностью ГКО, с одной стороны, и фактическими темпами роста ИПЦ, либо ожидаемым курсом рубля, с другой стороны, нарушается. Это может свидетельствовать о том, что инвесторы не рассматривают возможности вложения средств на такой долгий срок, либо ошибки прогноза на срок более трех месяцев слишком велики. В долгосрочном периоде ряды номинальной доходности ГКО и будущей фактической инфляции сближаются, тогда как между рядами номинальной доходности ГКО и курсом доллара по срочным сделкам (фьючерсам) существует устойчивая положительная разница.
- Политическая неопределенность оказывала сильное влияние на уровень реальной доходности ГКО. Наиболее ярким примером является период перед президентскими выборами 1996 года, когда наблюдалась 85–90% корреляция между динамикой реальной ставки по ГКО и долей ГКО, погашаемых после даты выборов.
- Анализ шоков денежно-кредитной политики не позволил однозначно установить, что в краткосрочном периоде доходность ГКО снижается при увеличении денежного предложения (то есть наблюдается эффект ликвидности). Также

не подтверждается предположение о нейтральности денег в долгосрочном периоде. Оценка с помощью функций отклика не выявляет реакции номинальных процентных ставок на денежные шоки, реальные процентные ставки при денежной экспансии снижаются на протяжение первых двух периодов (месяцев), после чего отклик не отличается статистически значимо от нуля[58].

- Влияние бюджетной политики выявлено путем сравнения доходности на аукционах и средневзвешенной доходности на вторичных торгах (эффект ликвидности на первичных аукционах по размещению ГКО). Рост потребности Министерства финансов РФ в объеме привлеченных средств в условиях ограничения ликвидности у инвесторов приводит к превышению доходности на аукционе сверх уровня доходности на вторичном рынке.
- Либерализация рынка ГКО-ОФЗ, допуск нерезидентов и изменение режима капитального контроля оказали двойственное воздействие на рынок. Оценка регрессионных моделей с учетом фиктивных переменных, отвечающих за изменение режима капитального контроля, показывает, что приход иностранных инвесторов в 1996 году, хотя и не оказал прямого (проверяемого эконометрическими методами) влияния на уровень доходности, снизил волатильность ставок процента, позволил увеличить ликвидность рынка. С другой стороны, устранение ограничений на движение капитала с 1 января 1998 года в условиях развития финансового кризиса способствовало усилению оттока капитала и росту волатильности доходности.

[58] Как будет показано во втором разделе нашей работы, решающее значение для анализа эффектов денежно-кредитной политики имеет разделение реакции доходности ГКО между ставками по облигациям с различными сроками до погашения.

РАЗДЕЛ 2

МОДЕЛИРОВАНИЕ ВРЕМЕННОЙ СТРУКТУРЫ ДОХОДНОСТИ ГКО

Изучение динамики средневзвешенной доходности российских государственных ценных бумаг показало, что во многих случаях для понимания процессов на рынке ГКО важное значение имеет учет сроков до погашения обращающихся облигаций. В частности, оцененный горизонт инфляционных ожиданий и ожиданий изменения курса рубля не превосходит период обращения большей доли рыночного портфеля ГКО; структура дюрации облигаций отражалась в динамике средней доходности краткосрочных ценных бумаг перед президентскими выборами 1996 года; влияние шоков денежно-кредитной политики распространяется на период, сопоставимый с наиболее распространенными сроками обращения ГКО. Кроме того, как мы указывали в главе 5, неоднозначные оценки реакции на шоки денежно-кредитной и бюджетной политики могут являться результатом усреднения доходности облигаций с разными сроками до погашения. Во втором разделе мы будем рассматривать ставки по облигациям с различными периодами обращения в отдельности, то есть временную структуру доходности ГКО.

Анализ временной структуры доходности ГКО, в отличие от аналогичных исследований на развитых финансовых рынках, сопряжен с определенными трудностями и предусматривает ряд допущений, которые необходимо особо отметить.

Во-первых, как уже отмечалось, временной интервал наблюдений охватывает период, не превышающий четырех лет. Таким образом, для обеспечения достаточного числа степеней свободы в эконометрических моделях мы рассматриваем преимущественно данные с недельной частотностью (в отдельных случаях – с месячной, если другие факторы не имеют более высокой периодичности). В то же время большинство исследований временной структуры процентных ставок на западных рынках базируются на основе месячных и квартальных данных. Высокая частотность наблюдений может вести к усилению влияния случайных шумов и колебаний на рынке, связанных в большей степени с краткосрочными колебаниями ликвидности рынка, действиями отдельных крупных игроков, чем с макроэкономическими факторами. В этом случае результаты анализа динамики доходности отдельных серий ГКО, в частности проверки гипотез временной структуры, могут иметь смещение в сторону непринятия одних гипотез (ожидания, предпочтения ликвидности) в пользу других (изменяющейся во времени премии за срок, сегментации рынков, предпочитаемой среды).

Во-вторых, максимальный срок обращения дисконтных облигаций на российском рынке не превышал одного года. Предлагаемое деление ГКО на краткосрочные, среднесрочные и долгосрочные ценные бумаги весьма условно: на развитых рынках все аналогичные инструменты относились бы к наиболее коротким (до трех месяцев) и краткосрочным (до одного года) облигациям. Тем не менее, специфика отечественного рынка заключалась в том, что серии ГКО со сроками до погашения более трех месяцев рассматривались инвесторами как длинные бумаги, премия за риск по которым включает уникальную составляющую (по сравнению с короткими ГКО). Вероятно, что в течение значительной части рассматриваемого периода (возможно, кроме 1997 года) спрос на короткие и длинные ГКО предъявлялся разными группами участников рынка. Таким образом, мы допускаем разделение ГКО на краткосрочные (до трех месяцев) и долгосрочные (девять – двенадцать месяцев) государственные ценные бумаги.

В-третьих, в разные годы максимальная дюрация ГКО была неодинаковой: от трех до двенадцати месяцев, что не позволяет анализировать динамику долгосрочных (в нашей формулировке) облигаций на протяжение всего рассматриваемого периода. Наиболее приемлемым решением данной проблемы, по нашему мнению, является оценка соотношений между доходностями ГКО с различными сроками до погашения на отдельных временных интервалах.

В-четвертых, высокая частотность наблюдений приводит к наличию большого числа пропусков в фактически наблюдаемых данных. За исключением отдельных коротких периодов в 1997–1998 годах, не было недель, когда на рынке присутствовали бы облигации с дюрацией, включающей все сроки до погашения от одной до 52 недель (или от одного до 12 месяцев). Для создания непрерывных рядов доходности ГКО с различной срочностью мы аппроксимировали недельные и месячные кривые доходности (подробнее см. параграф 6.1). Такая аппроксимация несколько искажает временную структуру процентных ставок, сглаживая вид кривой доходности, хотя и не меняет ее форму.

В-пятых, как было показано в *(Дробышевский, 1999)*, большинство теоретических моделей временной структуры (в том числе стохастические модели) основывается на анализе реальных процентных ставок, либо не оговаривает разделения на номинальные и реальные ставки. В то же время эмпирические исследования временной структуры государственных ценных бумаг на развитых и развивающихся рынках имеют дело с номинальными ставками. Преимущественно это связано с тем, что на коротких (месячных, квартальных) интервалах уровень инфляции в развитых странах низок, и переход к реальным *ex post* ставкам слабо влияет на общие закономерности на рынке, тогда как экономическая интерпретация реальных *ex post* ставок процента неоднозначна. Кроме того, при принятии гипотезы о постоянстве реального процента (в краткосрочном периоде) колебания инфляционных ожиданий и премии за риск придают динамике номинальных процентных ставок случайный характер, что позволяет моделировать их в виде стоха-

стического процесса. Информация об ожидаемом темпе роста цен может иметь значение для определения премии за срок. Поэтому наше исследование будет посвящено также анализу временной структуры номинальных доходностей ГКО (за исключением случаев, оговоренных отдельно).

Для изучения поведения временной структуры доходности ГКО мы сравним статистические характеристики доходностей к погашению ГКО с разными сроками обращения, форвардных ставок по ГКО различной срочности, ставок за разные периоды владения ГКО. Далее мы рассмотрим влияние ожиданий участников рынка, шоков денежно-кредитной и бюджетной политики на изменения доходности ГКО в рамках подхода, представленного в первом разделе, разделив краткосрочные и долгосрочные ставки. Прежде чем приступить к завершающей части нашего исследования – проверке гипотез временной структуры для российского рынка ценных бумаг – мы сопоставим адекватность различных вариантов стохастических моделей рынку ГКО с целью выбора спецификации случайного процесса динамики доходности ГКО с различными сроками до погашения. Учет свойств выбранного стохастического процесса позволяет уменьшить влияние случайных шумов и повысить уровень надежности принятия или непринятия гипотез временной структуры.

Глава 6. Анализ свойств ставок по ГКО с разными сроками до погашения

Анализ статистических характеристик рядов ставок (доходностей к погашению, форвардных ставок, ставок за период владения) по ГКО позволяет сравнить поведение рассматриваемых переменных, показать соотношение между средним уровнем, волатильностью (дисперсией) и инерционностью (серийной автокорреляцией) рядов различных ставок. Сравнение проводится на основе сопоставления выборочных статистических моментов, характеризующих распределение значений ставок.

§6.1. Описание данных для исследования

Исходные данные для исследования временной структуры доходности ГКО были взяты из базы по рынку ГКО-ОФЗ информационного агентства «Финмаркет» (см. главу 2). Доходности к погашению для всех серий ГКО были рассчитаны по формулам 2.1 или 2.2 (глава 2) для соответствующих периодов. Рассматриваются данные с двумя периодами частотности равными одной неделе и одному месяцу.

Число обращающихся на рынке серий ГКО на протяжение одной недели (одного месяца) в разные периоды времени составляло от одной до 52. Рассмотрение большого числа ценных бумаг с разницей в сроках до погашения равной одной неделе, как отмечалось выше, затрудняет анализ из-за наличия значительного «шума» в колебаниях цен отдельных серий. Для решения этой проблемы мы перешли к агрегированию данных. В частности, мы рассчитали средние доходности к погашению по всем облигациям, погашаемым на протяжение каждого следующего месяца. ГКО со сроком до погашения от 16 до 35 дней названы как одномесячные облигации, от 36 до 63 дней – двухмесячные, от 64 до 91 дня – трехмесячные и т. д. В качестве весов для расчета средних значений доходности к погашению на протяжение месяца использовались объемы сделок по каждой из серий на вторичных торгах. Всего мы рассматриваем 14 сроков до погашения ГКО: одна неделя, две недели,

один, два, …, двенадцать месяцев. Распределение ГКО по расчетным срокам до погашения представлено в таблице 6.1.

Таблица 6.1.

Обозначение переменной	Расчетный срок до погашения	Фактическое число дней до погашения серий ГКО
Y1W	одна неделя	до 7
Y2W	две недели	8–15
Y1M	один месяц	16–35
Y2M	два месяца	36–63
Y3M	три месяца	64–91
Y4M	четыре месяца	92–126
Y5M	пять месяцев	127–154
Y6M	шесть месяцев	155–182
Y7M	семь месяцев	183–217
Y8M	восемь месяцев	218–245
Y9M	девять месяцев	246–280
Y10M	десять месяцев	281–307
Y11M	одиннадцать месяцев	308–336
Y12M	двенадцать месяцев	337–364

Второй проблемой является наличие пробелов в наблюдаемых данных из-за отсутствия на рынке на протяжение данной недели (месяца) облигаций необходимой срочности. Во многих случаях даже принятая нами методика агрегирования не позволяет избежать такой ситуации. Наиболее распространенным методом для решения данной проблемы является построение аналитических кривых доходности на основе аппроксимации фактических данных различными функциями (например, полиноминальными, экспоненциальными сплайнами, см. *Anderson, Breedon, Deacon, Derry, Murphy, 1996; van Deventer, Imai, 1997*). При таком подходе исследователю приходится делать выбор между точностью аппроксимации (*goodness-to-fit*) и гладкостью аналитических кривых (*smoothness*). Кроме того, аналитические кривые не пригодны для изучения эффектов, наблюдаемых на краях кривой доходности, являющихся наиболее интересными для целей нашего анализа[59]. Благодаря усреднению значений доходности к по-

[59] В силу накладываемых краевых условий для численной оценки параметров аналитические кривые доходности имеют гладкие концы.

гашению за каждый месяц, полученные нами кривые доходности являются достаточно гладкими. Поэтому мы использовали метод простой линейной интерполяции между наблюдаемыми значениями ставок по ГКО с близкими сроками до погашения, либо (для крайних точек) между значениями ставок по облигациям данной срочности, наблюдаемыми до и после текущей недели (для разрывов, не превышающих две недели):

$$r(t,m) = \frac{r(t,m+1) + r(t,m-1)}{2},$$

если наблюдение отсутствует по *m*;

$$r(t,m) = \frac{r(t-1,m) + r(t+1,m)}{2},$$

если наблюдение отсутствует в *t*,

где *t* – текущий период времени (неделя или месяц), по которому наблюдение отсутствует, *m* – срок до погашения (в неделях или месяцах).

Форвардные ставки по ГКО рассчитаны для серий со сроками до погашения в днях, близкими к целому числу месяцев, то есть 28–35 дней – один месяц, 56–63 дня – два месяца, 84–91 день – три месяца и т. д. Для однородности данных мы не рассчитывали форвардные ставки на основе облигаций со сроками погашения разной периодичности, например, одна неделя и один месяц.

$$f_t(n,m) = \frac{(m-n)r_t(m) - nr_t(n)}{m-n},$$

где *m* – срок до погашения длинной облигации (месяцев), *n* – срок до погашения короткой облигации (месяцев). Форвардные ставки обозначены как $f_t(n,m)$. Например, $f(1,2)$ означает форвардную ставку по одномесячной облигации, рассчитанную на основании доходности к погашению по облигациям с погашением через один и два месяца.

Для обеспечения сопоставимости ставки за период владения ГКО различной срочности приведены к годовому исчислению на основе правила расчета сложного процента. Расчет произведен по следующей формуле:

$$h_t(s,m) = \left(\frac{p_t}{p_{t-s}} \right)^{\frac{n}{s}} - 1,$$

где m – срок до погашения (месяцев), s – срок владения месяцев (недель), n равно 52 (для недель) и 12 (для месяцев).

Принятые условные обозначения ставок за период владения расшифровываются следующим образом:

H1W – доходность облигации, погашаемой на текущей недели, за одну неделю;

$h(1,0)$ – доходность облигации, погашаемой на текущей недели, за один месяц;

$h(1,2)$ – доходность облигации, погашаемой через два месяца, за один месяц и т. д.

К расчету временной структуры доходности ГКО относятся все замечания, высказанные в главе 2 первого раздела.

§6.2. Анализ свойств временной структуры доходности ГКО

Динамика временной структуры доходности ГКО к погашению показана на рисунке 6.1.

На рисунке заметно, что большую часть времени кривые доходности ГКО имели положительный наклон. При этом за исключением периода, охватывающего вторую половину 1996–1997 годы, на длинном конце кривой наблюдался «горб», временная структура не была гладкой. Наиболее заметным участком с преобладанием отрицательного угла наклона являлся период усиления финансового кризиса 1998 года, когда цены долгосрочных облигаций в наибольшей степени поддерживались Центральным банком РФ.

Статистические характеристики доходностей различной срочности. В таблице 6.2. приведены основные статические характеристики временных рядов доходностей ГКО с различными сроками до погашения: число наблюдений, среднее значение, стандартное отклонение, значения первых трех коэффициентов автокорреляции. Данные показатели (кроме коэффициентов автокорреляции) рассчитаны по фактическим наблюдениям, без учета значений, полученных методом интерполяции.

Для анализа колебаний статистических показателей временной структуры доходности ГКО на протяжение всего временного интервала (1993–1998 годы) мы выделили три подпериода, на которых наблюдались отличия в динамике общего уровня доходности ГКО (см. главу 1)[60]:

- сентябрь 1994 – июль 1996 года – период неустойчивости на рынке, связанный с высокими инфляционными и политическими рисками, становлением рынка ГКО-ОФЗ;
- август 1996 – ноябрь 1997 года – период низкого общего уровня доходности, характеризуемый наименьшим уровнем рисков и высокой ликвидностью;
- декабрь 1997 – август 1998 года – период развития финансового кризиса, снижения доверия участников к государственным ценным бумагам и наибольшего участия ЦБ РФ по поддержке цен облигаций.

Для большей наглядности соотношения между доходностями и уровнем волатильности ГКО с разными сроками до погашения на рисунках 6.2 и 6.3 показаны графики усредненных за весь период наблюдений и за каждый из подпериодов кривых доходности и стандартного отклонения доходности отдельных серий ГКО.

Как показывают приведенные результаты, на протяжение всего периода временная структура доходности ГКО имеет сложную форму: на коротком конце (до трех месяцев) наклон

[60] Период с мая 1993 по август 1994 года не рассматривается для обеспечения непрерывности фактических значений доходности наиболее коротких серий ГКО.

кривой доходности положителен, далее следует горизонтальный участок от трех до шести месяцев, доходности серий на длинном конце снижаются. Более внимательное изучение каждого из подпериодов позволяет сделать вывод о том, что такой вид кривой доходности вызван скорее всего колебаниями общего уровня доходности и числом наблюдений на разных временных интервалах[61].

На первом подпериоде (1994–1996 годы) кривая доходности имела ярко выраженный положительный наклон. Однако тогда на рынке преобладали короткие и средние облигации, что способствовало подъему короткого и среднего участка временной структуры на всем периоде, так как они представляли «длинные», более рискованные бумаги. Облигации со сроками до погашения более шести месяцев стали постоянно обращаться на рынке только с 1997 года, когда общий уровень доходности резко упал. Развитие кризисных явлений в конце 1997–1998 годах протекало очень бурно на протяжение короткого отрезка данного подпериода. Средние величины доходности ГКО в этот период, хотя и превышают значения 1996–1997 годов, остаются на достаточно низком уровне. Таким образом, временная структура доходности ГКО имела преимущественно положительный наклон, однако, реально можно говорить об устойчивом виде кривой доходности на сроках до шести месяцев.

[61] Аналогичные результаты анализа уровня и волатильности доходности ГКО на различных периодах получены в работе *(Баринов, Первозванский, Первозванская, 1999)*.

Анализ волатильности доходности ГКО с разными сроками до погашения, оцененной как стандартное отклонение ставок, показывает, что картина на российском рынке в целом согласуется с общими экономическими закономерностями[62]. Практически на всех рассмотренных периодах волатильность более коротких ставок выше, чем волатильность доходностей длинных серий облигаций. Однако здесь необходимо отметить, что меньшие колебания доходности ГКО со сроками погашения более шести месяцев связаны преимущественно с малым числом наблюдений (менее половины всех рабочих недель), их относительно низкой ликвидностью и действиями Центрального банка РФ по поддержанию требуемого уровня доходности. Наглядным примером этого являются оценки подпериода 1996–1997 годов, когда ЦБ РФ и первичные дилеры были обязаны «зажимать» концы кривой доходности[63]: как видно из рисунка 6.3, наиболее низкая волатильность в этот период наблюдалась на концах кривой доходности, тогда как ее средний участок испытывал относительно высокие колебания.

Приведенные в таблице 6.2 значения первых трех коэффициентов автокорреляции временных рядов доходности ГКО также подтверждают вывод о низкой волатильности доходности длинных облигаций. С увеличением срока до погашения уровень автокорреляции растет, достигая практически единицы. При этом высокие значения имеют все коэффициенты до третьего порядка включительно. Доходности к погашению наиболее коротких ГКО (одна – две недели, один месяц) имеют значительно более низкую автокорреляцию, а на протяжение периода 1996–1997 годов спот-ставка по недельным ГКО не коррелирована. Постепенное нарастание кризиса в 1998 году привело к резкому снижению «памяти» временных рядов доходности: значения коэффициентов автокорреляции в этот подпериод по большинству сроков находятся ниже, чем в среднем за весь период и на других подпериодах, кроме того,

[62] См., например, *Shiller, Campbell, Schoenholtz, 1983; Mankiw, Summers, 1984; Mankiw, 1986; Mankiw, Miron, 1986; Salyer, 1990; Duffee, 1996*.

[63] То есть поддерживать определенные уровни доходности на концах кривой доходности.

значительно падают значения коэффициентов автокорреляции второго и третьего порядка.

Стационарность рядов. Проблема исследования стационарности рядов доходности облигаций различной срочности выходит за рамки обычной проверки гипотезы о наличии единичного корня у временного ряда рассматриваемой переменной.

Во-первых, временные ряды доходности облигаций с разными сроками до погашения не являются независимыми, случайные отклонения процентных ставок различной срочности коррелированы между собой *(Salyer, 1990)*. При оценке статистик тестов на единичные корни число лагов может быть выбрано с учетом устранения автокорреляции в остатках по методу Ньюи–Уэста *(Newey, West, 1987)*[64].

Во-вторых, как показали Эндерс и Грэнджер *(Enders, Granger, 1998)*, временным рядам временной структуры доходности ценных бумаг присуще свойство асимметричности в динамике приростов ставок[65]. Мы уже отмечали, что российский рынок государственных облигаций по-разному реагирует на положительные и отрицательные шоки (параграф 3.1). В этом случае обычные тесты Дикки-Фуллера и Филлипса-Перрона имеют низкую мощность. Предложенная Эндерсом и Грэнджером трансформация теста Дикки-Фуллера позволяет повысить его мощность, а также проверить гипотезу о несимметричности приращений стохастического процесса, описывающего динамику временного ряда.

В-третьих, теоретические исследования случайных процессов, смоделированных аналогично взаимосвязям между рядами временной структуры процентных ставок, к настоящему времени не дали однозначного ответа на вопрос о количестве единичных корней у временных рядов ставок различной сроч-

---

[64] Число лагов примерно равно $\sqrt[3]{n}$, где n – число наблюдений.

[65] Данное свойство присуще преимущественно временным рядам не агрегированных данных, например, доходности определенных облигаций, либо ценам отдельных акций, поэтому мы не рассматривали эту проблему при анализе рядов средневзвешенной доходности ГКО.

ности[66]. Эмпирические исследования временной структуры доходности облигаций в разных странах свидетельствуют о том, что фактические временные ряды ставок имеют разный порядок интегрированности. При рассмотрении всей временной структуры преобладает тенденция использовать первые разности рядов доходностей, если хотя бы один из них имеет единичный корень. В то же время при моделировании отдельных случайных процессов, описывающих динамику временного ряда определенной срочности (например, при сравнении стохастических моделей временной структуры, *Chan, Karolyi, Longstaff, Sanders, 1992; Dahlquist, 1995*), наблюдаемые данные рассматриваются при соответствующих условиях как стационарные временные ряды. Фама (Fama, 1970) отмечал, что гипотеза о случайном блуждании для временных рядов доходности финансовых активов, работающая при анализе цен акций, требует очевидного экономического обоснования при исследованиях доходности казначейских обязательств США разной срочности[67].

[66] См., например, *Bradley, Lumpkin, 1992; Zhang, 1993; Johnson, 1994; Engsted, Tanggaard, 1994a,b; Cuthbertson, Hayes, Nitzsche, 1998*.

[67] Здесь необходимо отметить, что номинальные ставки содержат инфляционные ожидания, а ряд инфляции имеет (как правило) единичный корень. Таким образом, в случае несмещенных ожиданий и при предположении о постоянстве реального процента временной ряд номинальной доходность облигаций также будет нестационарным.

Результаты тестов на единичные корни Дикки-Фуллера, Филлипса-Перрона и Эндерса-Грэнджера (тест на наличие единичных корней и на асимметричность процесса[68]) для недельных рядов временной структуры доходности ГКО приведены в таблице 6.3. Данные ряды включают как фактические значения ставок, так и значения, полученные интерполяцией для заполнения пробелов. Для каждого из рядов приведены непрерывные временные интервалы фактических и расчетных значений и общее число наблюдений на них.

Полученные результаты в целом не противоречат наиболее распространенным случаям свойств рядов временной структуры доходности государственных ценных бумаг. Тесты отрицают гипотезу о наличии единичного корня у рядов наиболее коротких ставок (одно- и двух недельных ГКО), гипотеза о несимметричности приращений подтверждается практически для всех сроков (кроме одного и шести месяцев), тест Дикки-Фуллера чаще позволяет принять гипотезу о наличии единичного корня по сравнению с двумя другими методами. Влияние асимметричности приращений на оценку порядка интегрированности ряда в наибольшей степени заметно на длинных сериях: оба симметричных теста, Дикки-Фуллера и Филлипса-Перрона, подтверждают наличие единичных корней, тогда как тест Эндерса-Грэнджера отвергает гипотезу на 95% уровне значимости. Таким образом, рассматриваемые временные ряды соответствуют скорее авторегрессионному процессу, чем являются «случайным» блужданием.

Аналогичные оценки получены для месячных рядов временной структуры доходности ГКО. Поскольку данные ряды представляют в большей степени агрегированные показатели, мы осуществили проверку их стационарности на основе теста Филлипса-Перрона (см. табл. 6.4).

---

[68] Асимметрия процесса предполагает, что процентные ставки обычно отклоняются от среднего значения в одну сторону на большую величину, чем в другую (например, сильнее повышаются, чем снижаются), что может рассматриваться как нестационарность процесса при проверке обычными тестами на единичные корни.

Таблица 6.4.

	Y1W	Y2W	Y1M	Y2M	Y3M	Y4M	Y5M	Y6M	Y7M	Y8M	Y9M	Y10M	Y11M	Y12M
Значение статистики	-3,97	-3,57	-3,17	-3,47	-2,91	-4,35	-2,02	-1,75	-1,03	-0,21	-0,67	-0,34	-0,72	-0,29
Критическое значение (95%)	-2,91	-3,48	-3,48	-3,48	-3,48	-3,49	-2,91	-2,91	-3,59	-3,61	-3,65	-3,69	-3,69	-3,71

Таким образом, мы не можем отвергнуть предположение о нестационарности рядов доходности ГКО с разными сроками до погашения, по крайней мере при исследовании системы, включающей несколько временных рядов, либо при совместном анализе с другими переменными первого порядка интегрированности.

§6.3. Анализ свойств временной структуры форвардных ставок по ГКО

Мы рассчитали значения неявных форвардных ставок по ГКО для всех случаев сроков до погашения от одного до двенадцати месяцев. Всего получено 66 рядов форвардных ставок. Данные ряды не являются непрерывными, так как для корректности расчета использовались только фактические наблюдения доходности ГКО. Кроме того, из полученных рядов исключены отрицательные значения форвардных ставок (23 случая, или 0,29% от размера выборки). Статистические характеристики рядов временной структуры форвардных ставок по ГКО приведены в таблице 6.5.

Поскольку форвардные ставки определяются на основе сопоставления доходности к погашению облигаций с разными сроками до погашения и являются индикаторами будущей доходности ГКО, параметры их распределения должны соответствовать параметрам распределения доходности ГКО к погашению. Однако результаты тестов на равенство первых двух моментов распределения (среднего значения и дисперсии), приведенные в таблице 6.6 не подтверждают данное предположение.

Гипотеза о равенстве средних значений форвардных ставок и доходности одинаковой срочности не опровергается только для наиболее длинных серий ГКО, доходность которых в наибольшей степени контролировалась ЦБ РФ. Распределение обоих видов ставок по ГКО сильно отличается от нормального, что показывают результаты теста Бартлетта на равенство дисперсий распределений. Данный тест имеет высокую чувствительность к отклонению распределения выборки от нормального. Менее чувствительные к выполнению требования нормальности тесты Ливина и Брауна-Форсайта часто не отвергают нулевую гипотезу о равенстве средних значений. В частности, более мощный тест Брауна-Форсайта свидетельствует об идентичности волатильности доходности ГКО и форвардных ставок на протяжение первого (май 1993 – июль 1996) и последнего (декабрь 1997 – август 1998) подпериодов. Полученные результаты, на наш взгляд, отражают тот факт, что в периоды усиления общей нестабильности колебания форвардных и текущих ставок симметричны. На протяжение второго подпериода (август 1996 – ноябрь 1997 года) текущий уровень доходности ГКО устойчиво снижался, что обусловило большую волатильность текущих ставок за весь подпериод по сравнению колебаниями форвардных ставок.

§6.4. Анализ свойств временной структуры ставок за период владения ГКО

В таблицах 6.7–6.10 приведены статистические характеристики временных рядов ставок за период владения ГКО за весь период и за каждый из трех выделенных подпериодов. Строки соответствуют сроку до погашения, столбцы – периоду владения облигацией.

Как видно из таблиц, ставки за период владения облигацией увеличиваются при удлинении срока владения облигацией, однако, при этом необходимо учитывать колебания среднего уровня доходности на рынке и изменение максимальной срочности облигаций. Так, при оценке всего временного интервала наблюдений и второго подпериода устойчивая положительная зависимость между периодом владения и ставкой за период владения наблюдается только до пяти–шести месяцев. Более длинные сроки владения относятся к облигациям, обращавшимся на рынке при минимальном среднем уровне доходности (15–20% годовых), поэтому ставки за период владения равный семи–двенадцати месяцам ниже ставок за три–шесть месяцев.

На протяжение третьего подпериода наблюдается обратная зависимость: по мере усиления недоверия к российским государственным облигациям и снижения цен ГКО доходность вложенных средств снижалась при удлинении срока инвестиций, достигая отрицательных значений. В то же время краткосрочные инвестиции (до одного месяца) приносили высокий доход непосредственно до момента замораживания внутреннего долга в августе 1998 года.

Аналогичный характер имеет соотношение между ставкой за период владения облигацией и ее сроком до погашения при инвестициях на одинаковый срок. Вложение средств на один месяц в облигацию со сроком погашения два месяца приносило меньший доход, чем одномесячные инвестиции в ГКО со сроком до погашения три – четыре месяца. Данная зависимость устойчива на протяжение как всего периода наблюдений, так и на каждом из подпериодов, кроме конца 1997–1998 годов. Тогда резкое падение цен облигаций с дальними сроками до погашения снижало доходность операций (по многим сериям такие операции становились убыточными) по покупке/продаже ГКО, если инвестор не держал ценные бумаги до погашения. Кроме того, в оценках ставок за период владения облигацией на данном временном интервале учитываются потери от вложений в ГКО, погашаемых после 17 августа 1998 года. Накануне 17 августа их цены фактически отражали факт дефолта.

