

Эмпирический анализ формирования доходности на российском рынке государственных ценных бумаг

Родионова А.В., Аршавский А.Ю.

В статье проведен анализ формирования доходности на внутреннем рынке российских государственных ценных бумаг под воздействием широкого спектра макроэкономических характеристик, индикаторов монетарной политики и денежного рынка, внешнеэкономических факторов, а также происходящих в экономике и политике событий в период с 2003 по 2011 гг. Авторами выявлены ключевые детерминанты доходности государственных облигаций различного срока до погашения, а также предпринята попытка оценить долгосрочную траекторию динамики доходности, формируемую на основе сближения с инфляционными ожиданиями.

Ключевые слова: доходность государственных ценных бумаг; государственные облигации; процентные ставки; факторы; чувствительность; анализ; подход; коинтеграция; коррекция ошибок.

Введение

Настоящая статья посвящена эмпирическому анализу взаимосвязей между номинальными доходностями к погашению на внутреннем российском рынке государственных ценных бумаг (ГЦБ) и релевантным набором экономических факторов и характеристик рынка в период с 2003 по 2011 гг.

Динамика доходности государственных ценных бумаг как главного инструмента рынка госдолга является одним из важнейших макроэкономических индикаторов, традиционно играя роль ориентира общего уровня процентных ставок в экономике, индикатора стоимости безрисковых займов и существующих реальных ставок на финансовом рынке, будущих тенденций и изменений в оценке финансовых инструментов.

Гипотезы временной структуры процентных ставок пытаются объяснить взаимное расположение ставок по облигациям с различными сроками до погашения, коррелирован-

Родионова Алена Владимировна – аспирант кафедры фондового рынка и рынка инвестиций НИУ ВШЭ, аналитик лаборатории анализа финансовых рынков (ЛАФР) НИУ ВШЭ. E-mail: rodionova.al@gmail.com

Аршавский Александр Юрьевич – к.э.н., доцент кафедры фондового рынка и рынка инвестиций НИУ ВШЭ. E-mail: aarshavski@hse.ru

Статья поступила в Редакцию в мае 2012 г.

ность номинальных ставок различной срочности, объяснить ту или иную форму кривой доходности. Можно предположить, что нормы доходности облигаций разных сроков изменяются под воздействием общих факторов, причем значимость и сила воздействия внутренних и внешних изменений для них различна. Объективно такими факторами могут являться параметры общеэкономического развития, изменения в фискальной и монетарной политике, ожидания инфляции, воздействие информации с внешних рынков, а также некоторые характеристики самого рынка. В обзорах ситуации на долговых рынках часто встречается объяснение динамики доходности государственных облигаций текущими изменениями в экономических факторах. Наряду с этим перед исследователями встает важный вопрос, является ли динамика доходности по обязательствам суверенного заемщика на развивающихся рынках в определенной степени подверженной влиянию фундаментальных макроэкономических факторов, или же в ней преобладают более конъюнктурные рыночные детерминанты, шоки показателей в развитых экономиках и иные неучтенные источники информации, такие как настроения на рынке, субъективные цели инвесторов либо четкие коррективы государственных регуляторов.

Исследование механизмов и факторов формирования доходности на внутреннем рынке государственных ценных бумаг в России представляется нам актуальным как с целью более глубокого понимания функционирования рынка внутреннего государственного долга, выявления основных детерминант изменений в ключевых сегментах кривой доходности ОФЗ, так и для выработки возможных инвестиционных рекомендаций и предположений относительно эффективности проведения монетарной политики.

1. Краткий обзор литературы

Формирование процентных ставок и спредов процентных ставок на развитых рынках является предметом интенсивных исследований в мировой научной литературе на протяжении длительного времени, однако на развивающихся рынках данное направление начало разрабатываться только с конца 1990-х годов. При этом необходимо отметить, что подавляющая часть работ посвящена анализу доходностей на внешнем рынке госдолга, в то время как рынок государственных облигаций в национальной валюте обращал на себя внимание очень ограниченного числа исследователей.

Эмпирические исследования в области факторного анализа доходности государственных ценных бумаг могут быть в целом подразделены на следующие группы: работы, ориентированные на проверку гипотезы Фишера о влиянии ожиданий инфляции на номинальный процент [11; 12; 29; 34; 36; 42; 43; 47; 49 и др.]; исследования, анализирующие формирование спредов доходности облигаций рынка ГЦБ к безрисковой ставке/спреда EMBI на основе многофакторных регрессий (в основном в странах еврозоны и на развивающихся рынках) [19; 22; 33; 41 и др.], панельных моделей регрессий [13; 15; 16; 25; 27; 36; 39; 43 и др.]; работы, направленные на изучение динамики доходности государственных облигаций определенного срока до погашения в отдельных странах [13; 21; 38; 39 и др.]. В отечественной литературе основная масса работ была посвящена рынку ГКО [3; 4; 9], но более детальный анализ временной структуры доходности российского рынка ГКО-ОФЗ был проведен С.М. Дробышевским [5; 6]. При этом необходимо отметить, что доходности российского рынка ГЦБ срочностью выше трех лет не подвергались исследованию.

Практически все современные исследования, посвященные проверке гипотезы Фишера, основаны на коинтеграционных связях, с учетом, что эффект Фишера – это преимущественно долгосрочное равновесное соотношение. Авторы работы [29], проверяя взаимосвязь между инфляцией и доходностью трехмесячных T-bills Великобритании на протяжении 100 лет (1900–2000 гг.), приходят к подтверждению гипотезы о полном эффекте Фишера; Остерхольм [42] исследует эффект отражения текущей инфляции в доходности государственных облигаций Норвегии и США за длительный период времени (с 1850 г. и с 1956 г. соответственно) и подтверждает гипотезу о полном отражении инфляции в номинальной доходности при предположении об интеграции рядов одного порядка (что эконометрически не подтвердилось). В Китае полный эффект Фишера не подтвердился, как и не были найдены свидетельства в пользу воздействия инфляции на процентные ставки в краткосрочном периоде [36]; результаты оценок для России также противоречат выполнению гипотезы Фишера [5, 6].

В рамках исследований, посвященных анализу формирования спредов доходностей к безрисковой ставке (в ЕС к ставке по 10-летним облигациям Германии, на развивающихся рынках – спреды EMBI), следует выделить работу Эбнера [22], в которой анализируется зависимость спреда доходностей гособлигаций одиннадцати стран Центральной и Восточной Европы от рыночных, фундаментальных и событийных факторов. Автор находит свидетельства значимого воздействия рыночных факторов (инфляции, волатильности, учетной ставки и ликвидности) и гораздо более низкого влияния фундаментальных макроэкономических параметров. В работе [41] было выявлено наличие влияния прироста индекса потребительских цен (ИПЦ), валютного курса, национальной учетной ставки и зарубежной процентной ставки (облигации Германии) на колебания номинальных доходностей в Чехии, Польше и Венгрии. При этом исследователи МВФ [33] при анализе тех же рынков приходят к выводу о наиболее значимом эффекте макроэкономических изменений (инфляции) и отсутствии влияния номинальных ставок Германии.

Исследования на основе анализа панельных данных достаточно широко представлены на развивающихся рынках. В работе [15] опровергается представление о том, что спреды доходностей в странах с формирующимися рынками определяются только рыночными колебаниями на рынках развитых стран, но на них не воздействуют фундаментальные факторы. В результате оценки модели панельных данных по девяти развивающимся странам было выявлено влияние «консенсус-прогноза» реального ВВП, инфляции, а также внешней процентной ставки (Libor). Рыночная переменная (индекс волатильности VIX¹), характеризующая степень неопределенности на финансовом рынке в целом и, следовательно, интерес к рисковому бумагам развивающихся стран (при росте индекса VIX предполагается расширение рискового спреда), оказалась незначимой. Феруччи [26] на основе анализа спредов государственных облигаций 23 стран (1991–2003 гг.) с помощью панельной динамической модели с коррекцией ошибок также подтверждает гипотезу о включении информации о фундаментальных макроэкономических факторах (отношения внешнего долга, дефицита, текущего счета к ВВП) в динамику номинальных суверенных

¹ Индекс, рассчитываемый на Чикагской опционной фондовой бирже (СВОЕ) и отображающий ожидаемую волатильность фондового рынка на протяжении следующих 30 дней на основе опционов на индекс S&P 500 с различными ценами исполнения.

