

**Институт экономики переходного периода**

Научные труды № 130Р

**Дробышевский С.М.,  
Луговой О.В., Астафьева Е.В., Буркова Н.Ю.**

**Моделирование временной структуры про-  
центных ставок по российским  
государственным облигациям  
в 2000–2008 гг.**



**ИЭПП  
Москва 2009**

УДК [336.763.331:336.781.5](470+571)(066)"2000/2008"  
ББК 65.264.11(2Рос)я54

М74 **Моделирование временной структуры процентных ставок по российским государственным облигациям в 2000–2008 гг.** / Дробышевский С.М. [и др.]. – М.: ИЭПП, 2009. – 112 с.: ил. - (Научные труды / Ин-т экономики переходного периода; № 130Р). – ISBN 978-5-93255-280-03.  
I. Дробышевский Сергей Михайлович.

*Агентство СІР РГБ*

Работа посвящена проверке стандартных гипотез относительно поведения показателей, характеризующих временную структуру процентных ставок на российском рынке ГКО–ОФЗ, выявлению и анализу произошедших в период между кризисами (1998–2008 гг.) изменений во временной структуре процентных ставок, их реакции на трансформацию макроэкономических показателей в 1999–2008 гг.

Drobyshevsky S. M., Lugovoy O. V., Astafieva E. V., Burkova N. Yu.  
**Modeling the term structure of interest rates on Russian government bonds in 2000 – 2008**

The study tests the standard hypotheses concerning the behavior of indices describing the term structure of interest rates on the Russian GKO–OFZ market, identifies and analyzes the changes in the term structure of interest rates that occurred in the period between two crises (1998–2008) and their response to the transformation of macroeconomic indices in 1999–2008.

*JEL Classification:* E43, E44, E52.

*Настоящее издание подготовлено по материалам исследовательского проекта Института экономики переходного периода, выполненного в рамках гранта, предоставленного Агентством международного развития США.*

УДК [336.763.331:336.781.5](470+571)(066)"2000/2008"  
ББК 65.264.11(2Рос)я54

ISBN 978-5-93255-280-03 © Институт экономики переходного периода, 2009

# Содержание

<b>Введение</b> .....	5
<b>1. Рынок внутреннего долга РФ в период между двумя кризисами (1998–2008 гг.)</b> .....	8
<b>2. Гипотезы и модели, объясняющие поведение временной структуры процентных ставок</b> .....	25
2.1. Гипотезы, объясняющие временную структуру процентных ставок .....	28
2.2. Макроэкономические подходы к анализу временной структуры процентных ставок .....	34
<b>3. Анализ временной структуры процентных ставок в 2000–2008 гг.</b> .....	53
3.1. Предпосылки и исходные данные .....	53
3.2. Анализ динамических свойств рядов ставок по ГКО–ОФЗ с разными сроками до погашения .....	55
3.3. Макроэкономический анализ временной структуры ставок по ГКО .....	64
3.4. Проверка гипотезы ожиданий для рынка ГКО .....	88
<b>Выводы и рекомендации по экономической политике</b> .....	100
<b>Список литературы</b> .....	107



## Введение

В своих исследованиях специалисты Института экономики переходного периода уже обращались к изучению временной структуры процентных ставок по государственным ценным бумагам РФ (см. *Энтов, Радыгин, Мау, Синельников и др., 1998; Дробышевский, 1999а, 1999б*). В их работах были представлены результаты изучения динамики и временной структуры доходности ГКО–ОФЗ в 1993–1998 гг., т.е. до начала финансового кризиса в России в августе 1998 г.

В 1997–1998 гг. российский рынок государственных ценных бумаг являлся одним из наиболее развитых 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 позволили выявить основные особенности формирования финансового рынка в переходной экономике. Изучение ожиданий участников рынка и эффектов денежно-кредитной и бюджетной политики дало представление о рациональности поведения участников рынка и о возможностях применения различных инструментов экономической политики для макроэкономического регулирования в краткосрочном периоде.

Изучение динамики временной структуры ставок по ГКО показало значительные дополнительные возможности для понимания связи между изменениями доходности облигаций и динамикой макроэкономических переменных по сравнению с анализом временного ряда средневзвешенной доходности. Также 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. Таким образом, гипотеза о наличии рациональных ожиданий у участников российского рынка государственных ценных бумаг и эффективности рынка не

была отвергнута. В целом была выявлена возможность применения стандартных теоретических моделей для анализа российского рынка государственных краткосрочных облигаций.

Аналогичные результаты были получены при анализе рынка ГКО–ОФЗ и в работах других авторов (см. (Первозванский, Баринов, 1997; Баринов, Первозванский, Первозванская, 1999; Гурвич, Дворкович, 1999; Пересецкий, Ивантер, 1999) и др.).

После кризиса 1998 г. рынок государственного долга в РФ восстанавливался достаточно медленно, а с начала 2000-х годов его развитие сдерживалось устойчивым профицитом федерального бюджета. Тем не менее объемы торгов на рынке постепенно увеличивались, а уровень и временная структура процентных ставок стали больше зависеть от ожиданий экономических агентов и ситуации в денежной сфере.

До начала кризисных явлений осенью 2008 г. рынок государственного долга выполнял по крайней мере две макроэкономические функции:

1) способствовал выполнению операций ЦБ РФ по регулированию объема ликвидности в банковском секторе. Данная стандартная процедура (операции денежных властей на открытом рынке) в силу некоторых особенностей российского рынка, а именно относительно небольшого объема государственного внутреннего долга, в настоящее время осуществляется путем совершения операций прямого и обратного РЕПО Банка России;

2) уровень и временная структура процентных ставок по ГКО–ОФЗ служили ориентиром для ценообразования на быстро развивающемся рынке корпоративных облигаций.

Развитие кризисных явлений в мировой и российской экономике, падение цен на нефть и, как следствие, значительное сокращение доходов федерального бюджета в 2009 г. ставят вопрос о необходимости долгового финансирования дефицита бюджетной системы РФ, несмотря на накопленные финансовые резервы (Резервный фонд).

Таким образом, до момента активизации Министерства финансов РФ на рынке изучение существующего рынка рублевых государст-

венных облигаций, поведения его участников представляется нам актуальным и позволяющим делать выводы относительно влияния на рынок (и связанные с ним сегменты финансового рынка в целом) различных мер экономической политики.

Данная работа, являясь продолжением предыдущего исследования, посвящена проверке стандартных гипотез относительно поведения показателей, характеризующих временную структуру процентных ставок на российском рынке ГКО–ОФЗ, выявлению и анализу произошедших в период между кризисами (1998–2008 гг.) изменений во временной структуре процентных ставок, их реакции на трансформацию макроэкономических показателей в 1999–2008 гг. К сожалению, в силу относительно короткого временного периода нам не удалось отдельно исследовать поведение процентных ставок по ОФЗ осенью 2007 г. и в начале 2008 г., в условиях проблем с ликвидностью в банковском секторе и негативных ожиданий инвесторов, связанных с ухудшением ситуации на мировом финансовом рынке.

## **1. Рынок внутреннего долга РФ в период между двумя кризисами (1998–2008 гг.)**

После кризиса в августе 1998 г. рынок рублевых государственных ценных бумаг (ГКО–ОФЗ) начал постепенно восстанавливаться в 1999 г. Регулярные торги на вторичном рынке облигациями, погашаемыми после 31 декабря 1999 г., возобновились 15 января 1999 г. С 28 января на рынке появились облигации, выпущенные в рамках новации государственных ценных бумаг, замороженных в августе 1998 г. С этого дня регулярные вторичные торги стали проходить 5 раз в неделю. На протяжении всего года на торгах действовало ограничение верхнего предела доходности к погашению, равное удвоенной ставке рефинансирования ЦБ РФ, т.е. 110–120% годовых, из-за чего сделки по многим – преимущественно дальним – сериям ОФЗ признавались недействительными, и данные бумаги оставались фактически неликвидными.

### ***Программа реструктуризации внутреннего долга***

*Согласно Распоряжению Правительства РФ от 12 декабря 1998 г. № 1787-р «О новации по государственным ценным бумагам» новация (реструктуризация) по государственным облигациям, погашаемым в период с 17 августа 1998 г. по 31 декабря 1999 г., осуществлялась между 15 декабря 1998 г. и 15 марта 1999 г. Позднее период новации был продлен до 30 апреля 1999 г. Под реструктуризацию подпали ГКО и ОФЗ на общую сумму около 281 млрд руб. Доля нерезидентов в этих бумагах составляла 30,42%.*

*Правительство РФ разделило владельцев ГКО–ОФЗ на четыре категории с различными условиями новации по долгу:*

*1) физические лица – резиденты РФ, периодические печатные издания, фонды обязательного медицинского страхования, страховые компании;*

*2) владельцы ГКО–ОФЗ, для которых был установлен норматив обязательных вложений в государственные ценные бумаги;*

*3) все прочие инвесторы;*

#### *4) Центральный банк РФ.*

*Особые условия были предоставлены 1-й и 4-й категориям. Инвесторы из 1-й получали номинал облигаций в денежной форме в сроки, соответствующие дате погашения облигаций. Облигации, принадлежащие Банку России, не попадали напрямую под условия новации, и порядок их реструктуризации устанавливался путем отдельных договоренностей между Министерством финансов и ЦБ РФ.*

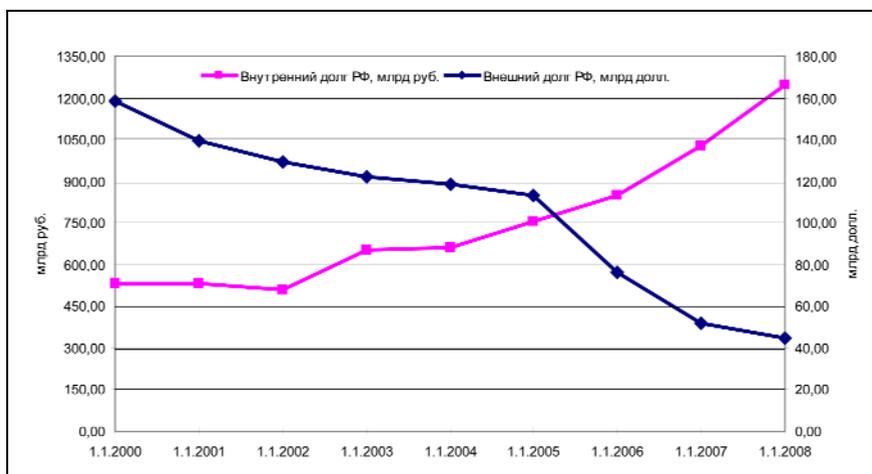
*Остальным инвесторам наряду с выплатой некоторой денежной суммы предлагались новые дисконтные и купонные облигации. В частности, основная масса инвесторов (3-я категория) получали 3,334% номинальной суммы облигаций в денежной форме, 6,666% – дисконтными облигациями (ГКО) со сроками погашения 3–6 месяцев, 30% – ОФЗ с нулевым купоном и сроком погашения 3 года, 70% – ОФЗ с фиксированной купонной ставкой 15–30% годовых и сроками погашения 4–6 лет. Вторая категория инвесторов 10% суммы получала деньгами, 20% – ГКО, 20% – ОФЗ с нулевым купоном и 50% – ОФЗ-ФД.*

*В рамках новации было выпущено облигаций на общую сумму 170,5 млрд руб., в том числе ГКО – 15,5 млрд руб., ОФЗ с нулевым купоном – 35 млрд руб., ОФЗ-ФД – 120 млрд руб. Таким образом, в результате новации объем внутреннего долга сократился примерно на 110,5 млрд руб. (4,12% ВВП за 1998 г.).*

В 2000–2007 гг. рынок государственного долга РФ развивался в условиях устойчивого профицита федерального бюджета, увеличения дюрации портфеля ГКО–ОФЗ (с 488,13 дня в начале 2000 г. до 2104,30 дня на начало 2008 г.), существенного снижения номинальной доходности рублевых облигаций (почти в 10 раз), постепенного сокращения объема краткосрочных облигаций (ГКО) в структуре государственного долга до полного вывода их из обращения в 2006 г.

Эмиссия новых долговых рублевых обязательств объяснялась преимущественно привлечением средств для погашения внешнего государственного долга (в начальный период), а также необходимостью увеличения объема государственных ценных бумаг для инве-

стирования накопительной составляющей пенсионных сбережений граждан РФ. Соответственно внутренний госдолг в 2000–2007 гг. увеличился в номинальном выражении с 529,8 млрд до 1248,9 млрд руб. (почти в 2,5 раза), однако в реальном выражении объем рублевого долга РФ сократился с 11,0 до 3,8% ВВП. В то же время внешний государственный долг снизился за этот период и в номинальном выражении более чем в 3,5 раза (с 158,40 млрд до 44,9 млрд долл., см. *рис. 1.1*).

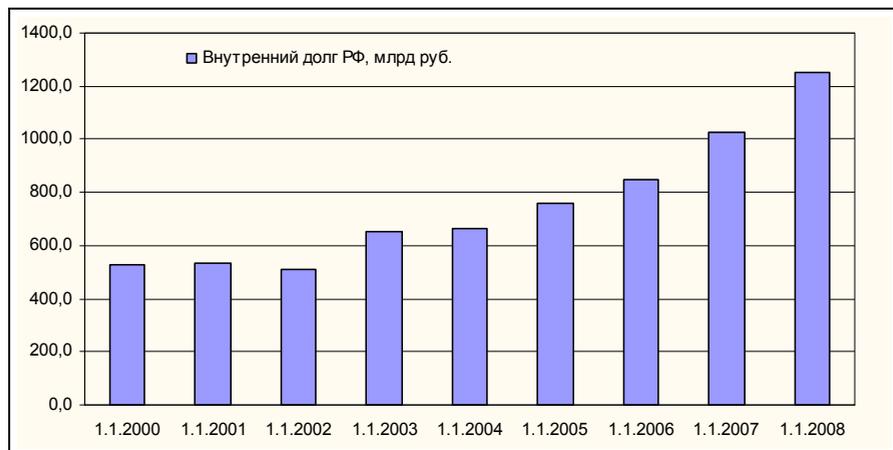


*Источник:* Министерство финансов РФ.

*Рис. 1.1.* Динамика внешнего и внутреннего долга РФ в 2000–2007 гг.

Анализируя годовую динамику государственного внутреннего долга в 2000–2007 гг., отметим, что тенденция к существенному росту внутренней задолженности РФ стала отмечаться лишь с 2004 г. (см. *рис. 1.2*). В этот же период стала заметно меняться и структура внутреннего долга РФ в части, касающейся видов обращающихся на рынке ценных бумаг. В частности, данный период характеризовался как погашением всех выпусков/списанием внутреннего долга по некоторым видам государственных ценных бумаг (в

частности, ГКО, ОГСЗ, ОФЗ-ПК), так и появлением новых видов долговых обязательств (в частности, ГСО, ОФЗ-АД, см. табл. 1.1).



Источник: Министерство финансов РФ.

Рис. 1.2. Динамика внутреннего долга РФ в 2000–2008 гг.  
(по состоянию на начало года)

За январь–сентябрь 2008 г. объем государственного внешнего долга РФ (органов государственной власти и органов денежно-кредитного регулирования) уменьшился с 46,4 до 42,7 млрд долл. (по данным ЦБ РФ). Таким образом, сокращение абсолютной суммы внешней задолженности органов власти России составило 7,97%. В то же время частный сектор (банки и прочие секторы) увеличил свою задолженность перед нерезидентами за этот же период с 417,1 до 497,8 млрд долл. (на 17,05%). В результате суммарный внешний долг России по итогам 6 месяцев 2008 г. вырос с 463,5 до 540,5 млрд долл. (на 16,61%).

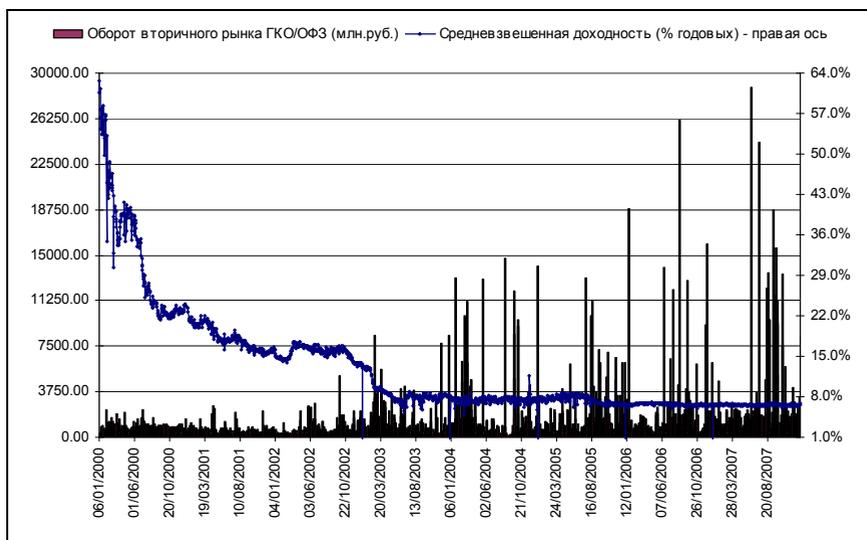
Таблица 1.1

**Объем государственного внутреннего долга РФ, выраженного в государственных ценных бумагах, в 2000–2007 гг. , млрд руб.**

Виды ценных бумаг	1.1.2000	1.1.2001	1.1.2002	1.1.2003	1.1.2004	1.1.2005	1.1.2006	1.1.2007	1.1.2008
ГКО	7,43	3,05	19,54	18,82	2,72	0,02	0,02	–	–
ОФЗ-ПК	0,04	24,11	24,10	24,10	24,10	0,001	0,001	–	–
ОФЗ-ПД	402,21	359,21	307,82	350,74	50,48	43,31	123,64	205,62	288,42
ОФЗ-ФК	112,43	122,77	138,53	207,07	199,31	171,22	131,13	94,83	51,43
ОФЗ-АД	–	–	–	42,29	375,42	542,24	596,33	675,16	807,59
ОГНЗ	2,69	19,5	20,73	11,5	11,5	–	–	–	–
ГСО-ППС	–	–	–	–	–	–	–	0,42	10,42
ГСО-ФПС	–	–	–	–	–	–	–	52,00	91,00
ОРВВЗ 1992 г.	0,14	0,18	0,21	0,08	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03
ОГСЗ	4,88	3,00	0,12	0,11	0,1	0,0002	–	–	–
Итого внутренний долг	529,8	531,8	511,1	654,7	663,7	756,8	851,2	1028,0	1248,9

Источник: Министерство финансов РФ.

В тот же период времени по показателям объема оборота вторичного рынка можно выделить два периода с различной динамикой (см. рис. 1.3). Так, если в течение 2000–2002 гг. наблюдалось постепенное снижение объема оборотов, то начиная с конца 2002 г. и по настоящее время рынок характеризовался, скорее, повышательной динамикой с существенной волатильностью данных показателей, неоднократно достигавших очередных исторических максимумов.



Источник: ИА «Финмаркет», расчеты авторов.

Рис. 1.3. Динамика рынка ГКО–ОФЗ в 2000–2007 гг.

Рассмотрим подробнее **погодную динамику показателей**, характеризующих вторичный рынок государственного рублевого долга.

В первой половине **2000 г.** средневзвешенная доходность рублевых облигаций снижалась с 60 до 20–25% годовых, объем торгов на вторичном рынке повышался от 3 млрд до 5 млрд руб. в неделю. 23 февраля 2000 г., впервые после 12 августа 1998 г., состоялось погашение государственных облигаций, ОФЗ серии 25022, на сумму 11,5 млрд руб. В этих условиях дважды проведенное ЦБ РФ в марте снижение ставки рефинансирования (7 марта – с 45 до 38% годовых, 21 марта – с 38 до 33% годовых) фактически лишь повторяло тенденции, сложившиеся на рынке государственного долга. Во второй половине 2000 г. средняя доходность к погашению на рынке стабилизировалась на уровне 20% годовых. С июня 2000 г. оборот на вторичном рынке несколько вырос, его средний недельный уровень составлял около 4 млрд руб., а в отдельные недели достигал 7–8 млрд руб. Укрепление

курса рубля сделало вложения в ГКО–ОФЗ еще более привлекательными для нерезидентов – владельцев счетов «С», намеревающихся вывести средства из России. Тем не менее в июне–июле 2000 г. на рынке внутреннего долга РФ стали преобладать сделки среди резидентов, тогда как в конце 1999 г. – I квартале 2000 г. наиболее ликвидными являлись облигации, размещенные среди нерезидентов – владельцев счетов «С». В середине 2000 г., несмотря на отрицательную реальную доходность к погашению ГКО и ОФЗ, участники рынка предъявляли спрос на рублевые ценные бумаги, так как в то время они были наиболее прибыльным и ликвидным активом на внутреннем финансовом рынке (по сравнению с межбанковскими кредитами, операциями с валютой, акциями и депозитами в Банке России). Погашение в ноябре последней из серий ГКО, предназначенных для нерезидентов, имеющих счета «С», с одной стороны, способствовало снижению оборотов на рынке, но, с другой – позволило более реалистично оценить средневзвешенный уровень доходности по облигациям, так как доходность по данным выпускам устойчиво принимала отрицательные значения. К концу 2000 г. рынок ГКО–ОФЗ стал менее ликвидным и привлекательным для инвесторов, так как к этому времени на рынке практически не осталось краткосрочных ценных бумаг (в обращении находилась только одна серия ГКО, выпущенная в 2000 г.), и уже на начало 2001 г. приходились даты погашения трехлетних ОФЗ, не попавших под реструктуризацию долга в 1998–1999 гг.

**В 2001 г.** на рынке внутреннего долга РФ наблюдалось плавное снижение уровня доходности облигаций при сохранении относительно низких объемов торгов. В целом за год средневзвешенная доходность ГКО–ОФЗ к погашению опустилась с 20 до 14–15% годовых. Средний недельный объем торгов составлял около 2–2,5 млрд руб. На протяжении всего года реальная доходность ГКО–ОФЗ к погашению оставалась отрицательной, и спрос на данные ценные бумаги был низок. Количество значимых событий в данном сегменте российского финансового рынка в 2001 г. было мало. Так, в апреле 2001 г. впервые с мая 1998 г. Министерство финансов РФ произвело досрочное погашение облигаций на сумму около 1,4 млрд руб. (выпуск ОФЗ № 25030 с погашением в декабре 2001 г.). Во второй

половине года ситуация на рынке внутреннего долга РФ определялась колебаниями остатков на корреспондентских счетах коммерческих банков в ЦБ РФ и снижением эмиссионной активности Министерства финансов РФ. В целом в 2001 г. Министерство финансов РФ провело 18 аукционов по размещению новых ценных бумаг, включая 3 аукциона по обмену ОФЗ № 25030 на новые ценные бумаги. При этом с учетом фактических темпов инфляции реальная стоимость заимствований на внутреннем рынке для Министерства финансов РФ была отрицательной.

**2002 г.** характеризовался в первую очередь значительным снижением доходностей при низких объемах торгов в течение большей части года. Номинальная средневзвешенная доходность ГКО–ОФЗ к погашению опустилась до 13,5–14% годовых, тогда как оборот вторичного рынка в отдельные недели опускался ниже 1 млрд руб. Таким образом, в начале 2002 г. месячные объемы торгов стали минимальными с весны 1999 г., когда рынок только начал функционировать после кризиса 1998 г. Повышение интереса к ГКО–ОФЗ к середине 2002 г. объяснялось снижением текущих темпов инфляции, что сделало инвестиции в облигации при текущих процентных ставках привлекательными, увеличением Министерством финансов РФ объема доразмещений долговых обязательств (в отдельные дни на доразмещения приходилось до 50% всего оборота вторичного рынка), а также появлением в апреле нового крупного игрока на рынке – Пенсионного фонда РФ. На конец 2002 г. объем государственного внутреннего долга, оформленного в виде ценных бумаг, составил 654,7 млрд руб., т.е. около 6% ВВП, при этом основная сумма долга (до 90%) состояла из облигаций федерального займа, а доля краткосрочных государственных облигаций не превышала 3%.

**В 2003 г.** тенденция к снижению доходности на рынке рублевого государственного долга сохранилась: за год доходность снизилась приблизительно на 5 п.п. – с 12 до 7–8% годовых, достигая в отдельные моменты отметки в 5% в годовом исчислении. Падение доходности происходило на фоне существенного роста активности инвесторов по сравнению с предыдущим годом. Так, суммарный оборот торгов рынка ГКО–ОФЗ в 2003 г. составил около 243,16 млрд руб.,

превысив приблизительно в 1,9 раза оборот торгов в 2002 г. Кроме того, более высокого уровня достигли и средненедельные показатели – 4,67 млрд руб. в 2003 г. по сравнению с 2,53 млрд руб. годом ранее. С января по июнь 2003 г. доходность опустилась до минимального с начала года значения, при этом объем торгов на рынке находился на более высоком уровне по отношению ко второй половине года. На протяжении первой половины года относительно высокий спрос на рынке стимулировался значительным объемом рублевой ликвидности в банковском секторе, а также заявлением ЦБ РФ в феврале о необходимости выравнивания уровня доходности на рынке внешнего и внутреннего долга.