Особенностью распределения ставок за период владения облигацией является высокий уровень дисперсии значений. Средняя по выборке дисперсия ставок за период владения превосходит данный показатель для распределений доходности к погашению и форвардных ставок, соответственно, в 5,3 и 6,5 раз. Такой результат может объясняться тем, что диапазон значений ставок за период владения более широк. Около 8,37% от всей выборки составляют отрицательные значения, максимальные значения доходности от владения ГКО 23001, выпущенной в 1994 году, достигали 3000-5000% в годовом исчислении за период до двух месяцев с момента размещения облигации. Доходность к погашению такой облигации из-за большого срока до погашения (десять–двенадцать месяцев) не превышала 300% годовых.

Глава 7. Макроэкономический анализ временной структуры ставок по ГКО

В первом разделе данной работы мы рассмотрели влияние ожиданий участников рынка ГКО-ОФЗ и эффектов экономической политики на изменения уровня и волатильности средневзвешенной доходности ГКО к погашению. Как было показано, результаты анализа чувствительны к выбору продолжительности периода изменения внешних переменных, либо временного горизонта ожиданий. Поскольку рассматривалась динамика средневзвешенной доходности ГКО, мы предположили, что исследование взаимосвязей между ставками по ГКО и изменением внешних переменной одинаковой срочности даст более точные оценки. Для определения временного горизонта ожиданий инфляции и изменения курса рубля, учитываемого при формировании уровня доходности ГКО с разными сроками до погашения, мы будем применять ту же методологию исследования, что и в главе 4. Анализ влияния экономической политики включает в себя как проверку гипотез, принятых в главе 5, так и изучение эффектов денежно-кредитной и бюджетной политики в соответствии с макроэкономическими подходами к исследованию временной структуры процентных ставок (см. *Дробышевский, 1999*).

§7.1. Инфляционные ожидания экономических агентов

При анализе временной структуры доходности облигаций инфляционные ожидания (либо их изменение) могут быть оценены тремя способами: во-первых, через соотношение доходности облигаций со срочностью, совпадающей с временным горизонтом ожиданий (или превышающей последний), и прироста цен за данный период; во-вторых, через спрэд между доходностями облигаций с различными сроками до погашения; в-третьих, через угол наклона кривой доходности. Два последних метода близки между собой, их отличие заключается лишь в предположении об изменении либо доходности облигаций с определенным сроком до погашения, либо угла накло-

на всей кривой доходности при изменении инфляционных ожиданий.

Необходимо отметить, что здесь мы не рассматриваем вопрос о характере формирования инфляционных ожиданий[69]. Наше исследование направлено на проверку возможности соответствия ожиданий фактическим значениям инфляции за соответствующий будущий период, независимо от того, как формируются ожидания участников рынка. Данный анализ дает представление о рациональности поведения участников рынка и отвечает задачам денежно-кредитной политики (то есть временная структура – индикатор будущей инфляции, см., например, *Svensson, 1994; Estrella, Mishkin, 1995, 1997*). Аналогичный подход принят и в параграфе 2.2 для исследования ожиданий изменения курса рубля.

Соотношение уровня доходности ГКО и будущей инфляции. В таблице 7.1 приведены значения коэффициентов корреляции между месячными рядами доходности ГКО со сроком до погашения от одного до девяти месяцев и фактических темпов инфляции в текущем месяце и на период от одного до девяти месяцев в будущем. Доходности ГКО со сроком погашения десять–двенадцать месяцев исключены из рассмотрения из-за малого числа наблюдений (менее 20).

Корреляционный анализ подтверждает сделанное ранее предположение о временном горизонте инфляционных ожиданий, учитываемых при формировании уровня доходности, равном трем месяцам. Значение коэффициентов корреляции между доходностями ГКО по всем срокам до погашения и фактическими темпами роста цен за период один, два, три будущих месяца превышает уровень корреляции с текущим значением инфляции, за исключением наиболее коротких одномесячных ставок. Связь между доходностями длинных ГКО и приростом ИПЦ за шесть–девять месяцев отсутствует либо выражена слабо.

---

[69] О влиянии характера ожиданий на предсказательную способность временной структуры см. *Modigliani, Shiller, 1973* (адаптивные ожидания) и *Mishkin, 1981; Fama, 1990* (рациональные ожидания).

Таблица 7.1.

	Y1M	Y2M	Y3M	Y4M	Y5M	Y6M	Y7M	Y8M	Y9M
P	0,559	0,662	0,680	0,633	0,623	0,627	0,587	0,663	0,641
P1	0,452	0,718	0,754	0,786	0,779	0,739	0,823	0,819	0,823
P2		0,680	0,754	0,789	0,794	0,774	0,856	0,818	0,848
P3			0,710	0,730	0,732	0,739	0,787	0,724	0,777
P4				0,574	0,582	0,595	0,627	0,560	0,612
P5					0,368	0,387	0,412	0,368	0,411
P6						0,083	0,108	0,093	0,143
P7							-0,202	-0,239	-0,180
P8								0,350	0,346
P9									0,540

Тест Йохансена (результаты не приводятся) отрицает гипотезу о коинтеграции между рядами инфляции и доходности для всех облигаций, начиная с четырехмесячного срока до погашения. Ряды доходности ГКО со сроком один–три месяца коинтегрированы с рядом как текущей, так и будущей инфляции на период до трех месяцев[70], что объясняется высокой степенью инерционности инфляционных процессов.

В таблице 7.2 приведены значения *t*-статистики для оценки коэффициента при переменной первой разности инфляции в парной регрессии (или модели с коррекцией ошибок), связывающей первую разность доходности ГКО определенной срочности и первую разность ряда будущей инфляции за разные периоды. Для устранения гетероскедастичности в ошибках линейных регрессий использовалась спецификация условной дисперсии ошибок в виде GARCH(1,1). Автокорреляция в остатках уравнений отсутствует (согласно *Q*-статистике Бокса-Льюнга).

Таблица 7.2.

	Y1M	Y2M	Y3M	Y4M	Y5M	Y6M	Y7M	Y8M	Y9M

[70] В работе Е. Пальцевой *(Пальцева, 1998)* была установлена коинтеграция между одномесячной ставкой ГКО и инфляцией будущего месяца, тогда как для рядов трех- и шестимесячной доходности и одномесячной инфляции гипотеза о коинтеграции была отвергнута (на более коротком периоде наблюдений, с января 1995 до сентября 1997 года).

P	2,77*	3,75*	3,78*	0,04	3,86	3,69	-0,42	0,59	0,83
P1	-0,59*	2,03*	3,87	1,49	4,17	2,33	0,45	0,54	0,50
P2		0,83*	0,94*	1,38	3,03	1,58	0,54	0,97	1,40
P3			1,92*	0,89	4,49	1,98	0,51	0,35	0,55
P4				1,34	-3,27	-0,27	0,06	0,25	0,54
P5					-3,46	-2,17	0,14	0,41	0,18
P6						-2,40	-0,50	0,17	0,41
P7							-0,31	0,13	0,56
P8								2,07	0,77
P9									0,28

* Модель с коррекцией ошибок.

Таким образом, оценки регрессионных уравнений, связывающих первые разности рядов доходности ГКО и первые разности рядов инфляции (с учетом коинтеграционных соотношений в соответствующих случаях), показывают, что гипотеза Фишера выполняется только на коротком конце. Кроме того, выявлено значимое влияние текущей инфляции на уровень доходности ГКО любой срочности[71].

Оценки инфляционных ожиданий с помощью спрэда и угла наклона кривой доходности. Полученные результаты свидетельствуют о существовании зависимости между уровнем доходности ГКО различной срочности и фактическими будущими темпами роста цен на протяжение до трех месяцев. Для анализа взаимосвязи между соотношением доходностей облигаций с разными сроками до погашения и изменением инфляции за период между моментами погашения облигаций мы оценили регрессионные уравнения вида:

$$\begin{aligned} i_t^N - i_t^M &= a + b(\pi_t^n - \pi_t^m) + \gamma\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ i_t^N / i_t &= a + b(\pi_t^n - \pi_t^m) + \gamma\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned},$$

[71] Данная закономерность выполняется для серий со сроком до погашения равным шести месяцам. Исключение составляет доходность четырехмесячных ГКО, влияние на которую отрицается для любых горизонтов инфляции. Причина такого результата до конца не ясна.

где π_t^n, π_t^m – средние темпы фактической инфляции за *n* и *m* месяцев вперед, причем $n > m$ и $n \le 3$; i_t – спот-ставка (доходность к погашению недельной ГКО). $i_t^N - i_t^M$ отражает процентный спрэд, а i_t^N / i_t – угол наклона кривой доходности ГКО, где $N > M$ и $N \le 6$. Скользящее среднее первого порядка включено в уравнение для устранения автокорреляции в остатках. Оценки уравнений приведены в таблице 7.3.

*Таблица 7.3**

	$\pi_t^3 - \pi_t^1$	$\pi_t^3 - \pi_t$	$\pi_t^2 - \pi_t^1$	$\pi_t^2 - \pi_t$	$\pi_t^1 - \pi_t$
Y6M-Y1M	-0,186 (-1,48)	0,062 (1,61)	-0,176 (-1,60)	0,068 (0,85)	0,045 (0,88)
Y5M-Y1M	-0,130 (-0,91)	-0,081 (-0,95)	-0,063 (-0,32)	-0,046 (-0,53)	-0,031 (-0,37)
Y4M-Y1M	0,137 (0,83)	-0,096 (-0,97)	0,410 (1,59)	-0,108 (-1,01)	-0,198 (-1,73)
Y3M-Y2M	-0,005 (-0,10)	0,022 (0,66)	-0,001 (-0,01)	0,026 (0,74)	0,023 (0,70)
Y3M-Y1M	-0,098 (-1,02)	-0,106 (-1,78)	-0,008 (-0,071)	-0,074 (-1,19)	-0,050 (-0,96)
Y2M-Y1M	–	–	-0,106 (-1,00)	-0,124 (-2,50)	-0,086 (-1,74)
Y6M/Y1W	-8,18 (-0,87)	-7,70 (-1,36)	-9,15 (-0,67)	-6,55 (-1,12)	-4,88 (-0,82)
Y5M/Y1W	-7,33 (-0,86)	-8,63 (-1,71)	-7,64 (-0,61)	-7,64 (-1,45)	-6,42 (-1,18)
Y4M/Y1W	-1,19 (-0,14)	-8,36 (-1,65)	4,76 (0,37)	-7,91 (-1,49)	-9,28 (-1,69)
Y3M/Y1W	3,08 (0,34)	-14,82 (-2,76)	12,67 (1,16)	-14,15 (-2,50)	-15,47 (-3,05)
Y2M/Y1W	–	–	12,76 (1,30)	-14,49 (-2,81)	-15,27 (-3,42)
Y1M/Y1W	–	–	–	–	-9,95 (-3,41)

* В таблице приведены оценки и *t*-статистики (в скобках) для коэффициента *b*.

Как видно из таблицы, результаты оценок отрицают гипотезу Фишера применительно к временной структуре доходности ГКО. Оценки коэффициента *b* в уравнениях для процентного спрэда статистически незначимо отличаются от нуля (за исключением одного случая), тогда как согласно гипотезе $H_0 : b = 1$. В уравнениях с углом наклона коэффициент имеет

отрицательное значение, во многих случаях статистически значимое, то есть увеличение угла наклона соответствовало периодам снижения инфляции, что также противоречит первоначальной гипотезе[72].

Таким образом, колебания уровня доходности ГКО различной срочности отражают скорее всего изменения будущей, а не текущей инфляции на период до трех месяцев. В то же время изменения угла наклона временной структуры и процентных спрэдов доходности практически не содержат информацию о соотношении темпов роста цен за различные будущие периоды[73]. На наш взгляд, это может иметь следующие причины.

Во-первых, на протяжение периода наблюдений кривая доходности ГКО имела преимущественно положительный наклон, колебания среднего уровня доходности приводили к параллельным сдвигам кривой, не меняя ее наклона, тогда как инфляция устойчиво снижалась. Кроме того, возможна гипотеза о систематической переоценке будущей инфляции из-за непредвиденного роста спроса на деньги в 1996–97 годах. Это объясняет отрицательный знак оценки коэффициента в уравнениях с углом наклона.

Во-вторых, несмотря на то, что ГКО со сроком погашения от трех до шести месяцев отнесены нами к среднесрочным ценным бумагам, они являются сверхкраткосрочными и краткосрочными облигациями. Согласно результатам исследований на развитых финансовых рынках *(Mishkin, 1993; Engsted, 1995; Lee, Clark, Ahn, 1998)*, колебания доходности таких инструментов обычно не связаны с изменением инфляции. Миш-

---

[72] Виплош, Кирсанова, Граф и Туллио, Иванова *(Wyplosz, Kirsanova, Grafe, 1996; Туллио, Иванова*) получили обратные результаты для 1995 – первой половины 1996 года, используя наклон кривой доходности как индикатор инфляционных ожиданий в уравнении для моделирования уровня доходности ГКО. Однако их результаты являются спорными из-за малого числа наблюдений, на которых производилась оценка уравнений.

[73] Аналогичные результаты были получены Берком *(Berk, 1998)* для временной структуры процентных ставок в Нидерландах: уровень доходности несет в себе информацию о будущей инфляции, однако, эмпирически выделить ее влияние на параметры кривой доходности затруднительно.

кин и Эстрелла *(Mishkin, 1990, 1993; Estrella, Mishkin, 1995, 1997)* на примере США и ряда стран Европы показали, что короткий конец временной структуры процентных ставок часто не содержит информацию о будущей инфляции, тогда как средний участок и длинный конец временной структуры обладают хорошей предсказательной способностью. Полученные нами результаты соответствуют свойствам короткого конца временной структуры (несмотря на то, что с точки зрения рискованности вложений рассматриваемые бумаги могут быть отнесены к среднесрочным), тогда как более длинные бумаги отсутствовали на рынке (либо имеется не достаточное для оценок число наблюдений).

§7.2. Ожидания изменения курса рубля

Как отмечалось в первом разделе, ожидания изменения обменного курса рубля по отношению к доллару США могут влиять на уровень номинальной доходности российских облигаций даже в большей степени, чем инфляционные ожидания. Результаты корреляционного анализа между доходностью ГКО с разными сроками до погашения и ожидаемыми темпами обесценения курса рубля (по валютным фьючерсам, см. параграф 4.2) показывает, что наиболее высокий уровень корреляции для ставок по ГКО со срочностью три и более месяцев наблюдается с трехмесячными валютными фьючерсами (см. табл. 7.4). Одно-, двух- и трехмесячные ГКО коррелируют сильнее всего с фьючерсами соответствующей срочности.

Тесты на коинтеграцию (результаты тестов не приводятся) между рядами доходности ГКО и ожидаемых темпов обесценения рубля за разные сроки, также как и для среднего уровня доходности, отрицают гипотезу о существовании коинтеграционного соотношения, связывающего рассматриваемые переменные. Таким образом, долгосрочное сближение ожидаемых темпов роста курса рубля и доходности ГКО соответствующей срочности не наблюдается[74].

[74] Подробнее см. параграф 4.2.

Таблица 7.4.

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9
Y1M	0,867								
Y2M	0,721	0,758							
Y3M	0,767	0,800	0,846						
Y4M	0,793	0,819	0,869	0,860					
Y5M	0,749	0,745	0,830	0,818	0,753				
Y6M	0,824	0,849	0,895	0,887	0,777	0,844			
Y7M	0,776	0,782	0,846	0,836	0,735	0,785	0,701		
Y8M	0,812	0,846	0,886	0,877	0,776	0,834	0,731	0,921	
Y9M	0,843	0,889	0,916	0,908	0,817	0,886	0,788	0,905	0,900

В то же время мы получили подтверждение гипотезы о том, что изменения уровня доходности ГКО с определенным сроком до погашения соответствуют ожиданиям изменения курса рубля за соответствующий период. Для проверки данной гипотезы мы оценили регрессионные уравнения следующего вида:
$\Delta i_t^N = c + a\Delta f_t^n + \varepsilon_t$,

где Δi_t^N – первые разности доходности ГКО со сроком N месяцев до погашения, Δf_t^n – первые разности ряда средних ожидаемых темпов обесценения рубля по отношению к доллару США на протяжении $n \le N$ месяцев вперед.

Как видно из полученных результатов (см. табл. 7.5), для всех серий ГКО наблюдается тенденция к росту статистической значимости оценки коэффициента a и доли объясненной дисперсии колебаний Δi_t^N при изменении n от одного до трех (четырех) месяцев. Для больших n данная зависимость нарушается из-за широкого диапазона колебаний доходности ГКО со сроком до погашения от шести месяцев и котировок валютных фьючерсов с датой исполнения более чем через четыре месяцев, а также малого числа наблюдений. Относительно низкая доля объясненной дисперсии первых разностей рядов доходности коротких ГКО (10–30%) может быть вызвана игнорированием других значимых факторов, помимо первых разностей ожидаемых темпов изменения ожидаемого курса рубля.

*Таблица 7.5**

	Y1M	**Y2M**	**Y3M**	**Y4M**	**Y5M**	**Y6M**	**Y7M**	**Y8M**	**Y9M**
F1	0.084 (1.89) [0.041]	0.088 (2.09) [0.053]	0.082 (3.35) [0.137]	0.204 (1.72) [0.167]	0.125 (2.20) [0.126]	0.051 (1.19) [0.121]	0.229 (5.11) [0.550]	-0.360 (-3.66) [0.173]	0.095 (1.91) [0.475]
F2		0.218 (3.13) [0.128]	0.171 (3.38) [0.161]	0.462 (3.32) [0.269]	0.245 (2.54) [0.149]	0.119 (1.69) [0.142]	-0.004 (-0.02) [0.186]	0.687 (3.85) [0.376]	0.631 (4.02) [0.648]
F3			0.235 (3.28) [0.171]	0.562 (3.86) [0.308]	0.404 (3.54) [0.173]	0.170 (1.90) [0.149]	-0.095 (-0.67) [0.204]	0.827 (4.85) [0.495]	0.897 (4.20) [0.682]
F4				0.581 (3.89) [0.310]	0.377 (3.10) [0.190]	0.211 (2.26) [0.173]	0.212 (2.34) [0.360]	-0.227 (-1.45) [0.073]	0.729 (4.54) [0.685]
F5					0.329 (2.88) [0.117]	0.071 (0.81) [0.106]	-0.103 (-2.28) [0.343]	0.128 (1.42) [0.042]	0.053 (0.33) [0.133]
F6						0.228 (2.60) [0.192]	0.185 (2.69) [0.370]	0.447 (4.35) [0.437]	0.925 (3.81) [0.662]
F7							0.012 (0.18) [0.187]	0.119 (0.91) [0.036]	-0.105 (-1.16) [0414]
F8								0.648 (2.77) [0.225]	0.343 (1.99) [0.485]
F9									0.110 (0.72) [0.391]

* В таблице приведены значения и *t*-статистика (в круглых скобках) для оценок коэффициента *a*, в квадратных скобках – значения нормированного R^2. Серийная автокорреляция в остатках уравнений устранена методом Прайса-Уинстона. Тест множителей Лагранжа на условную гетероскедастичность отрицает нулевую гипотезу об однородности дисперсии остатков на 95% уровне значимости для всех случаев.

Гипотеза $H_0 : a = 1$ отвергается на 95% уровне значимости, хотя оценки данного коэффициента имеют положительный знак практически для всех статистически значимых случаев[75]. Значения коэффициента *a* в пределах от нуля до единицы могут интерпретироваться так: изменение доходности ГКО к погашению вызывается изменением ожиданий девальвации руб-

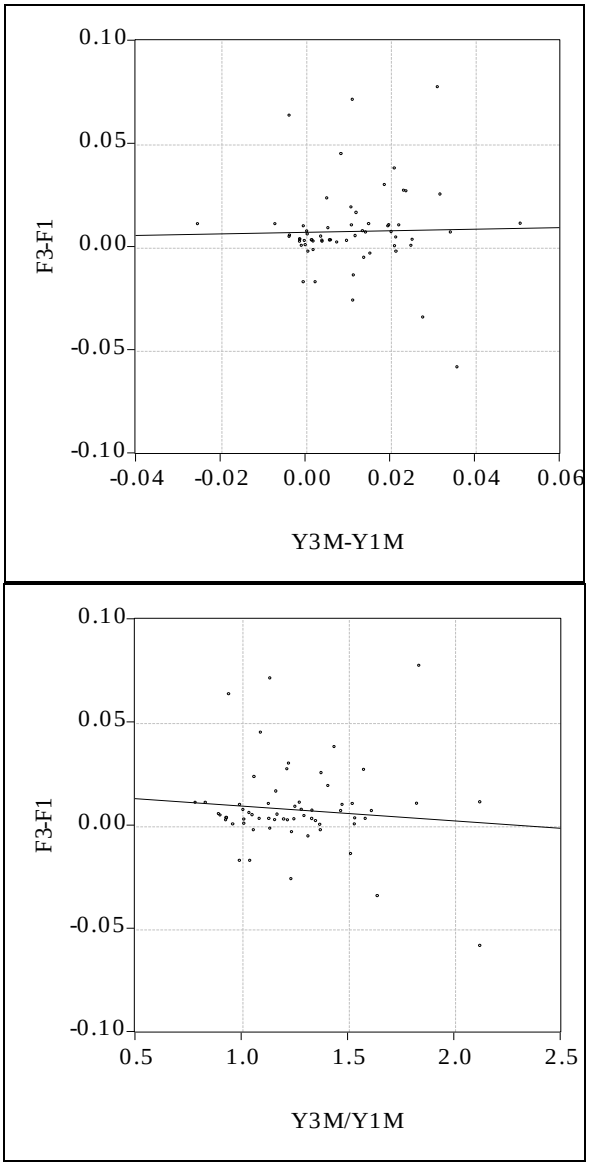
[75] Два случая отрицательных оценок коэффициента относятся к длинным (семи- и восьмимесячным) сериям ГКО и,. по нашему мнению, не являются представительными.

ля. Однако дисперсия и диапазон колебаний ожидаемых темпов изменения курса рубля значительно шире (в том числе допускаются отрицательные значения) из-за незначительной глубины рынка валютных фьючерсов и более сильно выраженной спекулятивной направленности действий его участников. Таким образом, в изменениях доходности государственных облигаций только частично учитывались изменения котировок валютных фьючерсов.

Анализ изменений временной структуры доходности ГКО, также как и для случая инфляционных ожиданий, показывает отрицательную связь (либо ее отсутствие) между процентными спрэдами (наклоном кривой доходности) и соотношением ожиданий изменения курса рубля за различные периоды. Это наглядно демонстрируют диаграммы рассеивания для соответствующих переменных. На рисунке 7.1 представлены диаграммы рассеивания для пар переменных «разность ожидаемых темпов изменения курса рубля за один-три месяца – процентный спрэд между доходностью трех- и одномесячной ГКО» и «разность ожидаемых темпов изменения курса рубля за один-три месяца – наклон кривой доходности, рассчитанный на основе трехмесячной и недельной ставок по ГКО», а также графики линейных регрессий. Аналогичные картины наблюдаются и для других вариантов пар процентного спрэда (наклона кривой доходности) и разностей ожидаемых темпов изменения курса рубля за разные сроки.

Таким образом, как и в случае с инфляцией, ожидания изменения курса рубля оказывают некоторое влияние на формирование номинальной доходности к погашению ГКО соответствующей срочности (см. табл. 7.3 и 7.5). Временной горизонт данной связи не превышает трех месяцев; для шести- и семимесячных ГКО он может быть увеличен до шести месяцев. В то же время изменения вида временной структуры доходности ГКО не содержат информацию об изменении курсовых ожиданий (см. табл. 7.3 и рис. 7.1).

Рисунок 7.1.


0.10
0.05
0.00
-0.05
-0.10
F3-F1
-0.04
-0.02
0.00
0.02
0.04
0.06
Y3M-Y1M
0.10
0.05
0.00
-0.05
-0.10
F3-F1
0.5
1.0
1.5
2.0
2.5
Y3M/Y1M

§7.3. Влияние шоков денежно-кредитной политики на временную структуру доходности ГКО

При анализе влияния денежно-кредитной политики на временную структуру доходности государственных облигаций принято разделять два направления, связанных с различными принципами проведения такой политики. Во-первых, это изучение соотношения таргетируемых процентных ставок (например, федеральных резервных ставок по коротким инструментам денежного рынка в США), устанавливаемых денежными властями, и доходности облигаций с различными сроками до погашения. Такой подход получил широкое развитие с переходом в ряде странах к мониторингу процентных ставок как ориентиров денежно-кредитной политики[76].

Второе направление исследований связано с изучением непосредственного влияния шоков денежного предложения на временную структуру процентных ставок. Теоретические основы такого анализа включают не только стандартные макроэкономические модели, но и специальные макроэкономические подходы к исследованию временной структуры *(см. Дробышевский, 1999).* Поскольку целевым ориентиром при проведении денежно-кредитной политики для Центрального банка РФ являлась динамика различных денежных агрегатов, второй подход представляется более уместным при исследовании российского рынка государственных ценных бумаг.

При анализе влияния денежной политики на доходности государственных облигаций различной срочности важное значение имеет выбор денежного агрегата. Чари, Кристиано и Эйхенбаум *(Chari, Christiano, Eichenbaum, 1995)* обратили внимание на отличие в знаках коэффициентов корреляции между рядами краткосрочных процентных ставок и разных денежных агрегатов: номинальные краткосрочные ставки положительно коррелируют с денежной базой и с денежными агрегатами M_0 и M_1, в то же время наблюдается отрицательная корреляция с объемом собственных резервов коммерческих банков. Поло-

[76] Исследования в рамках данного подхода см. в *Svensson, 1994; McCullum, 1994; Campbell, 1995; Balduzzi, Bertola, Foresi, 1997; Dillen, 1997* и др.

жительная зависимость объяснялась эндогенностью изменения обоих показателей: при высоких процентных ставках Федеральная Резервная Система США активнее осуществляет операции на открытом рынке, увеличивая более узкие денежные агрегаты. С другой стороны, рост собственных резервов связан с инерционностью принятия решений по расширению активных операций коммерческими банками после положительных шоков денежного предложения, приведших к снижению процентных ставок.

Таким образом, влияние шоков денежно-кредитной политики может рассматриваться, во-первых, с точки зрения учета возникающих инфляционных ожиданий, а во-вторых, изменения уровня ликвидности на рынке. В свою очередь последствия от изменения в денежно-кредитной политике могут быть разделены по типу финансового инструмента (срока до погашения ГКО в нашем случае) и в зависимости от рассматриваемого денежного агрегата.

Для анализа взаимосвязи между динамикой денежных агрегатов и процентными ставками разной срочности на российском финансовом рынке мы выбрали доходности ГКО со сроками до погашения равными одной неделе, одному, трем, шести и девяти месяцам. Недельные ГКО отнесены к сверхкоротким ценным бумагам, месячные – к коротким, трех- и шестимесячные – к среднесрочным и девятимесячные – к длинным. При этом рассматриваются четыре денежных агрегата:

- денежная база в узком определении (наличные деньги плюс фонд обязательного резервирования, MB);
- денежная масса M_0 (наличные деньги вне банковской системы, M0);
- денежная масса M_2 (наличные деньги вне банковской системы плюс остатки средств резидентов РФ на расчетных, текущих, депозитных и прочих счетах, открытых в кредитных организациях в российских рублях, M2);
- широкие деньги (M_2 плюс все депозиты в иностранной валюте, BM).

В таблице 7.6 показаны значения коэффициентов корреляции между изменениями доходности ГКО к погашению и темпами изменения денежных агрегатов.

Таблица 7.6.

	MB	**M0**	**M2**	**BM**
D(Y1W)	0,128	0,045	-0,017	-0,012
D(Y1M)	0,051	0,011	-0,027	0,067
D(Y3M)	-0,098	-0,085	-0,300	-0,042
D(Y6M)	-0,184	-0,140	-0,432	-0,182
D(Y9M)	-0,201	-0,111	-0,479	-0,201

Полученные результаты соответствуют описанным выше особенностям корреляции процентных ставок различной срочности и динамики денежных агрегатов. Российский денежный рынок продемонстрировал в данном случае поведение аналогичное развитому рынку США. Изменения доходности сверхкоротких и коротких ГКО положительно коррелируют с темпами прироста денежной базы и наличных денег M_0 и отрицательно – с более широкими денежными агрегатами, M_2 и широкими деньгами (исключением является случай одномесячной ГКО и широких денег). Изменения доходности более длинных серий ГКО (от трех месяцев) имеют отрицательный коэффициент корреляции с приростами всех денежных агрегатов. Самые высокие абсолютные значения коэффициентов корреляции для средних и длинных ставок наблюдаются с рядом приростов M_2, для сверхкоротких и коротких – с приростом денежной базы[77].

На наш взгляд, интерпретация таких результатов может быть аналогична предположениям Чари, Кристиано и Эйхенбаума[78]. Значительные повышения (снижения) наиболее коротких ставок отражали преимущественно уровень ликвидности внутри банковской системы перед первичными аукционами по ГКО. При снижении объема ликвидных

[77] Аналогичные результаты, хотя и без качественной интерпретации, были получены Мишкиным для США (см. *Mishkin, 1993*).

[78] Теоретическое обоснование данных выводов на основе модели влияния денежного предложения на процентные ставки с эндогенными сегментированными рынками представлено в *(Alvarez, Atkeson, Kehoe, 1999)*.

средств многие банки начинали продажу серий ГКО с кратчайшими сроками до погашения. Поскольку на протяжение значительной части рассматриваемого периода ЦБ РФ принимал на себя обязательства по поддержанию ликвидности на рынке ГКО-ОФЗ, осуществляя операции на открытом рынке и предоставляя кредиты дилерам на условиях РЕПО, в моменты снижения ликвидности происходило увеличение денежной базы. Вероятно, что часть полученных коммерческими банками за счет увеличения денежной базы средств после аукциона переводилась в наличную форму, что приводило к росту объема наличных денег в обращении. С учетом выбранного нами периода частотности (месяц) такие колебания денежной базы и M_0 совпадают с моментом соответствующего изменения доходности.

Знаки коэффициентов корреляции между средними и длинными ставками и всеми денежными агрегатами, а также между короткими ставками и широкими денежными агрегатами отражают эффекты увеличения ликвидности, то есть снижения процентных ставок при денежной экспансии. Кроме того, как было показано в первом разделе, вместе со снижением общего уровня доходности при расширении объемов сделок на рынке (и, соответственно, ускорении темпов прироста широких денежных агрегатов) во второй половине 1996–1998 годах волатильность доходности ГКО упала. Таким образом, в целом за весь период наблюдений на оценках коэффициентов корреляции сказывалась общая тенденция к снижению величины колебаний доходности всех серий ГКО при росте темпов денежных агрегатов, в первую очередь – широких.