спредов доходности. При этом автор отмечает важную роль, которую играют внешние факторы риска и ликвидности (краткосрочная и долгосрочная ставка в США, индекс S&P 500, разность между доходностью облигаций корпоративного сектора с высоким и низким рейтингами), а также дополнительная информация о «политическом риске, качестве институтов» и других изменениях, которые сложно отразить в модели. Авторы работы [28] в результате исследования спредов в 33 развивающихся странах делают основной акцент на высокой объяснительной силе международных глобальных факторов для колебаний доходности и ограниченной роли фундаментальных макропараметров. Среди таких факторов в краткосрочной и долгосрочной перспективе авторы выделяют индекс волатильности VIX или спред по высокорисковому корпоративному долгу, а также внешнюю процентную ставку как индикатор глобальной ликвидности.

Изучение факторных зависимостей номинальных ставок определенной срочности на основе коинтеграционного анализа позволяет оценить особенности изменений доходности облигаций в долгосрочной и краткосрочной перспективе. Так, Мехра [38; 39] на основе квартальных данных с 1955 по 1994 гг. строит краткосрочную и долгосрочную модели объяснения динамики однолетней и тридцатилетней номинальных доходностей на рынке US Treasuries на основе фундаментальных макроэкономических факторов. Результаты показывают, что основной детерминантой долгосрочной динамики доходности является уровень инфляции (реальный дефицит оказывает очень слабое влияние); монетарные изменения вызывают существенные изменения в краткосрочном периоде. Краткосрочная динамика однолетней ставки отражает более высокую зависимость от изменения реальной ставки Fed Funds и реального ВВП, что демонстрирует более четкое отражение действий монетарной политики ФРС на краткосрочном сегменте кривой доходности.

В исследовании [14] предпринимается попытка объяснить необычно низкий уровень доходности по долгосрочным государственным облигациям США в период с 1986 по 2006 гг. Авторы анализируют и подтверждают влияние традиционных фундаментальных (годовая инфляция, монетарная политика, бизнес-цикл) и менее используемых структурных факторов (объем Treasuries у иностранных держателей в процентах от общего долга), предполагая, что развитие динамики долгосрочных ставок невозможно объяснить только внутренними фундаментальными изменениями в экономике. Как и в работах [38; 39], значимой зависимости от фискальных изменений (размера долга, дефицита) выявлено не было.

В заключение обзора следует остановиться на работах российского научного круга, где выделяются исследования С.М. Дробышевского [5; 6] по доходности определенной срочности на рынке ГКО-ОФЗ до кризиса 1998 г. и в посткризисный период. Автор исследует воздействие макроэкономических параметров, монетарных воздействий и бюджетной политики на изменения в уровне номинальной и реальной доходности. Так, на российском рынке 1990-х годов не было обнаружено существенной зависимости доходности государственных финансовых инструментов от изменений в сфере бюджетной и монетарной политики, но подчеркивался некоторый эффект инфляционных ожиданий и изменения валютного курса. Вторая работа, посвященная более позднему периоду после 1998 г., демонстрирует схожую методику и результаты.

2. Методика исследования воздействия факторов на динамику доходности российских государственных ценных бумаг

2.1. Краткий обзор особенностей развития рынка государственных ценных бумаг

В целях более глубокого понимания основ формирования доходности на рынке ГКО-ОФЗ необходимо определить основные тенденции развития данного сегмента финансового рынка (в особенности после 2002 г.), а также выделить основные экономические факторы и политические изменения, которые, согласно текущей рыночной ситуации, могли вызвать определенную реакцию номинальных ставок за период с 2003 по 2011 гг.

Среди наиболее существенных характеристик состояния рынка ГКО-ОФЗ в данном периоде можно выделить:

1) наличие профицита государственного бюджета (за исключением изменений 2009–2010 гг.) и осторожная политика Минфина России и ЦБ РФ по восстановлению рынка ГКО-ОФЗ, результатом чего стали низкая нагрузка долга на бюджет, выгодное отличие российского государственного долга в плане долговой устойчивости, низкая емкость рынка государственного долга и небольшой прирост долга в номинальном выражении;

2) постепенное подтверждение кредитоспособности России международными рейтинговыми агентствами (до периода кризиса);

3) большая часть крупных государственных участников (ВЭБ, Сбербанк, ПФ РФ и др.) и кредитных организаций в структуре инвесторов рынка ГКО-ОФЗ; незначительное присутствие иностранного капитала в инвестициях в рублевые облигации в исследуемый период (3,4% рыночного портфеля ОФЗ на конец I полугодия 2011 г. [8]);

4) поддерживаемый низкий уровень доходности и результирующая отрицательная реальная доходность на рынке государственного долга с 2002 г. (до середины 2010 г.), в связи с чем ограничивалась заинтересованность инвесторов в рублевых «безрисковых» инструментах;

5) низкая и неоднородная ликвидность инструментов рынка рублевого долга России в результате узкой структуры инвесторов, отрицательной реальной доходности и низкой емкости рынка.

В результате анализа ситуации на рынке ГКО-ОФЗ с 2003 по 2011 гг. определены следующие экономические и политические факторы, предположительно оказывающие влияние на доходности ОФЗ: 1) изменение ИПЦ относительно предшествующего периода и неопределенность в ожиданиях инфляции; 2) изменение ставок МБК и банковской ликвидности; 3) ожидаемое инфляционное давление расширяющейся банковской ликвидности; 4) изменение обменного курса национальной валюты, цен на энергоносители; 5) оценка риска на внешнедолговом рынке; 6) принятие решений относительно погашения внешнего долга Российской Федерации (2005–2006 гг.), заявления политических деятелей.

2.2. Отбор тестируемых факторов

На основе анализа ситуации на рынке ГКО-ОФЗ за 2003–2011 гг., а также изучения научной литературы в области анализа суверенных долговых рынков определяется широкий набор факторов, который может формировать уровень доходности на внутреннем долговом рынке. В табл. 1 приведены основные принципы выделения *более узкого спектра* фундаментальных и рыночных потенциальных факторов воздействия на динамику номинальной доходности рынка ГКО-ОФЗ.

Таблица 1.

Факторы, потенциально оказывающие влияние на доходность ОФЗ

Фактор (актуальный показатель)	Характер влияния	Предполагаемое влияние на доходность ОФЗ
Экономический рост (прирост ВВП)	Влияние общего состояния экономики на все отдельно взятые рынки страны	Обратное
Фискальная позиция (дефицит федерального бюджета)	Высокий дефицит бюджета вызывает большую потребность в средствах у государства, и тем выше становится доходность государственных облигаций	Отсутствует (учитывается наличие итогового годового положительного сальдо (кроме 2009–2010 гг.), а также низкая емкость рынка ГКО-ОФЗ до 2011 г.)
Рост объема государственного долга, емкость рынка (прирост государственного долга)	Участники рынка оценивают рост рисков возможной несостоятельности должника – государства в условиях увеличения емкости внутреннего долгового рынка	Низкая вероятность прямого воздействия (учитывается низкая емкость рынка)
Участие иностранного капитала (доля объема государственных облигаций во владении нерезидентов)	Иностранные инвесторы на внутреннем рынке ГЦБ могут стать важным источником спроса и способствовать росту ликвидности рынка, что предполагает снижение доходности инструментов. Однако рост зависимости от иностранных кредиторов повышает суверенный риск заемщика	Отсутствует (учитывается крайне ограниченное присутствие нерезидентов на рынке ОФЗ после кризиса 1998 г.)
Ликвидность рынка ГЦБ (объем государственных облигаций в обращении)	Рост ликвидности рынка ГЦБ позволяет более свободно совершать сделки с государственными ценными бумагами, снижая требуемую доходность	Обратное
Инфляционные ожидания (прирост индекса потребительских цен)	Свойство инвесторов требовать компенсацию за обесценение актива (выплачиваемого номинала). Ожидания жесткой политики монетарных властей с целью контроля и снижения инфляции в условиях высокой инфляции. Теоретическое обоснование – гипотеза Фишера	Прямое

Продолжение табл. 1.