Арест главы компании НК «ЮКОС» в июле 2003 г. оказал неблагоприятное влияние на настроения инвесторов, которые оценили происходящее как рост политических рисков, что автоматически отразилось на динамике всех сегментов отечественного финансового рынка и, в частности, рынка ГКО-ОФЗ. 8 октября на рынке сформировался мощный повышательный тренд, обусловленный неожиданным присвоением России международным рейтинговым агентством Moody's инвестиционного рейтинга, а через две недели на рынке возникло значительное понижательное давление на котировки под влиянием возросшей политической нестабильности в «деле «ЮКОСа». Вместе с тем влияние рейтинга оказалось все же сильнее, и снижение котировок в конце месяца не позволило нивелировать его положительный эффект. В декабре основное влияние на рынок оказывали экономические факторы (ликвидность в банковском секторе, укрепление рубля по отношению к доллару, стабильные макроэкономические показатели), а также устранение неопределенности, связанной с результатами парламентских выборов. По итогам 2003 г. 97,8% государственного внутреннего долга было представлено в виде облигаций федерального займа.

**В 2004 г.**, в отличие от предыдущего года, динамика котировок государственных рублевых облигаций была более волатильной. Средневзвешенная доходность торгуемых выпусков по результатам года снизилась всего лишь с 7,5 до 7,08% годовых. Вместе с тем волатильность рынка в течение года была довольно значительной:

средневзвешенная доходность колебалась в диапазоне от 4 до 9% годовых. Активность инвесторов в 2004 г. заметно выросла относительно показателей 2003 г. Так, суммарный оборот торгов рынка ГКО-ОФЗ в 2004 г. составил около 350,8 млрд руб. против 243,8 млрд руб. в 2003 г. В январе–феврале рынок находился под воздействием двух основных факторов: избыточной ликвидности в банковском секторе и заметного укрепления курса рубля по отношению к доллару. Определенное влияние на рынок оказало и заявление Минфина РФ относительно программы внутренних заимствований на 2004 г., предусматривающей более чем 5-кратное увеличение предложения бумаг по сравнению с показателями 2003 г.

В феврале 2004 г. на рынке государственного долга наблюдалось увеличение первичного предложения с премией ко вторичному рынку, что способствовало успешному завершению аукционов, несмотря на умеренный спрос. После переизбрания В. Путина на второй срок в марте рост цен на рынке возобновился, что было обусловлено увеличением спроса на рублевые активы со стороны нерезидентов, которые повысили лимиты на рублевые инструменты. Определенное негативное влияние на рынок во второй половине года оказали события вокруг Сodbизнесбанка и банка «Кредиттраст», а также сделка по приобретению Внешторгбанком Гута-банка и дальнейшее развитие событий вокруг «ЮКОСа». Спрос на размещаемые бумаги в ноябре был в значительной степени обусловлен повышением рейтинговым агентством Fitch кредитного рейтинга России до инвестиционного уровня «BBB–» с «BB+» с прогнозом рейтинга «стабильный». По итогам 2004 г. 99,99% государственного внутреннего долга было представлено в виде облигаций федерального займа.

**В 2005 г.** на рынке рублевого государственного долга вновь было зафиксировано заметное снижение средневзвешенной доходности торгуемых выпусков. Так, на момент закрытия торгов 23 декабря 2005 г. средневзвешенная доходность составляла 6,49% годовых против 7,18% годовых на начало 2005 г. При этом снижение доходности в отдельные периоды, особенно на протяжении первой половины года, сопровождалось повышенной волатильностью, а актив-

ность инвесторов в 2005 г. практически не изменилась по сравнению с показателями за 2004 г.

Определенную поддержку рынку в течение года оказывали:

- повышение в конце января рейтинговым агентством S&P's суверенного рейтинга России до инвестиционного уровня, что в значительной степени, согласно официальным комментариям, было обусловлено благоприятной ситуацией с внешней ликвидностью и состоянием государственных финансов;
- досрочное погашение Россией долга перед МВФ в размере 3,3 млрд долл.;
- заявление Минфина РФ относительно программы внутренних заимствований на 2005 г., предусматривающей некоторое увеличение предложения бумаг по сравнению с показателями 2004 г. (чистое привлечение в объеме около 125 млрд руб. против 96 млрд руб. годом ранее).

Негативным фактором для рынка в феврале стали результаты переговоров России с представителями Парижского клуба, не только отказавшимися дисконтировать объем долга, который предполагалось досрочно погасить, но и потребовавшими премию за досрочное погашение части долга. Положительно рынок воспринял заявление представителей ЦБ РФ в марте о том, что для достижения целевых показателей по инфляции в 8,5–10% денежные власти готовы допустить укрепление курса рубля на большую величину, чем это планировалось ранее (8% за год). Заметное улучшение рыночной конъюнктуры в августе было обусловлено долгосрочным погашением части долга России Парижскому клубу кредиторов, а также повышением рейтинговым агентством Fitch суверенного рейтинга России. Важным событием для рынка с фундаментальной точки зрения стало повышение агентством Moody's суверенного рейтинга России в октябре еще на одну ступень – до уровня «Ваа2». Повышение суверенного рейтинга РФ в декабре наиболее консервативным рейтинговым агентством S&P's с «BBB–» до «BBB» также оказало определенную поддержку котировкам.

**В 2006 г.** уровень доходности на рынке рублевого государственного долга стабилизировался, и в день закрытия торгов – 29 декабря

2006 г. – средневзвешенная доходность составила 6,39% годовых против 6,42% годовых на начало 2006 г. При этом вплоть до июля ситуация на рынке оставалась достаточно стабильной, тогда как на протяжении второй половины года волатильность несколько возросла. Активность инвесторов в 2006 г. несколько снизилась по сравнению с показателями за 2005 г. При этом на фоне некоторого снижения суммарного оборота по итогам 2006 г. наблюдалось снижение и средненедельных показателей, которые составили около 6,5 млрд руб. против 6,9 млрд руб. в 2005 г.

Одним из значимых событий, оказавших влияние на рынок государственного долга в течение года, стало одобрение в январе правительством программы внутренних заимствований на 2006 г., в соответствии с которой общий объем ОФЗ был запланирован на уровне 186 млрд руб. (на 2005 г. объем внутренних заимствований прогнозировался на уровне 258,9 млрд руб., тогда как фактически было размещено бумаг на 182,3 млрд руб.). Затем состоялось совещание участников рынка, организованное Минфином РФ и ММВБ при участии Национальной фондовой ассоциации, на котором Минфин подтвердил приверженность политике, направленной на развитие рынка внутренних заимствований за счет выпуска 3-, 5-, 10- и 15-летних ОФЗ. При этом также было заявлено о готовности отказаться от практики искусственного завышения доходности по размещаемым бумагам, которая может оказаться даже ниже заложенной в федеральный бюджет. Кроме того, в марте в целях снижения инфляционных ожиданий МЭРТом была осуществлена коррекция целевых показателей потребительских цен до 8–9%, а также предложен правительством перечень антиинфляционных мер для сдерживания относительно более высокого, чем предполагалось ранее, роста цен в экономике. Поддержку рынку также оказала информация в июне о полном погашении долга РФ перед Парижским клубом кредиторов. В качестве дополнительного фактора стабилизации рынка рублевого государственного долга с июля можно рассматривать либерализацию валютного законодательства РФ. В сентябре свою роль сыграл факт повышения суверенного рейтинга РФ. Определенное влияние на соотношение спроса и предложения в октябре оказали коммента-

рии ряда официальных лиц о неблагоприятном влиянии чрезмерного укрепления рубля на экономику РФ. В частности, министр финансов РФ заявил, что дальнейшее укрепление рубля негативно скажется на российской экономике и может привести к девальвации рубля после 2009 г.

**В 2007 г.** ситуация на рынке характеризовалась невысокой волатильностью, оставаясь в целом достаточно стабильной, и средне-взвешенная доходность находилась в пределах от 5,9 до 6,6% годовых. Активность инвесторов в 2007 г. существенно увеличилась по сравнению с показателями за 2006 г. и в том числе отразилась на повышении показателей максимального оборота торгов по сравнению с 2006 г. Среди основных событий, оказавших влияние на рынок в течение года, кроме существенных факторов внешнего фона, следует отметить:

- решение ЦБ РФ в начале февраля об изменении состава бивалютной корзины – увеличении доли европейской валюты, что автоматически привело к заметному номинальному укреплению рубля по отношению к доллару США;
- сообщения Минфина РФ в мае о намерении разместить в ближайшее время значительный объем облигаций, способствовавших увеличению доходности рублевых облигаций;
- а также предпринятые действия ЦБ РФ во второй половине года в целях улучшения ситуации с ликвидностью, в частности, объявление ЦБ РФ в ноябре о начале проведения сессии прямого РЕПО под фиксированную ставку 8% на день, что позволило банкам привлекать средства не только на аукционах, но и в течение дня.

**В 2008 г.** на рынке рублевого государственного долга в целом наблюдалась восходящая динамика средневзвешенной доходности. Так, по данным на закрытие торгов 31 декабря 2008 г., средневзвешенная доходность возросла в 1,5 раза – до 9,46% годовых против 6,14% годовых на начало 2008 г. При этом вплоть до сентября ситуация на рынке оставалась достаточно стабильной, тогда как на протяжении последних четырех месяцев волатильность резко возросла. Если до сентября средневзвешенная доходность колебалась в

среднем от 5,96 до 6,87% годовых и характеризовалась постепенным повышением доходности, то в сентябре–декабре диапазон изменения сильно расширился, составив 7,33–13,72% годовых, и характеризовался как резкими снижениями доходности, так и ее сильным ростом.

Отдельно отметим, что активность инвесторов в 2008 г. существенно уменьшилась по сравнению с показателями за 2007 г. Так, суммарный оборот торгов рынка ГКО-ОФЗ в 2008 г. составил около 584,36 млрд руб. против 1 405,13 млрд руб. в 2007 г. Таким образом, рынок «упал» за этот период почти в 2,5 раза в номинальном выражении.

В мае на рынке преобладали негативные тенденции. Усиление неблагоприятных инфляционных ожиданий, а также негативная конъюнктура на ведущих мировых площадках на фоне корпоративных новостей международных компаний о списании убытков в I квартале 2008 г. способствовали умеренно понижательной динамике доходностей рублевых облигаций и снижению активности на вторичном рынке. Однако к середине месяца скорость падения котировок сбавилась отчасти вследствие повышения ЦБ РФ ставки рефинансирования. В начале третьей недели мая рынок продолжил снижение вслед за американскими облигациями и российскими еврооблигациями, но к концу месяца ситуация стабилизировалась, и котировкам удалось частично восстановиться.

На протяжении следующих двух месяцев ситуация на рынке стабилизировалась, что было обусловлено улучшением ситуации с ликвидностью, действиями ЦБ РФ по принятию ряда антиинфляционных мер (в том числе по увеличению ЦБ РФ объема валютных интервенций и повышению ставки рефинансирования и ставки однодневного РЕПО), а также укреплением рубля по отношению к доллару США. В июне значительная часть операций инвесторов сместилась на первичный рынок, вследствие чего активность на вторичном рынке сократилась, а в результате существенного уменьшения предложения государственных ценных бумаг по сравнению с маем спрос на размещаемые бумаги на первичном рынке превысил предложение, что способствовало размещению практически всего

предложенного объема бумаг. Однако в июле, несмотря на то что по размещенным на аукционах выпускам ОФЗ Министерство финансов предоставило премию к их доходности на вторичном рынке, интерес инвесторов к первичному рынку ОФЗ значительно снизился, и объем размещения составил всего 43% планируемого объема выпуска.

В августе рынок рублевых облигаций также показал растущую динамику доходностей, но скорость роста немного увеличилась, а средневзвешенный оборот снизился по сравнению с предыдущими месяцами на фоне негативной внешней и внутренней конъюнктуры рынков и снижения уровня инфляции в Российской Федерации. Так, по итогам месяца средневзвешенная доходность выросла с 6,5 до 6,81% годовых. При этом объем предложения государственных ценных бумаг остался на уровне предыдущего месяца, из которого было размещено около 60%.

В сентябре ситуация на российском фондовом рынке ухудшилась на фоне углубления мирового финансового кризиса. Котировки резко упали под давлением внешних факторов вкуче со значительным ухудшением рублевой ликвидности в банковском секторе, что негативно отразилось на активности участников на первичном рынке внутреннего облигационного долга. Из-за отсутствия спроса на гособлигации по предложенной доходности несколько объявленных Минфином России аукционов были отменены или признаны несостоявшимися. В итоге в сентябре состоялся только один аукцион. При средневзвешенной доходности на уровне 8,37% годовых и с учетом премии к вторичному рынку объем размещения составил более 75% планируемого объема. Вместе с тем в это время рынок рублевого государственного долга характеризовался резко повышающейся динамикой доходности: средневзвешенная доходность выросла почти на 3% – до 9,72% годовых. Более того, с целью обеспечить себе необходимый уровень ликвидности российские банки также стремились продавать бумаги, что оказывало дополнительное давление на рынок.

На протяжении первой недели октября доходность в рамках коррекции существенно упала – до уровня 7,5% годовых. Начиная со второй недели октября и до конца месяца российские рублевые об-

лигации опять продемонстрировали резко повышательную динамику доходностей (до 10,9% годовых) вследствие уменьшения спроса на рынке государственных облигаций на фоне продолжающегося обвала российского рынка акций в связи, с одной стороны, с негативными внешними новостями, а с другой – с усилившимся кризисом ликвидности и дефицитом платежеспособности, несмотря на ряд принятых правительством антикризисных мер по поддержке банковского сектора и фондового рынка. При этом в октябре, как и месяцем ранее, состоялся только один аукцион по размещению ОФЗ. Из выпуска объемом 9,57 млрд руб. было размещено всего 0,25 млрд руб., размещение происходило с дисконтом к доходности на вторичном рынке. Кроме того, ввиду несостоявшихся в сентябре аукционов Минфин России решил приостановить до конца 2008 г. проведение аукционов по размещению ОФЗ.

Аналогичные тенденции по динамике доходности наблюдались на рынке рублевого долга и в течение ноября. После значительного увеличения доходности в предыдущем месяце на протяжении первой недели ноября наблюдалось падение доходности на 2% в рамках технической коррекции. В дальнейшем тренд опять сменился на резко возрастающий, и к концу месяца доходность достигала 11% годовых. В течение ноября сохранялись сильный дефицит рублевой ликвидности и негативные инфляционные тенденции. В целях сглаживания ситуации ЦБ РФ повысил ставку рефинансирования, а также продолжил предоставление посредством операций рефинансирования денежных средств банковскому сектору. Аукционы по размещению ОФЗ в ноябре не проводились.

В декабре российские рублевые облигации демонстрировали разнонаправленную динамику доходностей на фоне негативной внешней конъюнктуры, сохранения острого дефицита рублевой банковской ликвидности и принятых правительством РФ антикризисных мер. Однако валютная политика ЦБ РФ на ослабление курса рубля и повышение ключевых ставок не способствовала повышению инвестиционной привлекательности государственных облигаций, в связи с чем ликвидность рынка государственных облигаций находилась на низком уровне, а оборот вторичного рынка ОФЗ сократился почти в

3 раза. Аукционы по размещению ОФЗ в декабре, как и месяцем ранее, не проводились.

\* \* \*

В данном разделе мы представили общую картину развития ситуации на рынке внутреннего государственного долга РФ в 1999–2008 гг. В качестве наиболее характерных тенденций на рынке в этот период можно выделить следующие:

1) в условиях устойчивого профицита федерального бюджета потребность в привлечении дополнительных средств в бюджет отсутствовала, поэтому рынок внутреннего долга в реальном выражении значительно сократился. Рост объема рублевого долга в номинальном выражении был вызван на начальном этапе политикой замещения внешнего долга внутренним, а впоследствии – эмиссией долговых обязательств для инвестирования пенсионных накоплений;

2) значительное снижение и стабилизация на крайне низком уровне номинальной средневзвешенной доходности по облигациям. При этом реальные доходности практически на всем рассматриваемом периоде, за исключением 1999–2000 гг., находились в отрицательной зоне;

3) объем торгов оставался на достаточно низком (относительно общей суммы долга) уровне, однако волатильность данного показателя нарастала, что было связано с расширением операций с облигациями как средства регулирования объема ликвидности у банков.

Далее в работе будет проведен подробный анализ динамики временной структуры процентных ставок по облигациям. Однако, прежде чем перейти к такому анализу, мы кратко рассмотрим основные понятия и положения теории временной структуры процентных ставок, а также гипотезы, объясняющие вид и изменения временной структуры, которые будут проверяться эмпирически на данных по рынку ГКО–ОФЗ в 2000–2008 гг.

## 2. Гипотезы и модели, объясняющие поведение временной структуры процентных ставок

В данном разделе нами будут рассмотрены основные гипотезы, объясняющие форму и изменения временной структуры процентных ставок, а также теоретические модели, связывающие изменение макроэкономических факторов с движением кривой доходности по облигациям. Рассмотренные гипотезы и модели лягут в основу эмпирического раздела нашего исследования (см. раздел 3).

Введем ряд определений, которые в дальнейшем будут использоваться в нашей работе.

Дисконтная облигация – ценная бумага, доход по которой определяется за счет разницы (дисконта) между ценой покупки (размещения) облигации и ее номиналом, уплачиваемым при погашении.

Дата погашения (*maturity*) – установленная при выпуске (размещении) облигации дата выплаты номинала облигации,  $T$ .

Срок до погашения (*term, time to maturity*), или дюрация (*duration*), – временной интервал от текущей даты до даты погашения данной облигации,  $m = T - t$ .

В каждый момент времени  $t$  дисконтная облигация с датой погашения  $T$  (со сроком до погашения  $m$ ) имеет рыночную цену  $p(t, T)$ , или  $p(t, m)$ , которая определяется в результате достижения равновесия между спросом и предложением. Если принять номинал облигации за единицу, то, очевидно, в любой момент времени  $t' < T$  цена облигации  $p(t, T) < 1$  и постепенно увеличивается по мере приближения даты погашения. В этом случае доходность к погашению (*yield to maturity*) равна темпу роста цены облигации от текущего уровня до единицы к дате погашения.

Отсюда следует, что цена облигации в каждый момент времени  $t'$ ,  $t \leq t' \leq T$ , должна определяться из условия

$$p(t \odot, T) = p(t, T)e^{(t \odot - t)r(t, T)},$$

где  $r(t, T)$  – доходность к погашению (ставка процента) в момент  $t$  дисконтной облигации с датой погашения  $T$ . Приравняв цену обли-

гации в момент погашения к единице, т.е.  $p(t' = T, T) = 1$ , мы получаем:

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

В данной форме записи доходность к погашению будем называть спот-ставкой (*spot-rate*) по облигации.

В каждый момент времени на рынке наблюдается множество спот-ставок по облигациям с различными датами погашения (сроками до погашения).

Временной структурой процентных ставок (*term structure of interest rates*) называется функция, связывающая доходность к погашению каждой из облигаций с ее сроком до погашения, т.е.  $r(t, m) = F(t, m)$ , или

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

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

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

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

Форвардная ставка (*forward rate*) – неявная (*implicit*) ставка, определяемая на основе наблюдаемой временной структуры процентных ставок. Форвардная ставка на будущий период  $n = T - t'$  равна ставке, вычисляемой в момент  $t$  на основе спот-ставок по облигаци-

ям со сроками до погашения  $t'$  и  $T$ , и рассчитывается по следующей формуле (для дисконтных облигаций):

$$f(t, t', T) = \frac{(T - t)r(t, T) - (t' - t)r(t, t')}{T - t'}. \quad (2.1)$$

Предел (2.1) при  $t'$ , стремящемся к  $T$ , обозначается  $f(t, T)$  и называется мгновенной форвардной ставкой (*instantaneous forward rate*):

$$f(t, T) = r(t, T) + (T - t) \frac{\partial r(t, T)}{\partial T},$$

или

$$f(t, m) = r(t, m) + m \frac{\partial r(t, m)}{\partial m}. \quad (2.2)$$

Решив дифференциальное уравнение (2.2), мы находим, что форвардная ставка  $f(t, t', T)$  равна среднему мгновенных форвардных ставок за период  $[t', T]$ :

$$f(t, t', T) = \frac{1}{T - t'} \int_{t'}^T f(t, s) ds.$$

В то же время форвардная ставка может быть определена как

$$f(t, t + m - 1, T) = \ln \left[ \frac{p(t, m - 1)}{p(t, m)} \right],$$

что эквивалентно

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

Таким образом, спот-ставка равна среднему форвардных ставок за период до погашения облигации.

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

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

где  $E_t$  – оператор математического ожидания.

## 2.1. Гипотезы, объясняющие временную структуру процентных ставок

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

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

Чистая гипотеза ожиданий утверждает, что долгосрочные процентные ставки равны среднему от ожидаемых краткосрочных процентных ставок. В первоначальном виде гипотеза ожиданий предполагала совершенное предвидение (*perfect foresight*) и нейтральность инвесторов по отношению к риску (*risk neutrality*)<sup>1</sup>.

Однако многие исследователи (например, (*Stiglitz, 1970; LeRoy, 1982*)), указывали, что в таком виде гипотеза ожиданий противоречила ряду требований к общепринятому к началу 70-х годов представлению динамики цен в виде стохастических процессов. В частности, не могло быть выполнено условие неравенства Дженсена (*Jensen's inequality (Shiller, 1990)*). Развитие теории рациональных ожиданий (*Muth, 1961; Lucas, 1972; Sargent, Wallace, 1975*) позволило преодолеть возникшее противоречие. С этого времени гипотеза ожиданий для временной структуры предполагала наличие ненулевой премии в зависимости от срока до погашения. Гипотеза рациио-

---

<sup>1</sup> Данный подход был развит в работах (*Meiselman, 1962; Malkiel, 1966; Bierwag, Grove, 1967*) и др.

нальных ожиданий применительно к временной структуре процентных ставок вошла в большинство учебников по теории финансов, макроэкономике и денежной теории под названием, собственно, гипотезы ожиданий (например, (*Sargent, 1987; Brealey, Myers, 1991; Romer, 1996; Cuthbertson, 1996; Mishkin, 1997; Шарп, Александер, Бэйли, 1998*)).

Согласно данной гипотезе ожидаемая избыточная доходность (премия за срок) равна постоянной величине, одинаковой для облигаций со всеми сроками до погашения,

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

т.е. форвардная премия за срок постоянна и одинакова для всех сроков до погашения<sup>1</sup>:

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

Оба вида гипотезы ожиданий обладают рядом свойств, позволяющих объяснить форму наблюдаемых кривых доходности.

Во-первых, они объясняют, почему доходности облигаций с различными сроками до погашения изменяются однонаправленно. Если рост краткосрочных процентных ставок сегодня воспринимается как долгосрочное повышение уровня процента, то сохраняются ожидания их роста и в будущем. Ожидаемое повышение краткосрочных ставок вызывает рост долгосрочных ставок в текущем периоде. Таким образом, краткосрочные и долгосрочные ставки движутся однонаправленно.

Во-вторых, гипотезы ожиданий объясняют, почему кривая доходности имеет положительный наклон, когда краткосрочные ставки низки, и отрицательный наклон, когда краткосрочные ставки высоки. Если краткосрочные ставки низки (ниже долгосрочного среднего уровня), то экономические агенты ожидают их роста, если высоки (выше долгосрочного среднего уровня) – снижения. Таким об-

---

<sup>1</sup> Форвардную ставку в этом случае можно определить как мартингал со сдвигом, равным  $\Phi$ .

разом, долгосрочные ставки, равные среднему текущих и будущих краткосрочных ставок, оказываются выше или ниже доходности коротких облигаций.

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

Однако гипотезы ожиданий не могут объяснить тот факт, что кривая доходности имеет преимущественно положительный наклон. В этом случае, согласно гипотезе, краткосрочные процентные ставки чаще находятся ниже долгосрочного среднего уровня. Кроме того, в соответствии с приведенными выше формулировками обоих типов гипотезы ожиданий кривая доходности должна стремиться к горизонтальной прямой (премия за срок одинакова для всех облигаций), что на практике наблюдается редко.

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

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

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

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

$$\Phi(m) > \Phi(m-1) > \Phi(m-2) > \dots$$

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

Дальнейшее развитие гипотезы было направлено на изучение свойств премии: является ли премия постоянной (*constant term premium*) либо она изменяется под воздействием других факторов (*time-varying term premium*).

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

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

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

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

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

Гипотеза сегментации рынков (*market segmentation hypothesis*) основывается на предположении о том, что различные инвесторы могут иметь различные предпочтения относительно желаемых сроков инвестирования либо принуждены законодательно осуществлять вложения в облигации с определенными сроками до погашения<sup>1</sup>. В таком случае, вероятно, существуют несколько отдельных рынков для бумаг с различными сроками до погашения, и цены облигаций устанавливаются в зависимости от спроса и предложения на каждом из рынков. При этом вследствие разного рода ограничений арбитраж между такими рынками невозможен, и облигации с различными сроками до погашения не могут выступать как субституты при инвестировании на какой-либо период времени.