Для оценки динамических последствий шоков денежной политики мы использовали векторные авторегрессионные модели для темпов прироста четырех денежных агрегатов и первых разностей номинальной доходности ГКО с выбранными нами сроками до погашения. Такого рода подходы широко распространены для анализа воздействия денежно-кредитной политики на динамику временной структуры процентных ставок (см., например, *Sims, 1986; McCallum, 1994; Roubini, Grilli, 1995,* и др.)

В частности, наш подход наиболее близок к методам исследования, представленным в работе Эванса и Маршалла *(Evans, Marshall, 1998)*. В качестве эндогенной переменной в векторных авторегрессионных моделях включены темпы прироста ИПЦ. При этом, учитывая коинтеграционные соотношения между темпами инфляции и уровнем номинальной доходности ГКО, мы рассматриваем векторные модели с коррекцией ошибок (*vector error correction, VEC, Johnston, DiNardo, 1997*), что позволяет оценить реакцию процентных ставок на увеличение денежного предложения с учетом одновременного изменения инфляции. Формально векторная модель с коррекцией ошибок может быть представлена следующим образом:

$$\begin{pmatrix} \Delta i_t^n \\ \Delta\pi_t \\ \dot{M}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_p(\Delta i_{t-p}^n) & \Phi_p(\Delta\pi_{t-p}) & \Phi_p(\dot{M}_{t-p}) \\ \Phi_p(\Delta i_{t-p}^n) & \Phi_p(\Delta\pi_{t-p}) & \Phi_p(\dot{M}_{t-p}) \\ \Phi_p(\Delta i_{t-p}^n) & \Phi_p(\Delta\pi_{t-p}) & \Phi_p(\dot{M}_{t-p}) \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \mathbf{a}_i & \mathbf{b}_i & \mathbf{d}_i \\ \mathbf{a}_\pi & \mathbf{b}_\pi & \mathbf{d}_\pi \\ \mathbf{a}_M & \mathbf{b}_M & \mathbf{d}_M \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_1 \cdot CE(\pi) \\ \gamma_2 \cdot CE(i^n) \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \\ \delta_t \end{pmatrix},$$

где Δi_t^n – первая разность номинальной доходности ГКО со сроком до погашения *n*; $\Delta\pi_t$ – первая разность темпов прироста ИПЦ; $\dot{M}_t$ – темп прироста денежного агрегата; $\Phi_p(\bullet)$ – линейная функция от значений переменных с лагом от *t*–1 до *t*–*p*; **a**, **b** и **d** – вектора оцениваемых коэффициентов при лаговых значениях соответствующих переменных для каждого уравнения; *CE*(•) – коинтеграционные соотношения для уравнений доходности и инфляции[79]; γ_1, γ_2 – коэффициенты при коинтеграционных соотношениях; $\varepsilon_t, \eta_t, \delta_t$ – случайные ошибки для каждого из уравнений.

На рисунке 7.2 представлены графики функций отклика первых разностей номинальных доходностей ГКО с разными сроками до погашения при положительном шоке денежной политики, то есть при увеличении темпов прироста соответ-

[79] Так как ряды денежных агрегатов стационарны в уровнях (для M_2 см. раздел 2.5.1, значение статистики теста Дикки–Фуллера для ряда Н равно -4,05, для M_0 – -4,32, для ВМ – -4,13 при критическом значении для принятия гипотезы об единичном корне –3,48), они включены в модель в уровнях и не входят в коинтеграционные соотношения.

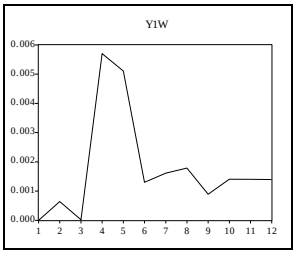
ствующего денежного агрегата δ равном одному стандартному отклонению.

Как видно из представленных графиков, реакции ставок на шоки имеют определенные различия при рассмотрении разных денежных агрегатов. Увеличение денежной эмиссии (ускорение темпов роста денежной базы и M_0) вызывает рост доходности всех серий ГКО (кроме наиболее длинных, девятимесячных) с запаздыванием равным примерно четырем–пяти месяцам. Это связано с формированием инфляционных ожиданий, усиливающихся при ослаблении денежно-кредитной политики в течение нескольких месяцев подряд. В последствие на протяжение до года ставки по одно-, трех- и шестимесячным ГКО сохраняются на высоком уровне, и данный эффект отражает рост номинальной доходности ГКО при ускорении инфляции. Примечательно, что реакция сверхкоротких ставок прекращается (статистически неотличима от нуля) после шести месяцев, так как они в наименьшей степени учитывают инфляцию за пределами текущего момента времени и стабилизируются на новом, более высоком уровне[80].

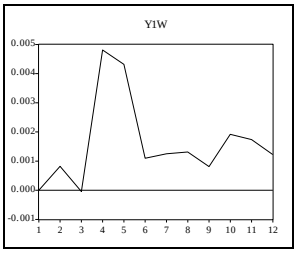
Рисунок 7.2.

$\Delta MB \Rightarrow \Delta i$ $\Delta M0 \Rightarrow \Delta i$

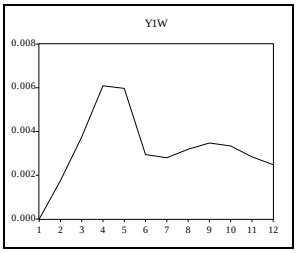
[80] Вместе с тем, продолжительность влияния шоков и запаздывание реакции ставок могут быть связаны с колебаниями общего уровня инфляции и средних темпов прироста денежных агрегатов. Ким, Лимпапайом и Гудфренд *(Kim, Limpaphayom, 1997; Goodfriend, 1998*) показали, что колебания временной структуры процентных ставок крайне чувствительны к изменению инфляционного режима и режима денежно-кредитной политики. В частности, при переходе от высокой к низкой инфляции реакция процентных ставок различной срочности на ужесточение денежно-кредитной политики становится менее различимой с помощью регрессионных методов. К сожалению, малое количество наблюдений не позволяет нам провести анализ функции отклика на каждом из подпериодов с разными инфляционными режимами.



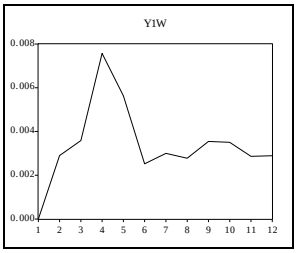
$\Delta M2 \Rightarrow \Delta i$



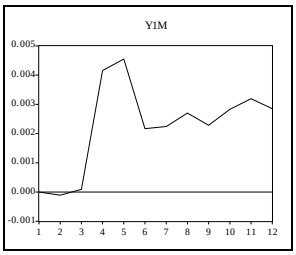
$\Delta BM \Rightarrow \Delta i$



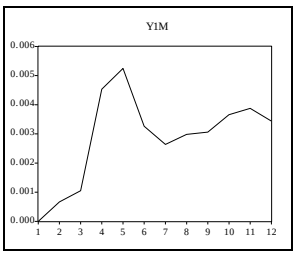
$\Delta MB \Rightarrow \Delta i$



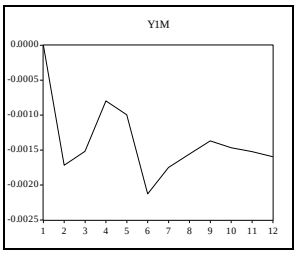
$\Delta M0 \Rightarrow \Delta i$



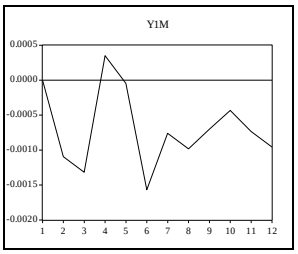
$\Delta M2 \Rightarrow \Delta i$



$\Delta BM \Rightarrow \Delta i$

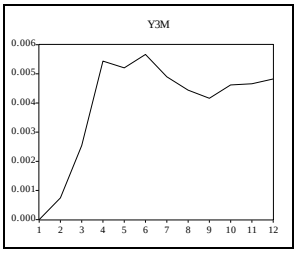


$\Delta MB \Rightarrow \Delta i$

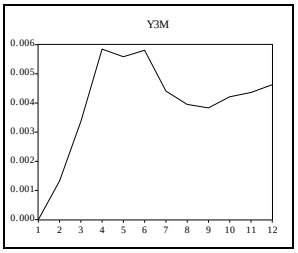


$\Delta M0 \Rightarrow \Delta i$

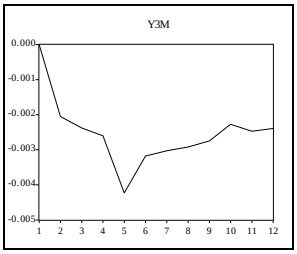
Рисунок 7.2.(продолжение)



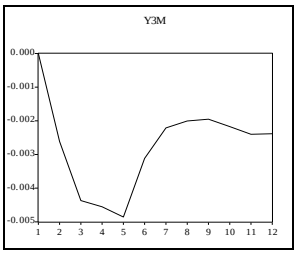
$\Delta M2 \Rightarrow \Delta i$



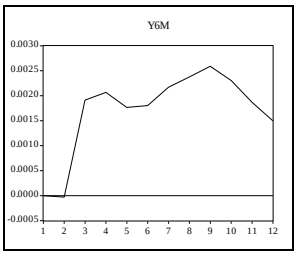
$\Delta BM \Rightarrow \Delta i$



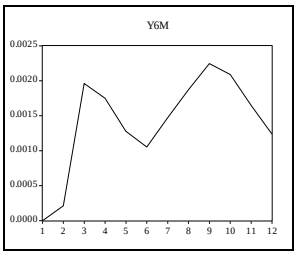
$\Delta MB \Rightarrow \Delta i$



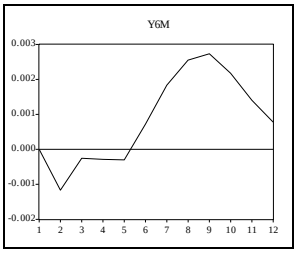
$\Delta M0 \Rightarrow \Delta i$



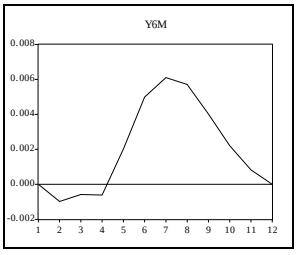
$\Delta M2 \Rightarrow \Delta i$



$\Delta BM \Rightarrow \Delta i$

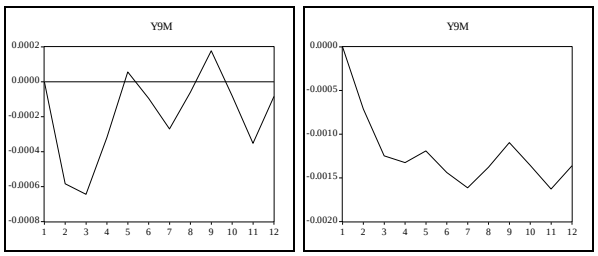


$\Delta MB \Rightarrow \Delta i$

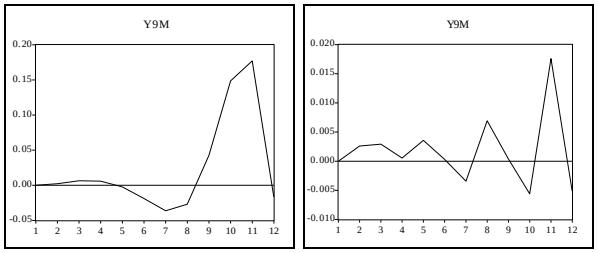


$\Delta M0 \Rightarrow \Delta i$

Рисунок 7.2.(продолжение)



$\Delta M2 \Rightarrow \Delta i$ $\Delta BM \Rightarrow \Delta i$



Аналогичная реакция сверхкоротких (недельных) ставок на ускорение темпов роста широких денежных агрегатов отражает скорее всего отсутствие непосредственного влияния последних и может объясняться совпадением во времени процессов роста процента и денежной экспансии в экономике, вызванных динамикой узких денежных агрегатов.

Ускорение темпов прироста M_2 и широких денег, означающее увеличение объема денег в экономике и ликвидных средств на рынке, приводит к снижению уровня доходности коротких и средних серий ГКО. В то же время доходности более длинных облигаций (шести- и девятимесячных) практически не реагируют на изменения широких денежных агрегатов (а девятимесячные облигации – и на денежную базу). Переход на новый уровень доходности происходит с запаздыванием равным шести–десяти месяцам, что совпадает с лагом между началом денежной эмиссии и ускорением роста цен. Такой вывод соответствует предположению о меньшей волатильности длинных ставок.

Поскольку реальные процентные ставки в большей степени, чем номинальные, отражают эффект ликвидности, для разделения влияния инфляционных ожиданий и эффекта ликвидности мы рассмотрели простые векторные авторегрессионные

модели, включающие темпы прироста денежных агрегатов и реальные (по текущей инфляции) ставки по ГКО разной срочности. Так как внутри пар узких и широких денежных агрегатов влияние аналогично, мы оставили только модели, включающие темпы прироста денежной базы и M_2. Графики функций отклика для данных моделей показаны на рисунке 7.3.

Динамика реальных ставок при шоках денежной политики не так очевидна, как при рассмотрении номинальной доходности ГКО. Наиболее объяснимым представляется поведение реальных ставок по длинным ГКО: реальная доходность девятимесячных ГКО практически не реагирует на колебания темпов прироста денежных агрегатов, а реальные ставки по шестимесячным ГКО снижаются на протяжение первых четырех месяцев и начинают несколько повышаться только после того, как проявляется реакция соответствующих номинальных ставок (см. рис. 7.2).

Рисунок 7.3.

$\Delta MB \Rightarrow \Delta i$ $\Delta M2 \Rightarrow \Delta i$

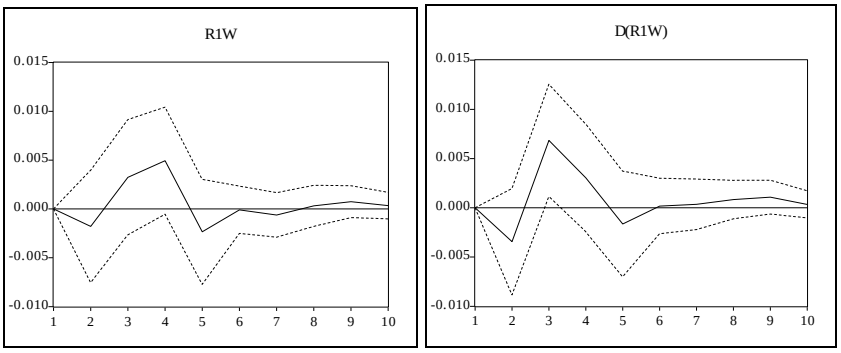


Рисунок 7.3.(продолжение)

$\Delta MB \Rightarrow \Delta i$ $\Delta M2 \Rightarrow \Delta i$

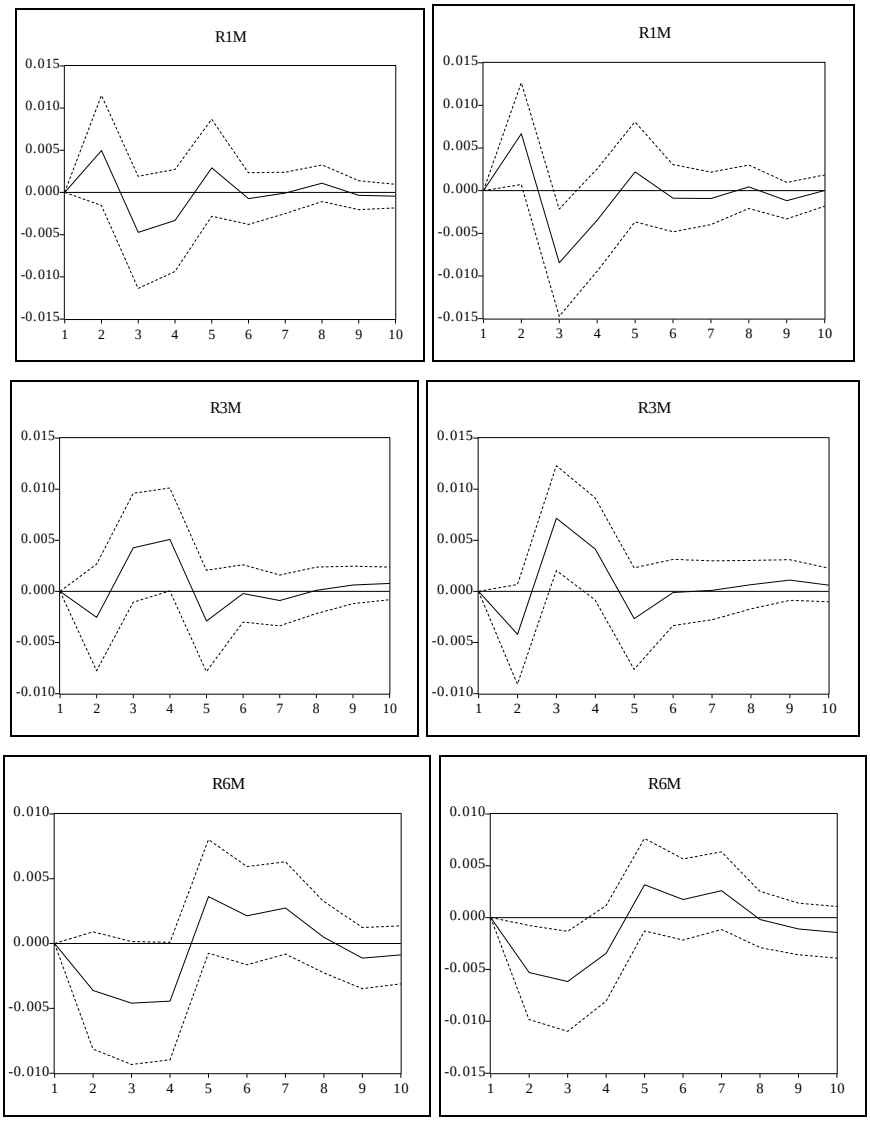
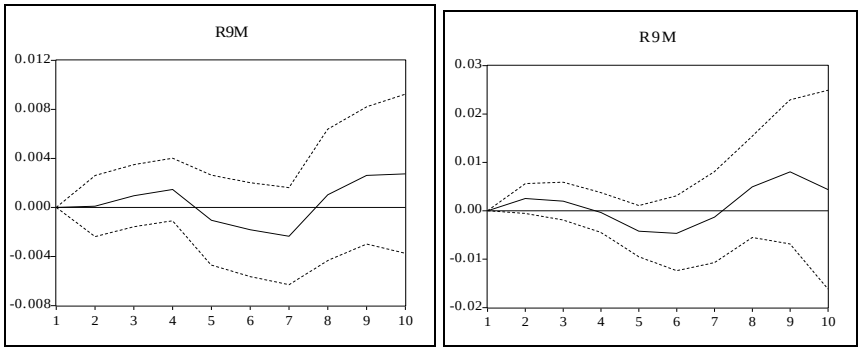


Рисунок 7.3.(продолжение)

$\Delta MB \Rightarrow \Delta i$ $\Delta M2 \Rightarrow \Delta i$



Реакция более коротких реальных ставок противоречива. Тем не менее, функция отклика реальной доходности трехмесячных ГКО тяготеет к графику, характерному для других среднесрочных облигаций (шестимесячных), однако первоначальное снижение и последующий рост приращений доходности не так статистически значимы, в первую очередь из-за более сжатых во времени колебаний (их период ограничен сроком обращения ценных бумаг). Для сверхкоротких и коротких реальных ставок следует скорее говорить об отсутствии реакции.

Полученные здесь результаты позволяют по-новому взглянуть на функции отклика средневзвешенного уровня доходности ГКО, представленные в первом разделе. Анализ реакции отдельных серий ГКО на шоки денежной политики позволяет объяснить, почему нам не удалось выявить статистически значимое влияние темпов прироста денежной массы на изменения средней номинальной доходности ГКО и подтвердить выполнение стандартных гипотез для рынка ГКО. Колебания доходности облигаций с разными сроками до погашения на денежные шоки сильно отличаются друг от друга, и анализ изменений доходности «средней» ГКО может привести к неверным выводам, так как в разные периоды времени на рынке преобладали ценные бумаги различной срочности.

Для исследования изменений временной ст+руктуры доходности номинальной ГКО к погашению мы рассмотрели взаимосвязь между динамикой денежных агрегатов (денежной базы и M_2) и рядов характеристик временной структуры на ос-

нове функций отклика векторных авторегрессионных моделей. Для описания движения временной структуры мы использовали квадратичную аппроксимацию кривых доходности для каждого месяца на основе трехфакторных моделей временной структуры Даи, Синглетона и Блисса *(Dai, Singleton, 1997; Bliss, 1997)*[81]. Для этого мы оценили регрессионные уравнения вида:

$$i_m(t) = C(t) + A(t)m + B(t)m^2 + \varepsilon_t ,$$

где i_m – доходность ГКО со сроком до погашения m в момент t. Так как для каждого момента наблюдений рассматривается своя кривая доходности, коэффициенты регрессии являются функциями от времени.

Коэффициенты квадратичной аппроксимации $A(t)$, $B(t)$ и $C(t)$ – три параметра, описывающие кривую доходности в каждый момент, – называются, соответственно, уровень (*intercept*), наклон (*slope*) и кривизна (*curvature*). Для анализа влияния денежных шоков мы оценили векторные регрессионные модели, включающие темпы прироста денежных показателей и ряды данных трех показателей[82]. Функции отклика показаны на рисунке 7.4[83].

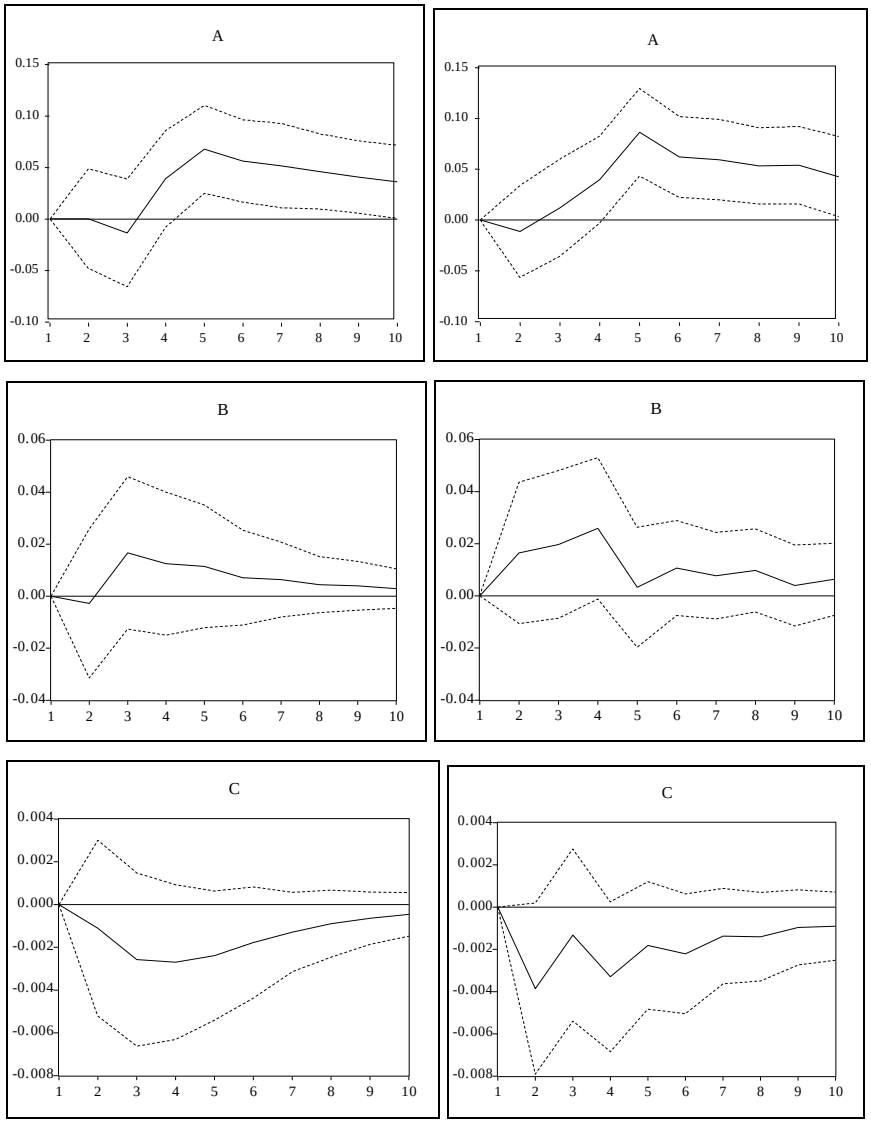
Рисунок 7.4.

ΔMB⇒ ΔM2⇒

[81] Кроме того квадратичная форма кривой доходности выводится в ряде теоретических моделей временной структуры (например, *Vasicek, 1977*).

[82] Тест Дикки-Фуллера отрицает гипотезу о наличии единичного корня для всех трех рядов на 95% уровне значимости.

[83] Аналогичный характер функций отклика получен и для процентных спрэдов между трех-, шестимесячными и недельными сериями ГКО.



Как видно из приведенных графиков, денежный шок поднимает уровень, повышает наклон и увеличивает кривизну кривой доходности, так как отрицательный отклик кривизны означает увеличение кривизны (средняя за период кривая доходности вогнутая, то есть имеет отрицательное значение кри-

визны)[84]. Положительный отклик пересечения аналогичен отклику коротких ставок по ГКО (см. рис. 7.2). Как и для номинальных доходностей реакция параметров кривой доходности на шоки денежно-кредитной политики наблюдается с запаздыванием равным четырем – пяти месяцам, что отражает превалирующее влияние инфляционного эффекта по сравнению с эффектом ликвидности. При этом отклики уровня, наклона и кривизны демонстрируют тенденцию к затуханию, начиная с шести–семи месяцев. Это особенно заметно для случая шоков денежной массы M_2.

Полученные нами результаты согласуются с моделями временной структуры на основе макроэкономических подходов, развитых в работах Бланшара, Маккафферти и Турновски *(Blanchard, 1981; McCafferty, 1986; Turnovsky, 1989).* Функции откликов номинальной и реальной доходности ГКО с различными сроками до погашения соответствуют теоретическим изменениям процентных ставок (номинальных и реальных) для случая ожидаемого расширения денежного предложения[85].

§7.4. Анализ влияния бюджетной политики

Исследования влияния бюджетной политики на изменения временной структуры государственных ценных бумаг в развитых экономиках показывают, что существует три подхода, непосредственно связанных с изучением данной проблемой.

Во-первых, это анализ изменения соотношения номинальных и реальных ставок разной срочности при увеличении государственных расходов. Данное направление связано с исследованием эффекта вытеснения на рынке заимствований,

---

[84] Эванс и Маршалл *(Evans, Marshall, 1998)* получили аналогичные результаты на месячных данных для рынка казначейских обязательств США. Единственное отличие заключается в периоде запаздывания на один–два месяца реакции временной структуры на денежные шоки. Последнее, на наш взгляд, отражает различия в степени развитости рынков и возможностей контролировать ситуацию со стороны государства. Линч и Юинг *(Lynch, Ewing, 1998)* на примере Японии отмечали также, что увеличение дисперсии темпов роста денежной массы, являющееся результатом шоков денежной политики, приводит к увеличению наклона кривой доходности.

[85] Описание выводов из моделей см. также в *(Дробышевский, 1999)*.

поскольку изменения реальной кривой доходности приводят к сдвигам в инвестиционном поведении. Сюда относятся теоретические выводы из макроэкономических подходов к анализу временной структуры, описанных в *(Blanchard, 1981; Turnovsky, Miller, 1994; McCafferty, 1986; Turnovsky, 1989)*[86].

Во-вторых, влияние бюджетной политики рассматривается на основе анализа долгосрочного управления государственным долгом и межвременного выбора между финансированием дефицита государственного бюджета за счет заимствований на финансовых рынках и повышением налогов. Теоретической конструкцией, лежащей в основе такого подхода, является условие «эквивалентности Рикардо» *(Barro, 1974,, 1979, 1995; Blanchard, Fisher, 1989)*[87]. Эмпирические проверки выполнимости его предпосылок представлены в работах Плоссера, Бернхейма и Ли *(Plosser, 1982, 1987; Bernheim, 1987; Lee, 1991)*.

В-третьих, модели управления государственным долгом с целью сглаживания налогового бремени на экономику (*tax smoothing*). Теоретические основы данного подхода описаны в работах Барро и Бона *(Barro, 1979, 1995, Bohn, 1988)* и Элмендорфа и Мэнкью *(Elmendorf, Mankiw, 1998)*, а также у Сарджента *(Sargent, 1987)*[88].

Мы остановимся на анализе динамики временной структуры ГКО только с позиции первого направления исследований. Изучение долгосрочных взаимосвязей между временной структурой процентных ставок на рынке российских ценных бумаг и структурой государственного долга невозможно из-за

---

[86] К эмпирическим исследования настоящей проблемы следует отнести, в первую очередь, работы Томаса и Абдеррезака, Гоффа, Себулы, Коррейя-Нуньес и Стемициотиса *(Thomas, Abderrezak, 1988; Goff, 1990; Cebula, 1990; Correia-Nunes, Stemitsiotis, 1995)*.

[87] Кроме того, здесь необходимо отметить существование эффекта отложенной инфляции, а также управления структурой государственного долга с целью снижения угрозы инфляционного скачка *(Elmendorf, Mankiw, 1998; Cochraine, 1998)*.

[88] Эмпирические исследования в данном направлении представлены в работах Бона, Миссале и Бланшара и Кэмпбелла *(Bohn, 1990; Missale, Blanchard, 1994; Campbell, 1995)*.

относительно короткого периода существования рынка и отсутствия длинных ценных бумаг.