Фактор (актуальный показатель)	Характер влияния	Предполагаемое влияние на доходность ОФЗ
Валютный риск (изменение курса национальной валюты)	Снижение валютных рисков инвестирования, рост привлекательности рублевых активов. Через изменение инфляционных ожиданий и улучшение государственного баланса оказывается позитивное воздействие на доходности облигаций всех сроков до погашения	Прямое
Ситуация на внешнем рынке (доходность казначейских облигаций США)	Теоретическое обоснование: теория паритета процентных ставок, согласно которой в условиях открытой экономики процентные ставки в разных странах разнятся на обесценение валюты и страновые риски. При этом внешняя процентная ставка может восприниматься как показатель глобальной ликвидности	Прямое
Риск на рынке внешнего долга (спред доходности суверенных еврооблигаций)	Премия за риск по еврооблигациям относительно эталонной безрисковой доходности демонстрирует оценку кредитоспособности суверенного заемщика на внешнем рынке и транслируется в доходности внутреннего рынка ГЦБ	Прямое
Ставка на денежном рынке (межбанковская процентная ставка)	Как ориентир действий монетарной политики и индикатор альтернативных вложений на смежном для рынка ГЦБ денежном рынке в наибольшей степени отражается на доходности кратко- и среднесрочных облигаций	Прямое
Ликвидность банковской системы (остатки на корсчетах и депозиты банков в ЦБ)	Индикатор избыточной банковской ликвидности	Обратное
Эффект ликвидности (прирост денежной массы M2)	Впрыск денежной ликвидности в финансовую систему ведет за собой увеличение спроса на финансовые активы, вызывая падение номинальных ставок в краткосрочном периоде; в среднесрочном периоде это вызовет рост цен и замедление в снижении ставок. Теоретическое обоснование – эффект расширения ликвидности	Краткосрочный период – обратное. Среднесрочный период – прямое

Продолжение табл. 1.

Фактор (актуальный показатель)	Характер влияния	Предполагаемое влияние на доходность ОФЗ
Фактор монетарной политики (учетная ставка ЦБ)	Отражение стратегии монетарной политики (эффект в основном по рынку США)	Отсутствует (предполагается, что на развивающихся рынках учетная ставка не является ключевым индикатором изменений в финансовой сфере, а является производной от экономических процессов)
Эффект монетарной политики (изменение минимальной ставки по операциям РЕПО с ЦБ РФ)	Значимость средней стоимости фондирования банков на денежном рынке, регулирование уровня ликвидности в системе посредством проведения операций РЕПО. ОФЗ на балансе коммерческой организации (банка) отражается как наиболее ликвидный актив, практически не приносящий дохода. Соответственно практика операций на рынке показывает, что низкодходные государственные облигации используются инвесторами как инструменты повышения отдачи на вложенные средства и привлечения ликвидности путем повторения операций РЕПО. Так как затраты на «репование» портфеля гособлигаций ограничиваются уровнем чуть выше минимальной ставки РЕПО против ЦБ, ее рост приводит к пропорциональному повышению требуемой доходности используемых бумаг	Прямое
Нефтяная инфляция (цена на нефть)	Воздействие на международную экономическую ситуацию: поднятие цен на товары потребления, улучшение положения стран-экспортеров, приведение к пересмотру платежного баланса	Обратное
Устойчивость финансовой системы (прирост международных резервов)	Объем ЗВР демонстрирует устойчивость экономики к валютным потрясениям и показывает потенциал возможного укрепления рубля и поддержки финансовой системы	Обратное
Политические и событийные риски (политические и экономические события и заявления)	Оказание влияния на доходности в связи с усилением/ослаблением политических и страновых рисков	Усиление рисков – прямое. Ослабление рисков – обратное

Окончание табл. 1.

Фактор (актуальный показатель)	Характер влияния	Предполагаемое влияние на доходность ОФЗ
Финансовый кризис (информация, получае- мая с рынка, индикаторы волатильности)	Фактическая кризисная обстановка на финансовых рынках отражается в поведении инвесторов: доходности находятся под воздействием настроений беспокойных, более «не любящих» риск инвесторов, что отражается в дополни- тельном росте ставок по практически безрисковым инструментам	Прямое

Таким образом, для исследования были отобраны и разделены на четыре катего-
рии следующие потенциальные детерминанты уровня доходности рынка ГЦБ²: *макро-
экономические* (темпы прироста реального ВВП, изменение ИПЦ, темпы прироста государ-
ственного долга, темпы прироста обменного курса национальной валюты, изменение лик-
видности рынка ГЦБ); *монетарные* (межбанковская процентная ставка, изменение уровня
банковской ликвидности, текущее изменение денежного агрегата M2, инфляционное дав-
ление прироста денежного агрегата M2, изменение минимальной ставки прямого РЕПО);
международные (изменение цены нефти сорта Brent, темпы прироста международных ре-
зервов, доходность зарубежного рынка облигаций (США), спреда между доходностями
суверенной еврооблигации РФ и казначейской облигации США); *событийные* (арест
главы ЮКОСа в 2003 г., победа В. Путина на президентских выборах в 2004 г., информа-
ция о выплате внешнего долга странам-членам Парижского клуба в 2005 и 2006 гг., ми-
ровой финансовый кризис 2008–2009 гг.). В качестве фактора, определяющего динамику
номинальной доходности в долгосрочном периоде, в данной работе рассматривается по-
казатель инфляционных ожиданий в соответствии с гипотезой Фишера³.

2.3. Методика эконометрического анализа и структура исследования

На первом этапе исследования необходимо определить степень интегрированности
исследуемых временных рядов для адекватности всех последующих выводов на основе
оцененных моделей. В связи с особенностями волатильных развивающихся рынков анализ
стационарности проводится с помощью широкого спектра процедур. Соответственно в
данной работе применяются как широко используемые тесты Дики – Фуллера (ADF-Test),
Филипса – Перрона (PP-Test) и Элиота – Ротенберга (ERSP-Test), так и весьма актуальный
для макроэкономических рядов развивающихся стран тест Зивота – Эндрюса [51], учиты-
вающий один эндогенный структурный сдвиг в рядах данных. Последний тест проводится
при принятии гипотезы о нестационарности временного ряда всеми традиционными тес-
тами.

² В работе использовались различные вариации численного представления выделенных фак-
торов, подробнее см. табл. 2 и примечания к ней.

³ Следуя предположениям и выводам Мехра [38; 39], в долгосрочной перспективе экономическая
политика может влиять на номинальную ставку, главным образом, через контроль над инфляцией.

Вторым этапом в работе является оценка формирования долгосрочного уровня номинальных процентных ставок под воздействием инфляционных ожиданий как наиболее объективного фактора динамики доходности в долгосрочном периоде (при условии нестационарности рядов данных). Для этого выполняется ряд коинтеграционных тестов на наличие долгосрочной взаимосвязи между инфляционными ожиданиями и номинальными доходностями: двухэтапный тест Энгла – Грейнджера [23], а также коинтеграционный тест Йохансена [35] и набирающий популярность в последние годы граничный тест ARDL-bounds [45; 46].

Оценка производится с помощью нескольких методик с целью получения наиболее корректного и стабильного результата, при этом тестируется наличие долгосрочного коинтеграционного вектора с различными спецификациями детерминированных параметров:

$$(1) \quad NY_t = \theta + \alpha \pi_t^e + \varepsilon_t,$$

где здесь и далее NY_t – доходность государственной облигации сроком до погашения N ; π_t^e – инфляционные ожидания; $\theta = c$ в спецификации с константой и $\theta = c + \varphi t$ в спецификации с константой и трендом⁴.