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

---

<sup>1</sup> Например, на рынке можно выделить группу мелких инвесторов, рыночных спекулянтов, финансовых менеджеров, управляющих свободными средствами фирм, и группу институциональных инвесторов (взаимные и пенсионные фонды). Участники первой группы предпочитают краткосрочные бумаги, поскольку они имеют более высокие предпочтения ликвидности, а представители второй группы инвестируют преимущественно в долгосрочные бумаги, так как это гарантирует им стабильный и более высокий доход на протяжении длительного периода.

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

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

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

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

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

Еще одной гипотезой, объясняющей вид кривой доходности, является так называемая теория предпочитаемой среды. Впервые она была выдвинута в статье (*Modigliani, Sutch, 1966*).

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

одинаковую форвардную премию за срок. По своим объясняющим свойствам теория предпочитаемой среды близка гипотезе сегментации рынков.

## **2.2. Макроэкономические подходы к анализу временной структуры процентных ставок**

Макроэкономические подходы к анализу временной структуры процентных ставок направлены на изучение эффектов денежно-кредитной и фискальной политики в рамках стандартных макроэкономических теорий – неокейнсианства и неоклассики. Основное внимание уделяется различиям в реакции на действия государства в динамике краткосрочных и долгосрочных ставок. Такие модели не описывают движение всей кривой доходности, в них разделяются только краткосрочные и долгосрочные ставки.

**Модель Бланшара.** Бланшар (*Blanchard, 1981*) рассматривает неокейнсианскую модель закрытой экономики в рамках подхода IS-LM с постоянным объемом капитала<sup>1</sup>. В такой экономике существуют один вид блага и четыре вида рыночных активов: акции (представляют капитал), частные краткосрочные и долгосрочные облигации и деньги.

*Равновесие на рынке товаров.* Предположим, что существует три основных фактора, определяющих текущие потребительские расходы. Во-первых, изменение цен акций на фондовом рынке. Поскольку акции представляют собой часть богатства, изменение их стоимости влияет на текущее потребление, а соотношение их цены и восстановительной стоимости капитала корпораций – на инвестиционные решения (см. (*Tobin, 1978*)). Во-вторых, текущий доход, влияние которого в условиях ограничения на ликвидность не зависит от богатства. В-третьих, фискальная политика – как через государственные расходы, так и через налоги.

Таким образом, планируемые расходы могут быть выражены в следующем виде:

---

<sup>1</sup> Иными словами, инвестиции осуществляются в объеме, необходимом для замены выбывающего капитала.

$$e = aq + \beta y + g$$

$$\beta \in [0,1)$$

где  $e$  – планируемые расходы;  $q$  – капитализация фондового рынка;  $y$  – текущий доход;  $g$  – государственные расходы. Все величины даны в реальном выражении.

Объем выпуска и планируемые расходы со временем приходят в равновесие ( $\sigma$  – коэффициент «настройки»):

$$\dot{y} = \sigma(e - y) = \sigma(aq + by + g)$$

$$\sigma > 1, \tag{2.3}$$

$$b \equiv \beta - 1 < 0$$

Из (2.3) следует, что, во-первых, до тех пор, пока выпуск не отреагировал на увеличение спроса, происходит уменьшение товарных запасов; во-вторых, хотя фактические текущие расходы всегда равны выпуску, планируемые расходы могут отличаться от текущего выпуска.

*Равновесие на рынке финансовых активов.* Все три неденежных актива рассматриваются как совершенные субституты. Следовательно, благодаря возможности арбитража и отсутствию риска они имеют одну и ту же доходность в краткосрочном периоде. Последняя, в свою очередь, должна быть такой, чтобы экономические агенты были согласны на имеющуюся долю денег в своих портфелях. Портфельный баланс характеризуется обычным соотношением LM:

$$m - p = \tilde{c}y - \tilde{h}i,$$

$$\tilde{c} > 0, \tilde{h} > 0$$

Или

$$i = cy - h(m - p), \tag{2.4}$$

где  $i$  – краткосрочный номинальный процент;  $m$  и  $p$  – логарифмы номинальной денежной массы и уровня цен.

Краткосрочная реальная процентная ставка определяется как

$$r^* = i - \dot{p}^*, \quad (2.5)$$

где (\*) обозначает ожидания, а  $\dot{p}^*$  – ожидаемый уровень инфляции.

*Арбитраж между краткосрочными и долгосрочными облигациями.* Долгосрочные облигации представлены дисконтными ценными бумагами с доходностью  $I$  и ценой  $1/I$ . Ожидаемая доходность данного вида бумаг в краткосрочном периоде равна сумме доходности и ожидаемого номинального капитального прироста:

$$I \left( 1 + \frac{d}{dt} \left( \frac{1}{I} \right) \right) = I - \dot{I}^* / I.$$

Поскольку арбитраж допускается:

$$I - \dot{I}^* / I = i \quad (2.6)$$

Из уравнения 2.6 следует, что  $\dot{I}^* / I = I - i$ . Таким образом, если доходность долгосрочной облигации  $I$  выше доходности краткосрочной облигации  $i$ , инвесторам следует ожидать капитальных потерь по долгосрочной облигации, т.е. роста долгосрочной процентной ставки. Бланшар обозначает долгосрочную реальную ставку процента  $R$  и определяет ее аналогично уравнению (2.6):

$$r^* = R - \dot{R}^* / R. \quad (2.7)$$

*Арбитраж между краткосрочными облигациями и акциями.* Если  $q$  обозначает капитализацию фондового рынка в реальном выражении, ожидаемая реальная доходность от акций равна  $\dot{q}^* / q + \pi / q$ , где  $\pi$  – реальная прибыль корпораций. Последняя, в свою очередь, предполагается как возрастающая линейная функция от выпуска:

$$\pi = \alpha_0 + \alpha_1 y$$

$$\alpha_1 > 0$$

Возможность арбитража между краткосрочными облигациями и акциями означает, что

$$\frac{\dot{q}^*}{q} + \frac{\alpha_0 + \alpha_1 y}{q} = r^*. \quad (2.8)$$

Уравнения (2.3)–(2.8) описывают выпуск, фондовый рынок и процентные ставки как функции от переменных, характеризующих экономическую политику,  $m$  и  $g$ , ожидания,  $\dot{q}^*$  и  $\dot{p}^*$ , и уровень цен,  $p$ . Данная система рекурсивна: долгосрочные ставки определяются уравнениями (2.8) и (2.9), но отсутствуют в других уравнениях. Связующим звеном между рынками финансовых активов и товаров является капитализация фондового рынка (согласно гипотезе Тобина – см. (Tobin, 1978)). Мы предполагаем, что ожидания экономических агентов рациональны, таким образом, для их описания нам достаточно одного уравнения, характеризующего динамику уровня цен  $p$ .

*Решение системы для случая жестких цен.* В предположении о жесткости цен отсутствуют наблюдаемая и ожидаемая инфляция, номинальные и реальные процентные ставки равны, система сокращается до четырех уравнений (2.3), (2.4), (2.7) и (2.8). При этом в уравнении (2.4) номинальная краткосрочная ставка заменяется реальной ставкой, временная структура процентных ставок описывается уравнением (2.7).

В устойчивом равновесном статическом состоянии  $\dot{y} = 0$ . Следовательно, выпуск, равный планируемому расходу, зависит от ситуации на фондовом рынке и уровня государственных расходов:

дов:  $y = \frac{a}{b} q + \frac{1}{b} g$ . Фондовый рынок (при  $\dot{q} = \dot{q}^* = 0$ ) определяется

как  $q = \frac{\pi}{r} = \frac{\alpha_0 + \alpha_1 y}{cy - h(m - p)}$ . Капитализация фондового рынка равна

отношению прибыли в устойчивом равновесном состоянии к равновесной процентной ставке. Обе функции (прибыли и процента) являются возрастающими функциями от выпуска: прибыль прямо пропорциональна объему выпуска, а процент повышается благодаря росту трансакционного спроса на деньги при увеличении выпуска. Следовательно, влияние выпуска на фондовый рынок неоднозначно. Если значение капитализации фондового рынка в равновесном устойчивом состоянии обозначить как  $\bar{q}$ , то при  $(c\bar{q} - \alpha_1) > 0$  влияние процентной ставки будет доминировать, и рост выпуска приведет к спаду на фондовом рынке. В противоположном случае преобладают ожидания относительно прибыли, и рынок начнет расти с увеличением выпуска.

Мы не будем представлять фазовые диаграммы динамического решения и остановимся только на поведении временной структуры процентных ставок при изменениях переменных, характеризующих денежную и фискальную политику государства.

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

При непредвиденном расширении денежного предложения в момент  $t_0$  краткосрочные процентные ставки резко упадут для поддержания новой доли денег в портфелях экономических агентов (см. *рис. 2.1*). Долгосрочные ставки также упадут, однако они снизятся в меньшей степени, так как в будущем ожидаются рост выпуска и соответственно рост спроса на деньги. Кривая доходности будет иметь положительный наклон. Через некоторое время объем выпуска и планируемые расходы придут в равновесие, краткосрочные и долгосрочные процентные ставки также сравняются на новом уровне, более низком, чем при предыдущем равновесии, но более высоком, чем первоначальный скачок ставок вниз в момент денежной экспансии.

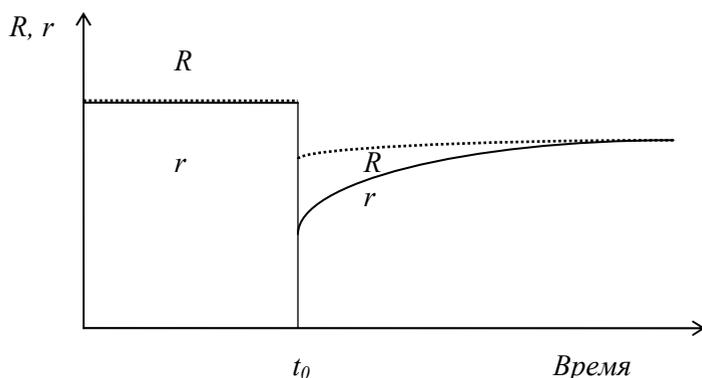


Рис. 2.1

При ожидаемом расширении денежной массы изменение кривой доходности будет отличным от рассмотренного выше (см. рис. 2.2). Допустим, в момент  $t_0$  было объявлено, что денежная масса увеличится в последующий момент  $t_1$ . Объявление об увеличении денежного предложения приведет к подъему фондового рынка в ожидании низких процентных ставок и роста прибыли. Увеличение стоимости акций вызовет рост расходов (благодаря эффекту богатства). Следовательно, выпуск начнет расти еще до фактического расширения денежного предложения. Однако, поскольку денежная масса еще не изменилась, краткосрочные процентные ставки увеличатся, в то время как долгосрочные ставки начнут понижаться в ожидании будущего снижения процента. В это время кривая доходности приобретает отрицательный наклон. После момента расширения денежной массы поведение всей временной структуры процентных ставок аналогично случаю непредвиденной денежной экспансии.

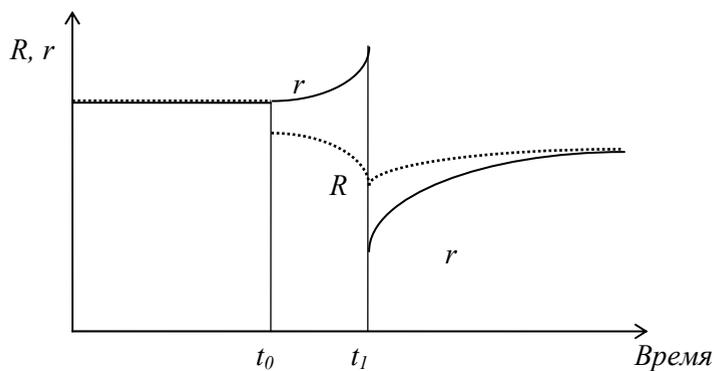


Рис. 2.2

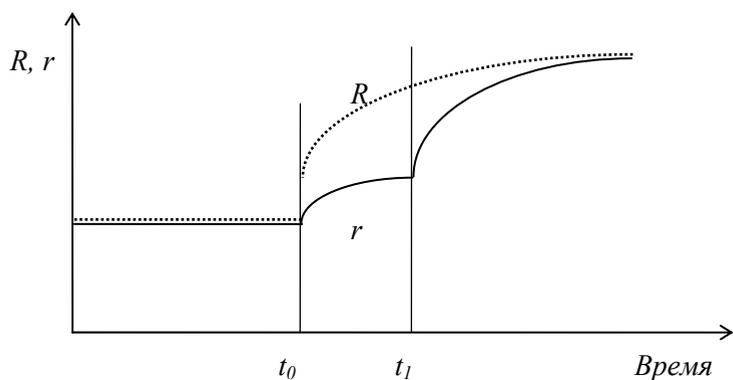
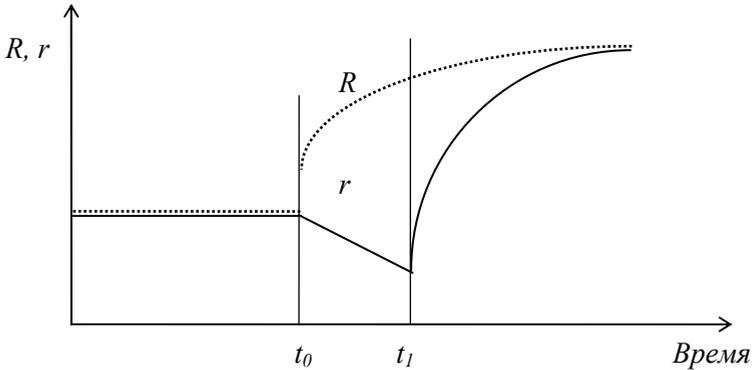


Рис. 2.3

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

Рассмотрим динамику изменения временной структуры для случая ожидаемого увеличения государственных расходов, поскольку это наиболее часто встречающийся сценарий проведения фискальной политики.

Здесь различаются два возможных варианта в зависимости от соотношения  $(c\bar{q} - \alpha_1)$  в модели: 1) при доминирующем росте прибыли и подъеме фондового рынка (см. *рис. 2.3*); 2) при доминирующем увеличении уровня процента и снижении цен акций (см. *рис. 2.4*).



*Рис. 2.4*

В первом случае (*рис. 2.3*) из-за роста выпуска ожидаемый рост прибыли перекрывает ожидания увеличения уровня процента, и капитализация фондового рынка растет. В свою очередь, ожидания увеличения выпуска и уровня процента приводят к скачку вверх долгосрочных процентных ставок, в то время как краткосрочные ставки медленно растут по мере увеличения спроса на деньги.

Во втором случае (*рис. 2.4*) в момент объявления об увеличении государственных расходов фондовый рынок падает, поскольку эффект от ожидаемого роста процентных ставок превышает ожидания увеличения прибыли. В период времени между объявлением о намерениях и изменением фискальной политики выпуск снижается, так как частные расходы сократились в результате эффекта богатства

(реакция на снижение стоимости акций), а государственные – остались пока без изменений. Спрос на деньги и краткосрочные процентные ставки падают до момента  $t_1$ . Долгосрочные ставки, однако, повышаются в ожидании будущего повышения уровня процента. После увеличения государственных расходов выпуск начинает расти, а вместе с ним – и краткосрочные ставки. Кривая доходности имеет положительный наклон на протяжении всего периода.

*Решение для случая гибких цен.* Если цены совершенно гибкие, то изменения номинального объема денежной массы будут нейтральны по отношению к выпуску и фондовому рынку. Уравнение цен в модели может быть записано в следующем виде:

$$\begin{aligned} \dot{p} = \dot{p}^* = \theta(\bar{p} - p) \\ \theta > 0 \end{aligned} \quad (2.9)$$

где  $\bar{p}$  – уровень цен при полной занятости и некотором номинальном объеме денежной массы  $\bar{m}$ .

Такого рода процесс достижения равновесия означает, что в долгосрочном периоде, по мере того как цены достигают нового равновесного уровня, деньги нейтральны и, хотя рост цен равен ожидаемому, допущения об инерционности ожиданий или предопределенных контрактами ценах имеют место. Добавление в уравнение (2.9) отклонения безработицы от естественного уровня сделает его еще более близким к уравнению кривой Филлипса, однако в данной модели это не столь важно, а лишь затруднит вычисления.

В устойчивом равновесном состоянии выпуск, реальные процентные ставки и фондовый рынок инвариантны по отношению к номинальной денежной массе. Изменение номинальной денежной массы приводит только к пропорциональному изменению уровня цен. Для анализа динамики изменения переменных рассмотрим случай непредвиденного увеличения денежного предложения.

При такой денежной экспансии реальные кассовые остатки возрастают в краткосрочном периоде, так как среагировать мгновенно цены не успевают, номинальные процентные ставки снижаются. Реальные процентные ставки падают из-за роста ожиданий инфляции (эффект Манделла). В период до установления нового уровня цен

выпуск расширяется, превышая равновесный уровень. Реальные ставки процента после первоначального падения поднимаются выше равновесного уровня благодаря снижению реальных кассовых остатков, росту транзакционного спроса на деньги, снижению инфляционных ожиданий. В результате долгосрочные реальные процентные ставки снижаются в меньшей степени, чем краткосрочные, кривая доходности имеет положительный наклон (см. рис. 2.5). Со временем временная структура становится более полой и достигает отрицательного наклона.

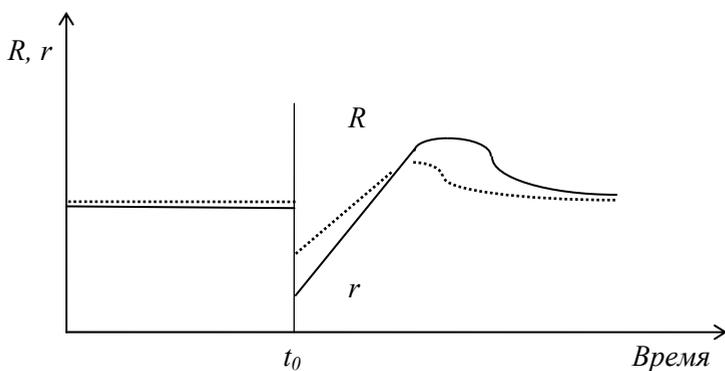


Рис. 2.5

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

В случае финансирования дефицита государственного бюджета за счет увеличения предложения денег результаты полностью по-

вторяют выводы Бланшара о поведении временной структуры процентных ставок при денежной экспансии (с жесткими ценами).

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

Маккафферти (*McCafferty, 1986*) также в рамках неокейнсианского подхода рассматривает влияние совокупного спроса на колебания доходности облигаций с разным сроком погашения. В данной модели предполагается, что рынок товаров и денежный рынок приводятся в равновесие различными ставками процента (в рамках подхода IS–LM). Совокупный спрос на товары зависит от долгосрочной ставки процента, в то время как спрос на деньги определяется краткосрочными ставками. Кроме этого, модель Маккафферти допускала стохастический характер изменения цен облигаций, тогда как модели Бланшара и Турновски–Миллера были полностью детерминистские<sup>1</sup>.

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

**Модель Турновски.** Модель С. Турновски (*Turnovsky, 1989*) является неоклассической стохастической макроэкономической моделью временной структуры процентных ставок. Она состоит из пяти уравнений:

$$\begin{aligned} y_t &= -\delta R_t + g_t \\ \delta &> 0 \end{aligned} \tag{2.10}$$

---

<sup>1</sup> Маскаро и Мельтцер (*Mascaro, Meltzer, 1983*) ввели в свою модель, аналогичную модели Бланшара, риск как экзогенный параметр, тем не менее их анализ остался полностью детерминистским.

$$m_t - p_t = \alpha_1 y_t - \alpha_2 i_t \quad (2.11)$$

$$\alpha_1 > 0, \alpha_2 > 0$$

$$y_t = \gamma(p_t - p_{t,t-1}^*) \quad (2.12)$$

$$\gamma > 0$$

$$r_t = i_t - (p_{t+1,t}^* - p_t) \quad (2.13)$$

$$r_t = R_t - \frac{1}{\eta}(R_{t+1,t}^* - R_t), \quad (2.14)$$

где  $y_t$  – отклонение реального объема выпуска от естественного уровня (в логарифмах);  $R_t$  – долгосрочная реальная процентная ставка;  $i_t$  – краткосрочная номинальная процентная ставка;  $r_t$  – краткосрочная реальная процентная ставка;  $g_t$  – реальные государственные расходы (в логарифмах);  $p_t$  – уровень цен производителей (в логарифмах);  $p_{t+i,t}^*$  – ожидания в момент  $t$  цен в периоде  $t+i$ ,  $i = 1, 2, 3, \dots$ ;  $m_t$  – номинальная денежная масса (в логарифмах).

Уравнение (2.10) представляет фактически кривую IS, где в качестве процента взята долгосрочная процентная ставка. Это означает, что инвестиции, являющиеся частью общих расходов, определяются долгосрочной ставкой процента. Равновесие на денежном рынке описывается уравнением (2.11), где спрос на деньги зависит от краткосрочной процентной ставки. Уравнение (2.12) описывает общий выпуск в виде функции предложения Лукаса, т.е. отклонение выпуска от естественного уровня зависит от непредвиденного изменения уровня цен. Уравнение (2.13) представляет обычное соотношение между реальными и номинальными краткосрочными процентными ставками в предположении о нейтральности инвесторов по отношению к риску. Временная структура процентных ставок описывается уравнением (2.14). Здесь долгосрочная процентная ставка определяется как доходность долгосрочной облигации, обеспечивающей в момент погашения реальный платеж, равный единице. Таким обра-

зом, цена данной облигации равна  $\frac{1}{R}$ . Уравнение (2.14) является линейной аппроксимацией модели CAPM для рынка ценных бумаг с различными сроками до погашения. В предположении о нейтральности инвесторов по отношению к риску параметр  $\eta$  равен средней долгосрочной реальной ставке  $\bar{R}$ <sup>1</sup>.

Система уравнений (2.10)–(2.14) определяет совместно 5 переменных: выпуск, долгосрочную и краткосрочную реальные процентные ставки, краткосрочную номинальную процентную ставку и уровень цен. Устойчивое состояние экономики (когда все ожидания реализованы и не изменяются) характеризуется следующими соотношениями ( $I$  обозначает долгосрочную номинальную процентную ставку):

$$\bar{y} = 0$$

$$\bar{R} = \bar{r} = \bar{I} = \bar{i} = \frac{g}{\delta}.$$

$$\bar{p} = m + \alpha_2 \frac{g}{\delta}$$

Таким образом, в долгосрочном периоде все процентные ставки равны и определяются только уровнем государственных расходов. Уровень цен пропорционален объему денежной массы и также зависит от объема государственных расходов.

В результате решения системы уравнений (2.10)–(2.14)<sup>2</sup> получаются следующие итоговые выражения для процентных ставок:

---

<sup>1</sup> Если инвесторы не являются нейтральными по отношению к риску, то параметр  $\eta = \bar{R} + k\sigma_R^2$ , где  $k$  – отражает степень неприятия риска, а  $\sigma_R^2$  – дисперсия долгосрочной реальной ставки. Однако если экономика находится в стабильном состоянии, то дисперсия долгосрочной реальной ставки не изменяется, и мы можем рассматривать параметр  $\eta$  постоянным и в этом случае.

<sup>2</sup> Для решения системы в первую очередь определяются ожидания переменных на один период вперед, после чего ожидания вычитаются из первоначальных уравне-

1. Долгосрочная реальная процентная ставка.

$$R_t = R_{t,t-1}^* + \frac{1}{D} [-\gamma(m_t - m_{t,t-1}^*) + (1 + \alpha_2 + \alpha_1\gamma)(g_t - g_{t,t-1}^*) - \\ - \gamma \sum_{k=1}^{\infty} (m_{t+k,t}^* - m_{t+k,t-1}^*) \left( \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} \right)^k + \sum_{k=1}^{\infty} (g_{t+k,t}^* - g_{t+k,t-1}^*) \left( \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} \right)^k] + \\ + \frac{\gamma(1 - \alpha_2\eta)}{\delta\eta}$$

$$R_{t,t-1}^* = \frac{g_{t,t-1}^*}{\delta}$$

$$D = \delta(1 + \alpha_2 + \alpha_1\gamma) + \gamma\alpha_2 \left( 1 + \frac{1}{\eta} \right) > 0$$

2. Краткосрочная реальная процентная ставка.

$$r_t = r_{t,t-1}^* + \frac{\left( 1 + \frac{1}{\eta} \right)}{D} [-\gamma(m_t - m_{t,t-1}^*) + (1 + \alpha_2 + \alpha_1\gamma)(g_t - g_{t,t-1}^*) - \\ - \gamma \sum_{k=1}^{\infty} (m_{t+k,t}^* - m_{t+k,t-1}^*) \left( \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} \right)^k + \frac{\gamma(1 - \alpha_2\eta)}{\delta\eta} \sum_{k=1}^{\infty} (g_{t+k,t}^* - g_{t+k,t-1}^*) \left( \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} \right)^k] - \\ - \frac{1}{\delta\eta} (g_{t+1,t}^* - g_{t+1,t-1}^*)$$

$$r_{t,t-1}^* = \frac{1}{\delta} \left( 1 + \frac{1}{\eta} \right) g_{t,t-1}^* - \frac{1}{\delta\eta} g_{t+1,t-1}^*$$

$$D = \delta(1 + \alpha_2 + \alpha_1\gamma) + \gamma\alpha_2 \left( 1 + \frac{1}{\eta} \right) > 0$$

---

ний. Итоговое решение находится для матричного уравнения, состоящего из полученных разностей.