В качестве переменных, отвечающих за шоки бюджетной политики, мы взяли первичный дефицит федерального бюджета DB (в % ВВП) и реальный темп прироста объема ГКО-ОФЗ в обращении, дефлированный по индексу потребительских цен TV[89]. Рассматривалось их влияние на уровень номинальной и реальной доходности ГКО со сроками до погашения три, шесть и девять месяцев, а также на параметры кривой доходности ГКО (уровень, наклон, кривизна), рассчитанные по методике, представленной в предыдущем разделе. Оценка производилась на периоде с января 1995 года по август 1998 года, то есть во время использования рынка внутренних заимствований в качестве основного источника средств для финансирования дефицита федерального бюджета. Недельные и месячные ГКО не рассматривались, поскольку, облигации с такой срочностью не размещались непосредственно с целью финансирования дефицита[90]. В то же время, как было показано в первом разделе, увеличение государственных заимствований проявилось в первую очередь в превышении доходности на аукционах над доходностью вторичного рынка.

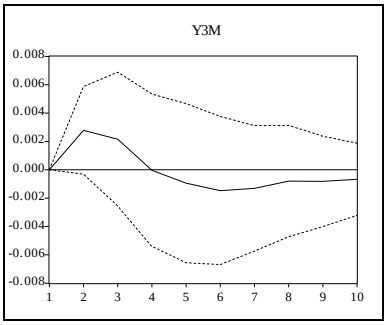
Графики функций отклика для номинальных и реальных ставок доходности ГКО показаны на рисунке 7.5, а для параметров кривой доходности – на рисунке 7.6.

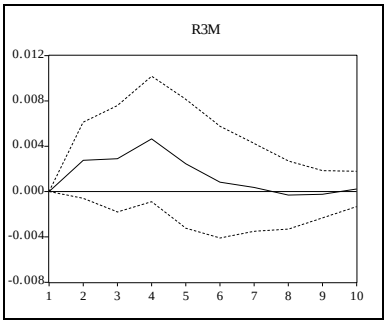
Рисунок 7.5.

DB⇒*i* DB⇒

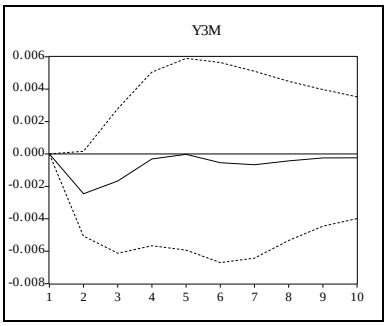
[89] Тест Дикки-Фуллера отвергает гипотезу о наличии единичного корня в данных рядах на 95% уровне значимости.

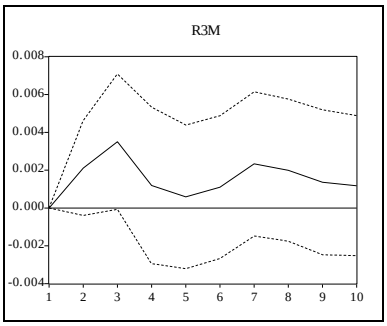
[90] Строго говоря, Министерство финансов РФ осуществляло доразмещения ГКО на вторичном рынке, в том числе облигаций со сроками до погашения до одного месяца включительно, однако их объем был мал и практически не влиял на темпы прироста долга.



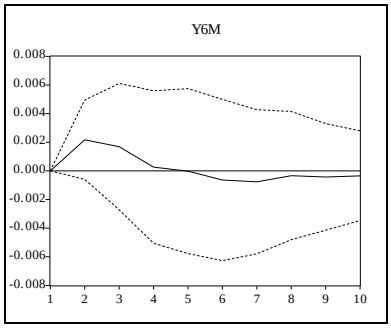


TV⇒*i* TV⇒*r*





DB⇒*i* DB⇒



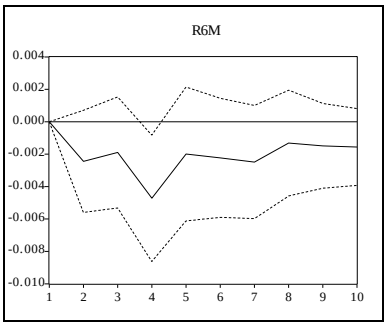
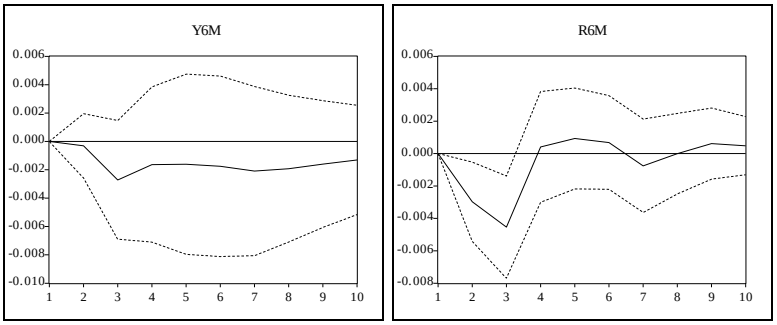
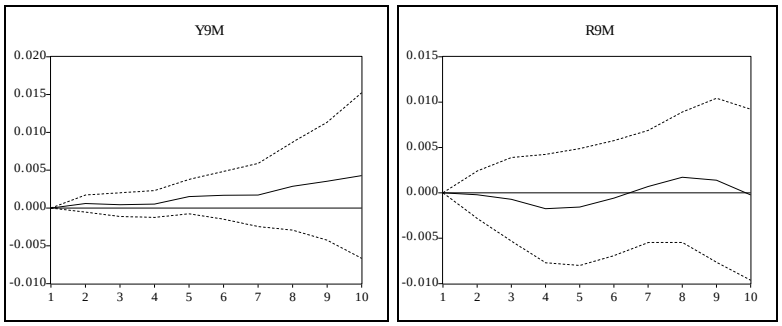


Рисунок 7.5.(Продолжение)

TV⇒*i* TV⇒*r*



DB⇒*i* DB⇒



TV⇒*i* TV⇒*r*

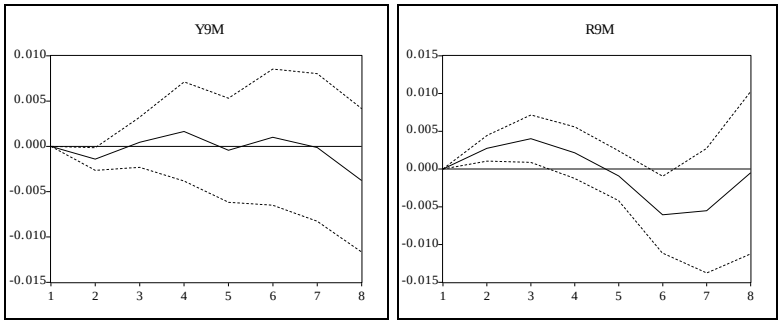
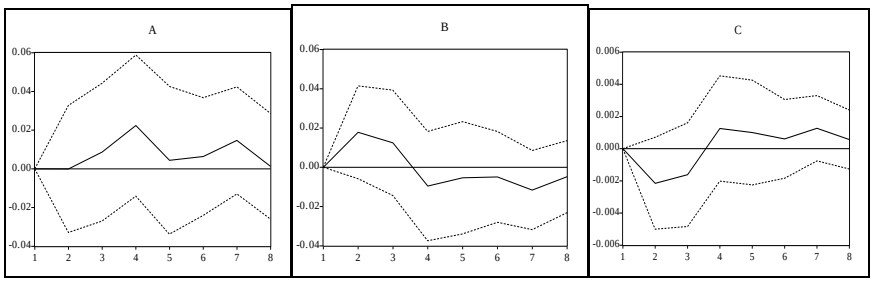
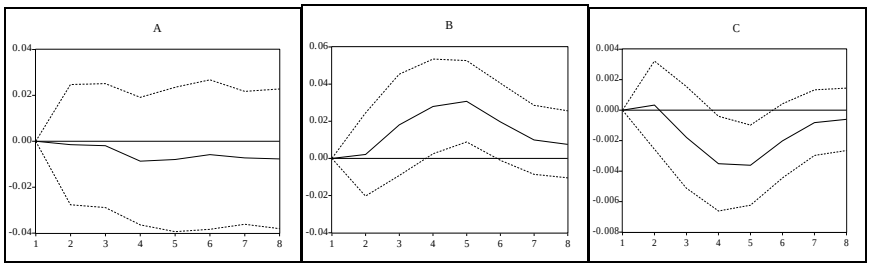


Рисунок 7.6.

DB⇒



TV⇒



Полученные результаты для доходности отдельных серий ГКО, также как и для средневзвешенной доходности ГКО, не дают возможности прояснить характер влияния бюджетной политики на рынок государственных облигаций. Значения функций отклика номинальных и реальных ставок статистически незначимы на 95% уровне, несмотря на то, что некоторые средние значения соответствуют предполагаемому знаку реакции. К ним относятся, например, рост трех- и шестимесячных номинальных ставок при увеличении дефицита бюджета, повышение трехмесячных реальных ставок в обоих случаях (для дефицита бюджета и реальных темпов роста долга). В то же время снижение номинальной и реальной доходности трех- и шестимесячных облигаций при ускорении реальных темпов прироста долга труднообъяснимы, кроме как в рамках общей тенденции к снижению доходности на рынке при замедлении инфляции и расширении присутствия иностранных инвесторов.

Более обнадеживающие результаты получены для параметров кривой доходности ГКО. Хотя реакция у уровня фактиче-

ски отсутствует, функции отклика наклона и кривизны для шоков дефицита бюджета и увеличения эмиссии долга могут быть теоретически обоснованы. Как видно из рисунка 7.6, эти шоки ведут к увеличению наклона и кривизны кривой доходности (для дефицита бюджета значения функции отклика статистически незначимы на 95% уровне, речь идет о среднем значении функции). Наблюдаемое различие в продолжительности и запаздывании реакции может быть объяснено с точки зрения механизма накапливания долга.

С одной стороны, увеличение заимствований как следствие роста дефицита бюджета оказывает немедленное воздействие на параметры кривой доходности. Однако из-за высокой степени колебаний первичного дефицита бюджета отклик статистически незначим и может быть качественно различным в пределах трех месяцев.

С другой стороны, увеличение эмиссии долга, вызванное необходимостью рефинансирования выпущенных ранее долговых обязательств, оказывало более значимое влияние на кривую доходности с интервалом, котрый примерно равен средней дюрации долга (три – шесть месяцев). В качестве одного из факторов здесь выступает стоимость заимствований при размещении ГКО для финансирования дефицита бюджета: благодаря ограничениям ликвидности на первичных аукционах прирост государственного долга в предыдущий момент времени приводил к ускорению реальных темпов роста ГКО-ОФЗ в обращении в момент рефинансирования облигаций, независимо от текущего первичного дефицита бюджета. Полученные функции отклика демонстрируют, таким образом, воздействие двух данных процессов. Разделить их влияние на временную структуру доходности представляется достаточно трудным.

Полученные нами результаты не подтверждают выводов из макроэкономических моделей *(см. Дробышевский, 1999)* относительно влияния шоков бюджетной политики на временную структуру процентных ставок для российского рынка государственных ценных бумаг. Примененные эконометрические методы не позволили выявить статистически значимого совпаде-

ния в динамике и в соотношении процентных ставок разной срочности с теоретическими выводами из моделей. Однако история развития рынка ГКО-ОФЗ (см. главу 1) свидетельствует о том, что общие закономерности в характере изменения номинальных и реальных ставок различной срочности при увеличении дефицита федерального бюджета и при наращивании объема государственных ценных бумаг в обращении скорее выполнялись. На наш взгляд, такое различие между выводами из качественного анализа происходящих событий и результатами формальных эконометрических методов может быть объяснено в рамках использованных нами теоретических подходов.

Во-первых, как показали результаты эмпирических проверок эффектов бюджетной политики в отношении временной структуры процентных ставок на развитых финансовых рынках, значимые результаты были получены только при разделении ставок по ценным бумагам с большой разницей в сроках до погашения. Например, Плоссер сравнивал казначейские векселя США с погашением до одного года и более пяти лет *(Plosser, 1982)*, два и десять лет *(Plosser, 1987)*; Томас и Абдеррезак *(Thomas, Abderrezak, 1988)* – шесть месяцев и двадцать лет; Гофф (Goff, 1990) – три месяца и десять лет; Себула *(Cebula, 1990)* – три месяца и двадцать лет. Анализ более коротких ставок не позволил авторам исследований подтвердить связь между ситуацией в бюджетной сфере и изменениями внутри временной структуры процентных ставок (например, *Plosser, 1982, 1987; Lee, 1991* – для казначейских векселей с погашением до одного года).

Во-вторых, на протяжение всего периода наблюдений российскому рынку ГКО-ОФЗ был присущ чрезвычайно высокий уровень систематического риска, часто не связанного с изменением ситуации в бюджетной сфере. Как было показано Коррейя-Нуньес и Стемициотисом *(Correia-Nunes, Stemitsiotis, 1995)*, а также Бальдуцци, Корсетти и Форези *(Balduzzi, Corsetti, Foresi, 1997)*, высокая степень неопределенности участников рынка в отношении экономической политики сглаживает влияние отдельных шоков бюджетной политики на

соотношения доходностей государственных ценных бумаг с разными сроками до погашения[91].

В-третьих, в отличие от предпосылок теоретических моделей, где рассматривается закрытая экономика, динамика доходности ГКО-ОФЗ находилась под сильным влиянием притока иностранного капитала. Тем самым, оказалось возможным наращивать государственный долг при снижении общего уровня и волатильности доходности российских облигаций.

В-четвертых, постепенное увеличение дюрации долга за счет рефинансирования коротких облигаций более длинными (в том числе купонными) снижает возможность оценки влияния размера заимствований на серии с определенной срочностью. Короткий период наблюдений (менее четырех лет) ограничивает максимальное число лагов у переменных (не более четырех–пяти) в моделях векторной авторегрессии, тогда как при рефинансировании, например, путем выпуска шестимесячных ГКО глубина лаговых значений должна быть не менее шести.

* * *

Подводя итоги данной главы, необходимо сделать ряд выводов, касающихся возможностей макроэкономического анализа временной структуры процентных ставок для российского рынка. Это позволит также выявить преимущества использования временной структуры доходности по сравнению со средневзвешенной доходностью ГКО для целей экономической политики.

1. Временная структура доходности ГКО слабо отражала изменения будущей инфляции. Анализ доходности ГКО с разными сроками до погашения подтвердил полученную в первом разделе оценку временного горизонта достоверного прогнозирования инфляции рынком, которая равна не более трем месяцам. Параметры кривой доходности ГКО (процентные спрэды,

[91] С другой стороны, следует учитывать возможность недооценки краткосрочных рисков инвесторами при сроках вложений на рынке менее периода обращения облигаций. Теоретическое обоснование такой гипотезы представлено в статье Экверта *(Eckwert, 1996)*.

наклон) статистически незначимо связаны с динамикой будущей инфляции.

На наш взгляд, такие результаты могут объясняться, во-первых, общими макроэкономическими тенденциями. Прежде всего значительным снижением инфляции при сохранении высоких систематических рисков и нарастании проблем в бюджетной сфере. Во-вторых, наличием только коротких (с точки зрения развитых финансовых рынков) облигаций, колебания доходности которых слабо связаны с изменением инфляционных ожиданий. В-третьих, систематическими ошибками ожиданий у большинства участников рынка, недооценивающих снижение скорости денежного обращения в 1996–1997 годах.

2. Временная структура ГКО также слабо отражает изменения ожиданий темпов падения обменного курса рубля, выраженных через котировки фьючерсов на доллар США. По всей видимости, основную роль здесь играют те же факторы, что и в случае инфляционных ожиданий. Кроме того, наши результаты свидетельствуют об отсутствии (либо об ограниченных масштабах) арбитража между рынком ГКО-ОФЗ и рынком валютных фьючерсов. Ограничение на использование арбитражных возможностей было вызвано, главным образом, неполнотой рынка валютных фьючерсов и высоким уровнем риска неисполнения фьючерсных контрактов.

Таким образом, переход к анализу временной структуры доходности ГКО в части оценки временных горизонтов ожиданий участников рынка не дал принципиально новых результатов по сравнению с исследованием динамики средневзвешенной доходности ГКО. Полученные нами оценки для временной структуры позволяют лишь подтвердить сделанные ранее предположения о преобладании на рынке участников, инвестирующих средства в облигации на срок не более трех – четырех месяцев.

3. Исследование реакции временной структуры доходности ГКО на шоки денежно-кредитной политики позволяет объяснить отсутствие статистически значимых результатов соответствующего анализа для средневзвешенного уровня доходности ГКО. Реакция номинальной и реальной доходности ГКО раз-

нородна как для облигаций разной срочности, так и на изменения различных денежных агрегатов. Рассмотрение только динамики среднего уровня доходности облигаций для оценки последствий шоков денежного предложения не достаточно и может приводить к неверным выводам.

Взаимосвязь между временной структурой доходности ГКО и шоками денежно-кредитной политики соответствует выводам из макроэкономических подходов к анализу временной структуры процентных ставок и результатам эмпирических исследований для развитых финансовых рынков.

4. Временная структура доходности ГКО практически не отражала изменения в бюджетной сфере. Как и для средневзвешенной доходности, анализ динамики номинальной и реальной доходности ГКО различной срочности не выявил наличие связи между ними и уровнем дефицита федерального бюджета, а также реальными темпами прироста государственного долга. Частично значимые результаты для параметров кривой доходности свидетельствуют скорее о нарушении на российском рынке общей логики соотношения между дефицитом бюджета, долговой экспансией и уровнем процента. Наиболее значимым результатом анализа взаимосвязи бюджетной политики и доходности на рынке следует признать оценку эффекта ликвидности на первичных аукционах.

Таким образом, теоретические выводы из стандартных макроэкономических подходов не объясняют временную структуру доходности российских облигаций. Этот результат в значительной степени объясняется коротким периодом наблюдений и малыми сроками до погашения обращающихся на рынке ценных бумаг.

5. Сравнение влияния шоков денежно-кредитной и бюджетной политики на динамику временной структуры доходности ГКО позволяет оценить возможности применения обоих типов политики в переходной экономике в краткосрочном периоде[92].

[92] Подробное обсуждение проблемы соотношения денежно-кредитной политики и политики управления долгом см. *Calvo, King, 1998*.

При прочих равных условиях (общих макроэкономических тенденциях, характере развития инфляционных процессов, изменении уровня систематического риска и т. д.) в краткосрочном периоде денежно-кредитная политика оказывает статистически различимое влияние на соотношение между процентными ставками различной срочности. Бюджетная политика в меньшей степени влияет на изменения временной структуры доходности государственных облигаций в краткосрочном периоде[93].

Однако, по нашему мнению, ситуация в бюджетной сфере косвенно отражается на динамике доходности государственных ценных бумаг через изменение общих макроэкономических условий. Имеющиеся ряды наблюдений не позволяют оценить эффекты бюджетной политики в долгосрочном периоде. В то же время качественный анализ рынка ГКО-ОФЗ свидетельствует о значимости влияния бюджетной политики в среднесрочной перспективе (глава 1).

[93] С другой стороны, именно текущая бюджетная и долговая политика определяют временную структуру предложения облигаций. Однако данный вопрос нами здесь не рассматривается из-за короткого периода наблюдений (по сравнению с периодом обращения выпускавшихся в 1995–1997 годах большинства серий ГКО – шесть и девять месяцев).

Глава 8. Сравнительный анализ адекватности стохастических моделей временной структуры

Выше мы рассмотрели влияние ожиданий участников рынка и мероприятий экономической политики на изменения временной структуры доходности ГКО. Полученные результаты позволяют сделать вывод о значимости шоков денежно-кредитной политики в краткосрочном периоде, реакции ставок различной срочности на изменения узких и широких денежных агрегатов.

Далее мы обратимся к исследованию обратной зависимости. Последние две главы данного раздела будут посвящены анализу временной структуры доходности ГКО как индикатора будущих процентных ставок, что может быть использовано при выборе тех или иных вариантов денежно-кредитной политики[94].

Такое исследование имеет некоторые качественные отличия от анализа движений кривой доходности процентных ставок в рамках задач ценообразования различных финансовых инструментов для принятия арбитражных решений[95].

Во-первых, требуемая точность (*precision*) оценок в первом случае намного ниже. С другой стороны, требования к надежности (*robustness*) оценок для целей денежно-кредитной политики выше, чем в финансовом анализе. Удовлетворительным результатом для принятия мер денежно-кредитной политики будет являться вывод о направлении движения процентных ставок, при этом количественная оценка амплитуды колебаний

---

[94] Здесь необходимо заметить, что наш анализ не может являться нормативным в строгом смысле. Объектом изучения является рынок ГКО-ОФЗ, не существующий в настоящее время в прежнем виде. Таким образом, выводы о возможности использования временной структуры доходности ГКО как индикатора для денежно-кредитной политики следует рассматривать как *наблюдавшиеся* условия на рынке государственных ценных бумаг до августа 1998 года. Вопрос о сохранении данных характеристик для рынка российского внутреннего долга (либо внешних долгов) в настоящее время и в будущем находится за рамками нашего исследования.

[95] Подробнее см. *Dahlquist, Svensson, 1996*.

имеет второстепенное значение. Однако полученные оценки должны быть сопоставимы с результатами, полученными на других финансовых рынках, либо в разные периоды времени, и мало чувствительны к числу облигаций в рассматриваемом портфеле и наличию пропусков в наблюдениях. В то же время расчеты для принятия арбитражных решений должны обеспечивать точный прогноз пределов колебаний процентных ставок лишь в конкретный момент времени для заданного набора финансовых инструментов.

Во-вторых, в теоретических моделях временной структуры краткосрочная спот-ставка является показателем нормы дисконта (предельной межвременной нормой замещения) для участников рынка. Очевидно, что динамика данных показателей должна быть достаточно гладкой, их колебания вызываются изменением предпочтений экономических агентов, которые не могут изменяться слишком часто. Предполагаемое сглаживание динамики спот-ставки также уменьшает точность оценок.

При анализе временной структуры доходности государственных облигаций следует еще раз обратиться к проблеме разделения номинальных и реальных переменных. В теоретических стохастических моделях временной структуры процентных ставок рассматриваются реальные безрисковые ставки процента. Поскольку временная структура реальных (*ex ante*) процентных ставок в каждый момент времени не наблюдаема, эмпирические исследования кривой доходности государственных облигаций основываются на одном из двух подходов.

Согласно первому подходу, предложенному Брауном и Дибвигом *(Brown, Dybvig, 1986)*, стохастическая модель временной структуры реальных процентных ставок непосредственно трансформируется в модель для номинальных процентных ставок. При этом предполагается, что все свойства теоретических кривых доходности и выводы исходной модели выпол-

няются для номинальных ставок[96]. Кроме того, номинальные доходности облигаций гарантировано не могут быть отрицательными, что соответствует предпосылке ряда теоретических моделей (например, модели *Кокса-Ингерсолла-Росса, см. Дробышевский, 1999*).

Второй подход основан на построении многофакторной модели. Помимо уравнения номинальной спот-ставки рассматривается динамика инфляции, либо других номинальных показателей, позволяющих перейти к анализу временной структуры в реальном выражении (например, обменного курса национальной валюты). К числу таких исследований относятся работы Ричарда и Диллена *(Richard, 1978; Dillen, 1997)*.

Для упрощения задачи эмпирической оценки мы будем следовать первому подходу, получившему наибольшее распространение в эмпирических работах по развитым финансовым рынкам.

Исходным пунктом анализа временной структуры процентных ставок является спецификация стохастического процесса, описывающего динамику краткосрочной спот-ставки. Как было показано в первом разделе, в стохастических моделях временной структуры спот-ставка принимается в качестве переменной состояния, определяемой общими экономическими условиями. Знание процесса для спот-ставки является достаточным для описания изменений всей временной структуры. Согласно большинству стохастических моделей (факторных и общего равновесия), аналитические кривые доходности облигаций в любой момент времени могут быть однозначно определены на основе значения спот-ставки в данный момент[97].

---

[96] Это означает, что компоненты стохастического процесса номинальной ставок, соответствующие динамике реального *ex ante* процента и инфляции независимы. Подробнее см. *Campbell, Lo, MacKinlay, 1997*.

[97] Здесь еще раз следует отметить, что мы не рассматриваем стохастические модели с отсутствием арбитража *(см. Дробышевский, 1999)*, поскольку они служат для решения задач финансовой теории и не вполне пригодны для макроэкономического анализа. Кроме того, существует ряд моделей временной структуры, основанных на интерполяции фактических кривых

Таким образом, прежде чем перейти к проверке гипотез временной структуры процентных ставок для российского рынка государственных дисконтных облигаций, мы оценим параметры стохастического процесса, описывающего динамику наиболее коротких ставок по ГКО. Поскольку точный вид данной зависимости заранее неизвестен, данная оценка производится эмпирическим путем, на основе сравнения альтернативных теоретических спецификаций.

§8.1. Методология сравнительного анализа адекватности стохастических моделей

К настоящему времени разработано несколько альтернативных методов оценки стохастического процесса спот-ставки:

- Параметрические нелинейные модели, оцениваемые с помощью метода максимального правдоподобия;
- Нелинейные модели временных рядов с авторегрессионной условной дисперсией остатков;
- Параметрические нелинейные модели, оцениваемые с помощью обобщенного метода моментов;
- Гауссовские модели;
- Непараметрические модели.

Первый метод оценки параметров стохастического процесса спот-ставки в дискретном представлении предложен в работе Брауна и Дибвига в 1986 году *(Brown, Dybvig, 1986)*. В его основе лежит сокращение числа оцениваемых коэффициентов с использованием алгебраических соотношений, вытекающих из модели Кокса-Ингерсолла-Росса *(Cox, Ingersoll, Ross, 1985)*. Дальнейшее развитие данный подход получил в работах Брауна и Шефера, Пирсона и Суна в 1994 году *(Brown, Schaefer, 1994; Pearson, Sun, 1994)*, а также Овербека и Ридена в 1997 году *(Overbeck, Ryden, 1997)*. Все перечисленные исследования связаны с оценкой временных рядов спот-ставки. Де Мунник и Схотман *(De Munnik, Schotman, 1994)* оценили как временные

доходности с помощью различного рода гладких функций (например, *Vasicek, Fong, 1982; Nelson, Siegel, 1987; Anderson, Breedon, Deacon, Derry, Murphy, 1996; Ferguson, Raymar, 1998)*.

ряды, так и одномоментные срезы доходностей облигаций различной срочности и не выявили значимых различий между результатами на обоих множествах данных. В настоящее время оценки на основе метода максимального правдоподобия используются в исследованиях, связанных с изучением статистических свойств рядов и с совершенствованием эконометрических методов, тогда как для эмпирического анализа наблюдаемых данных преимущество получили параметрические модели, оцениваемые с помощью обобщенного метода моментов (см. ниже).

Четвертый и пятый способы оценки относятся, скорее, к разряду математических задач, решаемых на основе данных о процессе спот-ставки. В частности, Гауссовские методы оценки непрерывных динамических моделей, разработанные в начале 1980-х годов Бергстромом *(Bergstrom, 1983, 1990)*, были впервые применены для анализа динамики процесса спот-ставки в 1997 году Кеннеди и Ноуманом *(Kennedy, 1997; Nowman, 1997)*. Однако данные работы показали, что переход к рассмотрению динамики спот-ставки в непрерывном виде и оценка ее параметров Гауссовскими методами не дают значимых отличий от результатов, полученных с использованием обобщенного метода моментов. Непараметрические методы оценки диффузионных процессов, представленные в работах Джянга и Найта *(Jiang, Knight, 1997; Jiang, 1998)*, не являются пока широко распространенными, хотя они обеспечивают более высокую степень приближения к фактическим данным. Кроме того, их спецификация не согласуется с предпосылкой о параметрическом характере зависимости, принятой в теоретических моделях временной структуры процентных ставок[98].

Наибольшее распространение получили второй и третий подходы к оценке параметров процесса спот-ставки. Они основаны на нелинейных моделях с авторегрессионной условной дисперсией остатков и параметрических нелинейных моделях,

[98] Непараметрические оценки структуры доходности трехмесячных ГКО в 1995–1997 годах представлены в *(Новиков, 1999)*.

оцениваемых с помощью обобщенного метода моментов. Рассмотрим их подробнее.

Нелинейные модели временных рядов с авторегрессионной условной дисперсией остатков. Нелинейные модели временных рядов краткосрочных ставок с авторегрессионной условной дисперсией остатков не связаны напрямую со спецификацией стохастического процесса спот-ставки, предполагаемого теоретическими моделями временной структуры. В то же время наличие хорошо разработанного и известного математического аппарата позволяет рассматривать данный подход в качестве одного из методов оценки параметров стохастического процесса спот-ставки. Форнари и Меле *(Fornari, Mele, 1995)* сопоставили эконометрические (на основе ARCH-GARCH моделей) и теоретические спецификации процесса. В их работе показано, что, несмотря на формальное различие в записи теоретических и эконометрических зависимостей, сравнительные оценки различных спецификаций уравнения условной дисперсии позволяют выявить основные свойства стохастического процесса спот-ставки и сделать выводы об адекватности предполагаемых теоретических видов процесса.

Параметрические нелинейные модели, оцениваемые с помощью обобщенного метода моментов. В 1992 году Чен, Каролай, Лонгстафф и Сандерс *(Chan, Karolyi, Longstaff, Sanders, 1992)* опубликовали работу по эмпирическому сравнению альтернативных моделей динамики краткосрочных процентных ставок на основе оценок, полученных с помощью обобщенного метода моментов. Впоследствии данная методика использовалась во многих исследованиях, посвященных сравнительным оценкам разных стохастических процессов спот-ставки (см., например, *Dahlquist, 1995; Boero, Torricelli, 1996; Vetzal, 1997; Raj, Sim, Thurtson, 1997*).

Обобщенный метод моментов (ОММ) (*Generalized Method of Moments, GMM*), разработанный Хансеном в 1982 году *(Hansen, 1982)*, имеет ряд преимуществ, которые позволяют рассматривать его в качестве наиболее подходящей техники для оценки непрерывных процессов спот-ставки.

Во-первых, ОММ не требует нормального распределения изменений спот-ставки. В асимптотическом приближении достаточным условием является стационарность и эргодичность рассматриваемых временных рядов, а также существование соответствующих моментов. Это свойство особенно важно для нашего случая, так как каждая теоретическая модель предполагает различный вид распределения для непрерывного процесса спот-ставки.

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

В то же время ОММ применим только для оценок *больших* выборок, то есть указанные свойства достигаются при большом числе наблюдений. В большинстве случаев оценки ОММ асимптотически эффективны, однако, они редко эффективны на конечных выборках.