Тест Энгла – Грейнджера проводится в два этапа, а именно: 1) оценивается первичная регрессия номинального процента на инфляционные ожидания в уровнях с включением необходимых детерминированных параметров; 2) с помощью теста EG – ADF проверяется стационарность остатков оцененной на первом этапе регрессии. Соответственно, если отвергается гипотеза о наличии единичного корня в остатках регрессии, то доходность и инфляционные ожидания признаются коинтегрированными. Коинтеграционный тест Йохансена на основе VAR-модели является более мощным по сравнению с тестом Энгла – Грейнджера. Количество лагов в тесте определяется как $(p - 1)$, где p – это оптимальное число лагов на основе Lag Length Criteria, выбираемое на основе LR-теста и информационных критериев Акаике (AIC) и Шварца (SIC) (предпочтение отдается критерию AIC). Затем производится оценка всех спецификаций потенциального коинтеграционного вектора, и в случае одновременной 5-процентной значимости Trace и Eigenvalue статистик делается вывод о существовании коинтеграционного вектора соответствующего вида. Граничный тест ARDL-bounds на основе авторегрессионной модели с распределенными лагами имеет преимущества при оценке коинтеграции на короткой выборке, при потенциальной эндогенности переменных и возможной неоднозначности при оценке степени интеграции исследуемых рядов, что особенно актуально для исследований на развивающихся рынках. Для выявления коинтеграции методом МНК оценивается условная модель ARDL с коррекцией ошибок вида:

$$(2) \quad \Delta NY_t = \theta + \beta_1 NY_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-1}^e + \sum_{i=1}^{m-1} \gamma_{y,i} \Delta NY_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \gamma_{\pi^e,j} \Delta \pi_{t-j}^e + u_t.$$

Далее с помощью F-статистики проверяется нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции вида $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ против альтернативной гипотезы вида $H_1: \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0$

⁴ Без тренда в данных в случае отсутствия коинтеграции, поскольку квадратичный тренд в уровне номинальной доходности представляется нереалистичным.

(либо $\beta_1 = \beta_2 = \varphi = 0$ против $H_1: \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \varphi \neq 0$ при анализе коинтеграционного вектора с трендом, где φ – коэффициент при тренде). Рассчитанная F-статистика (тест Вальда) будет обладать особым распределением в случае, если обе переменные являются $I(0)$ или $I(1)$, а также зависеть от количества регрессоров и наличия тренда/константы в уравнении (2). Соответственно на основе критических значений граничного теста ARDL гипотеза об отсутствии коинтеграции принимается, если значение F-статистики окажется ниже нижнего граничного критического значения; аналогично, если значение F-статистики окажется выше верхнего граничного критического значения, то гипотеза об отсутствии долгосрочной взаимосвязи отвергается⁵. Для выбора релевантных лагов первых разностей переменных оцениваются регрессии вида (1) с одинаковой длиной лагов $m = q \leq S$ (S – максимальная длина лагов на основе Lag Length Criteria соответствующей VAR-модели) и выбираются оптимальные модели (m^*, q^*) согласно информационным критериям AIC и SIC (при условии хороших тестов на автокорреляцию в остатках).

По результатам коинтеграционных тестов делается вывод о наличии/отсутствии долгосрочного стохастического тренда в рядах номинальной доходности и инфляционных ожиданий. В случае подтверждения наличия коинтеграционного соотношения оценивается равновесный коинтеграционный вектор – уравнение долгосрочной динамики доходности в уровнях – на основе двух моделей: модели VECM по результатам теста Йохансена с учетом выбранной спецификации коинтеграционного вектора и модели ARDL (m, q) вида

$$(3) \quad NY_t = \theta + \sum_{i=1}^m \gamma_{y,i} NY_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_{\pi^e,j} \pi_{t-j}^e + v_t.$$

Здесь главный акцент делается на корректном выборе необходимого количества лагов (преимущество отдается критерию AIC вследствие большей вероятности отсутствия автокорреляции в остатках, так как он склонен выбирать более длинные лаги), а также адекватных свойствах оценок, получаемых при работе с моделью. Равновесным долгосрочным соотношением принимается выражение вида

$$(4) \quad NY_t = \beta + \alpha \pi^e \text{ (спецификация без тренда)}$$

либо вида

$$(5) \quad NY_t = \beta + \delta t + \alpha \pi^e \text{ (спецификация с трендом),}$$

где $\beta = \frac{c}{1 - \sum_{i=1}^{m^*} \gamma_{y,i}}$, $\delta = \frac{\varphi}{1 - \sum_{i=1}^{m^*} \gamma_{y,i}}$, $\alpha = \frac{\sum_{j=0}^{q^*} \gamma_{\pi^e,j}}{1 - \sum_{i=1}^{m^*} \gamma_{y,i}}$, m^* и q^* – оптимальная длина лагов по моде-

ли (2).

Значимость коэффициентов при переменных в коинтеграционном векторе согласно тесту Йохансена оценивается на основе t-статистик; для оценки значимости коэффициентов в уравнении на основе модели ARDL применяется Δ -метод.

⁵ Критические значения для обоих случаев взяты из [46].

Главным этапом в проведенном исследовании является моделирование краткосрочной динамики номинальной доходности российских государственных ценных бумаг с добавлением корректирующего параметра – стационарной ошибки долгосрочного равновесного соотношения с инфляцией в предыдущем периоде (в случае его существования). Указанная ошибка рассчитывается как

$$(6) \quad NY_{t-1} - \beta - \alpha \pi_{t-1}^e \text{ (спецификация без тренда)}$$

либо

$$(7) \quad NY_{t-1} - \beta - \delta t - \alpha \pi_{t-1}^e \text{ (спецификация с трендом)}$$

и в уравнении долгосрочного уровня номинального процента по модели Йохансена обозначается *COINTEQ* (рассчитывается автоматически в эконометрическом пакете Eviews). По модели ARDL ошибка обозначается как *ECT_ADL* (рассчитывает вручную). Таким образом, многофакторные модели в первых разностях, объясняющие краткосрочные изменения в уровне номинальной доходности, имеют вид

$$(8) \quad \Delta NY_t = c + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + \sum_{i=k+1}^K \beta_i x'_i + \lambda COINTEQ_t + \varepsilon_t$$

либо

$$(9) \quad \Delta NY_t = c + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + \sum_{i=k+1}^K \beta_i x'_i + \lambda ECT_ARDL_{t-1} + \varepsilon_t,$$

где x'_i – дамми-переменные событийных факторов; x_{it} – три другие категории исследуемых факторов, охарактеризованные нами выше; *COINTEQ* (*ECT_ADL*(–1)) – параметр коррекции ошибок долгосрочного равновесия с инфляционными ожиданиями выбранной спецификации согласно модели VECM (модели ARDL). Возможным недостатком оцениваемых моделей являются широкие доверительные интервалы оцениваемых коэффициентов при факторах в условиях ограниченной выборки и достаточно широкого набора факторов.

Коэффициент λ при параметре коррекции ошибок отклонения от долгосрочного равновесия с инфляцией говорит о скорости сближения уровня доходности к долгосрочному тренду в связи с отклонением от него в предыдущем периоде. По результатам оценки выбираются модели с наиболее качественной спецификацией в соответствии с объясняющей силой, информационными критериями AIC и SIC, стандартной ошибкой регрессии и удовлетворительными характеристиками остатков.

Результатом оценки многофакторных моделей является выделение экономических изменений, внешних воздействий, политических событий, влияние которых, при совместном учете, оказывалось наиболее весомым и существенным в формировании доходности государственных облигаций различных сроков до погашения. Принимая во внимание объективную сложность моделирования изменений финансовых переменных, специфику «нерыночности» рынка российского госдолга, а также результаты проанализированных ранее исследований, мы предполагаем удовлетворительным уровень объяснения дисперсии зависимой переменной в диапазоне 40–70% (по R^2 норм.).