3. Краткосрочная номинальная процентная ставка.

$$\begin{aligned}
 i_t &= i_{t,t-1}^* + \frac{1}{D} \left[ -\left[ \gamma \left( 1 + \frac{1}{\eta} \right) + \delta \right] (m_t - m_{t,t-1}^*) + \left( 1 + \frac{1}{\eta} \right) (1 + \alpha_1 \gamma) (g_t - g_{t,t-1}^*) + \right. \\
 &+ \frac{\delta}{\alpha_2} (1 + \alpha_1 \gamma) \sum_{k=1}^{\infty} (m_{t+k,t}^* - m_{t+k,t-1}^*) \left( \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} \right)^k + \\
 &+ \left. \frac{(1 + \alpha_1 \gamma)(\alpha_2 \eta - 1)}{\alpha_2 \eta} \sum_{k=1}^{\infty} (g_{t+k,t}^* - g_{t+k,t-1}^*) \left( \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} \right)^k \right] \\
 i_{t,t-1}^* &= - \left( \frac{1}{1 + \alpha_2} \right) m_{t,t-1}^* + \frac{1}{\delta(1 + \alpha_2)} \left( 1 + \frac{1}{\eta} \right) g_{t,t-1}^* + \frac{1}{\alpha_2(1 + \alpha_2)} \times \\
 &\times \left[ \sum_{k=1}^{\infty} m_{t+k,t-1}^* \left( \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} \right)^k + \left( \frac{\alpha_2 \eta - 1}{\delta \eta} \right) \sum_{k=1}^{\infty} g_{t+k,t-1}^* \left( \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} \right)^k \right] \\
 D &= \delta(1 + \alpha_2 + \alpha_1 \gamma) + \gamma \alpha_2 \left( 1 + \frac{1}{\eta} \right) > 0
 \end{aligned}$$

4. Долгосрочная номинальная процентная ставка.

$$\begin{aligned}
 I_t &= I_{t,t-1}^* + \frac{\bar{R}}{1 + \bar{R}} \left[ (i_t - i_{t,t-1}^*) + \sum_{j=1}^{\infty} (i_{t+j,t}^* - i_{t+j,t-1}^*) \left( \frac{1}{1 + \bar{R}} \right)^j \right] \\
 I_{t,t-1}^* &= \frac{\bar{R}}{1 + \bar{R}} \sum_{j=0}^{\infty} i_{t+j,t-1}^* \left( \frac{1}{1 + \bar{R}} \right)^j \\
 i_{t+j,t} &= - \frac{1}{1 + \alpha_2} m_{t+j,t} + \frac{1}{\delta(1 + \alpha_2)} \left( 1 + \frac{1}{\eta} \right) g_{t+j,t} + \frac{1}{\alpha_2(1 + \alpha_2)} \times \\
 &\times \left\{ \sum_{k=1}^{\infty} \left[ m_{t+j+k,t}^* + \left( \frac{\alpha_2 \eta - 1}{\delta \eta} \right) g_{t+j+k,t}^* \right] \left( \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} \right)^k \right\}
 \end{aligned}$$

Далее приводится исследование полученного решения для различных типов возмущений со стороны переменных, характеризую-

щих экономическую политику (денежное предложение и государственные расходы).

*Непредвиденное расширение денежного предложения* (временное или постоянное) приведет к снижению как краткосрочных, так и долгосрочных реальных процентных ставок, однако влияние на последние будет сильнее в  $(1 + \frac{1}{\eta})$  раз. Номинальные ставки также понизятся, причем долгосрочные номинальные ставки понизятся в  $(1 + \frac{1}{R})$  раз больше. Непредвиденное временное увеличение денежной массы вызывает большее снижение краткосрочных номинальных, чем краткосрочных реальных, процентных ставок. Это же справедливо и для долгосрочных процентных ставок в случае, если инвесторы нейтральны по отношению к риску (если инвесторы не нейтральны, данное условие может не выполняться). Непредвиденное постоянное увеличение денежного предложения вызывает большее снижение реальных ставок по сравнению с номинальными для всех сроков. Непредвиденная временная денежная экспансия понижает в большей степени номинальные процентные ставки, чем постоянная, но реальные процентные ставки снижаются меньше, чем это имело бы место при непредвиденном постоянном увеличении денежной массы.

Поскольку ожидаемые значения реальных процентных ставок зависят только от государственных расходов и не зависят от номинальной денежной массы, реакция реальных процентных ставок на *ожидаемое расширение денежного предложения* будет такой же, как и для случая непредвиденной денежной экспансии. Кроме того, ожидаемое постоянное увеличение денежной массы ведет к пропорциональному увеличению ожидаемого уровня цен, и реальная денежная масса не изменяется; ожидания номинальной краткосрочной ставки также не меняются. Ожидаемая долгосрочная номинальная процентная ставка равна сумме ожидаемых краткосрочных номинальных ставок и, следовательно, остается постоянной. В то же время временное ожидаемое расширение денежного предложения понижает ожидаемую номинальную краткосрочную ставку, и номи-

нальная краткосрочная ставка падает даже больше, чем при неожиданной денежной экспансии. Аналогичная ситуация наблюдается и для номинальной долгосрочной ставки.

*Непредвиденное временное увеличение государственных расходов* ведет к росту краткосрочных и долгосрочных реальных процентных ставок. Последние повышаются в  $(1 + \frac{1}{\eta})$  раз сильнее. Номинальные краткосрочные и долгосрочные ставки также возрастают, при этом долгосрочные ставки – в  $(1 + \frac{1}{R})$  раз больше.

При предположении, что эластичность спроса на деньги по проценту  $\alpha_2 \eta < 1$ , непредвиденное постоянное увеличение государственных расходов вызывает рост долгосрочных реальных ставок на величину, большую, чем повышение краткосрочных реальных ставок. Реакция краткосрочных реальных ставок в общем случае не является однозначной, и при определенных условиях они могут упасть. Непредвиденное постоянное увеличение государственных расходов повышает как долгосрочные, так и краткосрочные (в большей степени) номинальные процентные ставки.

Непредвиденное временное увеличение государственных расходов оказывает более сильное влияние на реальные, чем на номинальные ставки, в то время как постоянное – на номинальные. При условии, что  $\alpha_2 \eta < 1$ , непредвиденное временное увеличение государственных расходов сильнее влияет на краткосрочные ставки, чем постоянное. Для долгосрочных ставок ситуация обратная: они в большей степени подвержены влиянию непредвиденного постоянного роста государственных расходов, чем в ситуации, когда такой рост временный.

*Ожидаемое постоянное увеличение государственных расходов* повышает все ожидаемые ставки на одну и ту же величину:  $\frac{1}{\delta}$ . Поскольку ожидаемая долгосрочная реальная ставка зависит только от текущих государственных расходов, ее реакция не зависит от того, является увеличение временным или постоянным. Ожидаемая крат-

краткосрочная реальная ставка возрастает в ответ на временное увеличение расходов в  $\frac{1}{\delta} \left(1 + \frac{1}{\eta}\right)$  раз. Ожидаемый рост краткосрочной номинальной ставки зависит от ожиданий уровня цен. Отклик последнего в случае временного увеличения государственных расходов будет выше по сравнению с постоянным ростом расходов только при условии  $\alpha_2 \eta < 1$ .

*Относительная дисперсия процентных ставок.* Если представить стохастический процесс динамики процентных ставок как линейную комбинацию трех видов возмущений (временный денежный шок, постоянный денежный шок, временный фискальный шок), то относительная дисперсия долгосрочных и краткосрочных реальных ставок будет равна

$$\frac{\sigma_R^2}{\sigma_r^2} = \frac{1}{\left(1 + \frac{1}{\eta}\right)^2},$$

а соответствующая относительная дисперсия номинальных ставок –

$$\frac{\sigma_I^2}{\sigma_i^2} = \frac{1}{\left(1 + \frac{1}{R}\right)^2}.$$

При условии нейтральности инвесторов по отношению к риску  $\eta = \bar{R}$  эти два выражения совпадают. В диапазоне фактических значений долгосрочных равновесных ставок для развитых экономик (0–15%) дисперсия долгосрочных ставок составляет малую долю дисперсии краткосрочных ставок. Если же инвесторы не принимают риска, то при стремлении параметра, отвечающего за неприятие риска, к бесконечности отношение дисперсий стремится к единице.

Если же мы допускаем, что имеют место только фискальные шоки, выражения для относительной дисперсии номинальных и реаль-

ных ставок усложняются, и возможна ситуация, при которой дисперсия долгосрочных ставок превосходит дисперсию краткосрочных ставок.

\* \* \*

В данном разделе мы описали гипотезы, объясняющие форму кривой доходности, а также основные макроэкономические модели временной структуры процентных ставок. Как было показано в нашем предыдущем исследовании (*Дробышевский, 1999*), поведение временной структуры ставок по ГКО в 1993–1998 гг. не противоречило теоретическим гипотезам, а реакция коротких и длинных (при известных допущениях) ставок по ГКО соответствовала выводам из макроэкономических моделей.

В следующем разделе мы перейдем к эмпирическому анализу динамики временной структуры по государственным облигациям в 2000–2008 гг., основываясь на результатах работы (*Дробышевский, 1999б*), проверяя полученные ранее выводы относительно справедливости гипотез и моделей временной структуры, а также изменения поведения участников рынка ГКО–ОФЗ на новом временном интервале.

### 3. Анализ временной структуры процентных ставок в 2000–2008 гг.

#### 3.1. Предпосылки и исходные данные

Исходные данные для исследования динамики доходности на рынке ГКО–ОФЗ и временной структуры процентных ставок были взяты из базы информационного агентства «Финмаркет», которая содержит информацию 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 период с момента возобновления торгов на рынке в 1999 г. по конец мая 2008 г.

Число обращающихся на рынке серий ГКО–ОФЗ на протяжении одного месяца в разные периоды времени составляло от 5 до 42. Рассмотрение большого числа ценных бумаг с разницей в сроках до погашения, равной одной неделе, очевидно, затрудняет анализ из-за наличия значительного «шума» в колебаниях цен отдельных серий. Для решения этой проблемы мы перешли к агрегированию данных. Облигации со сроком до погашения до 35 дней названы одномесячными, от 36 до 91 дня – трехмесячными, от 92 до 182 дней – шести-месячными и т. д. Всего мы рассматриваем 9 сроков до погашения облигаций (см. *табл. 3.1*).

*Таблица 3.1*

Обозначение переменной	Расчетный срок погашения	Фактическое число дней до погашения серий ГКО–ОФЗ
Y1M	1 месяц	до 35
Y3M	3 месяца	36–91
Y6M	6 месяцев	92–182
Y9M	9 месяцев	183–280
Y12M	12 месяцев	281–364
Y18M	18 месяцев	365–546
Y24M	24 месяца	547–728
Y30M	30 месяцев	729–910
Y36M	36 месяцев	911–1092

Используемые далее месячные ряды средневзвешенной доходности строились путем агрегирования ежедневных показателей, где в качестве весов для расчета средних значений доходности к погашению на протяжении каждого рассматриваемого периода использовались объемы сделок по каждой из серий на вторичных торгах, 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 месяц;  $I_d^{i,t}$  – доходность в непрерывном исчислении по  $i$ -й облигации в день  $t$ ;  $V^{i,t}$  – объем торгов по  $i$ -й облигации в день  $t$ .

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–ОФЗ в обращении:

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

Реальная доходность по облигациям определяется из соотношения номинальной доходности к погашению и индекса потребительских цен  $\pi$  (данные Росстата) по следующей формуле:  $R_t = \frac{I_t - \pi_t}{1 + \pi_t}$ .

Пробелы в данных (в случае их наличия) мы заполняли на основе аналитических кривых доходности, применяя метод простой линейной интерполяции между наблюдаемыми значениями ставок по ГКО–ОФЗ с близкими сроками до погашения либо (для крайних точек) между значениями ставок по облигациям данной срочности, наблюдаемыми до и после текущей недели:

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

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 (месяц), по которому наблюдение отсутствует;  $m$  – срок до погашения (в месяцах).

Форвардные ставки по ГКО–ОФЗ  $f_t(n, m)$  рассчитываются по формуле:

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

где  $m$  – срок до погашения длинной облигации (месяцев);  $n$  – срок до погашения короткой облигации (месяцев).

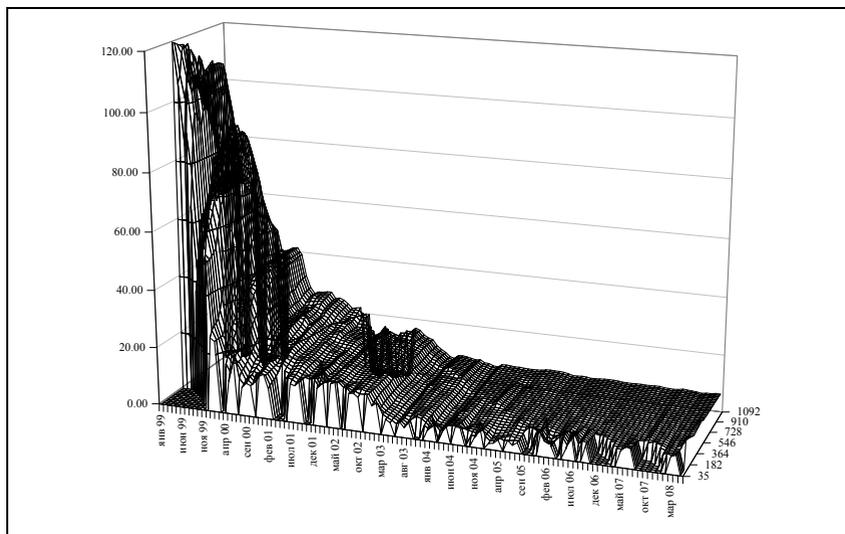
### 3.2. Анализ динамических свойств рядов ставок по ГКО–ОФЗ с разными сроками до погашения

Динамика временной структуры доходности ГКО–ОФЗ к погашению показана на *рис. 3.1*. Временная структура процентных ставок по ГКО в период 1999–2008 гг. выглядит относительно гладкой, особенно в последние четыре года периода. Большую часть рассматриваемого временного интервала кривые доходности имеют положительный наклон. Исключение составляют первые полтора года (с января 1999 г. по июнь 2000 г.), в течение которых наблюдается «горб» на длинном конце кривой доходности.

**Статистические характеристики доходностей различной срочности.** Учитывая неравномерность динамики общего уровня доходности ГКО–ОФЗ при анализе статистических показателей временной структуры доходности ГКО–ОФЗ, мы рассматривали не только весь временной интервал (1999 г. – май 2008 г.), но и отдельные его подпериоды. Поскольку статистические критерии не дают однозначного ответа относительно точки смены тенденций на рынке (в период после 2000 г.), мы рассматривали различные варианты разбиения анализируемого временного интервала и на основании

исследования характеристик доходностей выделили *следующие под-периоды*:

- январь 1999 г. – июнь 2000 г.;
- июль 2000 г. – июнь 2003 г.;
- июль 2003 г. – май 2008 г.



*Рис. 3.1.* Динамика временной структуры доходности ГКО–ОФЗ к погашению

Соотношения между уровнями доходности и ее волатильностью для ГКО–ОФЗ с разными сроками до погашения представлены на графиках (*рис. 3.2 и 3.3*) кривых доходности и стандартного отклонения доходности ГКО–ОФЗ с определенными сроками до погашения, усредненных за весь период наблюдений и за каждый из подпериодов. В *табл. 3.2* приведены основные статические характеристики временных рядов доходностей ГКО–ОФЗ с различными сроками до погашения: число наблюдений, среднее значение, стандартное отклонение, значения первых трех коэффициентов автокорреляции.

Как показывают приведенные результаты, на протяжении всего периода временная структура доходности ГКО–ОФЗ имеет сложную

форму: на коротком конце (до одного года) наклон кривой доходности положителен, далее следует почти горизонтальный участок от года до 2,5 года, доходности серий на длинном конце снижаются.

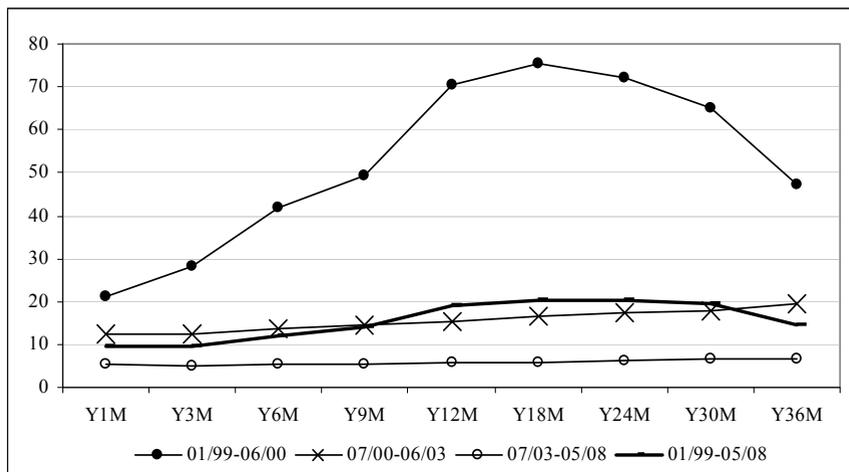


Рис. 3.2. Усредненные кривые доходности, январь 1999 г. – май 2008 г.

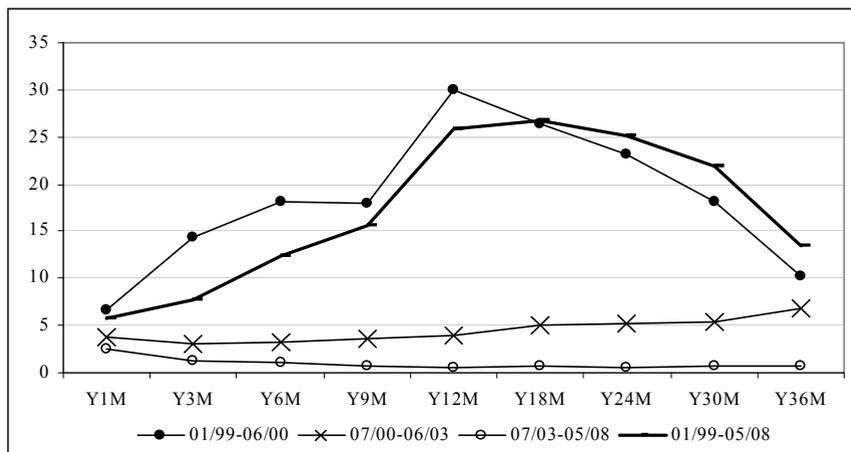


Рис. 3.3. Волатильность доходности, январь 1999 г. – май 2008 г.

Наибольшие колебания среднего уровня доходности наблюдаются в первом подпериоде (1999 г. – первая половина 2000 г.). Для данного интервала времени практически отсутствует горизонтальный участок: для серий, срок погашения которых не превышает 18 месяцев, доходности увеличиваются, а для более длинных облигаций – снижаются. С июня 2000 г. (для второго и третьего подпериодов) средние значения доходности ГКО–ОФЗ существенно снизились (в среднем до 15% годовых – в период 07.2000 г. – 06.2003 г. и до 6% годовых – в период 07.2003 г. – 05.2008 г. против 52% – в первом подпериоде), а динамика кривой доходности демонстрирует монотонное возрастание для рассматриваемых сроков до погашения. Таким образом, как и в 1993–1998 гг., временная структура доходности ГКО–ОФЗ на рассматриваемом временном интервале имела преимущественно положительный наклон.

Динамика волатильности доходности ГКО–ОФЗ с разными сроками погашения во многом аналогична динамике кривых доходности. В целом в рассматриваемом периоде и на первом подпериоде (1999 г. – первая половина 2000 г.) стандартные отклонения ставок увеличиваются на коротком конце (до одного года) и снижаются для длинных серий облигаций. Для второго и третьего подпериодов волатильность доходности ГКО–ОФЗ меняется мало. При этом на всех рассмотренных периодах, за исключением последнего, в отличие от 1993–1998 гг. волатильность более коротких ставок ниже, чем волатильность доходностей длинных серий облигаций. Однако здесь следует отметить, что меньшие колебания доходности ГКО–ОФЗ со сроками погашения менее 6 месяцев связаны преимущественно с малым числом наблюдений.

Результаты анализа значений первых трех коэффициентов автокорреляции временных рядов доходности ГКО–ОФЗ, представленные в *табл. 3.2*, во многом повторяют результаты, полученные для периода 1993–1998 гг. В частности, они свидетельствуют о достаточно низкой волатильности доходности наиболее длинных серий облигаций (от 2,5 года). Для всех рассматриваемых временных интервалов коэффициенты автокорреляции растут при увеличении срока до погашения. Автокорреляция доходности к погашению коротких ГКО–ОФЗ (до 3 месяцев) практически отсутствует. Из общей

картины выделяется первый подпериод, который характеризуется самыми низкими значениями коэффициентов автокорреляции для большинства рассматриваемых сроков до погашения, более существенным снижением коэффициентов автокорреляции второго и третьего порядка, что, видимо, является следствием неустойчивого и неравномерного восстановления рынка после возобновлении торгов.

Таблица 3.2

**Статистические характеристики доходности  
ГКО–ОФЗ**

	Y1M	Y3M	Y6M	Y9M	Y12M	Y18M	Y24M	Y30M	Y36M
<b>01/99–05/08</b>									
Число наблюдений	53	102	105	109	113	113	113	113	95
Среднее значение	9,4486	9,5029	11,9116	14,0989	19,0428	20,4269	20,2924	19,5196	14,4981
Стандартное отклонение	5,7748	7,7907	12,4862	15,6689	25,8187	26,7491	25,1068	21,9811	13,5452
AR(1)	0,421	0,811	0,926	0,919	0,903	0,935	0,929	0,938	0,747
AR(2)	0,175	0,602	0,802	0,869	0,808	0,856	0,864	0,898	0,599
AR(3)	0,287	0,514	0,665	0,793	0,735	0,787	0,818	0,845	0,578
<b>01/99–06/00</b>									
Число наблюдений	4	8	11	14	18	18	18	18	10
Среднее значение	21,0996	28,2677	41,8358	49,4405	70,5201	75,4589	72,2922	65,1746	47,4030
Стандартное отклонение	6,6288	14,2855	18,1215	17,9213	30,0047	26,4456	23,1096	18,0900	10,1661
AR(1)		0,604	0,826	0,716	0,728	0,789	0,732	0,746	0,594
AR(2)		0,121	0,516	0,455	0,448	0,518	0,474	0,578	0,357
AR(3)		-0,101	0,179	0,128	0,257	0,284	0,333	0,434	0,355
<b>07/00–06/03</b>									
Число наблюдений	21	36	36	36	36	36	36	36	26
Среднее значение	12,3768	12,5279	13,5108	14,4608	15,2046	16,5392	17,2248	17,9497	19,5916
Стандартное отклонение	3,7601	3,0230	3,2390	3,5782	4,0286	5,0788	5,1741	5,3157	6,8653
AR(1)	0,284	0,784	0,809	0,82	0,831	0,835	0,842	0,854	0,853
AR(2)	0,137	0,602	0,635	0,674	0,703	0,704	0,713	0,744	0,737
AR(3)	0,243	0,41	0,497	0,559	0,594	0,606	0,618	0,661	0,647

Продолжение таблицы 3.2

07/03–05/08									
Число наблюдений	28	58	58	59	59	59	59	59	59
Среднее значение	5,5880	5,0370	5,2436	5,4919	5,6798	6,0097	6,2998	6,5489	6,6765
Стандартное отклонение	2,5762	1,1746	0,8602	0,7257	0,6244	0,6499	0,6039	0,7089	0,6778
AR(1)	0,146	0,487	0,691	0,679	0,737	0,681	0,774	0,84	0,859
AR(2)	-0,046	0,417	0,43	0,273	0,357	0,358	0,467	0,625	0,703
AR(3)	0,097	0,214	0,161	-0,035	0,029	0,086	0,235	0,427	0,56

**Анализ стационарности временных рядов доходности.** Проверка стационарности временных рядов доходности осуществляется на основе тестов Дикки–Фуллера и Филлипса–Перрона. В каждом случае выбор спецификации модели выполняется в соответствии с оценками значимости соответствующих переменных (тренда и свободного члена). 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 (см. табл. 3.3).