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

$$J(\bar{\boldsymbol{\theta}}) = m(\mathbf{y}, \mathbf{X}, \bar{\boldsymbol{\theta}}, \mathbf{z})' \cdot \mathbf{W} \cdot m(\mathbf{y}, \mathbf{X}, \bar{\boldsymbol{\theta}}, \mathbf{z}), \qquad (8.1)$$

где $\mathbf{W}$ – наилучшим образом выбранная ковариационная матрица Ньюи-Уэста (см. *Newey-West, 1987*). Если выбор матрицы $\mathbf{W}$ оптимален, то значения выражения (8.1) асимптотически распределены как χ^2. Произведение (8.1) на число наблюдений, известное как *J*-статистика, также распределено как χ^2 с

числом ограничений равным разнице между количеством накладываемых на моменты ограничений и числом оцениваемых параметров. Согласно нулевой гипотезе все ограничения выполняются. Данная статистика является показателем качества регрессионной модели, оцениваемой с помощью ОММ[99].

* * *

В настоящей работе для сравнительного анализа альтернативных процессов спот-ставки на рынке ГКО мы будем пользоваться двумя последними методиками, то есть рассматривать нелинейные модели временных рядов с авторегрессионной условной дисперсией остатков и параметрические нелинейные модели, оцениваемые с помощью ОММ. Применяемые нами подходы аналогичны методам, представленным в работах Форнари–Меле и Чена, Каролай, Лонгстаффа и Сандерса.

§8.2. Оценка различных типов стохастических процессов на примере динамики доходности ГКО

В качестве индикатора краткосрочной спот-ставки для российского рынка государственных облигаций нами была выбрана доходность ГКО (в годовом исчислении) со сроком до погашения равным одной неделе (далее – спот-ставка по ГКО, r_t). Для увеличения выборки наблюдений мы рассматривали недельные данные за период с 12–18 сентября 1994 года по 10–16 августа 1998 года. Общее число наблюдений – 205.

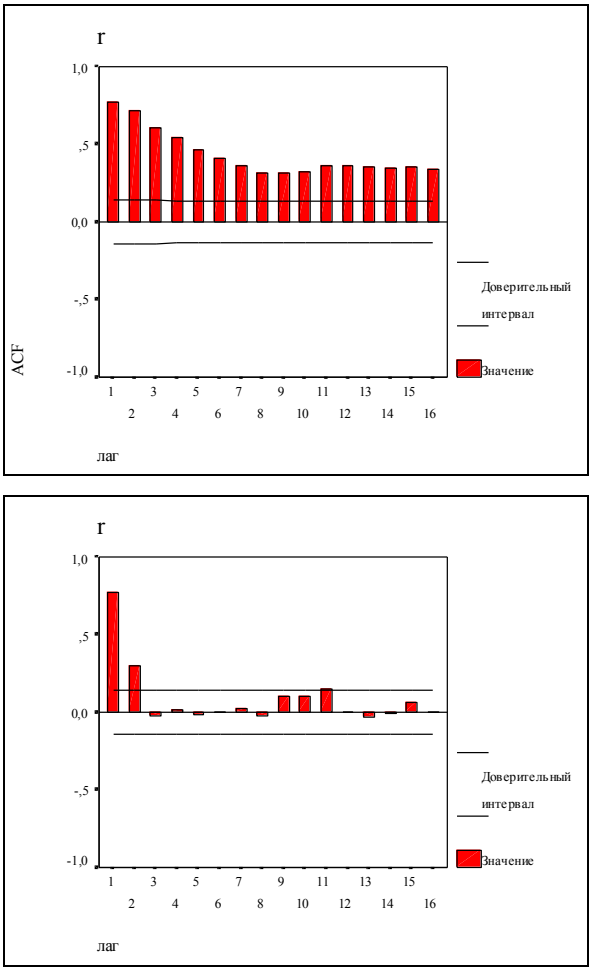
Нелинейные модели временных рядов с авторегрессионной условной дисперсией остатков. Как было показано в параграфе 1.2 (см. табл. 1.3), исходный ряд спот-ставки по ГКО является стационарным, так как не имеет единичных корней. Таким образом, мы имеем право моделировать динамику уровня спот-ставки по ГКО. Согласно автокорреляционной и частной автокорреляционной функциям, графики которых по-

[99] Подробное представление ОММ и обсуждение проблем, возникающих при его использовании, дано в *Campbell, Lo, MacKinlay, 1997 и Johnston, DiNardo, 1997*.

казаны на рисунке 8.1, динамика временного ряда спот-ставки соответствует авторегрессионному процессу второго порядка.

Рисунок 8.1.

АКФ и ЧАКФ спот-ставки по ГКО



Прежде всего мы оценили линейную модель второго порядка AR(2):

$$r_t = c + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + \varepsilon_t . \qquad (8.2)$$

Оценки уравнения (8.2) приведены в таблице 8.1. Согласно статистике Бокса-Льюнга, в остатках уравнения отсутствует

серийная автокорреляция, тест множителей Лагранжа не отвергает гипотезу об авторегрессионной условной гетероскедастичности остатков на 95% уровне значимости (результаты обоих тестов не приводятся). Таким образом, выявлено наличие условной стохастической дисперсии процесса спотставки по ГКО, и мы переходим к оценке нелинейных моделей с условной дисперсией остатков в виде различных вариантов GARCH.

Мы рассмотрели четыре варианта спецификации уравнения условной дисперсии остатков, аналогичных моделям динамики первых разностей средневзвешенной доходности ГКО, представленным в первом разделе, а также соответствующих моделям в работе Форнари-Меле:

1) Обобщенная модель GARCH(1,1)

$$\sigma(\varepsilon)_t^2 = \delta + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \eta_t \qquad (8.3)$$

2) Пороговая модель TARCH(1,1)

$$\sigma(\varepsilon)_t^2 = \delta + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \gamma\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \eta_t$$
$$d_t = \begin{cases} 1, \varepsilon_t < 0 \\ 0, \varepsilon_t \geq 0 \end{cases} \qquad (8.4)$$

3) Экспоненциальная модель EGARCH(1,1)

$$\log\sigma(\varepsilon)_t^2 = \delta + \beta\log\sigma_{t-1}^2 + \alpha\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \gamma\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \eta_t \qquad (8.5)$$

4) Компонентная модель *Component* GARCH(1,1)

$$\sigma(\varepsilon)_t^2 = q_t + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \eta_t$$
$$q_t = \delta + \gamma(q_{t-1} - \delta) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) \qquad (8.6)$$

Оценки уравнения (8.2) с авторегрессионной условной дисперсией остатков в виде (8.3) – (8.6) приведены в таблице 8.1.

Полученные результаты позволяют сделать следующие выводы относительно свойств стохастического процесса спотставки по ГКО:

- Значения оценок коэффициентов при авторегрессионных членах в основном уравнении для всех моделей положи-

тельные, и их сумма меньше единицы. Таким образом, ряд обладает свойством возвращения к среднему[100].

- Значения оценок коэффициентов в уравнении условной дисперсии $\alpha + \beta > 1$ для моделей (8.3) и (8.4). Таким образом, как и для динамики приращений средневзвешенной доходности ГКО, волатильность значений спот-ставки не стационарна и растет со временем[101]. Аналогичный вывод следует из оценок компонентной модели, поскольку степень сходимости к нулю краткосрочных колебаний дисперсии $\alpha + \beta \approx 1$.

*Таблица 8.1**

Номер уравнения:	**3.2**	**3.3**	**3.4**	**3.5**	**3.6**
c	0,381 (4,54)	0,222 (5,71)	0,264 (4,70)	0,275 (5,79)	0,236 (5,05)
a_1	0,516 (7,84)	0,527 (5,77)	0,609 (8,40)	0,522 (6,03)	0,604 (8,06)
a_2	0,319 (4,86)	0,301 (4,77)	0,218 (3,18)	0,262 (3,65)	0,216 (3,68)
δ	–	0,001 (2,18)	0,001 (3,44)	-0,401 (-3,20)	0,100 (1,70)
α	–	0,530 (4,89)	0,397 (3,80)	-0,037 (-0,59)	0,247 (6,62)
β	–	0,635 (11,12)	0,813 (20,63)	0,900 (25,90)	0,741 (18,54)
γ	–	–	-0,609 (-4,48)	0,420 (6,47)	-0,695 (-32,58)
ϕ	–	–	–	–	0,120 (8,38)
AIC	-0,395	-0,772	-0,874	-0,929	-0,773
BIC	-0,346	-0,674	-0,760	-0,815	-0,642

* В таблице приведены оценки и *t*-статистики (в скобках) для соответствующих коэффициентов, а также значения информационных критериев, позволяющих сравнить качество моделей.

[100] Форнари и Меле рассматривали авторегрессионный процесс первого порядка спот-ставок для США и Великобритании и оценка коэффициента у них близка к единице, что фактически свидетельствует о наличии кратковременных отклонений от среднего долгосрочного уровня, тогда как мы можем говорить лишь о тенденции возвращения к среднему.

[101] У Форнари и Меле суммы данных коэффициентов меньше единицы. Таким образом, на развитых финансовых рынках волатильность ставок остается постоянной на протяжение долгосрочного периода.

- Модели с асимметричной реакцией условной дисперсии на положительные и отрицательные значения остатков лучше описывают фактические данные, чем модели с симметричной спецификацией условной дисперсии.
- Отрицательный знак оценки коэффициента при переменных, отвечающих за асимметричную реакцию, означает наличие эффекта рычага. «Хорошие» новости (отрицательные остатки в модели) уменьшают волатильность спот-ставки, при этом эффект рычага пропорционален квадрату остатков. Последний вывод подтверждается статистической значимостью оценки соответствующего коэффициента в пороговой модели, тогда как оценка коэффициента в экспоненциальной модели статистически не значима[102].

Параметрические нелинейные модели, оцениваемые с помощью ОММ. Приведенные оценки относятся к дискретному стохастическому процессу, представленному в виде авторегрессионной модели временного ряда с авторегрессионной условной дисперсией остатков. В теоретических моделях временной структуры динамика спот-ставки задается в виде непрерывного стохастического процесса:

$$dr = (\alpha + \beta r)dt + \sigma r^{\gamma} dz, \qquad (8.7)$$

где dz – приращения Винеровского процесса, α, β, σ, γ – константы (см. *Дробышевский, 1999*)[103].

Дискретная эконометрическая спецификация процесса (8.7), предложенная Ченом и др., в общем виде записывается как:

---

[102] Результаты моделирования ряда первых разностей средневзвешенной доходности ГКО не позволяют выделить определенный вид асимметричности: оценки коэффициентов как у пороговой, так и у экспоненциальной моделей статистически значимы, статистическое качество обоих моделей примерно одинаково.

[103] Кан и Жанг *(Kan, Zhang, 1999)* показали, что включение в спецификацию стохастического процесса помимо стандартных компонентов дополнительных экзогенных факторов (например, инфляции или других макроэкономических переменных) приводит к смещению оценок, полученных с помощью ОММ, в сторону нулевых значений.

$$r_{t+1} - r_t = \alpha + \beta r_t + \varepsilon_{t+1}$$
$$E[\varepsilon_{t+1}] = 0 \qquad . \qquad (8.8)$$
$$E[\varepsilon_{t+1}^2] = \sigma^2 r_t^{2\gamma}$$

Параметры α, β, σ, γ оцениваются с помощью ОММ при заданных ограничениях. В таблице 8.2 приведены ограничения на параметры стохастического процесса (8.7, 8.8), накладываемые альтернативными моделями временной структуры процентных ставок.

Таблица 8.2.

№	Модель	α	β	σ^2	γ
1	Без ограничений	–	–	–	–
2	Мертон (Merton, 1973)	–	0	–	0
3	Кокс-Росс (Cox, Ross, 1976)	0	–	–	–
4	Васичек (Vasicek, 1977)	–	–	–	0
5	Дотан (Dothan, 1978)	0	0	–	1
6	Кокс-Ингерсолл-Росс (Cox, Ingersoll, Ross, 1980)	0	0	–	$^3/_2$
7	Бреннан-Шварц (Brennan-Schwartz, 1982)	–	–	–	1
8	Марш-Розенфельд (Marsh, Rosenfeld, 1983)	0	–	–	1
9	Кокс-Ингерсолл-Росс (Cox, Ingersoll, Ross, 1985)	–	–	–	$^1/_2$

Ортогональное условие ОММ для данного случая записывается как $E[\mathbf{z}' f(\boldsymbol{\theta})] = 0$, где $\boldsymbol{\theta} = \{\alpha \quad \beta \quad \sigma^2 \quad \gamma\}$ – множество оцениваемых параметров; $f(\boldsymbol{\theta}) = \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ \varepsilon_{t+1}^2 - \sigma^2 r_t^{2\gamma} \end{bmatrix}$ – вектор первых двух моментов при условии $\varepsilon_{t+1} = r_{t+1} - r_t - \alpha - \beta r_t$; $\mathbf{z}' = [1 \quad r_t]$ – вектор инструментальных переменных, ортогональных моментам. Эконометрические оценки моделей 1–9, полученные с помощью ОММ, приведены в таблице 8.3.

Полученные результаты позволяют сделать следующие выводы, касающиеся характера динамики стохастического процесса спот-ставки по ГКО:

*Таблица 8.3**

Модель	α	β	σ^2	γ	J-статистика	R_1^2	R_2^2
1	0,092 (3,35)	-0,227 (-3,09)	0,118 (5,64)	0,567 (5,92)	0,000*	0,144	0,440
2	-0,009 (-1,11)	0	0,050 (6,51)	0	30,600	-0,002	-0,062
3	0	-0,092 (-3,44)	0,125 (5,32)	0,555 (4,95)	28,560	0,050	0,214
4	0,094 (3,41)	-0,231 (-3,17)	0,044 (5,98)	0	23,664	0,107	0,225
5	0	0	0,134 (4,45)	1	13,056	0,047	0,149
6	0	0	0,101 (2,60)	$^3/_2$	14,688	-0,001	-0,093
7	0,091 (3,38)	-0,226 (-3,08)	0,107 (4,15)	1	13,260	0,110	0,275
8	0	-0,089 (-3,52)	0,114 (5,41)	1	21,624	0,024	0,183
9	0,092 (3,36)	-0,227 (-3,15)	0,115 (7,10)	$^1/_2$	1,020*	0,114	0,427

* Гипотеза о выполнении ограничений не отрицается на 5% уровне значимости. R_1^2 показывает долю объясненной дисперсии приращений спот-ставки, а R_2^2 – долю объясненной дисперсии квадратов приращений (волатильности) спот-ставки.

- Сравнительный анализ альтернативных стохастических моделей временной структуры процентных ставок показывает (на основании J-статистики), что единственной спецификацией стохастического процесса спот-ставки, не отвергаемой для российского рынка на 95% уровне значимости, является зависимость, предложенная в модели Кокса-Ингерсолла-Росса 1985 года *(Cox, Ingersoll, Ross, 1985)*. Остальные модели отвергаются как неправильно специфицированные, либо переопределенные (число наложенных ограничений больше, чем выполняемых)[104].

[104] Оценки модели без ограничений носят справочный характер и не рассматриваются как самостоятельная спецификация процесса, поскольку для нее не существует решения для цены облигаций в аналитическом виде.

- Данные результаты отличаются от выводов, представленных в работах Чена и др., Пирсона-Суна и Боеро-Торричелли *(Pearson, Sun, 1994; Boero, Torricelli, 1996).* Там модель Кокса-Ингерсолла-Росса 1985 года отвергается для рынка американских казначейских векселей при сравнении с альтернативными видами процессов, впервые предложенных Дотаном в 1978 году и Коксом-Ингерсоллом-Россом в 1980 году. В то же время результаты, аналогичные нашим, были получены при анализе европейских рынков облигаций (Великобритания, Германия, Дания, Швеция, Нидерланды), проведенном Брауном, Шефером, Йохансеном, де Мунник, Схотманом, Далквистом *(Brown, Schaefer, 1994, 1996; Johansson, 1994; de Munnik, Schotman, 1994; Dahlquist, 1995)*[105].
- Модели с возвращением к среднему (Васичека, Бреннана-Шварца, Кокса-Ингерсолла-Росса 1985 года) сравнительно лучше описывают динамику процесса спот-ставки по ГКО по сравнению с альтернативными спецификациями (в соответствии с долей объясненной дисперсии приращений и квадратов приращений (волатильности) спот-ставки). Данный результат совпадает со сделанными нами ранее выводами на основании оценок нелинейных моделей временных рядов с авторегрессионной условной дисперсией остатков.
- Рассчитанный на основе оценок коэффициентов α и β для модели Кокса-Ингерсолла-Росса 1985 года средний долгосрочный уровень спот-ставки по ГКО составляет 40,5% годовых, что несколько выше среднего значения соответствующего ряда (39,75%, см. табл. 6.2). Значение скорости возвращения к среднему достаточно низкое (0,227), хотя и статистически значимо отличается от нуля. Удвоенное произведение среднего значения спот-ставки на скорость возвращения к среднему превышает квадрат оценки стандартного отклонения процесса (σ^2). Согласно теоретическим выводам из модели Кокса-Ингерсолла-Росса 1985 года, такой результат означает, что восходящий дрейф стохастического процесса слишком силен, чтобы значения спот-ставки могли вернуться к начальным зна-

[105] Здесь необходимо еще раз отметить, что мы не рассматривали стохастические модели с отсутствием арбитража, демонстрирующие еще большее приближение к наблюдаемым данным по сравнению с наилучшими факторными моделями временной структуры и моделями общего равновесия (см., например, *Raj, Sim, Thurtson, 1997*).

чениям. Данный вывод подтверждает наше предположение о наличии в динамике спот-ставки лишь тенденции к возвращению к среднему, однако достижение его при наличии значительных шоков затруднено.

- Дисперсия приращений спот-ставки пропорциональна квадратному корню из уровня спот-ставки[106]. Следовательно, с ростом уровня спот-ставки дисперсия стохастического процесса возрастает, и процесс не является стационарным. Однако рост дисперсии происходит более медленными темпами, чем рост ставки, что объясняет отсутствие сходимости краткосрочных колебаний дисперсии в компонентной модели.
- Адекватность модели Кокса-Ингерсолла-Росса 1985 года российскому рынку ГКО-ОФЗ также подтверждается соответствием основных выводов из данной модели поведению кривой доходности ГКО. Как показал качественный анализ (см. главу 1), рост текущей спот-ставки вызывает повышение доходности к погашению по всем срокам, однако, влияние на короткий конец сильнее; повышение долгосрочного среднего значения спот-ставки ведет к росту всех доходностей, но данный эффект сильнее проявляется на длинном конце кривой доходности. Это подтверждается результатами оценки точности соответствия аналитических кривых доходности фактическим наблюдениям: для 70 из 205 наблюдений средняя квадратичная процентная ошибка прогноза (*root-mean-square percent error*)[107] не превосходит 25%, лишь в 42 случаях отклонения составляет более 50% от значений фактической кривой доходности.

---

[106] Оценки моделей без ограничений по параметру γ (модель без ограничения и модель Кокса-Росса) показывают, что его значения близки к 0,5.

[107] $RMSPE_t = \sqrt{\frac{1}{T_t}\sum_{n=1}^{12}\left(\frac{r_t^n - i_t^n}{i_t^n}\right)}$, где $3 \le T_t \le 12$ – число наблюдений с месячной разбивкой сроков до погашения на кривой доходности в момент t, r_t^n и i_t^n – значения, соответственно, аналитической и фактической кривых доходности для срока до погашения n. См. *Pindyck, Rubinfeld, 1991*.

Глава 9. Проверка гипотез временной структуры для рынка ГКО

С точки зрения реализации денежно-кредитной политики наибольший интерес представляет проверка выполнения гипотезы ожиданий (см. *Дробышевский, 1999*). Она предполагает (в формулировке рациональных ожиданий[108]), что временная структура доходности облигаций содержит информацию о будущих процентных ставках при использовании участниками рынка всей доступной информации (в том числе о предпринимаемых мерах денежно-кредитной политики). Возможность выполнения других гипотез временной структуры (предпочтения ликвидности, об изменяющейся премии за срок, сегментации рынков, «предпочитаемой среды») рассматривается в качестве объяснения отрицательных результатов проверки гипотезы ожиданий, либо дополнительного аспекта, влияющего на динамику кривых доходности облигаций.

В качестве теоретической основы для принятия гипотезы рациональных ожиданий для анализа временной структуры доходности ГКО мы приняли полученные результаты об адекватности модели Кокса-Ингерсолла-Росса 1985 года стохастическому процессу спот-ставки по ГКО. Как было показано Кэмпбеллом и Стэмбаугом *(Campbell, 1986; Stambaugh, 1988)*, представление гипотезы ожидания в формулировке рациональных ожиданий непосредственно следует из предпосылок и выводов модели Кокса-Ингерсолла-Росса 1985 года. Кроме того, исследование реакции процентных ставок на шоки денежно-кредитной политики (см. параграф 2.3) показало, что формирование доходности ГКО различной срочности соответствует наличию рациональных ожиданий у участников рынка. Таким образом, мы *a priori* предполагаем, что ожидания участников рынка ГКО рациональны, и подтверждение или опровержение гипотезы ожиданий не может рассматриваться как оценка рациональности их поведения.

---

[108] *Sargent, 1972; Modigliani, Shiller, 1973.*

§9.1. Гипотеза ожиданий

К настоящему времени разработаны различные методы тестирования гипотезы ожиданий, дающие зачастую противоположные результаты для одного и того же рынка. В нашей работе рассматриваются три основных метода проверки гипотезы ожиданий:

- коинтеграционный анализ временных рядов временной структуры доходности облигаций;
- оценка векторных авторегрессий;
- оценка регрессионных уравнений в спецификации гипотезы ожиданий.

Коинтеграционный анализ. Если динамика процентных ставок различной срочности отвечает гипотезе ожиданий, то временная структура должна иметь один общий стохастический (для случая нестационарности отдельных временных рядов) либо детерминистский тренд *(Hall, Anderson, Granger, 1992; Johnson, 1994)*. Таким образом, существование одного коинтеграционного соотношения, определяющего наличие долгосрочной тенденции к сближению ставок различной срочности, может интерпретироваться как подтверждение гипотезы ожиданий.

Для оценки числа коинтеграционных соотношений для временной структуры доходности ГКО мы рассмотрели систему из шести временных рядов доходности к погашению ГКО со сроками до погашения от одного до шести месяцев. Доходности более длинных серий не включены в систему, так как число имеющихся наблюдений по ним значительно (в 2–3 раза) меньше числа наблюдений по более коротким сериям. Кроме того, как было показано ранее, реакция длинных ставок на изменения ожиданий участников рынка и на шоки экономической политики не однозначна. Данные обстоятельства затрудняют интерпретацию результатов их оценок. Результаты теста Йохансена на коинтеграцию приведены в таблице 9.1[109]. Число включенных наблюдений – 130, число лагов – 6.

[109] Аналогичная методика проверки на коинтеграцию, позволяющая определить число коинтеграционных соотношений, применялась в работе Жан-

Таблица 9.1.

Собственные значения	Likelihood Ratio	Критическое значение (5%)	Критическое значение (1%)	Предположительное число КС
0,405358	175,5429	94,15	103,18	0*
0,308326	107,9694	68,52	76,07	≤ 1*
0,245381	60,04607	47,21	54,46	≤ 2*
0,091644	23,44565	29,68	35,65	≤ 3
0,079716	10,95014	15,41	20,04	≤ 4
0,001158	0,150589	3,76	6,65	≤ 5
LR тест показывает 3 коинтеграционных соотношения на 5% уровне значимости				
* обозначает отрицание гипотезы на 5% уровне значимости				

Согласно полученным результатам, временная структура доходности ГКО имеет три общих стохастических тренда. Аналогичный результат был получен Жангом *(Zhang, 1993)* для рынка казначейских обязательств США, а три коинтеграционных соотношения интерпретировались как уровень, наклон и кривизна временной структуры. Однако Джонсон *(Johnson, 1994)* показал, что выводы Жанга стали следствием оценки смешанной системы, включающей как дисконтные, так и купонные облигации. В нашем случае рассматриваются облигаций только одного вида (дисконтные). Таким образом, наличие трех коинтеграционных соотношений не позволяет отвергнуть гипотезу о наличии долгосрочной тенденции к сближению между доходностью ГКО различной срочности, в то же время выполнение гипотезы ожиданий ставится под сомнение.

Оценка векторных авторегрессий. Альтернативным (по отношению к коинтеграционному анализу) тестом гипотезы ожиданий является оценка векторных авторегрессионных моделей, включающих первые разности временных рядов про-

---

га, Энгстеда и Тангарда, Катбертсон, Хайес и Ницше *(Zhang, 1993; Engsted, Tanggaard, 1994a,b; Cuthbertson, Hayes, Nitzsche, 1998)*. Для проверки гипотезы коинтеграции между отдельными временными рядами ставок различной срочности Брэдли и Лампкин *(Bradley, Lumpkin, 1992)*, Катбертсон и Ницше использовали тест Филлипса-Хансена *(Phillips, Hansen, 1990)*, а Хасслер и Наутц *(Hassler, Nautz, 1998)* – тест Энгла-Грэнджера.

центных ставок и соответствующих процентных спрэдов[110]. В рамках данного подхода рассматривается, во-первых, статистическая значимость оценок коэффициентов при значениях спрэда с лагом[111] и, во-вторых, реакция приращений процентных ставок на изменения спрэда.

Мы рассмотрели три векторные авторегрессионные модели, включающие следующие вектора переменных:

1) D(Y1), S21, S32, S43, S54, S65
2) D(Y2), S31, S42, S53, S64
3) D(Y3), S41, S52, S63,

где D(•) обозначает первую разность, Y*n* – месячная доходность ГКО со сроком *n* месяцев до погашения, а S*nm* = Y*n* – Y*m*.

Оценки векторных авторегрессионных моделей отвергают гипотезу ожиданий для российского рынка государственных ценных бумаг. Как видно из приведенных графиков (см. рис. 9.1), значения функций отклика приращений ставок на изменения процентного спрэда колеблются вокруг нуля. Отличные от нуля значения функций отклика не совпадают по времени с ожидаемыми моментами реакции ставок на соответствующие изменения процентных спрэдов. Оценки коэффициентов при лаговых значениях спрэдов статистически не значимо отличаются от нуля, либо имеют отрицательный знак, что противоречит гипотезе ожиданий (статистики моделей не приводятся).

---

[110] См. *Campbell, Shiller, 1991; Mills, 1991; Engsted, 1993; Driffil, Psaradakis, Sola, 1997.*

[111] Варне *(Warne, 1997)* показал, что ограничения на численные значения коэффициентов в моделях векторной авторегрессии для случая временной структуры процентных ставок не могут быть выполнены, если система рассматриваемая система имеет общий единичный корень, как предполагает гипотеза рациональных ожиданий. Его выводы объясняют отрицательный результат, полученный Кэмпбеллом и Шиллером *(Campbell, Shiller, 1991).*

Оценка линейных регрессионных уравнений. Наиболее распространенным (и исторически первым) методом проверки гипотезы ожиданий является оценка линейных регрессионных уравнений, специфицированных в соответствии с гипотезой рациональных ожиданий для временной структуры процентных ставок. Примеры различных спецификаций уравнений для эконометрического анализа приведены в *(Shiller, 1990 и Campbell, Lo, MacKinlay, 1997).*

В данном исследовании мы выбрали следующую спецификацию регрессионных уравнений:

$$i_{t+\tau}(m) - i_t(m) = \alpha + \beta[f_t(t+n,m) - i_t(m)] + \gamma\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (9.1)$$

где $i_t(m)$ – текущая месячная ставка по ГКО со сроком до погашения m, $i_{t+\tau}(m)$ –месячная ставка по ГКО со сроком до погашения m, наблюдаемая через τ недель, $f_t(t+n,m)$ – текущая форвардная ставка по ГКО на период $[t+n,m], n<m$. В случае выполнения гипотезы рациональных ожиданий $\alpha = 0, \beta = 1, \mathrm{E}(\varepsilon_t) = 0$. Выбор спецификации уравнений основан на следующих предпосылках.

Во-первых, использование форвардных ставок в качестве объясняющих переменных предпочтительнее по сравнению с процентными спрэдами при анализе для целей денежно-кредитной политики[112]. Форвардные ставки выражают будущие процентные ставки *ex ante*, предполагаемые наблюдаемой кривой доходности. Уравнения с процентным спрэдом в правой части служат для проверки гипотезы ожиданий *ex post*[113].

Во-вторых, форвардные ставки могут интерпретироваться как ожидания будущих процентных ставок. Данная формулировка позволяет использовать выбранную спецификацию для проверки гипотезы ожиданий с учетом рациональных ожиданий, а не только чистой гипотезы ожиданий[114].

---

[112] См. *Shiller, Campbell, Schoenholtz, 1983; Svensson, 1994; Dahlquist, 1995; Dahlquist, Svensson, 1*996.

[113] См. *Mankiw, 1986; Mankiw, Miron, 1986; Anderson, Breedon, Deacon, Derry, Murphy, 1996* и др.

[114] См. *Shiller, 1981*.

В-третьих, дополнительный член в уравнении (скользящее среднее остатков первого порядка) включен для устранения автокорреляции в остатках, возникающей как следствие линейной аппроксимации модели рациональных ожиданий и ошибок измерения ожиданий на основе форвардных ставок[115].

Число уравнений каждой спецификации для $m = 1...6$ месяцев равно 15. Для обеспечения большего числа наблюдений мы рассматривали временные ряды с недельной частотностью, поэтому для обеспечения сопоставимости с периодизаций сроков до погашения ($n = 1...5$) значения $\tau = 4,9,13,18,22$ неделям.

Расчет форвардных ставок основан на сравнении доходности ГКО с разными сроками до погашения, и одна и та же облигация переходит по мере приближения даты погашения из одной категории ценных бумаг в другую. В таком случае остатки регрессионных уравнений будут коррелированы между собой, и полученные с помощью метода наименьших квадратов оценки неэффективны. Для обеспечения эффективности оценок мы оценили регрессионные уравнения как системы одновременных внешне несвязанных уравнений (*seemingly unrelated equations, SUR*)[116]. Оценки систем внешне несвязанных уравнений (9.1) приведены в таблице 9.2. Период наблюдений – с 26.7.1993 по 13.7.1998.