3. Оценивание и интерпретация полученных результатов

3.1. Обзор входящих данных

В качестве объясняемого показателя доходности на рынке государственных ценных бумаг принят показатель *бескупонной доходности*, рассчитываемый на ММВБ на основе сделок вторичных торгов с государственными облигациями⁶. Использование бескупонной доходности позволит определить особенности динамики номинальных ставок различной срочности, а также элиминировать купонный эффект, характерный для традиционной доходности к погашению. В целях объяснения флуктуаций по всей длине кривой доходности и определения различий в воздействии различных факторов на динамику ставок различной срочности в исследовании анализируются доходности облигаций пяти сроков до погашения (1 (SR), 3, 5 (MR), 10, 15 (LR)⁷ лет), представленные на рис. 1.

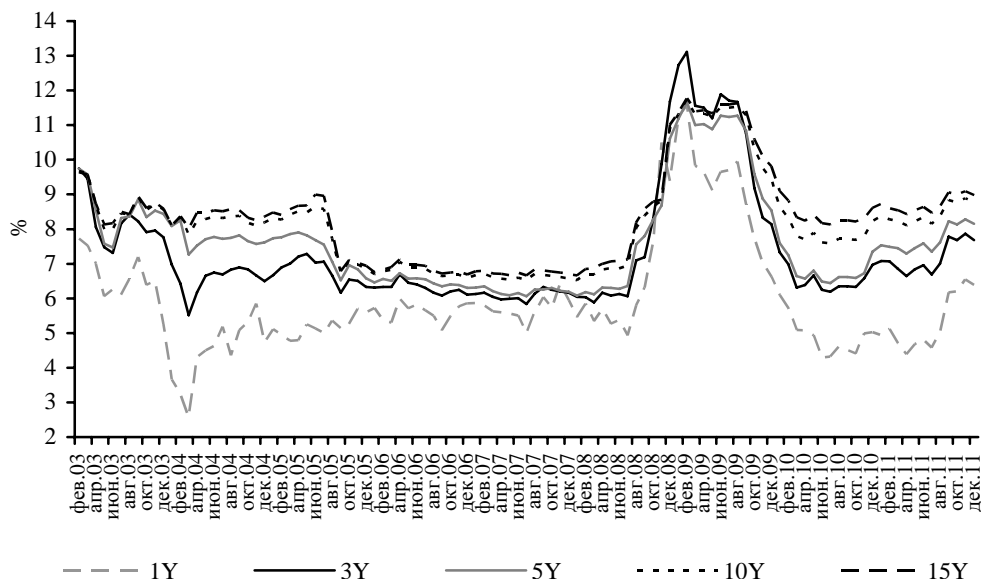


Рис. 1. Доходности государственных ценных бумаг Российской Федерации

Период исследования обусловлен доступностью данных по расчетным бескупонным доходностям на рынке ГКО-ОФЗ, а также предположением о возвращении роли ориентира рыночных процентных ставок рынку государственных ценных бумаг после 2002 г. и определен временным интервалом с марта 2003 г. по декабрь 2011 г. (107 наблюдений, далее размер выборки корректируется согласно необходимому числу лагов). Следует отметить,

⁶ Расчет производится на бирже ММВБ по модели Нельсона – Сигеля с корректировками на особенности ликвидности российского рынка госбумаг, более подробно см. [1; 2].

⁷ SR – краткосрочный сегмент, MR – среднесрочный сегмент, LR – долгосрочный сегмент.

что период мирового финансового кризиса намеренно не исключается из периода исследования с целью проанализировать поведение доходности по финансовым инструментам суверенного заемщика в период финансовой нестабильности, а также для получения максимально возможного размера выборки (что очень актуально для коротких рядов, доступных на развивающихся рынках).

Наиболее релевантные вариации макроэкономических, монетарных и внешнеэкономических факторов определяются на основе логического и корреляционного анализа.

В табл. 2⁸ представлена подробная расшифровка используемых в эмпирическом исследовании параметров и их вариаций. Все используемые переменные имеют месячную размерность (на конец месяца⁹, если не указано иное), переменные выражены в процентах либо процентных пунктах.

Таблица 2.

Описание переменных

Описание переменной	Обозначение	Описание переменной	Обозначение
Номинальная доходность N-го срока до погашения (изменение), п.п.	(Δ)YN	Темп прироста среднемесячных спот-цен на Brent, %	Δ BRENT_M
Темп прироста реального ВВП*, %	Δ GDP_R	Темп прироста международных резервов, %	Δ RES_REL
Темп прироста реального госдолга, %	Δ DEBT_R	Доходность 10-летних Treasuries США (изменение), %	(Δ)UST10Y
Темп прироста объема ГКО-ОФЗ в обращении, %	Δ OFZ_LIKV	Спред доходности еврооблигации Russia30 и 10-летних Treasuries США (изменение), %	(Δ)PREM_30
Темп прироста обменного курса (на основе официального курса USD/RUR), %	Δ USD	Проблемы с ЮКОСом (07.2003) (= 1)	DBLIP_03
Ср. темп прироста обменного курса за один месяц вперед, %	Δ USD0_1	Переизбрание В.В. Путина президентом РФ (03. 2004) (= 1)	DBLIP_04

⁸ В качестве альтернативных показателей экономического роста рассматривались приросты индекса промышленного производства (недостаток – охват только пяти отраслей) и отклонение реального ВВП от его тренда с использованием фильтра Ходрика – Прескотта; принимались во внимание емкость рынка ОФЗ по отношению к ВВП, приросты фьючерсов на нефть сроком на один и два месяца, вариации ожидаемых изменений курса валюты, реальный курс обмена валюты, межбанковские ставки различной срочности, прирост реального долга и др. В качестве альтернативной меры восприятия риска в мировой экономике (вместо импульсных дамми и кризисной дамми-переменной) в оценку также включался индекс волатильности VIX. Улучшения в оценке и построении моделей не фиксировалось.

⁹ Это обусловлено следующим: во-первых, месячная размерность позволяет использовать в анализе макрофакторы, исчисляемые в основном помесечно и поквартально; во-вторых, данные на конец месяца позволяют избежать излишней автокоррелированности в остатках, а также отражают воздействие всей полученной информации в соответствующем месяце.

Окончание табл. 2.

Описание переменной	Обозначение	Описание переменной	Обозначение
Однопериодное скользящее среднее годового прироста ИПЦ (изменение), %	$(\Delta)\pi^e$	Погашение внешнего LR-долга (09.2005) (= 1)	DBLIP_05
Среднемесячная ставка MIACR сроком на один месяц (изменение), %	$(\Delta)MIACR_M$	Ожидание погашения внешнего LR-долга (08.2005) (= 1)	DBLIP_05_EXP
Минимальная ставка прямого РЕПО (изменение), %	$(\Delta)REPO$	Погашение внешнего LR-долга (09.2006) (= 1)	DBLIP_06
Темп прироста денежной массы (M2) за месяц, %	$\Delta M2$	Изменение срзм. темпа прироста M2 за 3 месяца, 6 месяцев назад**, п.п.	DM2_4_7
Кризисные изменения (07.2008–12.2009) (равны 1 при превышении средней доходности облигацией сроком N за кризисный период)	DUMN	Изменение уровня банковской ликвидности (остатки на корсчетах и депозиты банков в Банке России), %	$\Delta CORDEP$

Примечания. * Темпы прироста измеряются как $\left(\frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \right) \cdot 100\%$, темпы в виде разности логарифмов не приносят улучшений в характеристики оцениваемых моделей. ВВП рассчитывается как кумулятивный показатель за предшествующие 12 месяцев, реальные показатели дефлируются по ИПЦ (01.2003 = 100%).

** Исчисляется как $dm2(n-k) = \left(\frac{M2_{t-n}^{1/k-n}}{M2_{t-k}} - 1 \right) \cdot 100\%$, в соответствии с [10].

Простой анализ исторической парной корреляции отражает умеренно высокую положительную взаимосвязь номинальных доходностей государственных облигаций и показателя инфляционных ожиданий, изменения курса национальной валюты к доллару США в текущем месяце и девальвационными ожиданиями на месяц вперед, темпом прироста денежного агрегата M2, одномесечной межбанковской ставкой (MIACR), минимальной ставкой РЕПО против ЦБ РФ в текущем месяце, изменением международных резервов, а также приростом спот-цен нефти сорта Brent как изменения месячной «нефтяной инфляции». Показатели прироста реального долга и реального ВВП отличаются низкой и незначимой корреляцией с номинальными ставками, что предполагает отсутствие значимости в оцениваемых далее моделях. Однако мы все же включим эти переменные в дальнейший эмпирический анализ как фундаментальные макроэкономические детерминанты.