Таблица 3.3

**Результаты проверки гипотезы о стационарности временных рядов доходности ГКО–ОФЗ**

	УЗМ	У6М	У9М	У12М	У18М	У24М	У30М
<b>01/99–05/08</b>							
Асимметрия процесса	3,0826	2,8837	2,4781	2,4623	2,2164	2,1243	1,9861
Тест Дикки–Фуллера	-3,1771*	-8,2394	-5,9348	-2,5745*	-3,6216	-2,3098*	-5,3928
Тест Филлипса–Перрона	-7,1660	-2,9024*	-3,0210*	-4,5676	-7,6456	-6,8074	-3,0034*
<b>01/99–06/00</b>							
Асимметрия процесса	0,8930	0,1659**	0,0521**	0,1303**	-0,1396**	-0,1275**	0,1217**
Тест Дикки–Фуллера	-6,1855	-2,4449*	-4,1396	-2,8464*	-2,8527*	-3,0216*	-3,5864*
Тест Филлипса–Перрона	-0,8750	-2,4956*	-1,4289*	-2,1489*	-2,0340*	-2,2038*	-2,7801*

Продолжение таблицы 3.3

<b>07/00–06/03</b>							
Асимметрия процесса	-1,5815	-1,5236	-1,0471	-0,6310	0,0549**	-0,0729**	-0,0291**
Тест Дикки–Фуллера	1,7447*	-0,2602*	-0,7867*	-1,8451*	-2,0259*	-2,1847*	-1,9287*
Тест Филлипса–Перрона	-0,1596*	-0,6363*	-1,1341*	-1,6925*	-2,9811*	-2,8717*	-2,7239*
<b>07/03–05/08</b>							
Асимметрия процесса	-0,0123**	-1,0356	-1,1647	-1,3703	-0,3247	1,3576	2,0142
Тест Дикки–Фуллера	-3,1586*	-2,6030*	-2,3840*	-2,3760*	-5,3168	-7,8009	-1,7777*
Тест Филлипса–Перрона	-4,9045	-3,4919	-3,0942*	-3,1002*	-6,1693	-12,5853	-2,4623*

\* Гипотеза о наличии единичного корня не отвергается на 95%-м уровне значимости.

\*\* Гипотеза об асимметричности процесса отвергается на 95%-м уровне значимости.

По результатам тестов в большинстве случаев гипотеза о наличии единичного корня не отвергается на 95%-м уровне значимости. Таким образом, по результатам тестов мы не можем отвергнуть предположение о нестационарности рядов месячной доходности ГКО–ОФЗ с различными сроками погашения.

**Анализ свойств временной структуры форвардных ставок.** Как и для периода 1993–1998 гг., мы рассчитали значения форвардных ставок по ГКО–ОФЗ для всех рассматриваемых случаев сроков погашения, статистические характеристики которых приведены в табл. 3.4 и 3.5.

Таблица 3.4

**Статистические характеристики рядов временной структуры форвардных ставок по ГКО–ОФЗ**

Форвардные ставки	Число наблюдений	Среднее значение	Стандартное отклонение	Форвардные ставки	Число наблюдений	Среднее значение	Стандартное отклонение
1	2	3	4	5	6	7	8
f(1,3)	52	9,00	6,04	f(6,24)	105	17,13	19,74
f(1,6)	53	10,04	7,29	f(6,30)	105	16,45	16,30
f(1,9)	53	11,14	8,88	f(6,36)	91	13,81	11,66

Продолжение таблицы 3.4

1	2	3	4	5	6	7	8
f(1,12)	53	12,10	10,31	f(9,12)	109	20,37	30,06
f(1,18)	53	13,39	11,92	f(9,18)	109	20,27	26,56
f(1,24)	53	13,82	11,80	f(9,24)	109	19,40	23,30
f(1,30)	53	14,19	11,55	f(9,30)	109	18,37	19,47
f(1,36)	48	13,79	10,56	f(9,36)	94	14,98	13,68
f(3,6)	102	11,44	10,99	f(12,18)	113	23,20	29,38
f(3,9)	102	12,51	13,11	f(12,24)	113	21,54	24,92
f(3,12)	102	13,39	15,03	f(12,30)	113	19,84	20,28
f(3,18)	102	14,37	16,06	f(12,36)	95	15,23	13,45
f(3,24)	102	14,54	15,04	f(18,24)	113	19,89	21,26
f(3,30)	102	14,40	12,88	f(18,30)	113	18,16	16,92
f(3,36)	90	13,02	10,48	f(18,36)	95	14,51	11,64
f(6,9)	105	15,37	18,52	f(24,30)	110	17,40	15,80
f(6,12)	105	16,58	21,34	f(24,36)	94	14,27	11,33
f(6,18)	105	17,38	21,70	f(30,36)	91	14,10	11,27

Таблица 3.5

**Статистические характеристики рядов временной структуры форвардных ставок по ГКО–ОФЗ на определенный срок**

Форвардные ставки	Возможные комбинации сроков погашения облигаций	Число наблюдений	Среднее значение	Стандартное отклонение
f(3)	f(3,6), f(6,9), f(9,12)	109	18,28	26,93
f(6)	f(3,9), f(6,12), f(12,18), f(18,24), f(24,30), f(30,36)	113	20,18	22,25
f(9)	f(3,12), f(9,18)	109	19,23	25,78
f(12)	f(6,18), f(12,24), f(18,30), f(24,36)	113	19,80	20,50
f(18)	f(6,24), f(12,30), f(18,36)	113	19,57	20,00
f(24)	f(6,30), f(12,36)	109	17,37	16,55
f(30)	f(6,36)	91	13,81	11,66

Поскольку форвардные ставки определяются на основе сопоставления доходности к погашению облигаций с разными сроками погашения и в теории являются индикаторами будущей доходности ГКО–ОФЗ, параметры их распределения должны соответствовать параметрам распределения доходности ГКО к погашению. В соот-

ветствии с результатами тестов на равенство первых двух моментов, приведенными в *табл. 3.6*, гипотеза о равенстве средних значений форвардных ставок и доходности одинаковой срочности (ANOVA F-test) отвергается для всех серий ГКО–ОФЗ на всех рассматриваемых временных интервалах.

*Таблица 3.6*

**Результаты тестов на равенство первых двух моментов распределений форвардных ставок и доходности одинаковой срочности**

	Y3M	Y6M	Y9M	Y12M	Y18M	Y24M	Y30M
<b>01/99–05/08</b>							
Anova F-statistic	10,0493	9,5312	3,1509	0,0594	0,0751	1,0406	5,2095
Bartlett	127,6861	19,0639	25,6264	5,8832	9,3109	18,4082	36,6062
Levene	20,6361	15,6988	8,0639	0,4163	2,0507	5,9732	13,2815
Brown-Forsythe	8,2521	6,2738	2,4729	0,0302	0,3667	1,6653	6,0499
<b>01/99–06/00</b>							
Anova F-statistic	8,7729	5,8264	7,9619	1,4213	5,2844	7,9250	11,0327
Bartlett	7,0751	0,1689	3,3523	5,8618	4,0842	5,1245	6,5077
Levene	3,6125	0,8920	8,3273	9,6725	6,3606	7,1163	6,3929
Brown-Forsythe	3,6763	0,4124	4,2804	9,4102	5,3729	4,4773	6,0555
<b>07/00–06/03</b>							
Anova F-statistic	14,9034	22,6366	6,6283	12,7360	5,3159	3,2998	3,1592
Bartlett	6,2159	13,6217	7,3492	7,6599	1,8402	1,8149	3,6707
Levene	5,7995	20,2444	6,7136	11,9068	3,9286	3,7341	6,5657
Brown-Forsythe	5,4409	13,3237	4,3884	7,5007	2,5554	2,1728	4,5912
<b>07/03–05/08</b>							
Anova F-statistic	18,1985	98,6716	27,7253	86,8497	47,4364	25,4621	10,9508
Bartlett	6,9041	0,8276	0,1292	7,8240	7,5572	9,2465	2,1109
Levene	11,4466	0,2788	0,0520	11,7421	12,0718	13,9081	7,3635
Brown-Forsythe	10,8905	0,1887	0,0431	7,0420	7,3113	8,5754	5,4437

В соответствии с тестом Бартлетта (Bartlett's test) на всех рассматриваемых временных интервалах отвергается также гипотеза о равенстве дисперсий. Однако следует отметить, что в данном случае отвержение гипотезы может быть связано с тем, что распределение обоих видов ставок по ГКО–ОФЗ значительно отличается от нор-

мального, особенно в период сильных изменений в динамике анализируемых показателей (многократное снижение уровня доходности и волатильности за относительно небольшое число наблюдений).

Однако и менее чувствительные к выполнению требования нормальности тесты Ливина и Брауна–Форсайта также отвергают гипотезу о равенстве дисперсий. В среднем результаты всех тестов свидетельствуют о том, что в последнем подпериоде, характеризующемся наиболее стабильной динамикой доходности, отличия дисперсии форвардных ставок и доходностей ГКО–ОФЗ минимальны.

Таким образом, представленные результаты свидетельствуют в пользу выводов, полученных при анализе для периода 1993–1998 гг.: периоды общей нестабильности (независимо от того, означает это быстрый рост или снижение ставок) характеризуются более симметричным распределением форвардных и текущих ставок, однако сопровождаются большей волатильностью текущих ставок по сравнению с колебаниями форвардных ставок.

### **3.3. Макроэкономический анализ временной структуры ставок по ГКО**

Данный раздел посвящен анализу соотношения между процентными ставками и инфляционными ожиданиями экономических агентов, а также изучению эффектов денежно-кредитной политики в соответствии с макроэкономическими подходами к исследованию временной структуры процентных ставок.

**Инфляционные ожидания экономических агентов.** При анализе взаимосвязи временной структуры доходности облигаций и инфляционных ожиданий (либо их изменений) мы будем применять ту же методологию исследования, что и в исследовании для периода 1993–1998 гг.:

- непосредственное тестирование значимости зависимости между текущим уровнем доходности облигаций со срочностью, совпадающей с временным горизонтом ожиданий (или превышающей последний) и фактическими будущими темпами инфляции;
- анализ долгосрочного устойчивого соотношения (коинтеграции рядов) между номинальной процентной ставкой и темпами роста цен;

- анализ зависимости через спред между доходностями облигаций с различными сроками до погашения.

Первый этап анализа сводится к оценке коэффициентов парной корреляции между текущим уровнем доходности ГКО–ОФЗ различной срочности и средним за период, не превышающий срок до погашения, фактическим (*ex post*) темпом прироста индекса потребительских цен, а также текущим уровнем инфляции. Результаты соответствующих оценок для периода 1999 г. – май 2008 г. представлены в *табл. 3.7*.

*Таблица 3.7*

**Значения коэффициентов корреляции между рядами доходности ГКО–ОФЗ с различным сроком до погашения и фактических темпов инфляции в текущем месяце и на будущей период**

	Y1M	Y3M	Y6M	Y9M	Y12M	Y18M	Y24M	Y30M	Y36M
ИПЦ_0	0,399**	0,368**	0,426**	0,395**	0,441**	0,440**	0,436**	0,446**	0,460**
ИПЦ_1	0,278*	0,285**	0,276**	0,281**	0,276**	0,280**	0,281**	0,294**	0,393**
ИПЦ_3		0,376**	0,328**	0,356**	0,321**	0,330**	0,340**	0,355**	0,484**
ИПЦ_6			0,587**	0,625**	0,570**	0,594**	0,602**	0,611**	0,721**
ИПЦ_9				0,686**	0,658**	0,703**	0,717**	0,729**	0,828**
ИПЦ_12					0,821**	0,858**	0,874**	0,889**	0,945**
ИПЦ_18						0,840**	0,850**	0,858**	0,909**
ИПЦ_24							0,916**	0,930**	0,962**
ИПЦ_30								0,893**	0,941**
ИПЦ_36									0,984**

\* Коэффициент корреляции значим на 5%-м одностороннем уровне значимости.

\*\* Коэффициент корреляции значим на 1%-м одностороннем уровне значимости.

Как видно из *табл. 3.7*, на рассматриваемом периоде существовала очень высокая положительная корреляция между уровнем доходности ГКО–ОФЗ к погашению и будущими темпами прироста индекса потребительских цен для всех предполагаемых временных горизонтов ожиданий, кроме одномесячных облигаций. При этом с увеличением временного горизонта в большинстве случаев растет и значение коэффициента корреляции. Такой результат на первый взгляд может означать, что длинные ставки лучше «предсказывают»

изменения инфляции за период до погашения облигаций. Однако, как мы полагаем, данный результат получен вследствие совпадения во времени тенденций снижения и уровня инфляции, и номинальных процентных ставок при возможных различиях краткосрочных колебаний обоих показателей вокруг трендов.

Следующий этап анализа предполагает уточнение полученных ранее оценок взаимосвязи с учетом нестационарности временных рядов, для которых рассчитывались коэффициенты корреляции. С этой целью в работе представлены результаты оценки коинтеграции между уровнем доходности ГКО–ОФЗ к погашению и будущими фактическими темпами прироста индекса потребительских цен, полученные в соответствии с методикой Грэнджера–Энгла (табл. 3.8).

Таблица 3.8

**Значения расширенного теста Дики–Фуллера на наличие единичных корней в остатках регрессий**

	У3М	У6М	У9М	У12М	У18М	У24М	У30М	У36М
ИПЦ_0	-2,383	-6,280**	-4,062**	-3,255**	-3,014**	-3,050**	-3,161**	-2,993**
ИПЦ_1	-2,711**	-5,198**	-4,642**	-3,759**	-3,329**	-3,299**	-3,432**	-2,418*
ИПЦ_3	-2,692**	-5,341**	-4,393**	-3,572**	-3,194**	-3,241**	-3,769**	-3,966**
ИПЦ_6		-3,789**	-6,113**	-3,165**	-2,463*	-2,686**	-3,937**	-3,963**
ИПЦ_9			-4,923**	-3,406**	-2,895**	-3,240**	-4,193**	-3,064**
ИПЦ_12				-3,298**	-2,582*	-2,906**	-4,778**	-1,894
ИПЦ_18					-2,631**	-3,074**	-4,698**	-3,491**
ИПЦ_24						-2,435*	-3,275**	-2,011*
ИПЦ_30							-4,196**	-3,283**
ИПЦ_36								-1,772

\* Значим на 5%-м уровне.

\*\* Значим на 1%-м уровне.

Методика Грэнджера–Энгла реализуется путем проверки гипотезы о наличии единичных корней на основе расширенного теста Дики–Фуллера в остатках регрессии доходности ГКО–ОФЗ различной срочности на текущее значение темпов прироста ИПЦ за период, не превышающий срок до погашения. Доходности ГКО–ОФЗ со сроком

погашения менее 3 месяцев исключены из рассмотрения из-за малого числа наблюдений.

Результаты оценок, приведенные в *табл. 3.8*, свидетельствуют в пользу наличия коинтеграции для всех рассмотренных случаев, за исключением доходности облигаций с максимальным (трехлетним) сроком до погашения и будущей инфляции на период 1 и 3 года.

Полученные результаты свидетельствуют о возможном наличии взаимосвязи между доходностью облигаций и будущей инфляцией. Для статистической проверки этой гипотезы мы оценили модели с коррекцией ошибок в форме:

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

где  $\Delta i_t^\tau$  – первая разность месячной доходности ГКО–ОФЗ со сроком до погашения  $\tau$ ,  $\Delta \pi_t^n$  – первая разность среднего темпа прироста ИПЦ за  $n$  месяцев вперед;  $CE(\pi_t^n)$  – коинтеграционное соотношение между месячной доходностью и соответствующим рядом темпов инфляции,  $CE(\pi_t^n) = i_t^\tau - a - b\pi_t^n$ .

При необходимости – в случае гетероскедастичности ошибок в линейных уравнениях регрессии – использовалась спецификация условной дисперсии ошибок в виде GARCH(1,1).

Приведенные в *табл. 3.9* значения  $t$ -статистики для оценки коэффициента при переменной первой разности инфляции в модели с коррекцией ошибок (или парной регрессии), связывающей первую разность доходности ГКО–ОФЗ определенной срочности и первую разность ряда будущей инфляции за разные периоды, свидетельствуют, что в основном временной горизонт ожиданий роста цен, учитываемый в текущем уровне месячной доходности ГКО–ОФЗ, ограничивается шестью месяцами. Для серий со сроком до погашения от одного года связь между приростами доходности и темпов роста цен в большинстве случаев становится незначимой.

Таблица 3.9

**Значения *t*-статистики для оценки коэффициента при переменной первой разности инфляции в модели с коррекцией ошибок (или парной регрессии), связывающей первую разность доходности ГКО–ОФЗ определенной срочности и первую разность ряда будущей инфляции**

	У3М	У6М	У9М	У12М	У18М	У24М	У30М	У36М
ИПЦ_0	-1,251	-0,641	-0,777	-0,335	-2,799	-1,062	0,862	1,740
ИПЦ_1	2,550	3,631	4,176	2,866	3,601	1,918	1,085	1,570
ИПЦ_3	1,853	3,567	1,998	1,927	1,563	1,033	0,207	1,144
ИПЦ_6		2,904	0,971	0,445	0,635	-0,043	-1,835	0,690
ИПЦ_9			1,275	-1,409	-0,591	0,375	0,271	0,711
ИПЦ_12				0,083	-0,250	0,402	0,460	5,082*
ИПЦ_18					-0,157	0,205	-0,624	-0,013
ИПЦ_24						0,511	-0,517	2,236
ИПЦ_30							3,103	0,770
ИПЦ_36								3,919*

\*Без коррекции ошибок

Для проверки возможности соответствия ожиданий фактическим значениям инфляции за соответствующий будущий период мы оценили регрессионные уравнения вида:

$$i_t^N - i_t^M = a + b(\pi_t^n - \pi_t^m) + \sum \gamma_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$i_t^N / i_t = a + b(\pi_t^n - \pi_t^m) + \sum \gamma_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t,$$

где  $\pi_t^n, \pi_t^m$  – средние темпы фактической инфляции за  $n$  и  $m$  месяцев вперед, причем  $n > m$ ;  $i_t$  – спот-ставка (доходность к погашению трехмесячной ГКО–ОФЗ);  $i_t^N - i_t^M$  отражает процентный спред, где  $N > M$ ;  $i_t^N / i_t$  отражает угол наклона кривой доходности ГКО–ОФЗ.

В случае совершенного предвидения оценки коэффициентов должны быть  $a = 0$ ,  $b = 1$ , иными словами, разница в уровне номи-

нальных ставок по двум облигациям с разными сроками до погашения должна быть равна разнице в уровне инфляции за время до их погашения. Реальная ставка процента соответственно принимается постоянной.

Учитывая результаты оценок моделей с коррекцией ошибок, мы ограничимся анализом взаимосвязи между соотношением доходностей облигаций со сроком до погашения, не превышающим один год ( $N \leq 12$ ), и изменением инфляции за период до года ( $n \leq 12$ ).

Таблица 3.10

Результаты анализа взаимосвязи между соотношением доходностей облигаций с разными сроками погашения и изменением инфляции за период между моментами погашения облигаций: оценки коэффициента  $b$  в уравнениях  $i_t^N - i_t^M = a + b(\pi_t^n - \pi_t^m) + \sum \gamma_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$

$$\text{и } i_t^N / i_t = a + b(\pi_t^n - \pi_t^m) + \sum \gamma_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$$

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
	$\pi_t^1 - \pi_t$	$\pi_t^3 - \pi_t$	$\pi_t^6 - \pi_t$	$\pi_t^9 - \pi_t$	$\pi_t^{12} - \pi_t$	$\pi_t^{15} - \pi_t$	$\pi_t^{18} - \pi_t$	$\pi_t^{21} - \pi_t$	$\pi_t^{24} - \pi_t$	$\pi_t^{27} - \pi_t$	$\pi_t^{30} - \pi_t$	$\pi_t^{33} - \pi_t$	$\pi_t^{36} - \pi_t$	$\pi_t^{39} - \pi_t$	$\pi_t^{42} - \pi_t$	$\pi_t^{45} - \pi_t$
январь 1999 г. – май 2008 г.																
Y03M-	0,063	0,074	0,074	0,054												
Y01M	1,486	1,826	0,740													
Y06M-	0,043	0,045	0,016	0,068	0,063	0,063	0,215									
Y01M	0,718	0,775	0,162	1,366	0,974	1,730										
Y09M-	0,010	-0,002	-0,038	0,041	0,054	0,269	0,040	0,045	0,146	-0,024						
Y01M	0,117	-0,023	-0,272	0,582	0,598	1,543	0,562	0,527	1,105	-0,087						
Y12M-	-0,017	-0,035	-0,069	0,021	0,051	0,303	0,017	0,037	0,156	-0,066	0,020	0,054	0,175	-0,081	-0,202	
Y01M	-0,155	-0,337	-0,384	0,238	0,437	1,362	0,190	0,347	0,921	-0,190	0,190	0,449	0,972	-0,310	-0,445	
Y06M-	-0,011	-0,006	0,019	-0,008	0,015	-0,014										
Y03M	-1,165	-0,483	1,210	-0,638	0,990	-0,348										
Y09M-	-0,002	-0,007	-0,008	-0,015	-0,003	-0,003	-0,014	-0,002	-0,001	0,015						
Y03M	-0,185	-0,414	-0,314	-0,817	-0,138	-0,065	-0,748	-0,078	-0,015	0,167						
Y12M-	0,004	0,005	-0,012	0,004	-0,006	-0,012	0,004	-0,005	-0,009	0,040	0,001	-0,001	0,007	0,078	0,021	
Y03M	0,840	0,716	-0,878	0,275	-0,372	-0,242	0,440	-0,463	-0,195	0,463	0,059	-0,048	0,151	0,417	0,141	
Y09M-	0,003	-0,005	-0,021	-0,003	-0,020	0,025	-0,004	-0,018	0,007	0,002						
Y06M	0,509	-0,601	-2,083	-0,347	-1,822	0,656	-0,399	-1,695	0,197	0,038						



Продолжение таблицы 3.10

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Y06M-	0,065	0,090	0,096	0,085	0,075	0,139										
Y01M	1,260	1,852	1,112	2,099	1,379	1,304										
Y09M-	0,070	0,092	0,084	0,079	0,057	0,089	0,066	0,029	0,002	0,195						
Y01M	1,209	1,660	0,855	1,691	0,918	0,731	1,395	0,510	0,025	-1,064						
Y12M-	0,076	0,095	0,076	0,072	0,039	0,034	0,051	0,002	-0,059	-0,322	0,040	-0,026	-0,149	-0,364	-0,618	
Y01M	1,162	1,521	0,687	1,371	0,561	0,247	0,951	0,031	-0,582	-1,594	0,631	-0,361	-1,361	-2,522	-2,466	
Y06M-	0,002	0,005	0,004	0,003	0,001	-0,026										
Y03M	0,198	0,479	0,286	0,243	0,108	-0,666										
Y09M-	-0,002	-0,001	0,007	-0,005	0,006	-0,042	-0,007	0,007	0,031	-0,012						
Y03M	-0,259	-0,065	0,489	-0,356	0,382	-0,830	-0,450	0,447	-0,759	-0,143						
Y12M-	-0,010	-0,008	0,017	-0,017	0,014	-0,047	-0,021	0,014	-0,055	-0,034	-0,010	0,004	-0,049	-0,045	0,066	
Y03M	-1,158	-0,631	1,098	-1,244	0,903	-0,937	-1,485	0,863	-1,173	-0,414	-0,583	0,234	-1,042	-0,601	0,559	
Y09M-	-0,005	-0,011	-0,001	-0,010	-0,001	-0,010	-0,010	-0,013	0,012	-0,010	0,024					
Y06M	-1,208	-2,123	-0,139	-1,860	-0,167	-0,524	-2,322	2,084	-0,693	0,823						
Y12M-	-0,007	-0,009	0,005	-0,014	0,002	-0,026	-0,017	0,003	-0,026	-0,020	-0,019	0,001	-0,014	0,009	0,062	
Y06M	-1,060	-1,011	0,430	-2,236	0,139	-1,041	-2,695	0,256	-1,268	-0,472	-2,613	0,095	-0,696	0,253	1,043	
Y12M-	-0,002	-0,002	0,003	-0,001	0,001	-0,004	-0,001	0,000	-0,006	-0,022	-0,006	0,005	-0,002	-0,006	0,014	
Y09M	-1,049	-0,581	0,760	-0,262	0,165	-0,409	-0,323	-0,067	-0,738	-1,395	-1,404	1,110	-0,284	-0,532	0,727	
Y06M/	-0,002	-0,010	-0,013	-0,017	-0,014	-0,034										
Y03M	-0,114	-0,403	-0,357	-0,667	-0,477	-0,555										
Y09M/	-0,015	-0,018	0,016	-0,027	0,008	-0,050	-0,029	0,011	-0,024	0,034						
Y03M	-0,612	-0,556	0,365	-0,789	0,188	-0,514	-0,795	0,284	-0,311	0,223						