Полученные результаты, в целом, противоречат гипотезе ожиданий. За исключением двух случаев (для доходности к погашению трех- и пятимесячных облигаций и форвардных ставок от одного до, соответственно, четырех и шести месяцев) нулевая гипотеза, соответствующая гипотезе ожиданий, отрицается с очень низкой вероятностью ошибки.

---

[115] См. *Anderson, Breedon, Deacon, Derry, Murphy, 1996; Mankiw, 1996; McCallum, 1998.*

[116] См. *Pindyck, Rubinfeld, 1991*. Наличие скользящего среднего первого порядка остается достаточным условием для устранения автокорреляции в остатках отдельных уравнений *(Zellner, Palm, 1974; Tiao, Box, 1981)*. Альтернативным методом оценки системы такого вида является использование регрессионных моделей со сходимостью параметров (*convergent-parameter regression, Rosenfeld, 1973*).

В то же время свободный член практически во всех уравнениях статистически незначимо отличается от нуля, что соответствует нулевой премии за срок. Оценки коэффициента β, хотя и отличаются от единицы (на 95% уровне значимости), имеют ожидаемый знак (больше нуля). Большинство уравнений обеспечивают высокий процент объясненной дисперсии изменений доходности ГКО ($R^2 > 0{,}5$)[117].

Таким образом, несмотря на отмеченные противоречия гипотезе ожиданий, полученные оценки позволяют говорить о том, что форвардные ставки несут в себе информацию о будущих спот-ставках. Однако точность таких прогнозов низка, и форвардные ставки являются хотя и не смещенными ($\alpha \approx 0$), но неэффективными оценками будущих спот-ставок[118] (дисперсия форвардных ставок выше, чем дисперсия спот-ставок, см. таблицы 6.2 и 6.5).

§9.2. Гипотезы предпочтения ликвидности и об изменяющейся во времени премии за срок

Одним из возможных объяснений отрицания гипотезы ожиданий для рынка ГКО является наличие колебаний премии за срок (за ликвидность). Как было показано Кэмпбеллом и Лонгстаффом *(Campbell, 1986; Longstaff, 1990)*, изменяющаяся во времени премия за срок является наиболее частой причиной отрицания гипотезы ожиданий в эмпирических исследованиях. Энгстед *(Engsted, 1993)* рассматривал случай отрицания гипотезы ожиданий в пользу гипотезы предпочтения ликвидности,

---

[117] Высокие значения коэффициента множественной детерминации объясняются также учетом сильной серийной автокорреляции в остатках и корреляции между остатками разных уравнений.

[118] Сходные результаты проверки гипотезы ожиданий (на основе аналогичной спецификации уравнений) на рынке ГКО были представлены в работе ИЭППП *(Энтов, Радыгин, Синельников и др., 1998)*. Однако в том исследовании оценивались отдельные уравнения (а не система одновременных уравнений) на более коротком периоде наблюдений (январь 1994 – январь 1998 годов). Полученные авторами оценки соответствующих коэффициентов находятся в пределах наших оценок, нулевая гипотеза ожиданий отрицается на 95% уровне значимости.

то есть премии за срок, зависящей от срока до погашения облигаций[119].

Для проверки гипотез предпочтения ликвидности и изменяющейся во времени премии за срок мы проанализировали динамику временных рядов различных премий (при условии несмещенных рациональных ожиданий участников рынка):

1) премии за ликвидность (процентный спрэд):

$$s_t(n,m) = i_t(m) - i_t(n)$$

2) премии за срок:

$$\Phi_t(n,m) = f_t(t+n,m) - i_{t+n}(m)$$

3) премии за период владения облигацией:

$$H_t(n,m) = h_t(t-n,m) - i_{t-n}(n),$$

где $i_t(m)$ – текущая доходность ГКО к погашению со сроком до погашения m, $f_t(t+n,m)$ – форвардная ставка по ГКО на период от n до m месяцев в будущем, $h_t(t-n,m)$ – ставка за владение на протяжение n месяцев ГКО со сроком до погашения m месяцев.

Гипотеза предпочтения ликвидности. Согласно гипотезе предпочтения ликвидности, доходность ценных бумаг зависит только от срока до погашения (см. *Дробышевский, 1999*). С ростом срока до погашения доходность облигаций повышается. Таким образом, процентные спрэды и премии за срок (период владения) по облигациям постоянны для каждой пары сроков до погашения и имеют строго положительные значения.

В таблице 9.3 приведены статистические характеристики временных рядов отдельных, наиболее показательных, по

[119] Мы не рассматриваем здесь остальные гипотезы временной структуры. Хотя выполнение условий гипотезы сегментации рынков может приводить к отрицанию гипотезы ожиданий (см. *Taylor, 1992; Baldini, Cherubini, 1998*), данное объяснение мало пригодно для анализа временной структуры в целях денежно-кредитной политики. С другой стороны, Мишкин *(Mishkin, 1980)* показал, что условия гипотезы «предпочитаемой среды» могут выполняться в рамках гипотезы ожиданий в форме рациональных ожиданий.

нашему мнению, премий по ГКО. Как видно из данной таблицы, временные ряды всех премий стационарны (кроме премии за срок на период от трех до шести месяцев), имеют положительное среднее значение и высокую серийную корреляцию (значения коэффициентов автокорреляции первого порядка находятся в диапазоне от 0,5 до 0,9).

*Таблица 9.3**

	Среднее значение	**Стандартное отклонение**	**ADF**	**PP**	ρ_1	ρ_2	ρ_3	**Q(16)**
s(1,2)	0,112	0,150	-6,23	-10,04	0,580	0,111	0,202	379,73
s(1,3)	0,149	0,195	-4,35	-8,62	0,616	0,063	0,171	351,44
s(2,4)	0,046	0,102	-3,30	-4,49	0,799	0,171	-0,137	464,14
s(3,6)	0,020	0,105	-4,28	-7,51	0,520	-0,162	0,031	68,15
s(1,6)	0,147	0,188	-2,57**	-4,76	0,695	0,173	0,103	459,84
Ф(1,2)	0,170	0,276	-4,93	-8,23	0,621	0,107	0,114	277,77
Ф(1,3)	0,077	0,245	-4,71	-6,99	0,643	-0,078	-0,021	165,63
Ф(2,3)	0,207	0,402	-3,28	-5,74	0,731	-0,010	0,123	377,67
Ф(3,4)	0,182	0,446	-3,38	-3,88	0,710	0,120	0,151	351,65
Ф(3,6)	0,062	0,345	-1,86**	-2,69**	0,813	-0,053	0,136	475,86
H(1,1)	0,722	0,813	-4,11	-5,30	0,858	0,143	-0,040	937,00
H(1,3)	1,403	3,641	-3,43	-3,87	0,819	-0,241	-0,142	233,58
H(2,1)	0,631	0,756	-3,80	-4,12	0,888	0,177	0,137	1042,3
H(3,1)	0,538	0,802	-3,36	-3,61	0,859	0,030	-0,049	556,63
H(3,3)	0,782	1,420	-2,25**	-3,43	0,793	0,142	-0,028	399,41

* ADF – статистика расширенного теста Дикки-Фуллера, PP– статистика теста Филлипса-Перрона, ρ_1, ρ_2, ρ_3 – первые три коэффициента серийной корреляции, Q(16) – статистика теста Бокса-Льюнга (число лагов – 16).

** Гипотеза о наличии единичного корня не отрицается на 5% уровне значимости.

Тем не менее, данные результаты не дают возможность утверждать, что предпочтения ликвидности участников рынка объясняют отрицание гипотезы ожиданий для временной структуры ГКО. ***Во-первых***, значения премий имеют значи-

тельный разброс (стандартное отклонение значительно превышает по абсолютной величине среднее значение для всех рядов). ***Во-вторых***, величина премий не всегда увеличивается с удлинением срока обращения облигаций. Данное свойство хорошо заметно при сравнении премий за срок владения облигаций. В то же время сопоставление процентных спрэдов и премий за срок дает менее очевидные результаты. ***В-третьих,*** низкие значения коэффициентов автокорреляции более высоких порядков (выше первого) во многих случаях имеют противоположные знаки, что свидетельствует о сильных колебаниях премий.

Гипотеза об изменяющейся во времени премии за срок. Альтернативной по отношению к гипотезе предпочтения ликвидности является гипотеза об изменяющейся во времени премии за срок (см. *Дробышевский, 1999*). Согласно последней, знак и величина премии могут изменяться в зависимости от различных изменений наблюдаемых, либо скрытых (не измеряемых количественно) факторов. Влияние скрытых факторов часто становиться основной причиной отрицания гипотезы ожиданий, поскольку наблюдаемые факторы (например, макроэкономические переменные) могут быть непосредственно учтены в спецификации регрессионного уравнения для проверки гипотезы ожиданий (*Cuthbertson, 1996*).

Поскольку *a priori* характер динамики премий неизвестен, мы рассмотрели две функциональные зависимости, предполагающие различные характеристики данного процесса.

1. Временной ряд премий представлен в виде авторегрессионного процесса со скользящим средним и условной авторегрессионной гетероскедастичностью остатков (аналогично *Engle, Ng, 1993*):

$$\begin{aligned} &\phi_t(n,m) = \mathrm{ARMA}(p,q) + \varepsilon_t \\ &\sigma_t^2 = x\,\mathrm{GARCH(l,l)} \end{aligned}, \qquad (9.2)$$

где $\phi_t(n,m)$ – любая из премий (за ликвидность, за срок, за период владения), p и q определяются на основе анализа автокорреляционной и частной автокорреляционной функций вре-

менных рядов, xGARCH(1,1) – различные спецификации условной авторегрессионной дисперсии остатков.

2. Предполагается, что скорость возвращения временного ряда к среднему значению (коэффициент при авторегрессионном члене первого порядка в модели AR(1)) следует стохастическому процессу, являющемуся «случайным блужданием» (аналогично *Bhar, 1996*), то есть

$$\begin{aligned} \phi_t(n,m) &= c + a_t \phi_{t-1}(n,m) + \varepsilon_t \\ a_t &= a_{t-1} + \eta_t \end{aligned} . \qquad (9.3)$$

Такая спецификация премии за риск накладывает меньше ограничений на характер стохастического процесса, чем ARMA-GARCH модель.

Для проверки высказанных гипотез относительно вида функциональной зависимости, описывающей динамику стохастических процессов премий, мы оценили параметры уравнений (9.2) и (9.3) для трех временных рядов – процентного спрэда $s(1,2)$, премии за срок $\Phi(2,3)$ и премии за период владения облигацией $H(1,1)$1. В таблице 9.4 приведены результаты оценок наилучших (на основе информационных критериев) спецификаций моделей (9.2) для каждого из выбранных временных рядов. Оценки моделей (9.3), полученные с помощью фильтра Кальмана (*Kalman filter*),[120] показаны в таблице 9.5.

[120] Подробное описание данного метода см. в *(Judge, Griffiths, Hill, Luetkepohl, Lee, 1985 и A. Harvey, 1993).*

*Таблица 9.5**

	$s(1,2)$	$\Phi(2,3)$	$H(1,1)$
c	0,423 (0,15)	0,352 (0,00)	0,131 (5,62)
a_t	-0,312 (-34,22)	-0,597 (-2,14)	0,061 (0,114)
$\sigma^2(\varepsilon)$	0,022 (5,06)	$1{,}60\cdot10^{-27}$ $(9{,}58\cdot10^{-50})$	0,034 (5,09)
$\sigma^2(\eta)$	$3{,}13\cdot10^{-20}$ $(3{,}57\cdot10^{-35})$	0,078 (36,26)	0,281 (9,37)

* В скобках – *t*-статистика. Для коэффициента a_t приведены статистики его среднего значения.

Полученные результаты подтверждают высказанную гипотезу о сильных колебаниях премий и отражают характерные отличия в динамике каждого из видов премий. Как видно из таблиц 9.4 и 9.5, процентный спрэд и премия за срок имеют среднее значение близкое к нулю, при этом отклонения от среднего значения пропорциональны условной дисперсии[121] (оба ряда лучше всего описываются уравнениями типа ARCH-M). Дисперсии данных рядов стационарны (сумма коэффициентов в уравнении условной дисперсии близка к единице). Асимметричная реакция премии за срок (спецификация условной дисперсии в виде TARCH) на отрицательные и положительные остатки может быть вызвана наличием неодинаковых изменений в ожиданиях участников рынка относительно будущих ставок в случаях притока «хороших» и «плохих» новостей. Оценки случайных коэффициентов при авторегрессионном члене, полученные с помощью фильтра Кальмана, меньше нуля. Таким образом, оба ряда обладают свойством возвращения к среднему[122]. Однако стохастический характер премий вызван различными причинами: если у премии за срок он определяется случайными колебаниями коэффициента при ав-

[121] Аналогичное свойство временного ряда премии за срок на рынке казначейских обязательств США отмечалось в работе *(Engle, Lilien, Robins, 1987).*

[122] Свойство возвращения к среднему у рядов премии за срок по казначейским обязательствам США отмечалось в работе *(Park, Switzer, 1996).*

торегрессионном члене, то у процентного спрэда соответствующий коэффициент стабилен, и колебания вызваны случайными аддитивными ошибками (согласно значимости дисперсий основного уравнения и уравнения состояний)[123].

Характеристики динамики премии за период владения облигацией значительно отличаются от рассмотренных выше особенностей процентного спрэда и премии за срок. Во-первых, премия за срок имеет устойчивое положительное значение (среднее значение выше нуля и статистически значимо). Во-вторых, среднее значение данной премии относительно постоянно (оценка коэффициентов при авторегрессионном члене в модели (9.3) или при условной дисперсии в основном уравнении статистически не значимо отличается от нуля). В-третьих, дисперсия ряда H11 не стационарна (сумма коэффициентов в уравнении условной дисперсии больше единицы). Кроме того, дисперсия данного ряда формируется как сумма дисперсий случайных отклонений премии и колебаний коэффициента a_t.

Данные отличия могут быть объяснены с точки зрения формирования рассмотренных премий. Процентный спрэд отражает текущие оценки риска облигаций в зависимости от срока до погашения и уровень ликвидности рынка, а премия за срок является выражением условных ожиданий будущих ставок. Таким образом, динамика процентного спрэда отражает колебания соотношения рискованности облигаций с разными сроками до погашения и изменение уровня ликвидности на рынке (через краткосрочные ставки). В то же время премия за срок может учитывать наличие систематических ошибок прогноза участников рынка, величина которой меняется в зависимости от среднего уровня доходности, изменения внешних условий и т. д. Премия за срок владения облигацией выражает

[123] Аналогичный результат для рядов процентных спрэдов между одно-, трех- и шестимесячными ГКО на более коротком периоде наблюдений был получен в работе *(Пальцева, 1998)* при оценке с помощью фильтра Кальмана несколько отличной спецификации основного уравнения и уравнения состояний: основное уравнение предполагало не авторегрессионный процесс, а постоянную величину со случайными ошибками.

реально полученный дополнительный доход в момент реализации облигации по сравнению с преобладавшей на рынке в момент осуществления инвестиций краткосрочной ставкой.

Таким образом, поскольку характер динамики сильно отличается для разных премий, выбор конкретной гипотезы, объясняющей их поведение, затруднителен и чувствителен к рассматриваемому виду премии. Обе гипотезы (предпочтения ликвидности и изменяющейся во времени премии за срок) могут объяснять отрицательные результаты, полученные при проверке гипотезы ожиданий для рынка ГКО. Так, в случае анализа динамики премии за период владения облигацией предпочтение может быть отдано гипотезе предпочтения ликвидности. Характер стохастического процесса премии за срок в большей степени отвечает условиям гипотезы об изменяющей премии за срок, а изучение процентных спрэдов не дало однозначных результатов.

* * *

Во втором разделе работы мы рассмотрели динамику временной структуры доходности ГКО к погашению, форвардных ставок по ГКО, ставок за период владения облигациями и процесса спот-ставки по ГКО. Полученные результаты позволяют сделать следующие выводы относительно закономерностей развития рынка ГКО на основе изучения временной структуры доходности облигаций:

- Анализ статистических характеристик ставок по ГКО на различных периодах показывает, что характер кривой доходности ГКО на протяжение всего рассматриваемого периода значительно менялся в зависимости от степени институционального развития рынка ГКО-ОФЗ. На протяжение первого подпериода (1993–1996 годы) форма кривой доходности была неустойчива. Соотношение между доходностями коротких, средних и длинных облигаций определялись колебаниями объемов облигаций различной срочности, появлением новых видов ГКО, политическими рисками. Второй подпериод характеризуется преимущественно плавными кривыми доходности с положительным

наклоном. На протяжение третьего периода (1998 год), совпадающего с развитием финансового кризиса в России, усредненная кривая доходности имеет высокие короткие и длинные концы при горизонтальном среднем участке. Для временной структуры доходности ГКО к погашению свойственна более высокая волатильность ставок по коротким облигациям, чем по длинным. Тесты на единичные корни показывают наличие разного порядка интегрированности (нулевого или первого) у временных рядов процентных ставок различной срочности.

- Ожидания участников рынка неустойчивы на всем рассматриваемом периоде, возможности арбитража между ГКО с различными сроками до погашения использовались слабо. Этот вывод подтверждается тем, что временные структуры форвардных ставок по ГКО и ставок за период владения ГКО имеют статистические характеристики, отличные от временной структуры доходности ГКО к погашению. В частности, на 95% уровне значимости отрицается гипотеза о равенстве распределений спот-ставок и форвардных ставок по ГКО. Форвардные ставки и ставки за период владения имеют значительную более высокую дисперсию значений, чем доходность ГКО к погашению.
- Оценки временных горизонтов ожиданий изменения темпов роста цен и курса доллара по отношению к рублю на основе информации о временной структуре доходности ГКО подтвердили полученные ранее результаты для средневзвешенной доходности ГКО. В частности, доходности ГКО со сроком до погашения до трех (четырех) месяцев хорошо коррелируют с будущими темпами инфляции (ожидаемыми (по котировкам фьючерсов) темпами обесценения рубля) за соответствующий срок. Доходности более длинных облигаций практически не коррелируют с будущими темпами роста цен (ожидаемыми темпами роста курса доллара). В то же время характеристики кривых доходности ГКО (процентные спрэды, наклон) не содержат информацию об изменениях инфляции и ожидаемой доходности ГКО в долларовом выражении. Данный факт в

значительной степени объясняется устойчивой тенденцией к снижению инфляции на протяжение всего рассматриваемого периода, тогда как премия за риск на длинном конце кривой доходности, по крайней мере, не снижалась.

- Рассмотрение временной структуры доходности ГКО дает значительные преимущества для изучения последствий шоков денежно-кредитной политики по сравнению с анализом динамики средневзвешенной доходности государственных облигаций. Функции отклика на шоки денежно-кредитной политики показывают, что реакция доходности ГКО зависит как от срочности облигаций, так и от вида денежного агрегата. Полученные оценки для временной структуры доходности на рынке ГКО не противоречат результатам эмпирических исследований на развитых финансовых рынках, а также выводам из теоретических макроэкономических подходов к анализу временной структуры процентных ставок. Реакция как доходности коротких и длинных облигаций, так и параметров кривой доходности ГКО (уровень, наклон, кривизна) на шоки предложения узких и широких денежных агрегатов соответствует теоретическим выводам и свидетельствует о рациональности ожиданий у участников рынка.
- Короткий период наблюдений и присутствие на рынке только краткосрочных облигаций не позволяют изучить средне- и долгосрочные эффекты бюджетной политики на основе анализа временной структуры доходности ГКО. Несмотря на то, что нами были получены значимые отклики изменений параметров кривой доходности на шоки бюджетной политики и накопление государственного долга, рассмотрение временной структуры не дало каких-либо новых результатов по сравнению с изучением динамики средневзвешенной доходности ГКО. Реакция ставок по коротким и длинным облигациям не однозначна и не может быть объяснена в рамках соответствующих теоретических подходов.
- Качественный анализ результатов оценок эффектов денежно-кредитной и бюджетной политики дает возможность

сделать вывод о влиянии различных инструментов экономической политики на финансовый рынок в переходной экономике. В частности, влияние денежно-кредитной политики аналогично развитым финансовым рынкам и проявляется даже в краткосрочном периоде. Бюджетная политика оказывает влияние на экономику скорее в долгосрочном периоде, поэтому воздействие дефицита бюджета и накопления долга на российские финансовые рынки на коротком временном интервале практически не различимо.

- Российский рынок государственных облигаций по своим характеристикам более близок к европейским финансовым рынкам, чем к рынку казначейских обязательств США. Об этом свидетельствуют оценки параметров стохастического процесса спот-ставки по ГКО на основе нелинейных моделей временных рядов с авторегрессионной условной дисперсией остатков и нелинейных моделей, оцениваемых с помощью обобщенного метода моментов. Стохастический процесс динамики спот-ставки обладает свойством возвращения к среднему, его дисперсия по-разному реагирует на приток «хороших» и «плохих» новостей и пропорциональна корню из текущего значения спот-ставки. Таким образом, наиболее адекватной моделью временной структуры для российского рынка ГКО представляется модель Кокса-Ингерсолла-Росса 1985 года, что свойственно европейским финансовым рынкам, но отвергается в большинстве случаев для рынка США. Теоретические выводы из данной модели соответствовали наблюдавшимся колебаниям временной структуры доходности ГКО, рассчитанные аналитические кривые доходности имеют удовлетворительную точность описания наблюдавшихся кривых доходности ГКО.
- Исследование временной структуры ставок по ГКО показало, что текущие форвардные ставки по ГКО содержат информацию о будущих спот-ставках, хотя в целом гипотеза ожиданий (в форме рациональных ожиданий) для рынка российских государственных дисконтных облигаций отри-

цается. Для объяснения данного результата были рассмотрены гипотезы предпочтения ликвидности и изменяющейся во времени премии за срок. Оценки уравнений динамики различных премий (за ликвидность, за срок, за период владения облигацией) не позволяют отвергнуть ни одну из данных гипотез. Факторами, определявшими характер динамики премий, по нашему мнению, могут быть неполное использование участниками рынка возможностей арбитража между облигациями различной срочности[124], наличие систематических ошибок прогноза будущих ставок в условиях тенденции к снижению уровня доходности ГКО и колебания премии за риск дефолта по ГКО с разными сроками до погашения[125].

[124] Такой вывод может свидетельствовать о сегментации рынка, либо о справедливости гипотезы «предпочитаемой среды».

[125] О влиянии премии за риск дефолта по облигациям на оценки премии на срок см. *Clinebell, Kahl, Stevens, 1996.*

ПРИЛОЖЕНИЕ 1

МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ ФОРМИРОВАНИЯ НОМИНАЛЬНОЙ ПРОЦЕНТНОЙ СТАВКИ НА РЫНКЕ ГОСУДАРСТВЕННЫХ ЦЕННЫХ БУМАГ

В современной экономической теории существует три основных подхода к формированию уровня номинальной процентной ставки в экономике. Это гипотеза Фишера, теория паритета процентных ставок и модели предпочтения ликвидности.

В основе всех трех подходов лежит предположение о постоянстве реальной процентной ставки (во времени или в различных странах). Отличие в подходах заключается в объяснении величины разницы между уровнями номинальной и реальной процентных ставок. Уровень реальной процентной ставки определяется предельной производительностью капитала в экономике. При выполнении стандартных предпосылок, принятых в макроэкономических моделях, такой уровень реальной процентной ставки соответствует равновесному значению процента в экономической системе, т. е. приводит в равновесие рынки товаров, денег и финансовых активов[127].

---

[127] См. *McCafferty, 1990.*

Формирование уровня номинальной доходности государственных облигаций в значительной степени соответствует предпосылкам, принимаемым при определении уровня номинальной процентной ставки в теоретических подходах. В доходности государственных ценных бумаг, в отличие от процентных ставок по другим финансовым активам, не учитывается уникальный риск актива, т. е. такие ценные бумаги являются безрисковыми (по отношению к другим активам в данной экономике). В то же время номинальная ставка процента по государственным ценным бумагам несет прочие (систематические) риски, свойственные всем активам в равной степени (валютный, инфляционный, страновой). Определение последних является основной задачей, поставленной в теоретических моделях формирования номинальной процентной ставки.

Гипотеза Фишера[128]

Впервые предположение о взаимосвязи номинальных процентных ставок и инфляции было высказано И. Фишером в 1907 году *(Fisher, 1907)*. Классическим трудом, в котором автор обосновал данное предположение, является книга И. Фишера, изданная в 1930 году *(Fisher, 1930)*.

Согласно **гипотезе Фишера** (*Fisher hypothesis*), номинальные процентные ставки изменяются в соответствие с изменением ожиданий экономических агентов относительно будущей инфляции, то есть:

$i = r + \pi^e$,

где i – номинальная ставка процента, r – реальная ставка процента, π^e – ожидаемая инфляция. Утверждение о том, что в долгосрочной перспективе увеличение инфляции отражается в росте номинальных процентных ставок, называется также **эффектом Фишера**. В его основе лежит предположение о неизменности реального процента, уровень которого не подвержен влиянию денежных факторов, определяющих темпы роста цен.

[128] В соответствии с *Walsh, 1998.*

Однако в экономике фактический равновесный уровень реальной ставки не известен. Таким образом, наблюдаемая номинальная процентная ставка определяется как сумма желаемой реальной ставки (равной, например, доходности альтернативных вложений капитала) и ожидаемого темпа роста цен за период вложения капитала:

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

где r^a – желаемый (*ex ante*) реальный процент. Поскольку инфляционные ожидания могут содержать ошибку прогноза, фактический уровень реальной доходности, полученной инвестором, отличается от желаемого, то есть:

$$i - \pi = r^p \neq r^a,$$

где π – фактическая инфляция за период вложения инвестиций, r^p – полученная (*ex post*) реальная ставка процента.

Применительно к временной структуре процентных ставок формулировка гипотезы Фишера несколько меняется. При выполнении гипотезы ожиданий временной структуры номинальная ставка по долгосрочным облигациям может быть представлена как сумма ожидаемых реальных краткосрочных ставок процента и ожидаемой инфляции за период обращения, то есть:

$$i_t(n) = \frac{1}{n}\sum_{k=0}^{n} \mathrm{E}_t r_{t+k} + \frac{1}{n}\mathrm{E}_t\,\pi,$$

где $i_t(n)$ – номинальная доходность к погашению облигации со сроком обращения n периодов. При предположении о постоянстве реальной процентной ставки между всеми периодами $\frac{1}{n}\sum_{k=0}^{n}\mathrm{E}_t\, r_{t+k} \approx r$ номинальная доходность долгосрочной облигации определяется как

$$i_t(n) = r + \frac{1}{n}\mathrm{E}_t\,\pi.$$

Теория паритета процентных ставок[129]

[129] В соответствии с *Krugman, Obstfeld, 1994; Taylor, 1995*.

Теория паритета процентных ставок (*interest rate parity*) основывается на предположении об эффективности мировых финансовых рынков. В упрощенной форме эффективность рынков предполагает наличие у участников рынков, во-первых, рациональных ожиданий, и, во-вторых, нейтральности по отношению к риску. При выполнении данных условий доходность по активам на финансовых рынках в разных странах должна быть одинаковой с учетом изменения двухсторонних обменных курсов национальных валют. Другими словами, внутренняя номинальная процентная ставка i должна равняться внешней номинальной процентной ставке i^* по активу аналогичной срочности T плюс ожидаемый темп изменения курса национальной валюты за период вложения средств:

$$i_t(T) = i_t^*(T) + \frac{\mathrm{E}_t(s_{t+T}) - s_t}{s_t}.$$

Данная форма записи соответствует условию **непокрытого паритета процентных ставок** (*uncovered interest rate parity condition*).

В такой формулировке условие непокрытого паритета процентных ставок аналогично гипотезе Фишера: при сохранении реального курса национальной валюты на неизменном уровне темп изменения курса национальной валюты соответствует темпам инфляции внутри страны. При принятии в качестве внешней номинальной ставки процента доходность по активам в валюте страны с нулевой (или со сравнительно низкой) инфляцией выполнение непокрытого паритета процентных ставок тождественно выполнению гипотезы Фишера. В данном случае *ex post* условие непокрытого паритета процентных ставок может быть записано как

$$i = i^* + \pi - \pi^*,$$

где π и π^* – инфляция, соответственно, внутри страны и в стране сравнения. Таким образом, реальные процентные ставки принимаются равными на всех финансовых рынках:

$$r = r^*.$$

В реальном мире финансовым активам в разных странах помимо валютного риска, связанного с возможным изменением курса национальной валюты, присущ страновой риск, связанный с политическими, институциональными и макроэко-

номическими особенностями национальных экономик. Его наличие приводит к отклонениям от выполнения непокрытого паритета процентных ставок в простейшей форме. Для компенсации странового риска внутренняя номинальная процентная ставка должна превосходить сумму внешней номинальной процентной ставки и ожидаемого темпа изменения курса национальной валюты на величину страновой премии за риск Ф (*country risk premium*):

$$i_t(T) = i_t^*(T) + \frac{\mathrm{E}_t(s_{t+T}) - s_t}{s_t} + \Phi .$$

Другим арбитражным соотношением, определяющим соотношение между процентными ставками на финансовых рынках разных стран, является условие **покрытого паритета процентных ставок** (*covered interest rate parity*).

При отсутствии барьеров между различными секторами международного и национальных финансовых рынков выполнение условия арбитража должно обеспечивать равенство спрэда между процентными ставками по активам с одинаковыми сроками обращения и курсовой премии на срочном валютном рынке по контрактам с соответствующей датой исполнения. Таким образом, условие покрытого паритета процентных ставок может быть записано как

$$i_t(T) = i_t^*(T) + \frac{f_t(T) - s_t}{s_t},$$

где $f_t(T)$ – курс национальной валюты по срочному контракту с датой исполнения $t+T$. Так же как для условия непокрытого паритета процентных ставок условие покрытого паритета может включать наличие страновой премии за риск:

$$i_t(T) = i_t^*(T) + \frac{f_t(T) - s_t}{s_t} + \Phi .$$

Оба условия паритета процентных ставок могут быть использованы при анализе временной структуры процентных ставок. В этом случае необходимо рассматривать выполнение соотношений процентного паритета между номинальными процентными ставками по всем срокам.