Отдельно следует охарактеризовать показатель инфляционных ожиданий, потенциально закладываемый в уровень номинальных доходностей на рынке ГЦБ. В эмпирических исследованиях распространено использование следующих параметров: индексы на основе опросов экономических агентов, прошлые значения инфляции (на основе концепции адаптивных ожиданий), фактические текущие и будущие значения инфляции

(на основе концепции абсолютного предвидения), которые отражают рациональность экономических агентов, спреда относительно индексированных на уровень инфляции ценных бумаг [12; 24; 38; 49; 50]. Принимая во внимание нераспространенность индексов ожиданий роста цен на развивающихся рынках и их низкую информативность, в данной работе мы будем придерживаться «комбинационного» подхода рациональных и адаптивных ожиданий, основанного на сглаживании уровня инфляции для отражения вперёдсмотрящей и прошлой информации по инфляции [17; 51]. Соответственно в качестве прокси инфляционных ожиданий экономических агентов используется скользящее среднее фактических уровней инфляции с горизонтом в один месяц (одно опережение и один лаг)¹⁰.

Данные получены из баз данных интернет-сайтов ЦБ РФ (cbr.ru), Минфина России (minfin.ru), агентства Прайм-TACC (prime-tass.ru), US department of the Treasury (ustreas.gov), Росстата (www.gks.ru), баз данных Reuters и Bloomberg. Производные ряды для моделей сконструированы А. Родионовой. Сезонное сглаживание рядов не проводится в целях уменьшения искаженности данных на небольшой выборке.

3.2. Проверка стационарности

Проведенные тесты на наличие единичного корня в исследуемых временных рядах (см. табл. П2 в Приложении) приводят к следующим результатам.

1. Всеми тестами единогласно утверждается нестационарность рядов бескупонных доходностей государственных облигаций сроком на один год, три и пять лет, минимальной ставки прямого РЕПО, премии за риск на рынке внешнего долга и показателя инфляционных ожиданий. В то же время тест с учетом возможности структурных сдвигов (ZA) оставляет сомнения в наличии единичного корня в рядах долгосрочных номинальных процентных ставок и доходности 10-летних казначейских облигаций США. Наиболее спорными оказываются характеристики ряда межбанковской процентной ставки на один месяц, тесты по которому демонстрируют наиболее сбивчивые результаты. Но учитывая динамику ряда и специфику финансовых временных рядов, мы принимаем все перечисленные переменные как нестационарные и включаем их в модели в первых разностях.

2. Исследуемые переменные, не перечисленные в п. 1, всеми традиционными тестами на стационарность (AFD, PP, ERSP) признаются стационарными и входят в модели в первоначальном виде.

Следовательно, большинство оцененных моделей (за исключением коинтеграционных регрессий) содержат зависимую переменную доходности и нестационарные факторы в виде первых разностей, интегрированных первого порядка $I(1)$.

3.3. Коинтеграционные взаимосвязи

Как было указано выше, тестирование формирования долгосрочного уровня доходности на рынке государственных ценных бумаг под воздействием инфляционных ожи-

¹⁰ В качестве альтернативных мер инфляционных ожиданий на основе корреляционного анализа был выбран ряд показателей (годовая инфляция в текущем месяце, годовая инфляция в предыдущем месяце, среднее геометрическое годовой инфляции за последние 12 месяцев), но результаты оцениваемых далее моделей улучшены не были.

даний проводится с помощью коинтеграционных тестов Энгла – Грейнджера, граничного теста ARDL и теста Йохансена на основе векторной авторегрессии. Согласно результатам, приведенным в табл. 3, эффект долгосрочного влияния инфляционных ожиданий прослеживается для доходности краткосрочной облигации (один год) и наиболее ликвидного среднесрочного сегмента кривой доходности (три года)¹¹. Доходность государственных ценных бумаг сроком до погашения более трех лет не имеет долгосрочной стохастической взаимосвязи с переменной инфляции, что говорит об инерционности ее движения.

Таблица 3.

Результаты тестов на наличие коинтеграции

	Граничный тест ARDL-bounds		Тест Энгла – Грейнджера		Тест Йохансена	
	$F(m^* - 1, q^* - 1)$		T-stat.		Trace-stat/ Max-Eigen-stat	
	Const	Const + trend(r)	Const	Const + trend	Lags ($p - 1$)	
1 год	F(4,4)=3,219 (AIC) ^a F(1,1)=4,53 (SIC) ^a	F(7,7)=9,009(AIC) ^c F(1,1)=4,7907 (SIC) ^b	-2,942	-3,947*	7	35,544/ 30,498
3 года	F(2,2)=5,162 (AIC) ^b F(1,1)=5,536 (SIC) ^b	F(2,2)=6,526 (AIC) ^c F(1,1)=7,774 (SIC) ^c	-2,598	-3,643*	5	25,906/ 20,086
5 лет	F(5,5)=4,31 (AIC) ^a F(1,1)=3,895 (SIC) ^a	F(5,5)=5,132 (AIC) ^b F(1,1)=5,916 (SIC) ^c	-2,496	-2,701	5	-/-
10 лет	F(2,2)=2,68 (AIC) ^a F(1,1)=2,441 (SIC) ^a	F(2,2)=4,613 (AIC) ^a F(1,1)=5,343 (SIC) ^c	-2,314	-2,597	5	-/-
15 лет	F(2,2)=2,707 (AIC) ^a F(1,1)=2,54 (SIC) ^a	F(1,1)=5,082 ^b (AIC/SIC)	-2,171	-2,485	5	-/-

Примечания. ARDL-bounds тест: пятипроцентные критические значения границ для $k = 1$ равны 4,94 (I(0))/5,73 (I(1)) (const) и 4,68 (I(0))/5,15 (I(1)) (const + trend(r)) [46]. Лаги m^* , q^* выбраны на основе информационных критериев AIC и SIC. ^a F-статистика ниже пятипроцентной нижней границы теста, ^b F-статистика в диапазоне пятипроцентных границ теста, ^c F-статистика выше пятипроцентной верхней границы теста.

Тест Энгла – Грейнджера: пятипроцентные критические значения статистик равны -3,37 (const) и -3,42 (const + trend) [31]. Количество лагов в тесте (не приводится) выбирается на основе подхода t-статистики по пятипроцентной значимости последнего лага по убыванию от максимального лага, макс. лаг равен 8 [30]. * – гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергается на пятипроцентном уровне значимости.

¹¹ Результаты тестов ARDL-bounds для процентных ставок по облигациям со сроками до погашения свыше трех лет расцениваются как неосновополагающие для подтверждения коинтеграции между исследуемыми переменными на фоне результатов других тестов, а также вследствие положительного результата только на основе лагов по критерию SIC, увеличивающих вероятность наличия автокорреляции в остатках модели, что является очень важным параметром для корректности коинтеграционного граничного теста ARDL.

Тест Йохансена: приведены статистики, подтверждающие наличие коинтеграции между переменными в единственном случае – при наличии константы и тренда в коинтеграционном векторе. Количество лагов выбрано на основе Lag length Criteria по информационным критериям AIC и SIC.