*Продолжение таблицы 3.10*

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Y09M-	-0,010	-0,021	-0,015	-0,025	-0,014	-0,022	-0,029	-0,015	-0,020	-0,020	-0,027					
Y03M	-0,614	-1,085	-0,510	-1,265	-0,569	-0,457	-1,398	-0,626	-0,520	-0,344						
Y12M-	-0,010	-0,020	-0,010	-0,026	-0,015	-0,037	-0,033	-0,019	-0,039	-0,069	-0,031	-0,006	-0,013	-0,007	0,097	
Y03M	-0,573	-0,910	-0,332	-1,174	-0,566	-0,676	-1,435	-0,752	-0,912	-0,788	-1,185	-0,216	-0,307	-0,111	0,764	
Y09M-	-0,005	-0,009	-0,002	-0,014	-0,007	-0,009	-0,012	0,008	0,003	0,006						
Y06M	-0,899	-1,327	-0,204	-1,859	-0,781	-0,485	-1,645	0,890	-0,192	0,176						
Y12M-	-0,004	-0,005	0,005	-0,013	-0,006	-0,021	-0,017	-0,006	-0,025	-0,037	-0,016	-0,001	-0,010	0,002	0,097	
Y06M	-0,678	-0,561	0,436	-1,247	-0,486	-0,776	-1,604	-0,520	-1,188	-0,772	-1,345	-0,041	-0,462	0,064	1,427	
Y12M-	-0,002	-0,002	0,005	-0,002	0,002	0,006	-0,002	0,002	0,002	-0,014	-0,034	-0,001	0,001	0,002	-0,010	0,018
Y09M	-2,581	-2,119	2,269	-0,576	0,491	0,555	-1,494	1,082	-1,500	-2,848	-0,255	0,236	0,436	-0,632	1,383	
Y06M/	0,002	-0,015	-0,033	-0,028	-0,031	-0,055										
Y03M	0,045	-0,366	-0,543	-0,626	-0,588	-0,494										
Y09M/	-0,017	-0,050	-0,042	-0,072	-0,053	-0,106	-0,084	-0,054	-0,087	-0,084						
Y03M	-0,366	-0,865	-0,506	-1,196	-0,726	-0,688	-1,329	-0,757	-0,709	-0,332						
Y12M/	-0,014	-0,045	-0,040	-0,077	-0,066	-0,169	-0,097	-0,075	-0,152	-0,193	-0,079	-0,029	-0,042	0,078	0,648	
Y03M	-0,265	-0,655	-0,399	-1,074	-0,774	-0,925	-1,308	-0,888	-1,050	-0,645	-0,904	-0,321	-0,288	0,342	1,502	
Y18M/	-0,030	-0,044	0,010	-0,069	-0,026	-0,141	-0,092	-0,043	-0,154	-0,264	-0,074	0,005	-0,050	0,012	0,541	
Y03M	-0,515	-0,597	0,093	-0,880	-0,281	-0,702	-1,136	-0,463	-0,967	-0,805	-0,786	0,047	-0,315	0,049	1,130	
Y24M/	-0,021	-0,044	-0,016	-0,077	-0,056	-0,184	-0,100	-0,069	-0,175	-0,241	-0,073	-0,012	-0,044	0,077	0,728	
Y03M	-0,332	-0,554	-0,137	-0,915	-0,564	-0,848	-1,147	-0,699	-1,023	-0,685	-0,721	-0,112	-0,259	0,289	1,441	
Y30M/	-0,027	-0,042	-0,003	-0,071	-0,042	-0,158	-0,085	-0,047	-0,138	-0,148	-0,050	0,017	0,004	0,152	0,792	
Y03M	-0,477	-0,490	-0,027	-0,785	-0,391	-0,673	-0,908	-0,449	-0,740	-0,386	-0,464	0,154	0,022	0,524	1,442	

*Продолжение таблицы 3.10*

	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
УЗ6М /	-0,023	-0,011	0,054	-0,030	-0,063	-0,195	-0,095	-0,063	-0,154	-0,085	-0,058	0,006	0,004	0,205	1,140
У03М	-0,398	-0,141	0,544	-0,346	-0,556	-0,784	-0,968	-0,570	-0,777	-0,190	-0,506	0,050	0,020	0,666	1,805

*Примечание.* Во второй строке указаны значения *t*-статистики.

В соответствии с представленными в *табл. 3.10* результатами полученные оценки коэффициента регрессии процентного спреда для всего рассматриваемого периода являются статистически незначимыми. Исключение составляет лишь один случай для спреда между доходностями 9- и 6-месячных облигаций, но само значение коэффициента существенно отлично от единицы. Статистически значимой оценки угла наклона кривой доходности не получено ни в одном из рассмотренных случаев.

Таким образом, как и в период 1993–1998 гг., результаты оценок противоречат гипотезе Фишера применительно к временной структуре доходности ГКО–ОФЗ. Иными словами, можно выдвинуть две гипотезы относительно характера формирования номинальных ставок по государственным ценным бумагам на российском рынке:

- 1) учитываемые в доходностях облигаций с разными сроками погашения инфляционные ожидания экономических агентов не соответствуют фактическим уровням инфляции, и на различных временных интервалах инвесторы могли получать как «избыточную», так и более низкую по сравнению с ожидаемым уровнем реальную доходность;
- 2) при формировании доходности учитывались другие, нежели инфляционные ожидания, факторы – например, «необходимость» инвестирования в ценные бумаги с определенным сроком до погашения (для вложения пенсионных средств, страховых резервов и т.д.), объемы предложения бумаг с определенным сроком до погашения и т.д.

При исключении из рассмотрения первого подпериода, характеризующегося существенными колебаниями уровня доходности ГКО–ОФЗ, количество значимых оценок коэффициента регрессии процентного спреда не меняется. Однако, как и для всего периода, полученные оценки коэффициента существенно отличны от единицы.

**Влияние шоков денежно-кредитной политики на временную структуру доходности ГКО–ОФЗ.** В рамках данного исследования анализ влияния денежно-кредитной политики на временную структуру доходности государственных облигаций сводится к изучению непосредственного влияния шоков денежного предложения на вре-

менную структуру процентных ставок на основе макроэкономических моделей взаимосвязи между динамикой денежных агрегатов и процентными ставками разной срочности на российском финансовом рынке. При этом, как и в исследовании для периода 1993–1998 гг., будем рассматривать четыре денежных агрегата:

- денежная база в узком определении (МВ);
- денежная масса  $M_0$  (M0);
- денежная масса  $M_2$  (M2);
- широкие деньги (ВМ).

Как и при исследовании инфляционных ожиданий, анализ взаимосвязи между доходностью ГКО–ОФЗ и динамикой денежных агрегатов начнем с оценки соответствующих коэффициентов корреляции, представленных в *табл. 3.11*.

*Таблица 3.11*

**Коэффициенты корреляции между изменениями  
доходности ГКО–ОФЗ к погашению и темпами изменения  
денежных агрегатов**

	<b>МВ</b>	<b>М0</b>	<b>М2</b>	<b>ВМ</b>
d(Y1M)	0,388	0,313	0,382	0,280
d(Y3M)	0,343	0,207	0,331	0,301
d(Y6M)	0,320	0,077	0,286	0,193
d(Y9M)	0,216	-0,044	0,178	0,079
d(Y12M)	0,121	-0,202	0,061	-0,083
d(Y18M)	-0,160	-0,404	-0,186	-0,268
d(Y24M)	-0,061	-0,356	-0,091	-0,208
d(Y30M)	-0,018	-0,364	-0,060	-0,214
d(Y36M)	0,051	-0,279	-0,001	-0,159

Как видно из *табл. 3.11*, изменения доходности средне- и долгосрочных облигаций (со сроком погашения более 12 месяцев) отрицательно коррелированы с приростами всех денежных агрегатов, хотя абсолютные значения коэффициентов корреляции и невелики. Полученные знаки коэффициентов корреляции между длинными сериями ГКО–ОФЗ и всеми денежными агрегатами вызваны, на наш взгляд, влиянием третьих переменных (снижение процентных ставок

по длинным бумагам вследствие роста предложения объема средств для инвестирования в них со стороны Пенсионного фонда РФ на фоне расширения кредитной экспансии банковского сектора и повышения уровня монетизации экономики РФ).

Для коротких ГКО–ОФЗ наблюдаемые значения коэффициентов корреляции несколько отличаются от ожидаемой картины взаимосвязи процентных ставок различной срочности и динамики денежных агрегатов. Как и следовало ожидать, изменения доходности облигаций со сроком погашения до 12 месяцев положительно коррелируют с темпами прироста денежной базы и наличных денег  $M_0$ , однако положительные коэффициенты корреляции наблюдаются и для более широких денежных агрегатов,  $M_2$  и широких денег.

В основе анализа реакции номинальных доходностей ГКО–ОФЗ на шоки денежной политики лежит оценка векторной модели авторегрессии с коррекцией ошибок для темпов прироста четырех денежных агрегатов, темпов роста инфляции и первых разностей номинальных доходностей ГКО–ОФЗ с различными сроками до погашения:

$$\begin{pmatrix} \Delta i_t^n \\ \Delta \pi_t \\ \dot{M}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_p(\Delta i_{t-p}^n) & \Phi_p(\Delta \pi_{t-p}) & \Phi_p(\dot{M}_{t-p}) \\ \Phi_p(\Delta i_{t-p}^n) & \Phi_p(\Delta \pi_{t-p}) & \Phi_p(\dot{M}_{t-p}) \\ \Phi_p(\Delta i_{t-p}^n) & \Phi_p(\Delta \pi_{t-p}) & \Phi_p(\dot{M}_{t-p}) \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \mathbf{a}_i & \mathbf{b}_i & \mathbf{d}_i \\ \mathbf{a}_\pi & \mathbf{b}_\pi & \mathbf{d}_\pi \\ \mathbf{a}_M & \mathbf{b}_M & \mathbf{d}_M \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_1 \cdot CE(\pi) \\ \gamma_2 \cdot CE(i^n) \\ \gamma_3 \cdot CE(M_t) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \\ \delta_t \end{pmatrix},$$

где

$\Delta i_t^n$  – первая разность номинальной доходности ГКО–ОФЗ 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  $t-p$ ;  $\mathbf{a}$ ,  $\mathbf{b}$  и  $\mathbf{d}$  – вектора оцениваемых коэффициентов при лаговых значениях соответствующих переменных для каждого уравнения;  $CE(\bullet)$  – коинтеграционные соотношения;  $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$  – коэффициенты при коинтеграционных соотношениях;  $\varepsilon_t, \eta_t, \delta_t$  – случайные ошибки для каждого из уравнений.

Преимущество такой модели состоит в том, что при оценке реакции процентных ставок на изменение денежного предложения учитываются и изменения инфляции. Графики функций отклика первых разностей номинальных доходностей ГКО–ОФЗ с разными сроками до погашения при положительном шоке денежной политики<sup>1</sup> представлены на *рис. 3.4*. Число лагов, включаемых в модель, определялось из условия:  $p = \sqrt[3]{T}$ , где  $T$  – длина временного ряда.

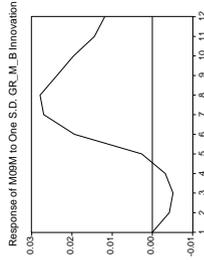
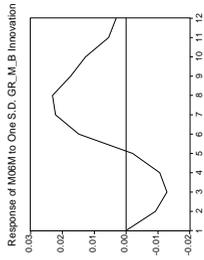
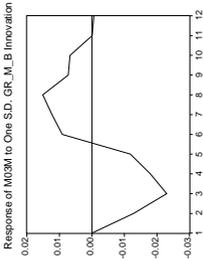
Как следует из представленных функций отклика, из рассматриваемых денежных агрегатов к росту номинальной доходности ГКО–ОФЗ приводит лишь ускорение темпов роста денежной базы, причем этот рост происходит с запаздыванием в 8–9 месяцев. В большинстве случаев функция отклика доходности на колебания денежной базы имеет синусоидальную форму: ставки ГКО–ОФЗ убывают в первые 4 месяца, далее до 8–9 месяцев следует возрастающий участок, после чего на протяжении до одного года ставки снова снижаются. При этом ставки по краткосрочным ГКО–ОФЗ (со сроком до погашения 3 месяца) демонстрируют отрицательный отклик через 11–12 месяцев. Реакция средне- и долгосрочных облигаций по прошествии примерно 1 года после шока также приближается к нулю, но остается положительной.

Реакция доходности ГКО–ОФЗ на ускорение темпов роста более широких денежных агрегатов ( $M_2$  и широких денег) во многом схожа. Во всех случаях положительные шоки денежной политики приводят к снижению номинальных ставок ГКО–ОФЗ, что соответствует так называемому «эффекту ликвидности»: расширение денежного предложения означает рост спроса на облигации как инструмент для размещения дополнительной ликвидности (скорее всего – на короткий период), тогда как последующие инфляционные последствия такого расширения денежного предложения не принимаются во внимание при определении приемлемого уровня доходности.

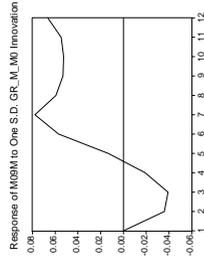
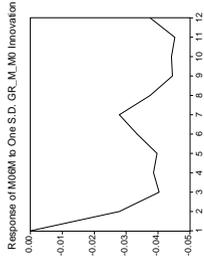
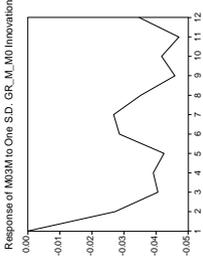
---

<sup>1</sup> Под положительным шоком денежной политики понимается увеличение темпов прироста соответствующего денежного агрегата на величину  $\delta$ , равную одному стандартному отклонению.

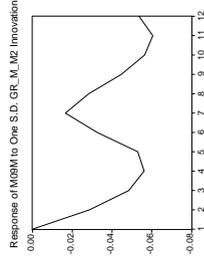
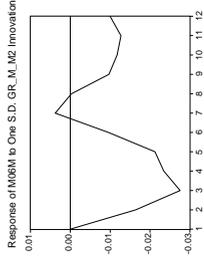
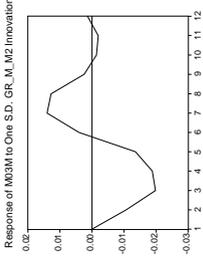
### MB



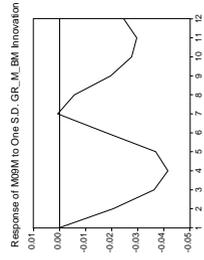
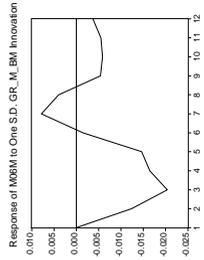
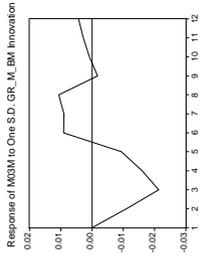
### M0



### M2



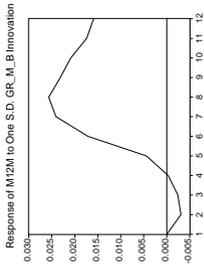
### BM



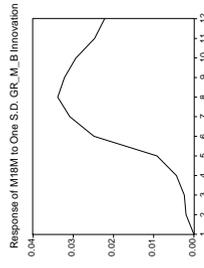
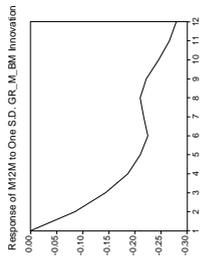
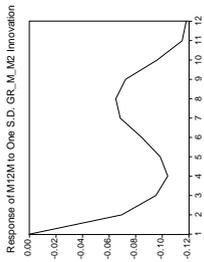
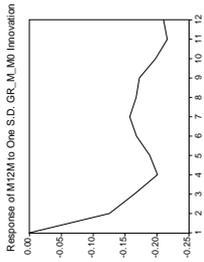
### Y3M

### Y6M

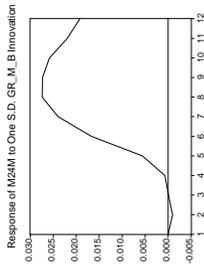
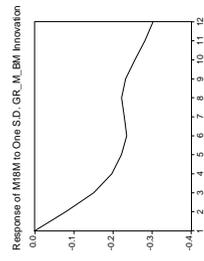
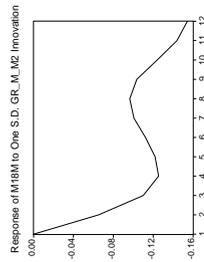
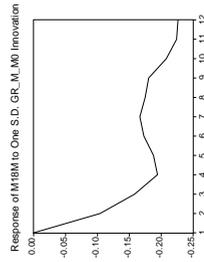
### Y9M



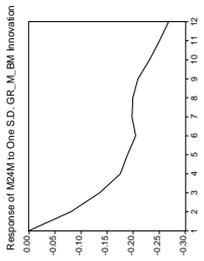
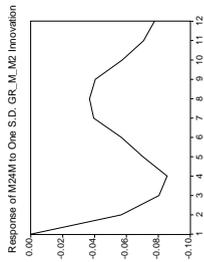
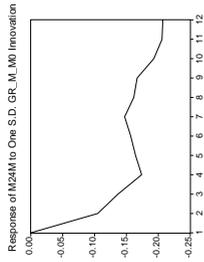
**Y12**  
**M**

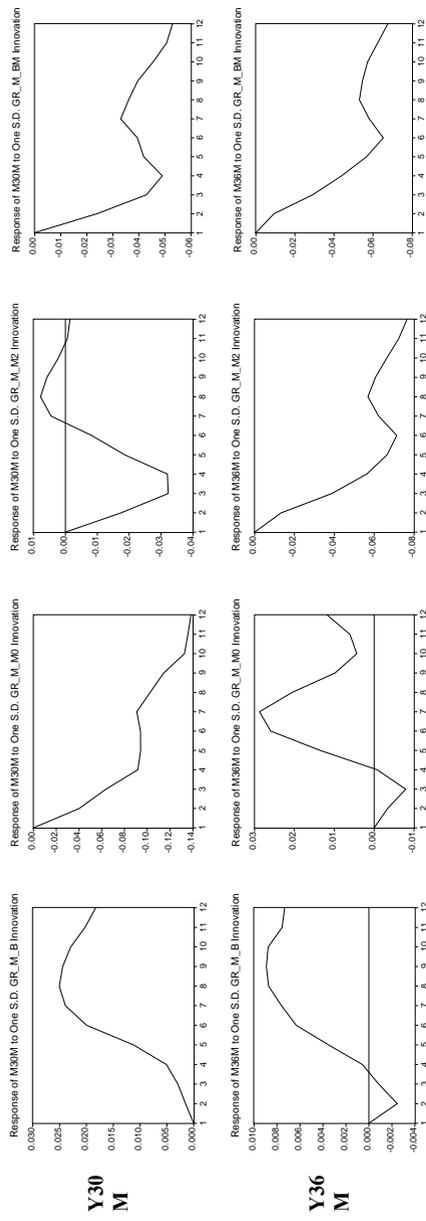


**Y18**  
**M**



**Y24**  
**M**



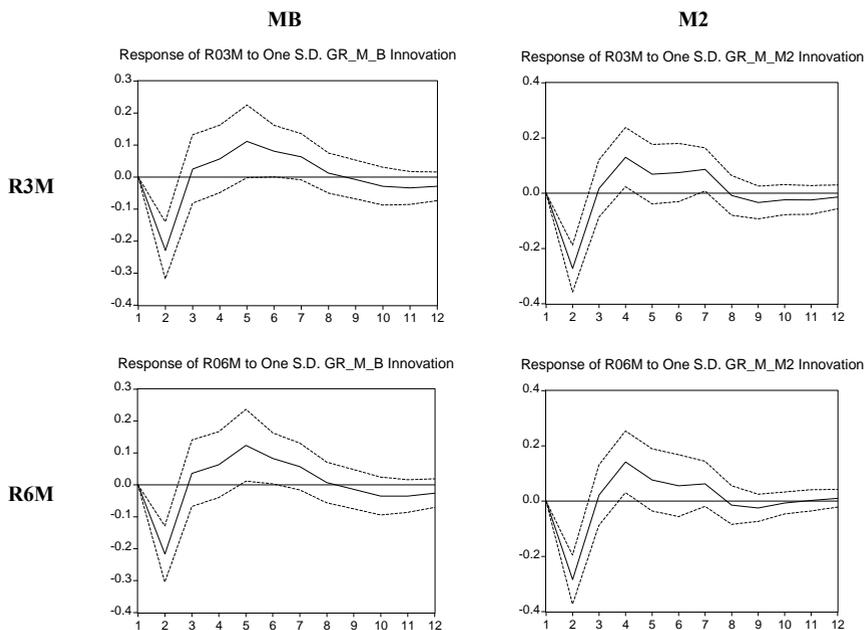


*Рис. 3.4. Графики функций отклика номинальных ставок по ГКО–ОФЗ разной срочности на изменения темпов прироста денежных агрегатов*

При анализе взаимосвязи между динамикой денежных агрегатов и номинальными процентными ставками разной срочности необходимо учитывать тот факт, что рассмотренные зависимости подвержены влиянию и инфляции.

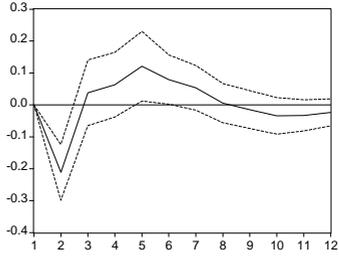
Как было показано выше, учитываемые в номинальных доходностях ГКО–ОФЗ инфляционные ожидания были сильно смещены относительно фактических уровней инфляции, поэтому денежные шоки (имеющие инфляционные последствия) должны были оказывать значимое влияние на уровень реальной доходности, получаемой держателями облигаций.

Для проверки данной гипотезы мы рассматриваем простые векторные авторегрессионные модели, спецификация которых предполагает включение в качестве эндогенных переменных показателей реальной (по текущей инфляции) ставки по ГКО–ОФЗ разной срочности и темпов прироста денежных агрегатов (денежной базы в узком определении (МВ) и денежной массы (М2)). Графики функций отклика для данных моделей показаны на *рис. 3.5*.

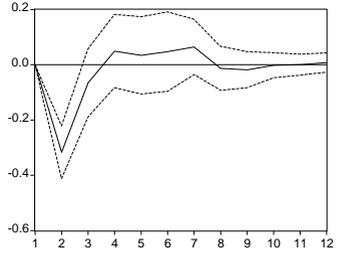


**R9M**

Response of R09M to One S.D. GR\_M\_B Innovation

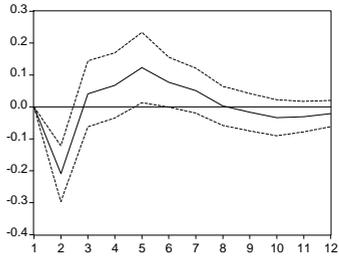


Response of R09M to One S.D. GR\_M\_M2 Innovation

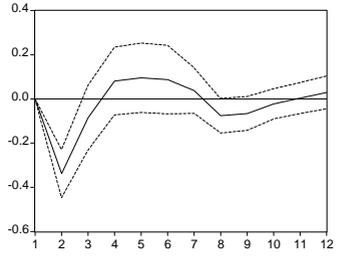


**R12M**

Response of R12M to One S.D. GR\_M\_B Innovation

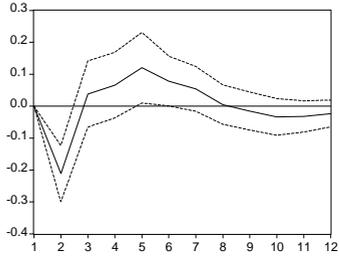


Response of R12M to One S.D. GR\_M\_M2 Innovation

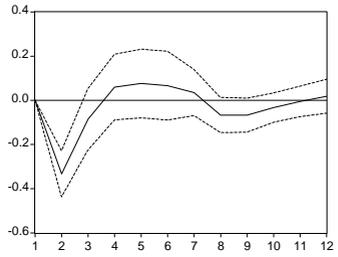


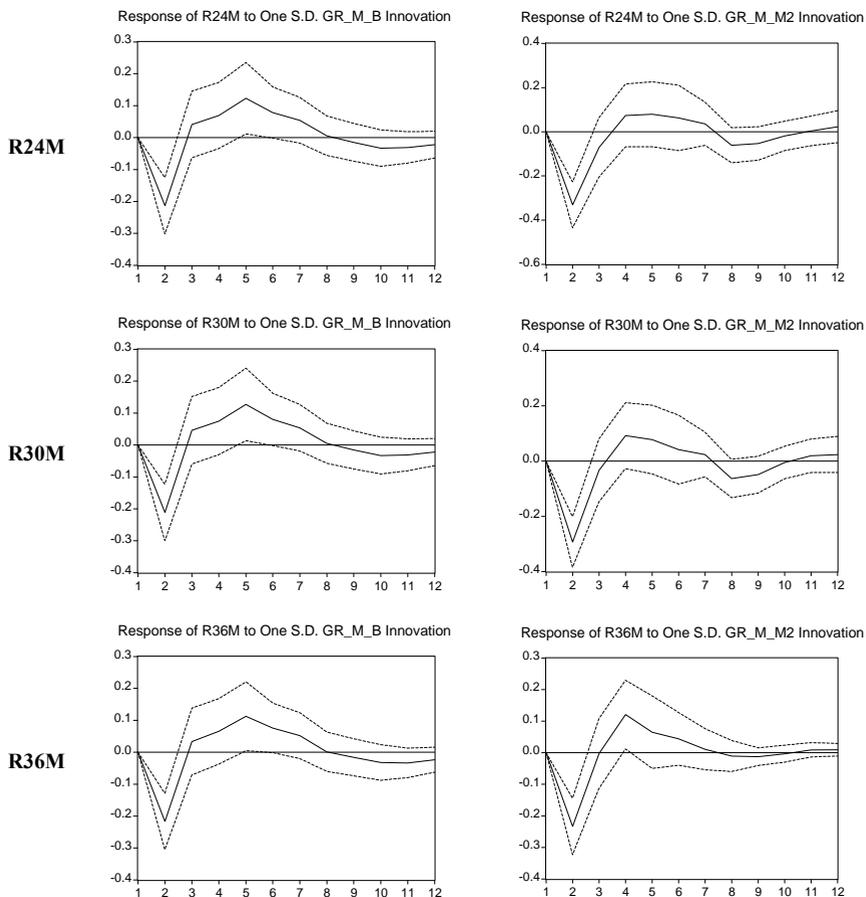
**R18M**

Response of R18M to One S.D. GR\_M\_B Innovation



Response of R18M to One S.D. GR\_M\_M2 Innovation





*Рис. 3.5.* Графики функций отклика реальных (по текущей инфляции) ставок по ГКО–ОФЗ разной срочности на темпы прироста денежных агрегатов

Реакция реальных ставок ГКО–ОФЗ с различными сроками до погашения при шоках денежной политики демонстрирует практически одинаковые результаты: реальные ставки снижаются на протяжении первых двух месяцев, далее до 4–5 месяцев следует участок увеличения доходности; по прошествии 7–8 месяцев реальная до-

ходность практически не реагирует на колебания темпов роста денежных агрегатов.