Модели предпочтения ликвидности[130]

Модели предпочтения ликвидности (*cash-in-advance models*) являются относительно новым направлением теоретических построений в области денежно-кредитной политики. Особенность данного подхода состоит в том, что условия формирования процентных ставок рассматриваются в рамках неоклассических моделей общего равновесия. Классической работой, посвященной анализу эффектов ликвидности на финансовых рынках, является статья Лукаса 1990 года *(Lucas, 1990).* Близкими к модели Лукаса являются более ранние модели предпочтения ликвидности, разработанные Гроссманом, Вайссом и Ротембергом *(Grossman, Weiss, 1983; Rotemberg, 1984).* Авторами были рассмотрены взаимодействия между денежной сферой и реальным сектором экономики, при которых уровень ликвидности является важным источником колебаний процентных ставок. В современной экономике спрос на ликвидные активы для совершения сделок на финансовых рынках составляет значительную часть общего спроса на деньги. Однако если принять предположение о том, что в целом в рамках одной экономики изменение структуры портфеля финансовых активов происходит не мгновенно, и инвесторы не могут немедленно реагировать на неожидаемые шоки денежно-кредитной политики, последняя будет оказывать реальный эффект на цены финансовых активов[131].

Модель Лукаса 1990 года рассматривает упрощенный случай проявления эффекта ликвидности (*liquidity effect*) – влияния ограничения на ликвидность у экономических агентов на формирование уровня номинальной процентной ставки. В модели рассматривается экономика, состоящая из одинаковых агентов (домохозяйств), максимизирующих ожидаемую дисконтированную функцию полезности. В качестве единственной переменной, определяющей значение функции полезности, принят уровень потребления. В экономике существует только один тип финансовых активов – однопериодные государственные облигации с нулевым

[130] В соответствии с *Lucas, 1990; Walsh, 1998.*

[131] В дальнейшем модели предпочтения ликвидности были развиты в работах *(Fuerst, 1992, 1995; Grilli, Roubini, 1992; Dow, 1995; Roubini, Grilli, 1995)* и др.

купонным доходом. Инвестор, купивший такую облигацию в период *t,* получает в следующий период платеж равный одной единице. Облигации размещаются на первичных аукционах по цене q_t. Объем выпуска государственных облигаций в каждый период *t*, выраженный в долях денежной массы на начало данного периода, является нормально и независимо распределенной случайной величиной x_t. Все прочие шоки, помимо стохастических операций на открытом рынке, в экономике отсутствуют.

В соответствии с принятой в модели последовательностью действий, доля денег z_t, направляемых домохозяйством на покупку облигаций в текущий период *t*, определяется (и депонируется для участия в аукционе) в начале периода, до того как цена облигаций станет известна, и состоятся сделки. Таким образом, предложение облигаций в текущем периоде x_t остается неизвестным для инвестора, когда он принимает решение об изменении структуры своего портфеля. Эмитент предлагает на аукционе определенное количество облигаций, и их цена определяется при предъявленном спросе как $q_t = \frac{z_t}{x_t}$. Лукас показал, что при выполнении условия $q_t < 1$ в равновесном состоянии доля денег, зарезервированных для совершения сделок для покупки облигаций, равняется дисконтированному ожидаемому объему предложения облигаций, выраженному в долях денежной массы:

$$z_t = \beta \mathrm{E}_{t-1}\left(\frac{x_t}{1+m_t}\right),$$

где β – дисконтирующий множитель, $0 < \beta < 1$, E_{t-1} – оператор математического ожидания на основе информации, доступной в конце периода *t*–1, m_t – темп прироста денежной массы за период *t*. Следовательно, одноперiодная номинальная процентная ставка равняется (в непрерывном исчислении):

$$i_t = -\ln q_t = -\ln \beta + \ln x_t - \ln \mathrm{E}_{t-1}\left(\frac{x_t}{1+m_t}\right).$$

Принимая во внимание, что

$$\ln \mathrm{E}_{t-1}\left(\frac{x_t}{1+m_t}\right) = \mathrm{E}_{t-1}\ln\left(\frac{x_t}{1+m_t}\right) + \tfrac{1}{2}\mathrm{Var}_{t-1}\ln\left(\frac{x_t}{1+m_t}\right),$$

и отбросив члены второго порядка, мы получаем следующее равенство:

$$i_t \cong \delta + \mathrm{E}_{t-1}m_t + (\ln x_t - \mathrm{E}_{t-1}\ln x_t),$$

где $\delta = -\ln\beta$ – ставка дисконтирования.

Два первых слагаемых в правой стороне тождества являются фундаментальными факторами, предполагаемыми гипотезой Фишера (реальная ставка процента и ожидаемый рост денежной массы). Слагаемое $(\ln x_t - \mathrm{E}_{t-1}\ln x_t)$ представляет собой логарифм разности между шоками фискальной и денежно-кредитной политики ($\phi_t - \mu_t$), где ϕ_t – неожидаемое увеличение бюджетного дефицита, финансируемое с помощью дополнительной эмиссии государственных облигаций, $\mu_t = m_t - \mathrm{E}_{t-1}m_t$ μ_t – неожидаемое увеличение денежной массы. Таким образом, слагаемое ($\phi_t - \mu_t$), отсутствующее в гипотезе Фишера, отражает влияние на доходность к погашению чистого эффекта ликвидности от неожидаемого выпуска облигаций при условии невозможности мгновенного изменения структуры портфелей участниками рынка. Кроме того, дисперсия процентных ставок в данном случае будет значительно выше, чем это предполагается при формировании уровня ставки на основе фундаментальных факторов, принятых в гипотезе Фишера.

ПРИЛОЖЕНИЕ 2

ОСНОВНЫЕ ЭТАПЫ ЛИБЕРАЛИЗАЦИИ РЫНКА ГКО-ОФЗ ДЛЯ ИНОСТРАННЫХ ИНВЕСТОРОВ

Впервые нерезиденты были допущены на рынок ГКО-ОФЗ в феврале 1994 года, когда ЦБ РФ официально объявил о возможности для них приобретать до 10% номинального объема выпуска на первичных аукционах. Однако значимое присутствие иностранных инвесторов на рынке стало возможно только в начале 1996 года.

2 февраля 1996 года Центральный банк РФ издал Приказ №02-29, согласно которому с целью обеспечения участия иностранных инвесторов на рынке государственных краткосрочных бескупонных облигаций (ГКО) и облигаций федерального займа с переменным купонным доходом (ОФЗ-ПК) было утверждено Временное положение №236 о проведении нерезидентами операций на внутреннем рынке российских государственных ценных бумаг. В частности, с 7 февраля 1996 года покупка облигаций производилась иностранными инвесторами через официальных дилеров Банка России на рынке ГКО-ОФЗ, заключивших с Банком России дополнительное соглашение к договору "О выполнении функций Дилера на рынке государственных краткосрочных бескупонных облигаций" и выступавших одновременно

агентами валютного контроля. Уполномоченные банки-нерезиденты выступали представителями иностранных инвесторов в отношениях последних с уполномоченными дилерами при совершении операций с облигациями, а список уполномоченных банков-нерезидентов устанавливался приказом Банка России.

Расчеты по данным сделкам осуществлялись через специальные рублевые счета. Эти счета открывались на имя уполномоченных банков-нерезидентов и иностранных инвесторов в банке-резиденте, выполняющем функции уполномоченного дилера. Уполномоченный банк-нерезидент покупал у Центробанка РФ рубли с целью продажи их иностранным инвесторам для приобретения облигаций. Купленные уполномоченным банком-нерезидентом рубли зачислялись на специальный счет в рублях, открытый ему у уполномоченного дилера. Сделка по покупке рублей у Банка России происходила по текущему курсу внутреннего российского валютного рынка с поставкой в тот же день.

Уполномоченные банки-нерезиденты заключали с иностранными инвесторами договоры валютного свопа. По первой части валютного свопа (кассовой сделке) уполномоченный банк-нерезидент продавал иностранным инвесторам рубли с поставкой этих рублей иностранным инвесторам в день исполнения договора по покупке им рублей у Банка России. Проданные иностранному инвестору рубли зачислялись на специальные счета в рублевой форме, открытые иностранным инвесторам у уполномоченного дилера. На следующий день после зачисления рублевых сумм на специальные счета уполномоченного банка-нерезидента эти средства могли быть перечислены по поручению клиента в Расчетный центр ОРЦБ на счет уполномоченного дилера, ведущего специальные рублевые счета уполномоченного банка-нерезидента и иностранных инвесторов.

В этот же день уполномоченный дилер должен был приобрести для иностранных инвесторов, а также уполномоченного банка-нерезидента на аукционе (либо у Банка России) облигации за счет поступивших средств в

рублях, взимая при этом комиссию в размере не более 0,1% от суммы вложений в облигации.

Кроме того, уполномоченный банк-нерезидент заключал с Банком России срочный контракт на продажу последнему рублей. Для исполнения указанного договора уполномоченный банк-нерезидент использовал рубли, которые поступали к нему во исполнение заключенных им срочных договоров на покупку рублей у иностранных инвесторов (срочной части валютного свопа между уполномоченным банком-нерезидентом и иностранным инвестором). По окончании срока инвестирования рублевых средств иностранных инвесторов в облигации (при погашении облигаций) рубли с их специальных счетов должны быть направлены на расчеты с уполномоченным банком-нерезидентом по срочной части валютного свопа.

Согласно Временному положению №236 Банк России определял максимальные лимиты по проведению операций с каждым уполномоченным банком-нерезидентом таким образом, чтобы суммарный объем этих лимитов не превосходил параметры денежной программы, а также устанавливал размер открытой позиции по валютным свопам и размер максимальной доходности иностранного инвестора по второй части валютного свопа (срочной сделке), заключенного между этим иностранным инвестором и уполномоченным банком-нерезидентом, которая составляла в разные периоды от 24% до 16% годовых в долларовом выражении.

Каждый уполномоченный банк-нерезидент предоставлял Банку России ежемесячную типовую отчетность на русском языке об итогах операций, проводимых в соответствии с Временным положением. Банк России формировал за счет премии, получаемой от уполномоченных банков-нерезидентов, специальные резервы на покрытие рисков, возникающих при проведении вышеуказанных операций.

Новый этап либерализации доступа нерезидентов к инвестированию на рынке государственных ценных бумаг был связан с Приказом ЦБ РФ №02-262 от 26 июля 1996 года. Данный приказ утверждал инструкцию ЦБ РФ №45, "О

специальных счетах в валюте РФ типа "С", согласно которой такие счета могли быть открыты нерезидентам-юридическим лицам, в том числе не имеющим на территории Российской Федерации филиала или представительства, а также нерезидентам-физическим лицам.

Счета типа "С" имеют право открывать и вести только уполномоченные банки, имеющие специальное разрешение Банка России. Счет типа "С" открывается уполномоченным банком на основании заключенного с нерезидентом договора банковского счета. На счет типа "С" могут быть зачислены суммы в рублевой форме и:

а) поступающие от продажи нерезидентом иностранной валюты по сделкам, заключение и исполнение которых осуществляется в соответствии с "Положением о порядке инвестирования средств нерезидентов на рынок государственных ценных бумаг" рассмотренным выше;

б) полученные в результате погашения или реализации ГКО и ОФЗ, ранее купленных нерезидентом и оплаченных с его счета типа "С", а также суммы купонных доходов по указанным ОФЗ;

в) поступающие с другого счета типа "С", открытого тому же нерезиденту.

Со счета типа "С" суммы в рублевой форме могут быть перечислены нерезидентом:

а) для оплаты приобретенной нерезидентом иностранной валюты по сделкам, заключение и исполнение которых осуществляется в соответствии с "Положением о порядке инвестирования средств нерезидентов на рынок государственных ценных бумаг";

б) в Расчетную систему рынка ГКО и ОФЗ для последующего приобретения этих ценных бумаг;

в) для оплаты расходов, связанных с заключением и исполнением сделок с ГКО и ОФЗ;

г) в предусмотренных законодательством случаях - для уплаты налогов, связанных с получением доходов по ГКО и ОФЗ;

д) на другой счет типа "С", открытый тому же нерезиденту.

Важно отметить, что средства в иностранной валюте, приобретавшиеся нерезидентом с оплатой со счета типа "С" в соответствии с рассматриваемой инструкцией ЦБ, могут быть переведены за границу без представления каких-либо справок, разрешений либо иных документов.

Центральный банк РФ по-прежнему гарантировал получение нерезидентами доходности на уровне не ниже 16% годовых. В последствие данная величина несколько пересматривалась в сторону понижения до 9% годовых.

Введение в январе 1997 года налога на операции с государственными ценными бумагами в размере 15% не затронуло интересы нерезидентов, так как на них оно не распространялось.

В качестве следующего этапа либерализации доступа нерезидентов на российский рынок государственных ценных бумаг можно рассматривать заявление о намерениях Правительства и ЦБ РФ, отраженное в пресс-релизе ЦБ РФ "О поэтапной либерализации порядка инвестирования средств нерезидентов на рынок российских государственных ценных бумаг". В связи с принятием Россией обязательств, налагаемых на страны - члены Международного валютного фонда статьей VIII Устава МВФ, и в соответствии с Указом Президента Российской Федерации от 16 мая 1996 года N 721 "О мерах по обеспечению перехода к конвертируемости рубля" Совет директоров ЦБР утвердил схему, основной целью которой являлось создание к 01.01.98 условий для беспрепятственной репатриации нерезидентами средств, инвестированных на рынок российских государственных ценных бумаг, и полученных по ним доходов путем постепенного смягчения действующего в то время порядка.

Согласно данному плану, либерализация порядка инвестирования средств нерезидентов происходила в несколько этапов, начиная с 1 мая 1997 года:

- нерезидентам предоставлялось право на заключение срочных сделок по репатриации инвестированных средств и доходов без ограничения максимального срока;

постепенно отменялось требование по минимальному сроку исполнения указанных сделок (с 2 до 1 месяца и с полной отменой указанного ограничения в течение декабря 1997 года). При этом обязанность уполномоченных банков заключать компенсирующие сделки с Банком России сохранялась лишь в отношении сделок со сроками исполнения до конца 1997 года;

- российским коммерческим банкам, уполномоченным на ведение и обслуживание счетов нерезидентов, разрешалось заключать срочные сделки с нерезидентами со сроком исполнения в 1998 году без обязательного проведения компенсирующей сделки с Банком России, в соответствии с чем ЦБ РФ по указанным сделкам не ограничивал доходность инвестиций нерезидентов;
- вводился новый тип сделок ("добровольные компенсирующие срочные сделки"), который предоставлял уполномоченным банкам возможность заключения с Банком России по его котировкам форвардных сделок, обратных по отношению к срочным сделкам уполномоченных банков с нерезидентами. Таким образом, Банк России предоставлял уполномоченным банкам право на добровольное страхование курсовых рисков по их сделкам с нерезидентами.

При этом Банк России оставил за собой право регулировать долю участия нерезидентов в общем объеме инвестиций в российские государственные ценные бумаги, а также изменять условия компенсирующих сделок.

Более подробно схему либерализации порядка инвестирования средств нерезидентов на рынке государственных ценных бумаг можно представить в следующем виде.

Этап 1 (01.05–31.08.97)

1. Порядок проведения кассовых сделок российскими банками, уполномоченными на ведение счетов типа "С" с нерезидентами и компенсирующих кассовых сделок, не меняется.

2. При проведении уполномоченными банками срочных сделок с нерезидентами минимальный срок исполнения сделок (форвард, опцион) составлял 2 месяца, максимальный - не был ограничен. Компенсирующие срочные сделки уполномоченных банков с Банком России (обязательные компенсирующие срочные сделки) заключались в соответствии с действующим до 01.05.97 порядком, если исполнение сделки уполномоченного банка с нерезидентом осуществлялось до конца 1997 года.

3. Был введен новый тип сделок - добровольные компенсирующие срочные сделки. Уполномоченный банк, заключивший срочную сделку с нерезидентом на сумму не менее $20 млн, срок исполнения которой приходился на 1998 год, имел право заключить с Банком России обратную по направлению срочную сделку (форвард, опцион) с исполнением через 6 месяцев.

Этап 2 (01.09–30.11.97)

1. Порядок проведения кассовых сделок уполномоченными банками с нерезидентами не изменился. Проведение компенсирующих кассовых сделок уполномоченных банков с Банком России прекращался.

2. При проведении уполномоченными банками срочных сделок с нерезидентами минимальный срок исполнения сделок составлял 1 месяц, максимальный - не был ограничен. Компенсирующие срочные сделки уполномоченных банков с Банком России заключались в соответствии с действующим до 01.05.97 порядком, если исполнение сделки уполномоченного банка с нерезидентом осуществлялось до конца 1997 года.

3. Уполномоченный банк, заключивший срочную сделку с нерезидентом на сумму не менее $20 млн, срок исполнения которой приходится на 1998 год, имел право заключить с Банком России обратную по направлению срочную сделку (форвард, опцион) с исполнением через три и шесть месяцев.

Этап 3 (01.12–31.12.97)

1. Порядок проведения кассовых сделок уполномоченными банками с нерезидентами не изменился. Компенсирующие кассовые сделки уполномоченных банков с Банком России не проводились.

2. При проведении уполномоченными банками срочных сделок с нерезидентами минимальный срок исполнения сделок не мог приходиться на 1997 год, максимальный не был ограничен. Обязательные компенсирующие срочные сделки не проводились.

3. Уполномоченный банк, заключивший срочную сделку с нерезидентом на сумму не менее $ 20 млн, имел право заключить с Банком России обратную по направлению срочную сделку (форвард, опцион) с исполнением через 3 и 6 месяцев.

Этап 4 (с 01.01.98)

Уполномоченные банки заключают кассовые и срочные сделки с нерезидентами без ограничений. Компенсирующие сделки не проводятся.

Таким образом, с начала 1998 г. рынок государственных ценных бумаг стал полностью открытым для зарубежных инвесторов. Однако разрастание финансового кризиса в России сделало этот, в общем позитивный результат, несколько преждевременным. Снятие ограничений на репатриацию прибыли нерезидентов с рынка ГКО-ОФЗ послужило дополнительным фактором для раскачивания ситуации как на рынке государственных бумаг, так и на валютном рынке в первой половине 1998 года.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной работе были изучены закономерности развития процессов, наблюдавшихся на российском рынке государственных ценных бумаг в 1993–1998 годах. Исследование проводилось на основе анализа реакции рынка на изменения ожиданий экономических агентов и на шоки экономической политики (в частности, на колебания денежного предложения, наращивание внутреннего государственного долга, либерализацию рынка) путем изучения динамики средневзвешенной доходности к погашению и всей временной структуры процентных ставок по ГКО. В рамках настоящего исследования были решены следующие основные задачи:

- проведен качественный анализ истории рынка ГКО-ОФЗ в 1993–1998 годах, выделены основные этапы его развития, отмечены особенности динамики показателей рынка российских государственных облигаций на каждом из выделенных периодов, сформулированы гипотезы о характере взаимосвязей основных характеристик рынка с параметрами денежно-кредитной и фискальной политики, а также с основными этапами либерализации рынка;
- для выбора эконометрических методов проверки рассматриваемых гипотез, объясняющих динамику доходности (временной структуры доходностей), проанализированы статистические свойства временных рядов средневзвешенной доходности ГКО и временной структуры ставок по ГКО;
- изучены взаимосвязи между изменениями инфляционных ожиданий и ожиданий изменения курса рубля по отношению к доллару США у участников рынка и колебаниями

средневзвешенной доходности и временной структуры ставок на рынке ГКО;

- проведено исследование процессов, происходящих на рынке государственных ценных бумаг при шоках денежно-кредитной и фискальной политики. Дана оценка эффективности различных мер экономической политики, таких как увеличение денежного предложения, ускорение наращивания государственного долга в условиях формирования финансового рынка в переходной экономике;
- изучены дополнительные возможности для анализа рынка, открывающиеся при рассмотрении временной структуры процентных ставок, по сравнению с анализом среднего уровня доходности государственных ценных бумаг;
- изучена адекватность российскому рынку государственных краткосрочных облигаций основных теоретических моделей процентных ставок и отдельных гипотез, объясняющих временную структуру процентных ставок.

Периодизация и качественный анализ развития российского рынка ГКО-ОФЗ дают основания говорить, что значительную роль в формировании и колебаниях уровня доходности на рынке играли макроэкономические факторы. Тем не менее, влияние институциональных и политических аспектов, количественная оценка которых затруднена, также должно быть учтено.

Изучение динамики средневзвешенной доходности ГКО позволило сделать ряд важных результатов. В частности, гипотеза о том, что ожидания участников рынка, отражающиеся в уровне номинальной доходности ГКО, соответствуют будущим темпам инфляции, а также ожиданиям изменений курса рубля по отношению к доллару США (на основе котировок фьючерсных сделок), подтвердилась на временном горизонте до трех месяцев. При этом нельзя отвергнуть гипотезу о том, что колебания цен облигаций имеют различную волатильность при получении рынком хороших/плохих новостей. В то же время реакция номинальной и реальной средневзвешенной доходности на шоки денежно-кредитной и бюджетной политики не проявляет какой-либо четкой направленности. Исследова-

ние отношения доходности на первичных аукционах и вторичных торгах подтвердило гипотезу о том, что увеличение предложения ценных бумаг на аукционах, где ограничения ликвидности у инвесторов проявляются в большей степени, чем на вторичном рынке, приводит к росту стоимости новых заимствований.

Исследование показало, что либерализация рынка ГКО-ОФЗ в 1996–1998 годах оказала значимое влияние на волатильность доходности облигаций. Приток иностранных инвестиций в 1996 году способствовал повышению ликвидности рынка и снижению амплитуды колебаний ставок, тогда как полная отмена ограничений на вывод капитала с рынка в условиях усиления кризисных явлений в 1998 году привела к дестабилизации и расшатыванию рынка.

Рассмотрение временной структуры ставок по ГКО позволило как подтвердить отдельные результаты, полученные при анализе динамики средневзвешенной доходности ГКО, так и выявить дополнительные возможности для объяснения развития событий на рынке облигаций. В частности, подтверждены гипотезы о продолжительности временных горизонтов ожиданий участников рынка, соответствующих будущим темпам инфляции и фьючерсным котировкам рубля. Разделение доходностей облигаций по срокам до погашения позволило выделить влияние шоков денежно-кредитной политики на колебания ставок по облигациям разной срочности. В то же время влияние фискальной политики на временную структуру доходности ГКО, выраженное в наращивании объема государственного долга, увеличении дефицита федерального бюджета, не может быть однозначно оценено на основе статистических методов анализа.

Были получены подтверждения гипотезы о том, что поведение временной структуры доходности ГКО аналогично, в целом, поведению временной структуры процентных ставок на развитых финансовых рынках, в частности на европейских финансовых рынках. Оценка параметров стохастического процесса динамики спот-ставки по ГКО показала адекватность модели Кокса-Ингерсолла-Росса 1985 года (при сравнении с

альтернативными спецификациями процесса) российскому рынку государственных дисконтных облигаций, что отвечает результатам сравнительного анализа соответствия различных видов стохастических процессов динамики спот-ставки на рынках государственных ценных бумаг Великобритании, Нидерландов, Швеции[126].

В отличие от большинства исследований развитых и развивающихся финансовых рынков результаты проверки гипотезы ожиданий не позволили принять ее для объяснения динамики временной структуры доходности ГКО. Тем не менее, было выявлено, что форвардные ставки по ГКО содержат информацию о направлении движения будущих доходностей к погашению. Обе рассмотренные альтернативные гипотезы (предпочтения ликвидности и изменяющейся во времени премии за срок) могут быть приняты для объяснения отклонений от условий гипотезы ожиданий, но предпочтение какой-либо из них не было отдано.

Таким образом, проведенный анализ реакции ставок по ГКО на внешние шоки позволяет сделать следующие выводы.

1. Изучение динамики временной структуры ставок по ГКО дает значительные дополнительные возможности для понимания связи между изменениями доходности облигаций и динамикой макроэкономических переменных по сравнению с анализом временного ряда средневзвешенной доходности.

В частности, рассмотрение доходностей отдельных выпусков позволяет объяснить полученные для средневзвешенной доходности оценки временного горизонта, для которого ожидания участников рынка относительно изменений будущей инфляции соответствуют фактическим темпам роста цен в будущем. Аналогичные результаты приводятся для сопоставления ожиданий участников рынка ГКО и срочного валютного рынка относительно динамики курса рубля. Противонаправленная реакция доходности к погашению коротких и средних

[126] Исследования рынка Казначейских векселей США показывают, что модель Кокса-Ингерсолла-Росса 1985 года уступает по статистическим показателям качества описания наблюдаемых данных альтернативным спецификациям.

ГКО на шоки денежного предложения не выявляется при анализе средневзвешенной доходности. Учет данной зависимости представляется важным для денежных властей при контроле за уровнем процентной ставки.

Были получены свидетельства выполнения условий гипотезы ожиданий, что позволяет (с приемлемой вероятностью ошибки прогноза) оценивать изменения будущих спот-ставок по государственным облигациям на основе наблюдаемой временной структуры форвардных ставок.

2. Изучение динамики только средневзвешенной доходности ГКО является достаточным для оценки влияния таких внешних шоков/факторов как либерализация рынка, изменение инфляционных и курсовых ожиданий, шоки, вызываемые политикой министерства финансов при первичном размещении государственных ценных бумаг. Анализ временной структуры процентных ставок в этих случаях не дает принципиально новых результатов, но позволяет выявить дополнительные причины колебаний среднего уровня процентной ставки.

3. Гипотеза о наличии рациональных ожиданий у участников российского рынка государственных ценных бумаг и эффективности рынка не может быть отвергнута.

Данный вывод подтверждается анализом соответствия ожиданий участников рынка, учитываемых в номинальной доходности ГКО к погашению, будущим темпам инфляции, котировкам рубля по фьючерсным контрактам, а также временной структуры форвардных ставок и реакции доходности облигаций различной срочности на шоки денежно-кредитной политики. В частности, зависимость процентных ставок от шоков денежного предложения учитывает как эффект ликвидности, так и инфляционные последствия эмиссии (изменение узких и широких денежных агрегатов).

4. Выявлена возможность применения стандартных теоретических моделей для анализа российского рынка государственных краткосрочных облигаций.

В частности, выполняется гипотеза Фишера. Реакция доходности на рынке на внешние шоки адекватна выводам из макроэкономических подходов к анализу временной структу-

ры процентных ставок в случае ожидаемого шока денежного предложения. Стохастический процесс динамики спот-ставки по ГКО может быть описана стандартными теоретическими моделями.

5. Анализ реакции рынка ГКО на шоки денежно-кредитной и бюджетной политики показал, что в краткосрочном периоде в переходной экономике денежно-кредитная политика оказывает существенное воздействие на колебания доходности облигаций различной срочности. В то же время влияние фискальной политики (через величину бюджетного дефицита, темпы наращивания долга) на изменение уровня доходности и поведение временной структуры ставок по ГКО статистически не различимо на коротких временных интервалах. Очевидно, что фискальная политика оказывала значимое влияние на формирование уровня доходности на рынке ГКО, однако, оно проявляется только в среднесрочной перспективе. Относительно короткий период существования рынка ГКО-ОФЗ (около пяти лет) не позволяет проверить такое воздействие эконометрическими методами.

В плане теоретических исследований в области временной структуры процентных ставок проведенный анализ, ***во-первых,*** продемонстрировал возможность применения современных теоретических разработок и методов эмпирических исследований, отработанных на развитых финансовых рынках, для развивающегося финансового рынка в переходной экономике. ***Во-вторых***, позволил выявить степень воздействия на ставки на рынке государственных ценных бумаг различных инструментов экономической политики в переходной экономике в краткосрочном периоде. ***В-третьих***, вывод о рациональности поведения экономических агентов, действовавших на рынке государственных ценных бумаг, имеет важное значение при анализе других областей российской экономики в период до августовского кризиса 1998 года.

ЛИТЕРАТУРА

1. Государственные краткосрочные облигации: теория и практика рынка. – М.: ММВБ, 1994.
2. ММВБ: рынок ГКО-ОФЗ в фактах и цифрах (1993 – 1996). – М.: ММВБ, 1997.
3. Российская экономика в 1995 году. Тенденции и перспективы (*Выпуск 14*). – М.: ИЭППП, 1996(а).
4. Российская экономика в первом полугодии 1996 года. Тенденции и перспективы (*Выпуск 15*). – М.: ИЭППП, 1996(б).
5. Российская экономика в 1996 году. Тенденции и перспективы (*Выпуск 16*). – М.: ИЭППП, 1997.
6. Российская экономика в 1997 году. Тенденции и перспективы (*Выпуск 18*). – М.: ИЭППП, 1998(а).
7. Российская экономика в январе – сентябре 1998 года. Тенденции и перспективы (*Выпуск 19*). – М.: ИЭППП, 1998(б).
8. Финансовый кризис и государственный долг. – М.: ИФИ, 1999.
9. Экономика переходного периода. Очерки экономической политики посткоммунистической России 1991 – 1997. – М.: ИЭППП, 1998(в).
10. Баринов В., Первозванский А., Первозванская Т. Политика размещения государственного долга и поведение рынка государственных облигаций. *Научный доклад РПЭИ, №99/05*. – РПЭИ, 1999.
11. Вавилов А., Трофимов Г. Стабилизация и управление государственным долгом России. *Научные труды ИЭПП,* №5Р. – М.: ИЭППП, 1997.

12. Гурвич Е., Дворкович А. Процентные ставки и стоимость внутренних заимствований в среднесрочной перспективе. *Научный доклад РПЭИ,* №99/08. – М.: РПЭИ, 1999.
13. Дворкович А., Гурвич Е. Анализ процентных ставок ГКО/ОФЗ. – М.: РЭШ, 1999.
14. Дробышевский С. Модель динамики инфляции и процентной ставки в России в 1995 году с учетом эффекта ликвидности на рынке ГКО-ОФЗ. //*Экономика переходного периода. Очерки экономической политики посткоммунистической России 1991 – 1997*. – М.: ИЭППП, 1998.
15. Дробышевский С. Обзор современной теории временной структуры процентных ставок. Основные гипотезы и модели. *Научные труды ИЭПП*, №14Р. – М.: ИЭПП, 1999.
16. Новиков Д. Моделирование спроса на российские государственные ценные бумаги со стороны нерезидентов. – М.: РЭШ, 1999.
17. Пальцева Е. Моделирование инфляционных ожиданий на примере России. – М.: РЭШ, 1998.
18. Первозванский А., Баринов В. Прогнозирование и оптимизация на рынке краткосрочных облигаций. //*Экономика и математические методы*, №4, 1997.
19. Пересецкий А., Ивантер А. Анализ развития рынка ГКО. *Научный доклад РПЭИ,* №99/06. – М.: РПЭИ, 1999.
20. 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.
21. Смирнов А. Модель оптимальной стабилизации государственного долга. *Дискуссионные материалы ГУ–ВШЭ,* №1. – М.: ВШЭ, 1998.
22. Туллио Дж., Иванова Н. Почему реальные процентные ставки, действующие в России, остаются столь высокими? – М.: РЕЦЭП, 1997.
23. Турмухамбетова Г. Развитие рынка государственных краткосрочных облигаций в России. – М.: РЭШ, 1998.