При этом очень важно отметить, что коинтеграция подтверждается только при включении в тестируемый коинтеграционный вектор трендовой составляющей, что не является традиционным при исследовании эффекта Фишера. Получается, что с течением времени равновесная доходность по суверенным долговым обязательствам все сильнее превышает закладываемую инфляционную премию в долгосрочном периоде, т.е., вероятно, увеличивается оценка риска, не связанного с инфляционным давлением или недооценкой инфляционных ожиданий, которым нивелируется их возможное снижение. Такой результат может свидетельствовать о наличии существенного влияния неучтенных долгосрочных детерминант доходности на российском рынке ГЦБ, к примеру, реальной ставки по операциям РЕПО с Банком России. Тем не менее необходимо иметь в виду, что инфляционные ожидания оценивались как скользящее среднее фактических приростов ИПЦ с периодом в один месяц, соответственно, тренд в уравнении номинальной доходности может также говорить о превышении реальных инфляционных ожиданий над оцененным прокси, закладываемым в модель, что можно объяснить недоверием экономических агентов к способности денежных регуляторов стабилизировать или снизить прирост цен в экономике. Предложенная аргументация полученных результатов представляет собой направление для дальнейшего развития исследования.

Далее проводится оценка долгосрочного соотношения между инфляцией и номинальными доходностями срочностью один год и три года согласно модели ARDL (m, q) и модели VECM (p) (см. табл. 4).

Обе представленные модели демонстрируют схожие результаты: коэффициент долгосрочной подстройки номинальных процентных ставок к инфляции (α) положителен и значим для исследуемых доходностей, но гипотеза Фишера в сильной форме не выполняется – менее 70% от величины инфляционных ожиданий закладывается в норму доходности в долгосрочном периоде. При этом отмечается незначительный рост коэффициента при росте срока до погашения, т.е. можно предположить более четкое отражение будущей инфляции в более длинных ставках. Но если обратить внимание на уменьшающуюся и становящуюся незначимой с ростом срока до погашения константу в первой модели (модель VECM не позволяет оценить значимость константы), то мы видим меньший эффект инфляции на более долгосрочной доходности – 53%.

Трендовая составляющая долгосрочного уровня номинального процента значима во всех спецификациях моделей. Этот факт и невысокий уровень подстройки номинальной доходности к инфляционным ожиданиям подтверждает сделанные ранее предположения о природе такого результата, а именно возможности воздействия других «неинфляционных» факторов на формирование долгосрочного уровня инфляции (например, вынужденность инвестирования в бумаги с минимальным кредитным риском Пенсионным фондом РФ и т.д.), либо необходимости переоценки фактора инфляционных ожиданий. Это же может служить результатом неэффективного управления уровнем инфляции в краткосрочном периоде, поскольку начинает колебаться воздействующая на реальный сектор экономики реальная ставка процента.

Соответственно, на данном этапе мы делаем вывод об умеренном воздействии инфляции на формирование долгосрочного тренда в доходностях государственных ценных

бумаг, проявляющемся на краткосрочном и среднесрочном (три года) сегментах кривой доходности.

Таблица 4.

Оценка долгосрочного соотношения в уровнях

Доходность	Выбор лагов	β	δ	α
Модель ARDL $((m-1, q-1), AIC)$				
1 год	(7,7)	-3,15** (1,518825)	0,0398* (0,007294)	0,626* (0,113202)
3 года	(2,1)	-1,99 (2,2707)	0,0385* (0,012425)	0,666* (0,166917)
			0,029996* (0,007559)	0,526* (0,043018)
Модель VECM на основе теста Johansen $(p-1)$				
1 год	7	-3,73	0,0429* (0,0069) [-6,22161]	0,678* (0,10694) [-6,33768]
3 года	5	-2,52	0,0433* (0,00985) [4,38272]	0,693* (0,14778) [4,69103]

Примечания. В модели ARDL число лагов выбирается в соответствии с информационным критерием AIC, стандартные ошибки оцениваются по Δ -методу; в модели VECM число лагов выбирается в соответствии с результатами теста Йохансена, стандартные ошибки оцениваются по t-статистике.

*, ** – значимость на однопроцентном и пятипроцентном уровнях соответственно.

3.4. Общая модель краткосрочной динамики номинальных процентных ставок

Оценка формирования номинальных процентных ставок различной срочности под воздействием исследуемого ряда факторов в краткосрочном периоде проводится посредством построения наиболее эффективной модели множественной регрессии с добавлением параметра балансировки долгосрочного равновесного соотношения с инфляционными ожиданиями в прошлом периоде.

В первоначальные спецификации моделей входят все выделенные категории факторов. Следует отметить, что переменные в модель включались в зависимости от их корреляции между собой (к примеру, факторы внешней процентной ставки UST10Y и страновой премии за риск PREM_30 включались в различные спецификации моделей). По результатам оценки долгосрочного равновесия в спецификации моделей для доходностей срочностью один год и три года включаются три соответствующие вариации коррекции ошибок (по методике ARDL-bounds и VECM).

В табл. 5 представлены результаты оценки предпочитаемых моделей, наиболее качественно отражающих восприимчивость номинальной бескупонной доходности к происходящим изменениям (за исключением незначимых факторов при проверке всеми необ-

ходимыми тестами). Оцененные регрессионные модели обладают удовлетворительными тестовыми характеристиками, что говорит о достаточной устойчивости и адекватности полученных оценок.

Таблица 5.

**Результаты оценки краткосрочной динамики
номинальной доходности**

	$\Delta 1Y$	$\Delta 3Y$	$\Delta 5Y$	$\Delta 10Y$	$\Delta 15Y^a$
DBLIP_04	-0,8714***	-0,8123*	-0,9508*	-0,4731**	-0,3267*
DBLIP_05			-0,3936***	-1,0356*	-1,2667*
DBLIP_05_EXP				-0,6975*	-0,8954*
DUMN		0,5921*	0,3334*	0,3572*	0,3394*
ECT1_ARDL(-1)	-0,1103*				
ECT3_ARDL_C(-1)		-0,1341*			
$\Delta \pi^e$			0,1532**	0,1396**	0,1271**
ΔUSD	0,0930*	0,0551*	0,0287*		
$\Delta USD0_1$				0,0381*	0,0475*
DM2_4_7	0,0542**	0,0333*			
$\Delta REPO$	0,8524*	0,8403*	0,6471*	0,3991*	0,3652**
$\Delta MIACR_M$	0,0735***	0,0833*	0,0413***	0,0352***	
$\Delta M2$	-0,0343**				
$\Delta PREM_30$			0,1155***	0,1051**	0,0965***
DREPO(-4)	0,7120*	0,5047*	0,4818*	0,338*	0,2863**
DREPO(-1)	-0,9946*	-0,2677**	0,5558*	0,6054*	0,6133*
DCPIYYAV(-7)	-0,3455**	-0,3298*	-0,1857*	-0,1467**	-0,1329*
DREPO(-2)			0,348**	0,4281*	0,4489*
DPREM_30(-5)			-0,1383**	-0,126**	-0,1487*
DPREM_30(-4)			-0,2933*	-0,2407*	-0,2501*
DNY(-1)			-0,1569*	-0,2577*	-0,2642**
D1Y(-7)	0,2116*				
Adjusted R-squared	0,5604	0,7642	0,642	0,6757	0,6858
S.E. of regression	0,4368	0,2358	0,2306	0,2059	0,2017
F-statistic	12,3587	32,7549	12,7149	13,7596	15,2598
Prob(F-statistic)	0	0	0	0	0
Akaike info criterion	1,2943	0,0526	0,0509	-0,168	-0,2171
Schwarz criterion	1,6088	0,341	0,4703	0,2776	0,2024
P-value (LM-test($\chi^2(1)$))	0,0877	0,5907	0,2534	0,4837	0,3129
P-value (LM-test($\chi^2(4)$))	0,5516	0,3949	0,8021	0,9382	0,8044
P-value (ARCH-LM ($\chi^2(1)$))	0,1012	0,21	0,6246	0,1806	0,0703
P-value (B-P-G test)	0,1042	0,2353	0,4523	0,1742	0,0163

Примечания. *, **, *** – значимость на одно-, пяти- и десятипроцентном уровнях соответственно.

^a Ошибки в виде Newey-West (HAC); LM-test(N): тест Breush-Goudfry (H₀: автокорреляции в остат-

ках нет до лага N включительно); ARCH-LM – тест ARCH (H_0 : условной гетероскедастичности нет до лага 1); B-P-G test: тест Breush-Pagan-Godfrey (H_0 : остатки гомоскедастичны).