Для анализа реакции собственно временной структуры номинальной доходности ГКО на шоки денежной политики мы рассмотрели взаимосвязь между динамикой денежных агрегатов (денежной базы и  $M_2$ ) и рядов характеристик временной структуры на основе 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, Синглтона и Блисса (*Dai, Singleton, 1997; Bliss, 1997*)<sup>1</sup>. Для этого мы оценили регрессионные уравнения вида:

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

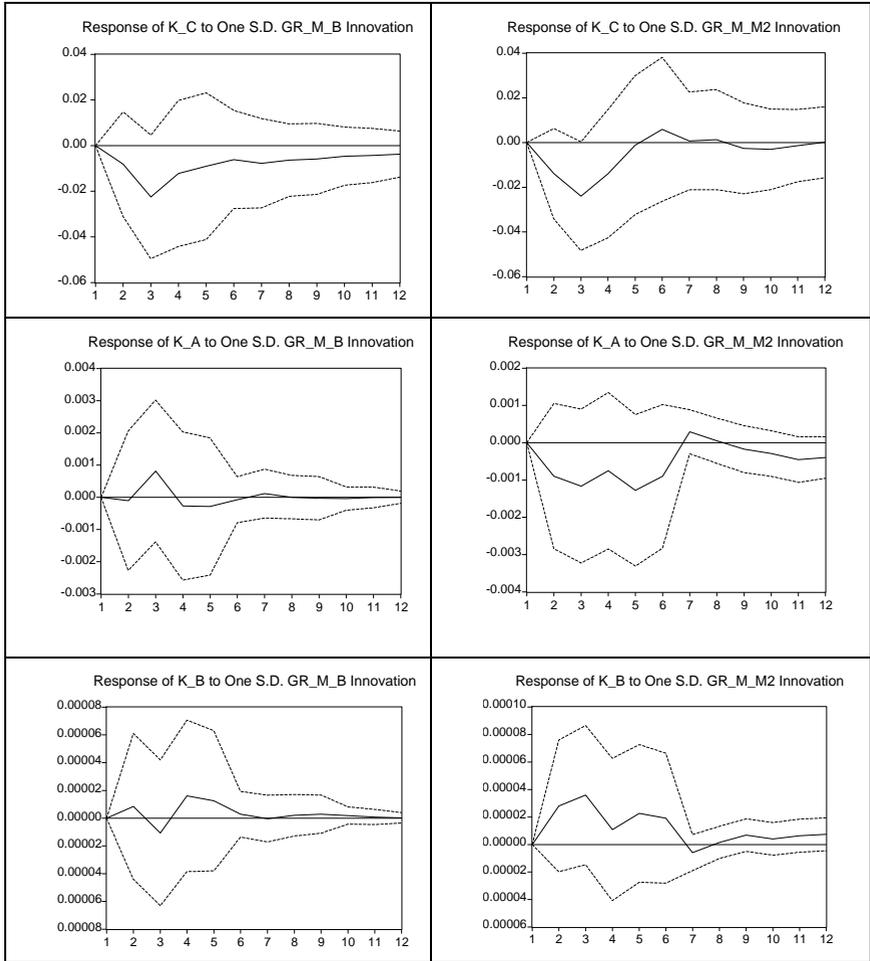
где  $i_m$  – доходность ГКО со сроком до погашения  $m$  в момент  $t$ . Так как для каждого момента наблюдений рассматривается своя кривая доходности, коэффициенты регрессии являются функциями от времени.

Коэффициенты квадратичной аппроксимации  $C(t)$ ,  $A(t)$  и  $B(t)$  рассматриваются как параметры, описывающие кривую доходности в каждый момент. Они 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<sup>2</sup>. Графики функций отклика для данных моделей показаны на *рис. 3.6*.

---

<sup>1</sup> Квадратичная форма кривой доходности выводится в ряде теоретических моделей временной структуры (например, (*Vasicek, 1977*)).

<sup>2</sup> Тест Дикки–Фуллера отрицает гипотезу о наличии единичного корня для всех трех рядов на 95%-м уровне значимости.



*Рис. 3.6.* Графики функций отклика коэффициентов квадратичной аппроксимации  $C(t)$ ,  $A(t)$  и  $B(t)$  на темпы прироста денежных агрегатов

Из полученных оценок следует, что положительные шоки денежной политики приводят к снижению общего уровня доходности: отрицательный отклик  $C(t)$  соответствует отклику номинальных ста-

вок по облигациям. Наклон и кривизна кривой доходности практически не реагируют на шоки денежной политики, что подтверждает результаты, свидетельствующие об отсутствии тесной связи между наклоном и кривой доходности и будущими значениями инфляции.

### 3.4. Проверка гипотезы ожиданий для рынка ГКО

Как было сказано в разделе 1, гипотеза ожиданий (в формулировке рациональных ожиданий) предполагает, 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).

При проверке гипотезы ожиданий мы будем применять те же методы анализа, что и в исследовании для 1993–1998 гг.:

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

**Кoineгpационный анализ.** В основе первого метода проверки гипотезы ожиданий лежит проверка предположения о наличии долгосрочной тенденции к сближению ставок различной срочности, определяемой общим стохастическим трендом<sup>1</sup>, характеристикой которого служит коинтеграционное соотношение между рядами доходности облигаций с различными сроками до погашения. Для оценки числа коинтеграционных соотношений для временной структуры доходности ГКО–ОФЗ мы рассмотрели систему из четырех временных рядов доходности ГКО–ОФЗ со сроками допoгашения от 3 до 12 месяцев. Результаты теста Йохансена на коинтеграцию приведены в *табл. 3.12*.

---

<sup>1</sup> Выбор стохастического тренда определяется нестационарностью временных рядов доходности ГКО различной срочности (см. *табл. 3.3*).

Таблица 3.12

**Результаты теста Йохансена на коинтеграцию (рассматривается система из четырех временных рядов доходности к погашению ГКО–ОФЗ со сроками до погашения от 3 до 12 месяцев)**

Собственные значения	Likelihood Ratio	Критическое значение (5%)	Критическое значение (1%)	Предположительное число КС
<b>январь 1999 г. – май 2008 г.</b>				
(число включенных наблюдений – 97, число лагов – 4)				
0,29389	85,26317	47,21	54,46	0**
0,234416	51,50864	29,68	35,65	≤ 1**
0,209997	25,59841	15,41	20,04	≤ 2**
0,027789	2,733678	3,76	6,65	≤ 3
LR-тест показывает 3 коинтеграционных соотношения на 5%-м уровне значимости				
<b>июль 2003 г. – май 2008 г.</b>				
(число включенных наблюдений – 58, число лагов – 3)				
0,498425	64,15192	47,21	54,46	0**
0,164539	24,13179	29,68	35,65	≤ 1
0,147327	13,70502	15,41	20,04	≤ 2
0,074031	4,461027	3,76	6,65	≤ 3*
LR-тест показывает 1 коинтеграционное соотношение на 5%-м уровне значимости				

\* Отрицание гипотезы на 5%-м уровне значимости.

\*\* Отрицание гипотезы на 1%-м уровне значимости.

Согласно полученным результатам, в период с 1999 г. по май 2008 г. временная структура доходности ГКО–ОФЗ 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. 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.

Вместе с тем рассмотрение более коротких временных интервалов – в частности, с июля 2003 г. по май 2008 г. (период стабильной динамики уровня доходности ГКО–ОФЗ различной срочности) – демонстрирует наличие одного коинтеграционного соотношения, что может рассматриваться как свидетельство в пользу соответствия

временной структуры ставок по ГКО гипотезе ожиданий на данном временном интервале.

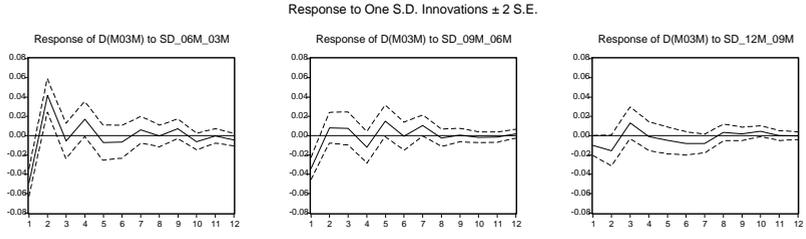
**Оценка векторных авторегрессий.** Второй метод проверки гипотезы ожиданий основан на оценке векторных авторегрессионных моделей первых разностей временных рядов процентных ставок и соответствующих процентных спредов с последующим анализом реакции приращений процентных ставок на изменения спреда. Исходя из имеющихся временных рядов мы рассмотрели следующие модели, включающие доходности к погашению и процентные спреды с совпадающей длительностью:

- модель (1):  $d(Y_t^3), S_t(6;3), S_t(9;6), S_t(12;9)$ ;
- модель (2а):  $d(Y_t^6), S_t(9;3), S_t(12;6)$ ;
- модель (2б):  $d(Y_t^6), S_t(9;3), S_t(12;6), S_t(18;12), S_t(24;18), S_t(30;24)$ ;
- модель (3а):  $d(Y_t^9), S_t(12;3)$ ;
- модель (3б):  $d(Y_t^9), S_t(12;3), S_t(18;9)$ ;

где  $d(Y_t^n)$  – первая разность месячной доходности ГКО–ОФЗ со сроком погашения  $n$  месяцев;  $S_t(n; m)$  – процентный спред  $S_t(n; m) = Y_t^n - Y_t^m$ .

**Функции отклика приращений ставок на изменения процентного спреда в модели (1)  $d(Y_t^3), S_t(6;3), S_t(9;6), S_t(12;9)$**

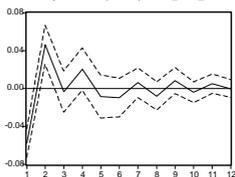
**январь 1999 г. – май 2008 г.**



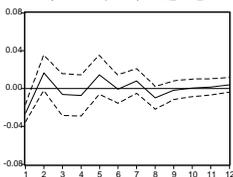
**июль 2003 г. – май 2008 г.**

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

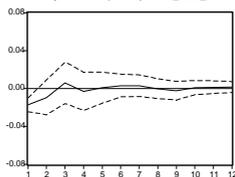
Response of D(M03M) to SD\_06M\_03M



Response of D(M03M) to SD\_09M\_06M



Response of D(M03M) to SD\_12M\_09M

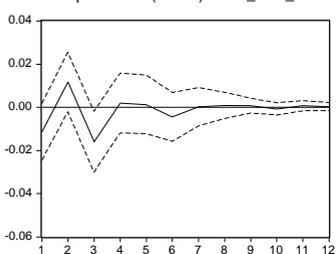


**Функции отклика приращений ставок на изменения процентного спреда в модели (2а)  $d(Y_t^b)$ ,  $S_t(9;3)$ ,  $S_t(12;6)$**

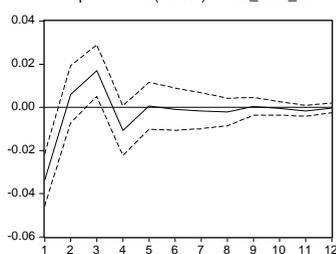
**январь 1999 г. – май 2008 г.**

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

Response of D(M06M) to SD\_09M\_03M



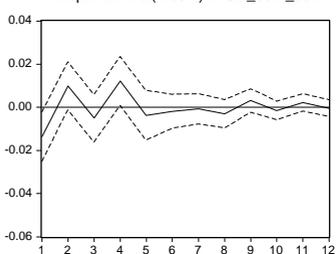
Response of D(M06M) to SD\_12M\_06M



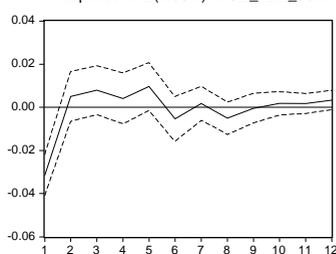
**июль 2003 г. – май 2008 г.**

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

Response of D(M06M) to SD\_09M\_03M



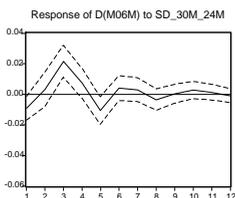
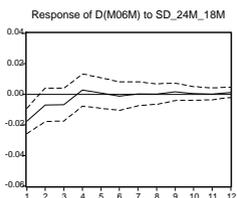
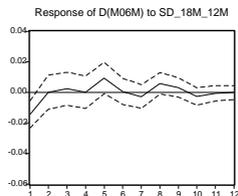
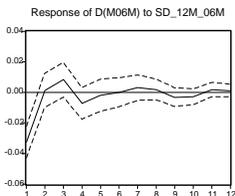
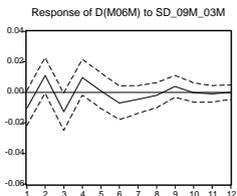
Response of D(M06M) to SD\_12M\_06M



**Функции отклика приращений ставок на изменения процентного спреда в модели (26)  $d(Y_t^6)$ ,  $S_t(9;3)$ ,  $S_t(12;6)$ ,  $S_t(18;12)$ ,  $S_t(24;18)$ ,  $S_t(30;24)$**

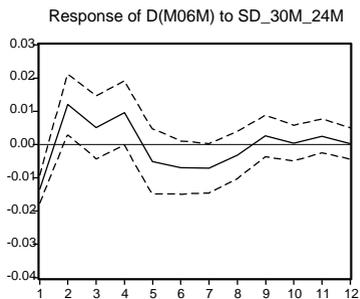
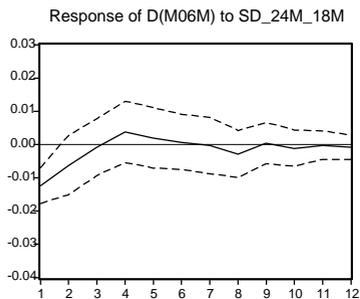
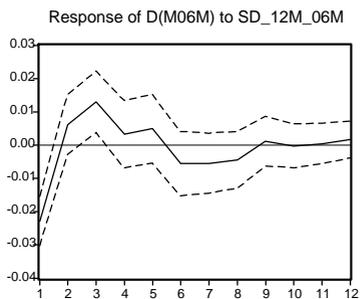
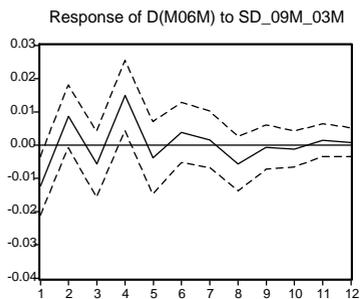
**январь 1999 г. – май 2008 г.**

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



июль 2003 г. – май 2008 г.

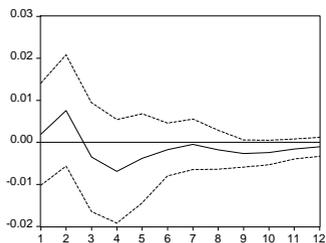
Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



**Функции отклика приращений ставок на изменения процентного спреда в модели (3а)  $d(Y_t^9)$ ,  $S_t$  (12;3)**

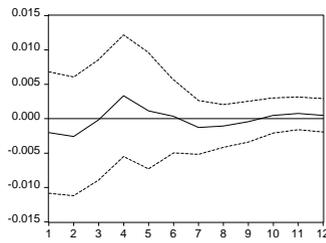
**январь 1999 г. – май 2008 г.**

Response of D(M09M) to One S.D. SD\_12M\_03M Innovation



**июль 2003 г. – май 2008 г.**

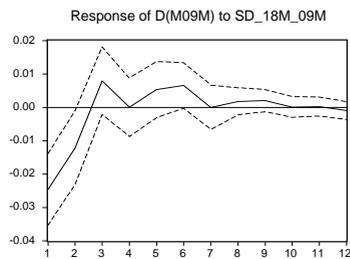
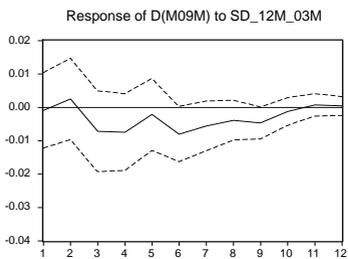
Response of D(M09M) to One S.D. SD\_12M\_03M Innovation



**Функции отклика приращений ставок на изменения процентного спреда в модели (36)  $d(Y_t^9)$ ,  $S_t(12;3)$ ,  $S_t(18;9)$**

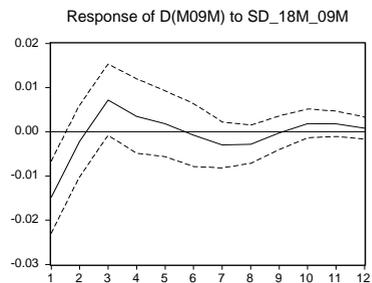
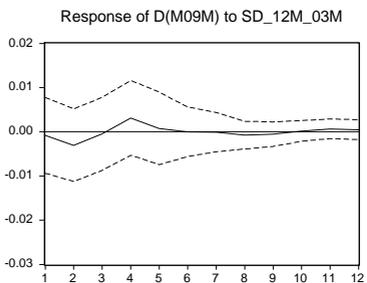
**январь 1999 г. – май 2008 г.**

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



**июль 2003 г. – май 2008 г.**

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



*Рис. 3.7.* Функции отклика приращений ставок на изменения процентного спреда

Оценки векторных авторегрессионных моделей отвергают гипотезу ожиданий для российского рынка государственных ценных бумаг как для всего периода с 1999 г. по май 2008 г., так и для его наиболее стабильного подпериода (начиная с июля 2003 г.). Как видно из приведенных на *рис. 3.7* графиков, значения функций отклика приращений ставок на изменения процентного спреда колеблются вокруг нуля, а оценки коэффициентов при лаговых значениях спредов статистически незначимо отличаются от нуля либо имеют отрицательный знак, что противоречит гипотезе ожиданий.

**Оценка линейных регрессионных уравнений.** В основе данного метода лежит предположение о том, что форвардные ставки могут интерпретироваться как ожидания будущих процентных ставок. Соответственно мы оценивали регрессионные уравнения, имеющие следующую спецификацию:

$$i_{t+\tau}(m) - i_t(m) = \alpha + \beta[f_t(t+n, m) - i_t(m)] + \sum_j \gamma_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t,$$

где  $i_t(m)$  – текущая месячная ставка по ГКО–ОФЗ со сроком до погашения  $m$ ;  $i_{t+\tau}(m)$  – месячная ставка по ГКО–ОФЗ со сроком до погашения  $m$ , наблюдаемая через  $\tau$  недель;  $f_t(t+n, m)$  – текущая форвардная ставка по ГКО–ОФЗ на период  $[t+n, m]$ ;  $n < m$ ;  $\varepsilon_{t-j}$  – скользящее среднее остатков  $j$ -го порядка (включен в модель для устранения автокорреляции в остатках).

Справедливость гипотезы рациональных ожиданий предполагает выполнение условий:  $\alpha = 0, \beta = 1, E(\varepsilon_t) = 0$ , т.е. форвардная ставка равна соответствующей будущей доходности. Результаты соответствующих оценок приведены в *табл. 3.13*.

Таблица 3.13

**Результаты оценки линейных регрессионных уравнений,  
специфицированных в соответствии с гипотезой рациональных  
ожиданий для временной структуры процентных ставок  
(оценки отдельных уравнений)**

Зависимая переменная	Объясняющая переменная	$\alpha^*$	$\beta$	$H_0: \alpha = 0, \beta = 1^{**}$	$R^2$
1	2	3	4	5	6
<b>январь 1999 г. – май 2008 г.</b>					
$i_{t+5}(3) - i_{t+2}(3)$	$f_t(3, 6) - i_{t+2}(3)$	-0,301 -1,320	0,204 1,774	64,93 129,87	0,560
$i_{t+8}(3) - i_{t+5}(3)$	$f_t(6, 9) - i_{t+5}(3)$	-0,130 -0,623	0,098 1,518	166,02 332,03	0,531
$i_{t+11}(3) - i_{t+8}(3)$	$f_t(9, 12) - i_{t+8}(3)$	-0,090 -0,546	0,053 6,531	1382,68 2765,36	0,670
$i_{t+8}(6) - i_{t+2}(6)$	$f_t(3, 9) - i_{t+2}(6)$	-0,824 -4,105	0,572 5,497	51,10 102,20	0,631
$i_{t+11}(6) - i_{t+5}(6)$	$f_t(6, 12) - i_{t+5}(6)$	-0,449 -1,995	0,208 2,562	98,76 197,52	0,546
$i_{t+17}(6) - i_{t+11}(6)$	$f_t(12, 18) - i_{t+11}(6)$	-0,410 -1,833	0,132 2,216	214,31 428,62	0,585
$i_{t+11}(9) - i_{t+2}(9)$	$f_t(3, 12) - i_{t+2}(9)$	-0,739 -3,686	0,468 4,627	56,72 113,44	0,564
$i_{t+17}(9) - i_{t+8}(9)$	$f_t(9, 18) - i_{t+8}(9)$	-0,477 -2,186	0,171 2,429	146,41 292,83	0,493
<b>июль 2003 г. – май 2008 г.</b>					
$i_{t+5}(3) - i_{t+2}(3)$	$f_t(3, 6) - i_{t+2}(3)$	-0,823 -4,810	0,867 5,932	41,44 82,88	0,556
$i_{t+8}(3) - i_{t+5}(3)$	$f_t(6, 9) - i_{t+5}(3)$	-0,807 -4,521	0,844 5,770	40,94 81,89	0,550
$i_{t+11}(3) - i_{t+8}(3)$	$f_t(9, 12) - i_{t+8}(3)$	-0,893 -4,506	0,896 5,507	37,48 74,95	0,544
$i_{t+8}(6) - i_{t+2}(6)$	$f_t(3, 9) - i_{t+2}(6)$	-1,126 -7,511	1,230 8,529	70,54 141,09	0,602
$i_{t+11}(6) - i_{t+5}(6)$	$f_t(6, 12) - i_{t+5}(6)$	-1,162 -7,088	1,212 8,097	67,10 134,20	0,593
$i_{t+17}(6) - i_{t+11}(6)$	$f_t(12, 18) - i_{t+11}(6)$	-0,869 -3,746	0,837 4,351	26,47 52,93	0,639
$i_{t+11}(9) - i_{t+2}(9)$	$f_t(3, 12) - i_{t+2}(9)$	-0,901 -5,295	0,964 6,290	38,51 77,01	0,586

Продолжение таблицы 3.13

1	2	3	4	5	6
$i_{t+17}(9) - i_{t+8}(9)$	$f_t(9, 18) - i_{t+8}(9)$	-0,986	0,974	30,36	
		-4.727	5.422	60.72	0,546

\* Указаны значения коэффициента и  $t$ -статистика.

\*\* Для каждого уравнения указаны значения  $F$ -статистики и статистики  $\chi^2$ .