24. Энтов Р., Радыгин А., Мау В., Синельников С., Трофимов Г., Анисимова Л., Архипов С., Дробышевский С., Золотарева А., Луговой О., Шадрин А., Шкребела Е. Развитие российского финансового рынка и новые инструменты привлечения инвестиций. – М.: ИЭППП, 1998.
25. Alesina, A., V. Grilli, G. M. Milesi-Ferretti (1993) 'The political economy of capital control', *NBER Working paper,* 4353.
26. Alvarez, F., A. Atkeson, P. Kehoe (1999) 'Money and interest rates with endogeneously segmented markets', *NBER Working paper*, 7060.
27. Andersen, T. (1996) 'Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility', *Journal of Finance*, 51, pp. 169 – 204.
28. Anderson, N., F. Breedon, M. Deacon, A. Derry, G. Murphy (1996) *Estimating and Interpreting the Yield Curve*. John Wiley & Sons Ltd.
29. Ang, A., G. Bekaert (1998) 'Regime switching in interest rates', *NBER working paper*, 6508.
30. Bacchetta, P., E. van Wincoop (1998) 'Capital flows to emerging markets: Liberalization, overshooting, and volatility', *NBER working papers*, 6530.
31. Baldini, N., U. Cherubini (1998) 'Yield curve movements and market segmentation: A LISREL analysis of the Italian case', *Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA*, 27, pp. 35 - 54.
32. Balduzzi, P., G. Bertola, S. Foresi (1997) 'A model of target changes and the term structure of interest rates', *Journal of Monetary Economics*, 39, pp. 223 – 249.
33. Balduzzi, P., G. Corsetti, S. Foresi (1997) 'Yield-curve movements and fiscal retrenchments' *European Economic Review*, 41, pp. 1675 - 1685.
34. Barr, D., J. Campbell (1996) 'Inflation, real interest rates, and the bond market: A study of UK nominal and index-linked government bond prices', *NBER Working papers*, 5821.
35. Barro, R. (1974) 'Are government bonds net wealth?', *Journal of Political Economy*, 82, pp. 1095 – 1117.

36. Barro, R. (1979) ‘On the determination of the public debt’, *Journal of Political Economy*, 87, pp. 940 – 971.
37. Barro, R. (1995) ‘Optimal debt management’, *NBER Working papers*, 5327.
38. Barsky, R. (1987) 'The Fisher hypothesis and the forecastability and persistence of inflation', *Journal of Monetary Economics*, 19, pp. 3 – 24.
39. Bergstrom, A. (1983) ‘Gaussian estimation of structural parameters in higher-order continuous time dynamic models’, *Econometrica*, 51, pp. 117 – 152.
40. Bergstrom, A. (1990) *Continuous Time Econometric Modelling*. Oxford: Oxford University Press.
41. Berk, J. (1998) 'The information content of the yield curve for monetary policy: A survey', *Economist-Leiden*, 146, pp. 303 - 320.
42. Bernanke, B., I. Mihov (1998) ‘The liquidity effect and long-run neutrality’, *NBER Working paper*, 6608.
43. Bernheim, B.D., (1987) ‘Ricardian equivalence: An evaluation of theory and evidence’, *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 263 – 303.
44. Bhar, R. (1996) 'Modelling Australian bank bill rates: A Kalman filter approach', *Accounting and Finance*, 36, pp. 1 – 14.
45. Blanchard, O. (1981) 'Output, the stock market, and interest rates', *American Economic Review*, 71, pp. 132 – 143.
46. Blanchard, O., S. Fisher (1989) *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
47. Bliss, R. (1997) 'Movements in the term structure of interest rates', *Economic Review (Federal Reserve Bank of Atlanta)*, 82, pp. 16 – 33.
48. Boero, G., C. Torricelli (1996) 'A comparative evaluation of alternative models of the term structure of interest rates', *European Journal of Operational Research*, 93, pp. 205 – 223.
49. Bohn, H. (1988) ‘Why do we have nominal government debt?’, *Journal of Monetary Economics*, 21, pp. 127 – 140.
50. Bohn, H. (1990) ‘Tax smoothing with financial instruments’, *American Economic Review*, 80, pp. 1217 – 1230.

51. Bollerslev, T. (1986) 'Generalised autoregressive conditional heteroskedasticity', *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307 – 327.
52. Bollerslev, T., R. Chou, K. Kroner (1992) 'ARCH modelling in finance', *Journal of Econometrics*, 52, pp. 5 – 59.
53. Bond, T. J. (1998) 'Capital flows to Asia: The role of monetary policy', *Empirica*, 25, pp. 165 – 182.
54. Bradley, M., S. Lumpkin (1992) 'The treasury yield curve as a cointegrated system', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, pp. 449 – 463.
55. Brennan, M., E. Schwartz (1982) 'An equilibrium model of bond pricing and a test of market efficiency', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, pp. 301 – 329.
56. Brown, S., P. Dybwig (1986) 'The empirical implications of the Cox, Ingersoll, Ross theory of the term structure of interest rates', *Journal of Finance*, 41, pp. 616 – 630.
57. Brown, R., S. Schaefer (1994) 'The term structure of real interest rates and the Cox, Ingersoll, and Ross model', *Journal of Financial Economics*, 35, pp. 3 – 42.
58. Brown, R., S. Schaefer (1996) 'Ten years of the real term structure: 1984 – 1994', *Journal of Fixed Income*, 5, pp. 6 – 22.
59. Calvo, G., M. King (1998) *The Debt Burden and its Consequences for Monetary Policy*. London: Macmillan Press Ltd.
60. Campbell, J. (1986) 'A defense of traditional hypothesis about the term structure of interest rates', *Journal of Finance*, 41, pp. 183 – 193.
61. Campbell, J. (1995) 'Some lessons from the yield curve', *NBER Working papers*, 5031.
62. Campbell, J., R. Shiller (1991) 'Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view', *Review of Economic Studies*, 58, pp. 495 – 514.
63. Campbell, J., A. Lo, A. C. MacKinlay (1997) *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton: Princeton University Press.
64. Cebula, R. (1991) 'A note on Federal budget deficits and the term structure of real interest rates in the United States', *Southern Economic Journal*, 57, pp. 1170 – 1173.

65. Chan, K., G. A. Karolyi, F. Longstaff, A. Sanders (1992) 'An empirical comparison of alternative models of the short-term interest rate', *Journal of Finance*, 47, pp. 1209 – 1227.
66. Chari, V., L. Christiano, M. Eichenbaum (1995) 'Inside money, outside money and short term interest rates', *NBER Working paper*, 5269.
67. 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.
68. Coleman, T., L. Fisher, R. Ibbotson (1992) 'Estimating the term structure of interest rates from data that include the prices of coupon bonds', *Journal of Fixed Income*, 2, pp. 85 – 116.
69. Cochrane, J. (1994) 'Shocks', *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, pp. 295 – 364.
70. Cochraine, J. (1998) 'Long-term debt and optimal policy in the fiscal theory of the price level', *NBER Working paper*, 6771.
71. Correia-Nunes, J., L. Stemitsiotis (1995) 'Budget deficit and interest rates: Is there a link? International evidence', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, pp. 425 – 449.
72. Cox, J., J. Ingersoll, S. Ross (1980) 'An analysis of variable rate loan contracts', *Journal of Finance*, 35, pp. 389 – 403.
73. Cox, J., J. Ingersoll, S. Ross (1985) 'A theory of the term structure of interest rates', *Econometrica*, 53, pp. 385 – 407.
74. Cox, J., S. Ross (1976) 'The valuation of options for alternative stochastic processes', *Journal of Financial Economics*, 3, pp. 145 – 166.
75. Crowder, W., D. Hoffman (1996) 'The long-run relationship between nominal interest rates and inflation: The Fisher equation revisited', *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28, pp. 102 – 118.
76. Cuthbertson, K. (1996) *Quantitative Financial Economics*. John Wiley & Sons Ltd.
77. Cuthbertson, K., S. Hayes, D. Nitzsche (1998) 'Interest rates in Germany and the UK: Cointegration and error correction models', *Manchester School of Economic and Social Studies*, 66, pp. 27 – 43.

78. Dai, Q., K. Singleton (1997) ‘Specification analysis of affine term structure models’, *NBER Working paper*, 6128.
79. Dahlquist, M. (1995) 'Essays on the term structure of interest rates and monetary policy', *PhD. thesis (*Institute for International Economic Studies, University of Stockholm).
80. Dahlquist, M., L. Svensson (1996) 'Estimating the term structure of interest rates for monetary policy analysis', *Scandinavian Journal of Economics*, 98, pp. 163 – 183.
81. Deventer, D. van, K. Imai (1997) *Financial Risk Analytics: A Term Structure Model Approach for Banking, Insurance and Investment Management*. Irwin.
82. Dillen, H. (1997) 'A model of the term structure of interest rates in an open economy with regime shifts', *Journal of International Money and Finance*, 16, pp. 795 – 819.
83. Domowitz, I., J. Glen, A. Madhaven (1998) 'Country and currency risk premia in an emerging markets', *Journal of Financial and Quanitative Analysis*, 33, pp. 189 - 216.
84. Dothan, Uri L. (1978) 'On the term structure of interest rates', *Journal of Financial Economics*, 6, pp. 59 – 69.
85. Dow, J. (1995) ‘The demand and liquidity effects of monetary shocks’, *Journal of Monetary Economics*, 36, pp. 91 – 115.
86. Driffil, J., Z. Psaradakis, M. Sola (1997) 'A reconciliation of some paradoxical empirical results on the expectations model of the term structure', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, pp. 29 - 42.
87. Drost, F., T. Nijman (1992) ‘Temporal aggregation of GARCH processes’, *CentER Discussion paper*, 9240.
88. Duffee, G. (1996) 'Idiosyncretic variation of Treasury bill yields', *Journal of Finance*, 51, pp. 527 – 551.
89. Easterly, W., H. Wolf (1995) ‘The wild ride of the ruble’, *World Bank Discussion paper*, July 1995.
90. Eckwert, B. (1996) 'Equilibrium term structure relations of risky assets in incomplete markets', *Quarterly Journal of Economics and Finance*, 36, pp. 327 – 346.
91. Edwards, S. (1998a) 'Interest rates volatility, capital controls and contagion', *NBER working papers*, 6756.

92. Edwards, S. (1998b) ‘Capital flows, real exchange rates, and capital controls: Some Latin American experiences’, *NBER working papers*, 6800.
93. Eijffinger, S., H. Huizinga, J. Lemmen (1997) ‘Short-term and long term government debt and non-resident interest withholding taxes’, *LSE Discussion paper*, 275.
94. Elmendorf, D., N. G. Mankiw (1998) ‘Government debt’, *NBER Working paper*, 6470.
95. Elton, E., T. C. Green (1998) 'Tax and liquidity effects in pricing government bonds', *Journal of Finance*, 53, pp. 1533 - 1562.
96. Engle, R. (1982) 'Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation', *Econometrica*, 50, pp. 987 – 1008.
97. Engle, R., C. Granger (1987) ‘Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing’, *Econometrica*, 55, pp. 251 – 276.
98. Engle, R., V. Ng (1993) 'Time-varying volatility and the dynamic behavior of the term structure', *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25, pp. 336 – 349.
99. Engle, R., J. Rosenberg (1995) ‘GARCH gamma’, *NBER Working paper*, 5128.
100. Engle, R., D. Lilien, R. Robins (1987) ‘Estimating time-varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model’, *Econometrica*, 55, pp. 391 – 407.
101. Engle, R., V. Ng, M. Rothschild (1990) 'Asset pricing with a FACTOR-ARCH covariance structure: Empirical estimates for treasury bills', *Journal of Econometrics*, 45, pp. 213 – 237.
102. Engsted, T. (1993) 'The term structure of interest rates in Denmark 1982 – 1989: Testing the rational expectations / constant liquidity premium theory', *Bulletin of Economic Research*, 45, pp. 19 – 37.
103. Engsted, T. (1995) 'Does the long-term interest rate predict future inflation? A multi-country analysis', *Review of Economics and Statistics*, 77, pp. 42 – 54.
104. Engsted, T., C. Tanggaard (1994a) 'Cointegration and the US term structure', *Journal of Banking and Finance*, 18, pp. 167 – 181.

105. Engsted, T., C. Tanggaard (1994b) 'A cointegration analysis of Danish zero-coupon bond yields', *Applied Financial Economics*, 4, pp. 265 – 278.
106. Estrella, A., F. Mishkin (1995) 'The term structure of interest rates and its role in monetary policy for the European central bank', *NBER Working paper*, 5279.
107. Estrella, A., F. Mishkin (1997) 'The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European central bank', *European Economic Review, 41*, pp. 1375 - 1401.
108. Evans, C., D. Marshall (1998) 'Monetary policy and the term structure of nominal interest rates: Evidence and theory', *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 49, pp. 53 - 111.
109. Fama, E. (1970) 'Efficient capital markets: A review of theory and empirical work', *Journal of Finance*, 25, pp. 383 – 417.
110. Fama, E. (1975) 'Short-term interest rates as predictors of inflation', *American Economic Review*, 65, pp. 269 – 282.
111. Fama, E. (1990) 'Term-structure forecasts of interest rates, inflation, and real returns', *Journal of Monetary Economics*, 25, pp. 59 – 76.
112. Favero, C., F. Giavazzi, L. Spaventa (1996) 'High yields: The spread on German interest rates', *NBER Working paper*, 5408.
113. Ferguson, R., S. Raymar (1998) 'A comparative analysis of several popular term structure estimation models', *Journal of Fixed Income*, 7, pp. 17 - 33.
114. Fisher, I. (1907) *The Rate of Interest*. NY: Macmillan.
115. Fisher, I. (1930) *Theory of Interest*. NY: Macmillan.
116. Fornari, F., A. Mele (1995) 'Continuous time conditionally heteroskedastic models: Theory with applications to the term structure of interest rates, *Economic Notes (Banca Monte dei Paschi di Siena SpA)*, 24, pp. 327 – 352.
117. Fuerst, T. (1992) 'Liquidity, loanable funds, and real activity', *Journal of Monetary Economics*, 29, pp. 3 – 24.
118. Fuerst, T. (1995) 'Monetary and financial interactions in the business cycle', *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, pp. 1321 – 1338.

119. Garibaldi, P., N. Mora, R. Sahay, J. Zettelmeyer (1999) ‘What moves capital to transition economies?’, *presented on IMF Conference ‘A Decade of Transition: Achievements and Challenges’, Washington, D.C.*
120. Goff, B. (1990) 'Federal deficit effects on short and long term rates: A note on Hoelscher', *Southern Economic Journal*, 57, pp. 243 – 248.
121. Goodfriend, M. (1998) 'Using the term structure of interest rates for monetary policy', *Economic Quarterly (Federal Reserve Bank of Richmond)*, 84, pp. 13 - 30.
122. Gray, S. (1996a) The management of government debt. *Handbooks in Central Banking*, 5. L.: Bank of England.
123. Gray, S. (1996b) 'Modelling the conditional distribution of interest rates as a regime switching process', *Journal of Financial Economics*, 42, pp. 27 – 62.
124. Green, R., B. Odegaard (1997) 'Are there tax effects in the relative pricing of U.S. government bonds?', *Journal of Finance*, 52, pp. 609 - 633.
125. Grilli, V., N. Roubini (1992) ‘Liquidity and exchange rates’, *Journal of International Economics*, 32, pp. 339 – 352.
126. Grossman, S., L. Weiss (1983) ‘A transactions-based model of the monetary transmission mechanism’, *American Economic Review*, 73, pp. 871 – 880.
127. Hall, A., H. Anderson, C. Granger (1992) ‘A cointegration analysis of Treasury bill yields’, *Review of Economics and Statistics*, 74, pp. 117 – 126.
128. Hamilton, J. (1997) ‘Measuring the liquidity effect’, *American Economic Review*, 87, pp. 80 – 97.
129. Hansen, L. P. (1982) ‘Large sample properties of Generalized Method of Moments estimators’, *Econometrica*, 50, pp. 1029 – 1054.
130. Harvey, A. (1993) *Time Series Models*. 2nd ed. Harvester Wheatsheaf.
131. Hassler, U., D. Nautz (1998) 'Der Zusammenhang zwischen kurz- und langfristigen Zinssaetzen in Deutschland', *Jahrbucher fuer Nationaloeconomie und Statistik*, 217/2, s. 214 – 226.

132. Hsieh, D. (1995) ‘Non-linear dynamics in financial markets: Evidence and Implications’, *Financial Analysts Journal*, July-August 1995, pp. 55 – 62.
133. Jiang, G. (1998) 'Nonparametric modeling of U.S. interest rate term structure dynamics and implications on the prices of derivative securities', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33, pp. 465 - 497.
134. Jiang, G., J. Knight (1997) 'A nonparametric approach to the estimation of diffusion processes, with an application to a short-term interest rate model', *Econometric Theory*, 13, pp. 615 – 645.
135. Johansson, A. (1994) 'Models of a short term interest rate', *NEIHS Memorandum*, 196.
136. Johnson, P. (1994) 'On the number of common unit roots in the term structure of interest rates', *Applied Economics*, 26, pp. 815 – 820.
137. Johnston, J., J. DiNardo (1997) *Econometric Methods*. McGraw-Hill, Inc.
138. Johnston, R. B., N. Tamirisa (1998) ‘Why do countries use capital controls?’, *IMF Working paper*, 98/181.
139. Jones, C., O. Lamont, R. Lumsdaine (1996) 'Public information and the persistence of bond market volatility', *NBER Working Paper*, 5446.
140. Judge, G., W. Griffiths, R. C. Hill, H. Luetkepohl, T.-C. Lee (1985) *The Theory and Practice of Econometrics*. 2nd ed. Whiley & Sons, Inc.
141. Kan, R., Chu Zhang (1999) ‘GMM tests of stochastic discount factor modelswith useless factors’, *Journal of Financial Economics*, 54, pp. 103–127.
142. Kandel, S., A. Ofer, O. Sarig (1996) 'Real interest rates and inflation: An ex-ante empirical analysis', *Journal of Finance*, 51, pp. 205 – 225.
143. Kennedy, D. P. (1997) ‘Characterizing Gaussian models of the term structure of interest rates’, *Mathematical Finance*, 7, pp. 107 – 118.
144. Kim, K., P. Limpaphayom (1997) 'The effect of economic regimes on the relation between term structure and real activity in Japan', *Journal of Economics and Business*, 49, pp. 379 - 392.

145. Koch, T., D. Stock (1997) ‘An analysis of implied tax rates on long-term taxable and tax-exempt bonds’, *Journal of Business Research*, 38, pp. 171 – 176.
146. Krugman, P., M. Obstfeld (1994) *International Economics: Theory and Policy*. 3rd ed. NY: HarperCollins College Publishers.
147. Lamoureux, C., W. Lastrapes (1996) ‘Heteroskedasticity in stock returns data: Volume versus GARCH effects’, *Journal of Finance*, 45, pp. 221 – 229.
148. Laurens, B., J. Cardoso (1998) ‘Managing capital flows: Lessons from the experience of Chile’, *IMF Working paper*, 98/168.
149. Lee, Bong-So (1991) 'Government deficits and the term structure of interest rates', *Journal of Monetary Economics*, 27, pp. 425 – 443.
150. 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.
151. Lee, J. (1996) ‘Testing for a unit root in time series with trend breaks’, *Journal of Macroeconomics*, 18, pp. 503 – 519.
152. Longstaff, F. (1990) 'Time-varying term premia and traditional hypothesis about the term structure', *Journal of Finance*, 45, pp. 1307 – 1314.
153. Lucas, R. (1990) ‘Liquidity and interest rates’, *Journal of Economic Theory*, 50, pp. 237 – 264.
154. Luetkepohl, K., P. Saikkonen (1998) ‘A review of systems cointegration tests’, *unpublished manuscript*.
155. Lynch, G., B. Ewing (1998) 'Money growth variability and the yield spread in Japan', *American Business Review*, 16, pp. 61 - 67.
156. Mankiw, N. G. (1986) 'The term structure of interest rates revisited', *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 223 – 242.
157. Mankiw, N. G., J. Miron (1986) 'The changing behavior of the term structure of interest rates', *Quarterly Journal of Economics*, 101, pp. 211 – 228.

158. Mankiw, N. G., L. Summers (1984) 'Do long-term interest rates overreact to short-term interest rates?', *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 223 – 247.
159. Marsh, T., E. Rosenfeld (1983) 'Stochastic processes for interest rates and equilibrium bond prices', *Journal of Finance*, 38, pp. 635 – 647.
160. McCafferty, S. (1986) 'Aggregate demand and interest rates: a macroeconomic approach to the term structure', *Economic Inquiry*, 24, pp. 521 – 533.
161. McCafferty, S. (1990) *Macroeconomic Theory*. NY: Harper & Row Publishers, Inc.
162. McCallum, B. (1989) *Monetary Economics. Theory and Policy*. NY: Macmillan Publishing Company.
163. McCallum, B. (1993) 'Unit roots in macroeconomic time series: Some critical issues', *NBER Working paper*, 4368.
164. McCallum, B. (1994) 'Monetary policy and the term structure of interest rates', *NBER Working paper*, 4938.
165. McCallum, B. (1998) 'Solutions to linear rational expectations models: A Compact exposition', *unpublished manuscript*.
166. McLeod, A., W. Li (1983) 'Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations', *Journal of Time Series*, 4, pp. 269 – 273.
167. Merton, R. (1973) 'Theory of rational option pricing', *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4, pp. 141 – 183.
168. Miller, V. (1997) 'Political instability and debt maturity', *Economic Inquiry*, 35, pp. 12 – 27.
169. Mills, T. (1991) 'The term structure of UK interest rates: Tests of the expectations hypothesis', *Applied Economics*, 23, pp. 599 – 606.
170. Mills, T. (1993) *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. Cambridge: Cambridge University Press.
171. Mishkin, F. (1980) 'Is the preferred habitat model of the term structure inconsistent with financial market efficiency?', *Journal of Political Economy*, 88, pp. 406 – 411.
172. Mishkin, F. (1981) 'Are market forecasts rational?', *American Economic Review*, 71, pp. 295 – 306.

173. Mishkin, F. (1990) 'What does the term structure tell us about future inflation?', *Journal of Monetary Economics*, 25, pp. 77 – 95.
174. Mishkin, F. (1993) *Money, Interest Rates and Inflation*. Edward Elgar.
175. Mishkin, F. (1998) 'International capital movements, financial volatility and financial instability', *NBER working papers*, 6390.
176. Missale, A., O. Blanchard (1994) 'The debt burden and debt maturity', *American Economic Review*, 84, pp. 309 – 319.
177. Modigliani, F., R. Shiller (1973) 'Inflation, rational expectations and the term structure of interest rates', *Economica*, 40, pp. 12 – 23.
178. De Munnik, J., P. Schotman (1994) 'Cross-section versus time series estimation of term structure models: Empirical results for the Dutch bond market', *Journal of Banking and Finance*, 18, pp. 997 – 1025.
179. Nelson, C., A. Siegel (1987) 'Parsimonious modeling of yield curve', *Journal of Business*, 60, pp. 473 – 489.
180. Newey, W., K. West (1987) 'A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix', *Econometrica*, 55, pp. 703 – 708.
181. Nowman, K. (1997) 'Gaussian estimation of single-factor continuous time models of the term structure of interest rates', *Journal of Finance*, 52, pp. 1695 – 1706.
182. Nyborg, K., S. Sundaresan (1996) 'Discriminatory versus uniform Treasury auctions: Evidence from when-issued transactions', *Journal of Financial Economics*, 42, pp. 63 – 104.
183. Overbeck, L., T. Ryden (1997) 'Estimation in the Cox-Ingersoll-Ross model', *Econometric Theory*, 13, pp. 430 – 461.
184. Park, T., L. Switzer (1996) 'Mean reversion of interest-rate term premiums and profits from trading strategies with treasury futures spreads', *Journal of Futures Markets*, 16, pp. 331 – 352.
185. Pearson, N., Tong-Sheng Sun (1994) 'Exploiting the conditional density in estimating the term structure: An application to the Cox, Ingersoll, and Ross model', *Journal of Finance*, 49, pp. 1279 – 1304.

186. Perron, P. (1990) ‘The testing for a unit root in a time series with a changing mean’, *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, pp. 153 – 162.
187. Phillips, P. (1987) ‘Time series regression with a unit root’, *Econometrica*, 55, pp. 277 – 301.
188. Phillips, P., L. Hansen (1990) ‘Statistical inference in instrumental variables regression with I(0) processes’, *Review of Economic Studies*, 57, pp. 99 – 125.
189. Pindyck, R., D. Rubinfeld (1991) *Econometric Models and Economic Forecasts*. 3rd ed. McGraw-Hill, Inc.
190. Plosser, C. (1982) 'Government financing decisions and asset returns', *Journal of Monetary Economics*, 9, pp. 325 – 352.
191. Plosser C. (1987) 'Fiscal policy and the term structure', *Journal of Monetary Economics*, 20, pp. 343 – 367.
192. Quandt, R. (1960) ‘Tests of the hypothesis that a linear regression obeys two separate regimes’, *American Statistical Association Journal*, 55, pp. 324 – 330.
193. Raj, M., A. B. Sim, D. Thurston (1997) 'A generalized method of moments comparison of the Cox-Ingersoll-Ross and Heath-Jarrow-Morton models', *Journal of Economics and Business*, 49, pp. 169 – 192.
194. Rao, B. (1994) *Cointegration for the Applied Economist*. St. Martin’s Press.
195. Richard, S. (1978) 'An arbitrage model of the term structure of interest rates', *Journal of Financial Economics*, 6, pp. 33 – 57.
196. Rose, A. (1988) 'Is the real interest rate stable?', *Journal of Finance*, 43, pp. 1095 – 1112.
197. Rosenfeld, B. (1973) ‘Random coefficients models. The analysis of a cross section of time series by stochastically convergent parameter regression’, *Annals of Economic and Social Measurement*, 2, pp. 399 – 428.
198. Rotemberg, J. (1984) ‘A monetary equilibrium model with transactions costs’, *Journal of Political Economy*, 92, pp. 40 – 58.
199. Roubini, N., V. Grilli (1995) ‘Liquidity models in open economies: Theory and empirical evidence’, *NBER Working paper*, 5513.

200. 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.
201. Sargent, T. (1972) 'Rational expectations and the term structure of interest rates', *Journal of Money, Credit and Banking*, 4, pp. 74 – 97.
202. Sargent, T. (1987) *Macroeconomic Theory*. 2nd ed. Academic Press, Inc.
203. Shiller, R. (1981) 'Alternative tests of rational expectations models: The case of the term structure', *Journal of Econometrics*, 16, pp. 71 – 87.
204. Shiller, R. (1990) 'The term structure of interest rates' in *Handbook of Monetary Economics*, ed. by B. Friedman, F. Hahn. North-Holland, pp. 627 – 722.
205. Shiller, R., J. Campbell, K. Schoenholtz (1983) 'Forward rates and future policy: Interpreting the term structure of interest rates', *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 173 – 217.
206. Shioji, E. (1997) 'Identifying monetary policy shocks in Japan', *CEPR Discussion paper*, 1733.
207. Sims, C. (1986) 'Are forecasting models usable for policy analysis?', *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10, pp. 2 – 16.'
208. Stambaugh, R. (1988) 'The information in forward rates', *Journal of Finnacial Economics*, 21, pp. 41 – 70.
209. Svensson, L. (1994) 'Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992 – 1994', *IIES Seminar paper*, 579.
210. Tanzi, V. (1984) *Taxation, Inflation, and Interest Rates*. Washington, D.C.:IMF.
211. Taylor, M. (1992) 'Modelling the yield curve', *Economic Journal*, 102, pp. 524 – 532.
212. Taylor, M. (1995) 'The economics of exchange rates', *Journal of Economic Literature*, 33, pp. 13 – 47.
213. Taylor, S. (1986) *Modelling Financial Time Series*. John Wiley & Sons Ltd.
214. Thomas, L., A. Abderrezak (1988) 'Anticipated future budget deficits and the term structure of interest rates', *Southern Economic Journal*, 55, pp. 150 – 161.

215. Tiao, G., G. Box (1981) ‘Modeling multiple time series with applications’, *Journal of the American Statistical Association*, 76, pp. 802 – 816.
216. Tsay, R. (1986) ‘Nonlinearity tests for time series’, *Biometrica*, 73, pp. 461 – 466.
217. Turnovsky, S. (1989) 'The term structure of interest rates and the effects of macroeconomic policy', *Journal of Money, Credit and Banking*, 21, pp. 321 – 347.
218. Turnovsly, S., M. Miller (1984) 'The effects of government expenditure on the term structure of interest rates', *Journal of Money, Credit and Banking*, 16, pp. 16 – 33.
219. Valdes-Prieto, S., M. Soto (1998) ‘The effectiveness of capital controls: Theory and evidence from Chile’, *Empirica*, 25, pp. 133 – 164.
220. Vasicek, O. (1977) 'An equilibrium characterization of the term structure', *Journal of Financial Economics*, 5, pp. 177 – 188.
221. Vasicek, O., H. G. Fong (1982) ‘Term structure modeling using exponential splines’, *Journal of Finance*, 37, pp. 339 – 348.
222. Vetzal, K. (1997) 'Stochastic volatility, movements in short term interest rates, and bond option value', *Journal of Banking and Finance*, 21, pp. 169 - 196.
223. Walsh, C. (1998) *Monetary Theory and Policy*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
224. Warne, A. (1997) ‘Inference in cointegrated VAR systems’, *Review of Economics and Statistics*, 79, pp. 508 – 511.
225. Wyplocz, C., T. Kirsanova, C. Grefe (1996) *Pocket Model of the Russian Macroeconomy*.2nd version. Moscow: RECEP.
226. Zellner, A., F. Palm (1974) ‘Time series analysis and simultaneous equation econometric models’, *Journal of Econometrics*, 2, pp. 17 – 54.
227. Zhang, H. (1993) 'Treasury yield curves and cointegration', *Applied Economics*, 25. pp. 361 – 367.