Полученные результаты в целом противоречат гипотезе ожиданий. Для периода 1999 г. – май 2008 г. оценки коэффициента  $\beta$ , хотя и имеют ожидаемый знак (больше нуля), существенно отличаются от единицы. Таким образом, форвардные ставки содержат некоторую информацию о будущих уровнях доходностей к погашению (изменяются сонаправленно), однако не дают точных прогнозов.

Сокращение рассматриваемого интервала (подпериода с июля 2003 г. по декабрь 2006 г.) приводит к приближению оценок коэффициента  $\beta$  к единице, но в этом случае свободный член практически во всех уравнениях статистически значимо отличается от нуля. Иными словами, мы наблюдаем значимое смещение будущих значений доходностей к погашению относительно прогнозов, определяемых текущими форвардными ставками.

Для повышения эффективности оценок, как и в предыдущих работах (*Энтов, Радыгин, Мау, Синельников и др., 1998; Дробышевский, 1999б*), далее мы оценили регрессионные уравнения как системы одновременных внешне не связанных уравнений (табл. 3.14), что позволяет избежать проблем, связанных с коррелируемостью остатков регрессионных уравнений.

Однако и оценки системы уравнений не дают свидетельств в пользу гипотезы ожидания. Как и при оценивании отдельных уравнений, лучшие результаты получены для подпериода (июль 2003 г. – май 2008 г.): для большинства уравнений 3- и 9-месячных облигаций гипотеза  $\beta = 1$  не отвергается, но во всех случаях форвардные ставки являются смещенными ( $\alpha < 0$ ) оценками будущих спот-ставок. Иными словами, будущие доходности, как правило, оказывались ниже уровня, предсказываемого на основе форвардных ставок, что может объясняться наличием устойчивого тренда к снижению уровня доходности по российским государственным облигациям в условиях ограниченного предложения таких бумаг (в условиях профици-

та федерального бюджета) и высокого спроса на них со стороны компаний, управляющих деньгами Пенсионного фонда РФ.

Таблица 3.14

**Результаты оценки линейных регрессионных уравнений, специфицированных в соответствии с гипотезой рациональных ожиданий для временной структуры процентных ставок (оценки системы уравнений)**

Зависимая переменная	Объясняющая переменная	$\alpha$	$\beta$	$H_0: \alpha = 0, \beta = 1^*$	$R^2$
1	2	3	4	5	6
<b>январь 1999 г. – май 2008 г.</b>					
$i_{t+5}(3) - i_{t+2}(3)$	$f_t(3, 6) - i_{t+2}(3)$	-0,393 -3,464	0,285 4,287	486,28	0,132
$i_{t+8}(3) - i_{t+5}(3)$	$f_t(6, 9) - i_{t+5}(3)$	0,024 0,258	-0,025 -0,897	2230,03	-0,013
$i_{t+11}(3) - i_{t+8}(3)$	$f_t(9, 12) - i_{t+8}(3)$	-0,149 -1,681	0,013 0,835	5891,41	-0,001
$i_{t+8}(6) - i_{t+2}(6)$	$f_t(3, 9) - i_{t+2}(6)$	-0,376 -2,869	0,240 3,434	386,60	0,087
$i_{t+11}(6) - i_{t+5}(6)$	$f_t(6, 12) - i_{t+5}(6)$	-0,080 -0,752	-0,044 -1,571	2270,24	-0,018
$i_{t+17}(6) - i_{t+11}(6)$	$f_t(12, 18) - i_{t+11}(6)$	0,082 0,644	-0,094 -3,216	2540,28	-0,058
$i_{t+11}(9) - i_{t+2}(9)$	$f_t(3, 12) - i_{t+2}(9)$	-0,408 -3,089	0,157 2,280	473,01	-0,009
$i_{t+17}(9) - i_{t+8}(9)$	$f_t(9, 18) - i_{t+8}(9)$	0,005 0,047	-0,118 -3,837	2275,71	-0,056
<b>июль 2003 г. – май 2008 г.</b>					
$i_{t+5}(3) - i_{t+2}(3)$	$f_t(3, 6) - i_{t+2}(3)$	-0,875 -8,473	0,830 10,246	239,86	0,414
$i_{t+8}(3) - i_{t+5}(3)$	$f_t(6, 9) - i_{t+5}(3)$	-0,838 -9,526	0,833 21,689	178,77	0,425
$i_{t+11}(3) - i_{t+8}(3)$	$f_t(9, 12) - i_{t+8}(3)$	-0,942 -12,477	0,864 37,286	258,77	0,400
$i_{t+8}(6) - i_{t+2}(6)$	$f_t(3, 9) - i_{t+2}(6)$	-0,961 -11,587	0,986 23,812	171,64	0,575
$i_{t+11}(6) - i_{t+5}(6)$	$f_t(6, 12) - i_{t+5}(6)$	-1,246 -17,676	1,180 57,074	329,19	0,576

*Продолжение таблицы 3.14*

1	2	3	4	5	6
$i_{t+17}(6) - i_{t+11}(6)$	$f_t(12, 18) - i_{t+11}(6)$	-1,339 -15,633	1,166 30,279	250,99	0,492
$i_{t+11}(9) - i_{t+2}(9)$	$f_t(3, 12) - i_{t+2}(9)$	-1,046 -15,146	1,040 32,003	243,68	0,468
$i_{t+17}(9) - i_{t+8}(9)$	$f_t(9, 18) - i_{t+8}(9)$	-1,089 -13,790	0,959 25,163	226,69	0,375

\* Для каждого уравнения указаны значения статистики  $\chi^2$ .

## **Выводы и рекомендации по экономической политике**

В данной работе были изучены закономерности развития процессов, наблюдавшихся на российском рынке государственных ценных бумаг в 1999–2008 гг. Исследование проводилось на основе анализа реакции рынка на изменения макроэкономических параметров (в частности, инфляции) и на шоки экономической политики (на колебания денежного предложения) путем изучения динамики всей временной структуры процентных ставок по ГКО–ОФЗ. В рамках настоящего исследования были решены следующие основные задачи:

- проведен анализ истории развития рынка ГКО–ОФЗ в 1999–2008 гг., выделены три подпериода, характеризующихся относительно устойчивыми тенденциями на рынке;
- январь 1999 г. – июнь 2000 г. – период восстановления рынка;
- июль 2000 г. – июнь 2003 г. – функционирование рынка в условиях сохранения роли рыночных заимствований как источника финансирования дефицита федерального бюджета;
- июль 2003 г. – май 2008 г. – функционирование рынка в условиях нефискального характера долговых заимствований государства;
- для выбора эконометрических методов проверки рассматриваемых гипотез, объясняющих динамику временной структуры доходностей, проанализированы статистические свойства временных рядов временной структуры ставок по ГКО–ОФЗ;
- изучено соответствие изменений инфляционных ожиданий у участников рынка, выраженных во временной структуре ставок по ГКО–ОФЗ, и динамики индекса потребительских цен;
- проведено исследование процессов, происходящих на рынке государственных ценных бумаг при шоках денежно-кредитной политики, получены статистические оценки реакции процентных ставок на рынке на увеличение денежного предложения;

- изучена адекватность российского рынка государственных облигаций гипотезе ожиданий временной структуры процентных ставок.

Полученные в ходе исследования результаты сопоставлялись с результатами, полученными авторами ранее для рынка ГКО–ОФЗ в 1993–1998 гг.

Как показывают приведенные результаты, на протяжении всего периода временная структура доходности ГКО–ОФЗ имела сложную форму: на коротком конце (до одного года) наклон кривой доходности положителен, далее следует почти горизонтальный участок от 1 до 2,5 года, доходности серий с длительными сроками до погашения снижаются. Такая форма кривой доходности в целом соответствовала и периоду до августа 1998 г. и объясняется тем, что ее короткий и средний сегменты представлены ставками, формируемыми в значительной степени в ходе торгов на рынке с участием многих участников, а доходности по длинным облигациям определяются крупными институциональными инвесторами (Центральный банк РФ в 1993–1998 гг. и Пенсионный фонд РФ – в 2003–2008 гг.).

Динамика волатильности доходности ГКО–ОФЗ с разными сроками до погашения во многом аналогична динамике кривых доходности. Волатильность ставок постепенно снижалась на рассматриваемом периоде вслед за снижением уровня доходности. Как на всем периоде, так и на отдельных подпериодах дисперсия ставок выше на коротком конце (до 1 года) и снижается для длинных серий облигаций. При этом надо отметить, что волатильность длинных ставок (особенно по облигациям со сроком обращения более 2,5 года) испытала наиболее резкое снижение на последнем подпериоде, после того как такие облигации стали покупаться в целях инвестирования пенсионных накоплений.

В ходе данного исследования были получены свидетельства в пользу гипотезы о том, что инфляционные ожидания, учитываемые при формировании номинальных процентных ставок на рынке ГКО–ОФЗ, отчасти соответствуют будущим значениям инфляции. Если в 1993–1998 гг. такие взаимосвязи прослеживались лишь для ставок на срок до 3 месяцев, то в период между кризисами (1998–2008 гг.)

горизонт увеличился. Так, на всем периоде 1999–2008 гг. отмечена очень высокая положительная корреляция между уровнем доходности ГКО–ОФЗ к погашению и будущими темпами прироста индекса потребительских цен для всех предполагаемых временных горизонтов ожиданий, кроме одномесячных облигаций. При этом с увеличением временного горизонта в большинстве случаев увеличивается и значение коэффициента корреляции.

Кроме того, результаты тестов на коинтеграцию свидетельствуют в пользу наличия общего тренда для всех рассмотренных пар будущих приростов ИПЦ и доходностей облигаций на соответствующий период, за исключением доходности облигаций с максимальным (трехлетним) сроком до погашения и будущей инфляции на период в 1 и 3 года, что также интерпретируется нами как подтверждение близости инфляционных ожиданий, учтенных в номинальных ставках по ГКО–ОФЗ, фактическим последующим значениям инфляции.

Более строгий тест на основе оценки регрессий, связывающих первую разность доходности ГКО–ОФЗ определенной срочности и первую разность ряда будущей инфляции за разные периоды, свидетельствует о том, что в основном временной горизонт ожиданий роста цен, учитываемый в текущем уровне номинальной доходности ГКО–ОФЗ, составляет 6–12 месяцев. Для серий со сроком до погашения более 1 года связь между приростами доходности и темпов роста цен в большинстве случаев становится незначимой.

Таким образом, наши результаты в целом показывают, что экономические агенты лишь частично прогнозировали будущие инфляции и учитывали соответствующие ожидания при формировании номинальных доходностей ГКО–ОФЗ. В то же время, как и для 1993–1998 гг., полученные оценки противоречат гипотезе Фишера применительно ко всей временной структуре доходности ГКО–ОФЗ.

Результаты, аналогичные периоду 1993–1998 гг., были получены также и при анализе реакции доходностей по ГКО–ОФЗ с различными сроками до погашения на шоки денежного предложения.

Изменения доходности средне- и долгосрочных облигаций (со сроком погашения более 12 месяцев) отрицательно коррелированы с приростами всех денежных агрегатов, хотя абсолютные значения

коэффициентов корреляции и невелики. Полученные знаки коэффициентов корреляции между длинными сериями ГКО–ОФЗ и всеми денежными агрегатами вызваны влиянием третьих переменных: снижением процентных ставок по длинным бумагам вследствие роста предложения объема средств для инвестирования в них со стороны Пенсионного фонда РФ на фоне расширения кредитной экспансии банковского сектора и повышения уровня монетизации экономики РФ.

В большинстве случаев функция отклика доходности коротких облигаций (со сроком погашения до 12 месяцев) на колебания денежной базы имеет синусоидальную форму: ставки ГКО–ОФЗ убывают в первые 4 месяца, далее до 8–9 месяцев следует возрастающий участок, после чего на протяжении до 1 года ставки снова снижаются. При этом ставки по краткосрочным ГКО–ОФЗ (со сроком погашения 3 месяца) демонстрируют отрицательный отклик через 11–12 месяцев. Реакция средне- и долгосрочных облигаций по прошествии примерно 1 года после шока также приближается к нулю, но остается положительной.

Реакция доходности ГКО–ОФЗ на ускорение темпов роста более широких денежных агрегатов (денежной массы ( $M_2$ ) и широких денег) во многом схожа. Во всех случаях положительные шоки денежной политики приводят к снижению номинальных ставок ГКО–ОФЗ, что соответствует так называемому «эффекту ликвидности»: расширение денежного предложения означает рост спроса на облигации как инструмент для размещения дополнительной ликвидности (скорее всего – на короткий период), тогда как последующие инфляционные последствия такого расширения денежного предложения не принимаются во внимание при определении приемлемого уровня доходности.

Реакция реальных ставок ГКО–ОФЗ с различными сроками до погашения при шоках денежной политики демонстрирует практически одинаковые результаты: реальные ставки снижаются на протяжении первых 2 месяцев, далее до 4–5 месяцев следует участок увеличения доходности, по прошествии 7–8 месяцев реальная доходность практически не реагирует на колебания темпов роста денеж-

ных агрегатов. Данные результаты могут объясняться тем, что в первый момент после расширения денежной массы вследствие «эффекта ликвидности» наблюдается заметное снижение номинальных доходностей, длящееся примерно 1–2 месяца, после чего номинальные доходности восстанавливаются, но рост денежной массы еще не вызвал ускорения инфляции. Доходности длинных облигаций, как было показано ранее, формируются под влиянием факторов, не связанных с инфляционными ожиданиями и краткосрочными колебаниями ликвидности, поэтому у них реакция на денежные шоки отсутствует.

В то же время в работе был получен ряд результатов, заметно отличающихся от выводов по итогам анализа рынка в 1993–1998 гг. Основная часть таких выводов относится к результатам, характеризующим поведение собственно временной структуры (кривой доходности) процентных ставок, а не рядов доходности облигаций с определенным сроком до погашения.

В частности, анализ динамики доходностей ГКО–ОФЗ к погашению и форвардных ставок показывает, что взаимосвязь между рядами этих ставок значительно уменьшилась. Так, если в 1993–1998 гг. статистические тесты не отрицали однородность распределений этих ставок, то на рассматриваемых в данной работе периоде и подпериодах не один из тестов не показал наличия тесных взаимосвязей между данными категориями ставок.

Соответственно проведенные исследования выявили, что выполнение гипотезы ожиданий для российского рынка государственных ценных бумаг отрицается как для всего периода с 1999 г. по май 2008 г., так и для его наиболее стабильного подпериода (с июля 2003 г.).

Единственным свидетельством в пользу справедливости данной гипотезы для рынка ГКО–ОФЗ стало выявление на всем периоде с 1999 г. по май 2008 г. во временной структуре доходности ГКО–ОФЗ трех общих стохастических трендов. Такой результат может означать наличие долгосрочной тенденции к сближению между доходностью ГКО–ОФЗ различной срочности, однако не соответствует требованиям гипотезы ожидания. Вместе с тем рассмотрение более

коротких временных интервалов – в частности, периода с июля 2003 г. по май 2008 г. (периода стабильной динамики уровня доходности ГКО–ОФЗ различной срочности) – демонстрирует наличие лишь одного коинтеграционного соотношения, что может рассматриваться как свидетельство в пользу соответствия временной структуры ставок по ГКО гипотезе ожиданий на данном временном интервале. Для рынка ГКО в 1993–1998 гг. выполнение гипотезы ожиданий получило ряд подтверждений, что свидетельствовало о рациональном рыночном поведении его участников.

Аналогично, отрицательные результаты были получены и при анализе отклика кривой доходности на шоки денежной политики. Статистически значимая реакция была отмечена только для уровня доходности, а наклон и кривизна кривой доходности практически не реагируют на шоки денежной политики.

Наиболее очевидным объяснением невыполнения гипотезы ожиданий на рынке государственных облигаций РФ в 1999–2008 гг. является, на наш взгляд, резкое усиление сегментации рынка, при котором доходности различных серий по отдельности могут содержать рациональные ожидания экономических агентов, однако взаимосвязь в ценообразовании между сериями с разными сроками погашения отсутствует. К сожалению, формальная проверка данной гипотезы требует большого объема информации относительно распределения облигаций между портфелями различных категорий инвесторов, которая не всегда доступна, и не может быть проведена в настоящее время.

Обобщая полученные в данной работе выводы, можно сформулировать следующие рекомендации по использованию информации, содержащейся в процентных ставках по ГКО–ОФЗ и кривых доходностей на рынке государственных облигаций.

1. Динамика и взаимосвязи между показателями рынка ГКО–ОФЗ в 1999–2008 гг. значительно отличаются от тенденций, наблюдавшихся на данном рынке до кризиса 1998 г. При этом во многих случаях отмечается, что формирование уровня и изменение процентных ставок на рынке в меньшей степени соответствуют тому, что следо-

вало бы ожидать при конкурентном рыночном механизме ценообразования.

В целом ожидания участников рынка стали в большей степени соответствовать предположению о рациональном характере, в частности, удлинился горизонт инфляционных ожиданий, повысилась предсказуемость реакции процентных ставок на изменение денежного предложения Банком России. Поскольку рынок ГКО–ОФЗ в значительной степени определяет и уровень процентных ставок на рынках МБК и корпоративных облигаций, денежные власти получают дополнительную возможность оценки последствий своих решений для других сегментов финансового рынка РФ при учете реакции рынка ГКО–ОФЗ на предполагаемые решения в денежной сфере.

2. Рынок стал более сегментированным, соответственно на основе информации, содержащейся в динамике отдельных серий ОФЗ, денежные власти могут более точно просчитывать воздействие своих решений на отдельные группы участников рынка либо использовать данную информацию для мониторинга ожиданий и состояния отдельных категорий инвесторов.

## Список литературы

1. Баринов В., Первозванский А., Первозванская Т. (1999). Политика размещения государственного долга и поведение рынка государственных облигаций. Научный доклад РПЭИ, № 99/05. РПЭИ.
2. Гурвич Е., Дворкович А. (1999). Процентные ставки и стоимость внутренних заимствований в среднесрочной перспективе. Научный доклад РПЭИ, № 99/08. М.: РПЭИ.
3. Дробышевский С. (1999а). Обзор современной теории временной структуры процентных ставок. Основные гипотезы и модели. Научные труды ИЭПП, № 14Р. М.: ИЭПП.
4. Дробышевский С. (1999б). Анализ рынка ГКО на основе изучения временной структуры процентных ставок. Научные труды ИЭПП, № 19Р. М.: ИЭПП.
5. Первозванский А., Баринов В. (1997). Прогнозирование и оптимизация на рынке краткосрочных облигаций // Экономика и математические методы. № 4.
6. Пересецкий А., Ивантер А. (1999). Анализ развития рынка ГКО. Научный доклад РПЭИ, № 99/06. М.: РПЭИ.
7. Шарп У., Александер Г., Бэйли Дж. (1998). Инвестиции. М.: ИНФРА-М.
8. Энтов Р., Радыгин А., Мау В., Синельников С., Трофимов Г., Анисимова Л., Архипов С., Дробышевский С., Золотарева А., Луговой О., Шадрин А., Шкребела Е. (1998). Развитие российского финансового рынка и новые инструменты привлечения инвестиций. М.: ИЭПП.
9. Bierwag G., Grove M. (1967). A model of the term structure of interest rates // Review of Economics and Statistics. № 49. P. 50–62.
10. Blanchard O. (1981). Output, the stock market, and interest rates // American Economic Review. № 71. P. 132–143.

11. Bliss R. (1997). Movements in the term structure of interest rates // *Economic Review* (Federal Reserve Bank of Atlanta). № 82. P. 16–33.
12. Brealey R., Myers S. (1991). *Principles of Corporate Finance*. 4th ed. McGraw-Hill, Inc.
13. Culbertson J. (1957). The term structure of interest rates // *Quarterly Journal of Economics*. № 71. P. 485–517.
14. Cuthbertson K. (1996). *Quantitative Financial Economics*. John Wiley & Sons Ltd.
15. Dai Q., Singleton K. (1997). Specification analysis of affine term structure models. NBER Working paper. 6128.
16. Hicks J. (1946). *Value and capital*. 2nd ed. Oxford: Oxford University Press // Хикс Дж. Стоимость и капитал. М.: Прогресс, 1993.
17. Keynes J. (1930). *Treatise on Money*. NY: Macmillan.
18. Keynes J. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. London: Macmillan & Co. Ltd.
19. LeRoy S. (1982). Expectations models of asset prices: A survey of theory // *Journal of Finance*. № 37. P. 185–217.
20. Lucas R. (1972). Expectations and the neutrality of money // *Journal of Economic Theory*. № 4. P. 103–124.
21. Lutz F. (1940). The structure of interest rates // *Quarterly Journal of Economics*. № 55. P. 36–63.
22. Malkiel B. (1966). *The term structure of interest rates: Expectations and behavior patterns*. Princeton: Princeton University Press.
23. Mascaro A., Meltzer A. (1983). Long- and short-term interest rates in a risky world // *Journal of Monetary Economics*. № 12. P. 485–518.
24. McCafferty S. (1986). Aggregate demand and interest rates: a macroeconomic approach to the term structure // *Economic Inquiry*. № 24. P. 521–533.
25. Meiselman D. (1962). *The term structure of interest rates*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall.
26. Mishkin F. (1997). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*. 5th ed. Addison-Wesley.

27. Modigliani F., Sutch R. (1966). Innovations in interest rate policy // *American Economic Review*. № 56. P. 178–197.
28. Muth J. (1961). Rational expectations and the theory of price movements // *Econometrica*. № 39. P. 315–334.
29. Romer D. (1996). *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill, Inc.
30. Sargent T. (1987). *Dynamic Macroeconomic Theory*. Harvard University Press.
31. Sargent T., Wallace N. (1975). 'Rational expectations', the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule // *Journal of Political Economy*. № 83. P. 241–254.
32. Shiller R. (1990). The term structure of interest rates' in *Handbook of Monetary Economics*, ed. by B. Friedman, F. Hahn. North-Holland. P. 627–722.
33. Stiglitz J. (1970). A consumption-oriented theory of the demand for financial assets and the term structure of interest rates // *Review of Economic Studies*. № 10. P. 321–351.
34. Tobin J. (1978). Monetary policies and the economy: the transmission mechanism // *Southern Economic Journal*. № 44. P. 421–431.
35. Turnovsky S. (1989). The term structure of interest rates and the effects of macroeconomic policy // *Journal of Money, Credit and Banking*. № 21. P. 321–347.
36. Turnovsky S., Miller M. (1984). The effects of government expenditure on the term structure of interest rates // *Journal of Money, Credit and Banking*. № 16. P. 16–33.
37. Vasicek O. (1977). An equilibrium characterization of the term structure// *Journal of Financial Economics*. № 5. P. 177–188.
38. Zhang H. (1993). Treasury yield curves and cointegration // *Applied Economics*. № 25. P. 361–367.

---

*Институтом экономики переходного периода с 1996 года  
издается серия "Научные труды". К настоящему времени  
в этой серии вышло в свет более 100 работ.*

---

*Последние опубликованные работы  
в серии "Научные труды"*

№ 129Р Казакова М.В., Синельников-Мурылев С.Г., Кадочников П.А. *Анализ структурной и конъюнктурной составляющих налоговой нагрузки в российской экономике. 2009.*

№ 128Р С.М. Дробышевский, С.С. Наркевич, Е.С. Пикулина, Д.И. Полевой. *Анализ возможности возникновения «пузыря» на российском рынке недвижимости. 2009.*

№ 127Р Коллектив авторов. *Анализ правил денежно-кредитной политики Банка России в 1999–2007 гг. 2009.*

№ 126Р Коллектив авторов. *Анализ институциональной динамики в странах с переходной экономикой. 2009.*

№ 125Р С. Шишкин, Л. Попович. *Анализ перспектив развития частного финансирования здравоохранения. 2009.*

№ 124Р И. Дежина, В. Киселева. *Тенденции развития научных школ в современной России. 2009.*

№ 123Р Г. Идрисов, Л. Фрейнкман. *Гистерезис в динамике структуры банковских вкладов: исследование для стран СНГ. 2009.*

№ 122Р Трунин П., Каменских М., Муфтяхетдинова М. *Исламская финансовая система: современное состояние и перспективы-вы развития. 2009.*

№ 121Р Коллектив авторов. *Реализация реформы местного самоуправления в Хабаровском крае. 2008.*

№ 120Р Славгородская М., Летунова Т., Хрусталев А. *Анализ финансовых аспектов реализации реформы местного самоуправления. 2008.*

# Для заметок

---

---

**Дробышевский Сергей Михайлович  
Луговой Олег Валерьевич  
Астафьева Екатерина Викторовна  
Буркова Наталья Юрьевна**

**Моделирование временной структуры  
процентных ставок  
по российским государственным  
облигациям  
в 2000–2008 гг.**

*Редактор:* Н. Главацкая, К. Мезенцева  
*Корректор:* Н. Андрианова  
*Компьютерный дизайн:* В. Юдичев

Подписано в печать 22.10.2009  
Тираж 300 экз.

125993, Москва, Газетный пер., 5

Тел. (495) 629–6736  
Fax (495) 697–8816  
www.iet.ru  
E-mail: info@iet.ru

**ISBN 978-5-93255-280-3**