Главный вывод из итоговых моделей состоит в отсутствии значимого влияния основных международных факторов (цен на нефть, объема золотовалютных резервов, внешней процентной ставки в США) на доходность государственных рублевых облигаций, а также в высокой подверженности рынка государственных ценных бумаг ситуации на денежном рынке и монетарным изменениям. Отмечается, что воздействие динамики ставки МБК на долгосрочные облигации снижается практически в два раза по сравнению с краткосрочным сегментом рынка внутреннего государственного долга, а для доходности облигаций со сроком 15 лет до погашения воздействие становится несущественным.

Как и предполагалось, основные фундаментальные факторы (фискальная позиция, прирост объема внутреннего долга, экономическая активность) не оказывают значимого воздействия на динамику доходности государственных рублевых облигаций. В то же время подтверждается вывод о важном влиянии информации по девальвационным рискам текущего месяца; более существенную информационную составляющую в изменение доходности долгосрочных облигаций вносит изменение обменного курса в будущем месяце.

Отрицательность и значимость коэффициента при лаге параметра коррекции ошибок долгосрочного равновесия доходности с инфляцией подтверждает наличие сближения инфляции и номинальной доходности ОФЗ срочностью один и три года. При этом корректировка долгосрочного соотношения доходности с инфляцией, полученного на основе модели ARDL, наиболее четко отражается в краткосрочной динамике номинального процента в соответствии с критериями качества полученных моделей¹². Очевидно, что с ростом срока до погашения доходность лучше приспосабливается к инфляционным шокам в долгосрочном периоде, сокращая разрыв между текущим уровнем и равновесным уровнем в два раза через шесть месяцев¹³ (для одного года) и пять месяцев (для трех лет) с момента шока. Отсутствие долгосрочной связи с инфляцией для более долгосрочных доходностей можно интерпретировать как то, что доходность ценных бумаг свыше пяти лет до погашения в меньшей степени формируется под воздействием макроэкономических факторов; ожидания роста цен на столь долгую перспективу не имеют фактического значения и поэтому не закладываются в динамику долгосрочного сегмента кривой доходности ГЦБ. Это говорит о высокой степени неопределенности, имеющей место на российском финансовом рынке. Кроме того, отсутствие коинтеграции с инфляцией свидетельствует о вероятной нестационарности долгосрочной реальной процентной ставки, теоретически предполагаемой постоянной и не зависимой от действий монетарной политики.

На более коротком сегменте кривой доходности в качестве краткосрочной детерминанты выступает инфляционное давление расширения денежной массы (при имеющейся балансировке долгосрочного равновесия с инфляционными ожиданиями). Для более длинных доходностей весь инфляционный эффект покрывается влиянием прироста инфляции в краткосрочном периоде: всплеск инфляции на 1% в текущий месяц приводит к росту доходности на 15,3–12,7 б.п. Полученный результат утверждает невысокую роль ожидаемого прироста ИПЦ в формировании текущей динамики номинальной доходности.

¹² Оценку альтернативных моделей с коррекцией долгосрочного равновесия по методикам VECM и ARDL с константой и трендом см. в табл. ПЗ в Приложении.

¹³ Рассчитывается как $\log(0,5)/\log(1 + \lambda)$.

Кроме потенциального инфляционного эффекта роста денежной массы, эффект монетарной политики оценивается посредством включения в модель краткосрочной динамики процентных ставок изменения действующей процентной ставки Банка России, а именно ставки по операциям РЕПО с Банком России. Краткосрочная доходность отражает динамику управляемых ЦБ краткосрочных ставок денежного рынка, свидетельством чему является максимальный коэффициент прироста доходности однолетней облигации при изменении минимальной ставки РЕПО, по которой монетарный регулятор предоставляет ликвидность банковскому сектору. С ростом срока до погашения государственных облигаций эффект этого влияния существенно сокращается и закладывается в доходности, предположительно, на основе гипотезы ожиданий.

Отсутствие значимой связи с изменением доходности казначейских облигаций на рынке США может быть вызвано сильным воздействием кризисного периода с июля 2008 г., когда инвесторы на фоне общей напряженной ситуации на долговых рынках старались перенести средства в наиболее «безрисковое убежище», которым считались казначейские облигации США, что вело к существенному увеличению их цен. Тем не менее полученные результаты по взаимосвязи доходности долгосрочных государственных облигаций РФ с UST10Y могут свидетельствовать о тенденции снижения странового риска России на фоне практически стабильной динамики ставок развитого долгового рынка США в докризисный период. Для оценки этого влияния в модель включается показатель внешнего процентного спреда – доходности ликвидной суверенной еврооблигации с погашением в 2021 г. за вычетом доходности по десятилетним казначейским облигациям США, – отражающего изменение восприятия риска на внешнем долговом рынке. В результате шоки страновой премии за риск транслируются в доходности по ОФЗ более длинного срока до погашения (5–10–15 лет), но не закладываются в доходность на сегментах одного и трех лет до погашения, которые формируются под влиянием более конъюнктурных факторов.

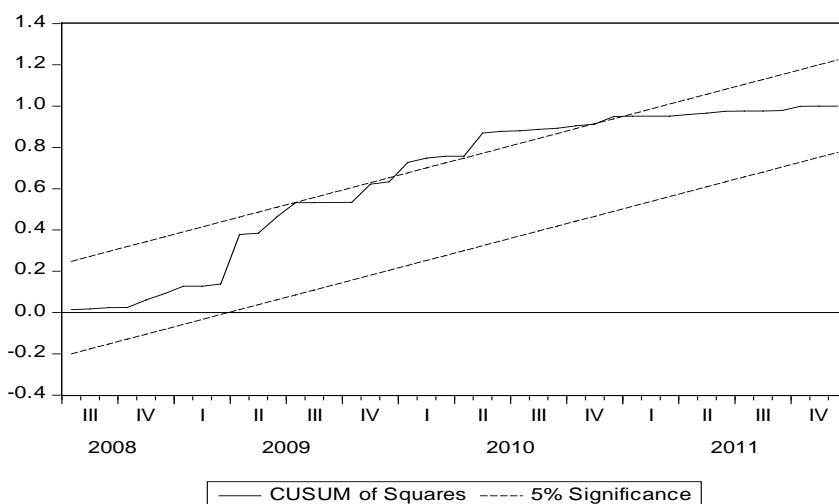
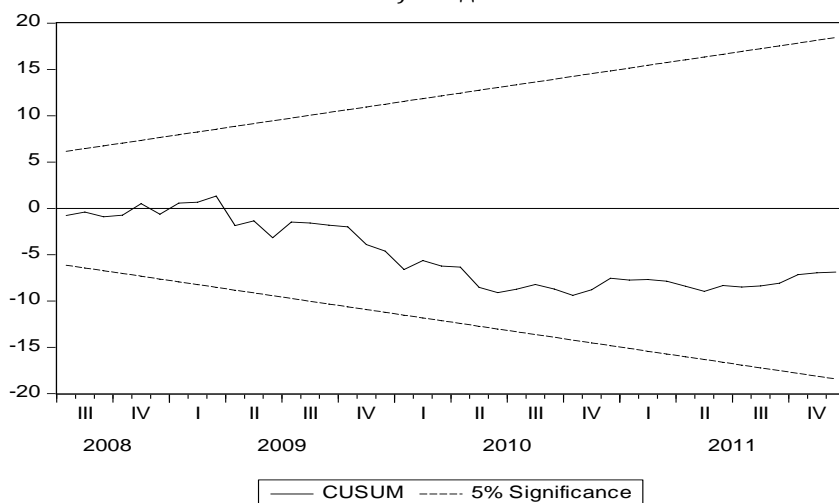
Введенная в модель фиктивная переменная субъективных настроений на рынке ОФЗ в кризисный период (DUMN) улучшает характеристики модели, демонстрируя значимое, трудно объясняемое традиционными факторами отличие в поведении доходности с июля 2008 г. до конца 2009 г. по сравнению с достаточно стабильным периодом до кризиса. Так, доходности оказались в среднем на 0,4 п.п. выше по сравнению с уровнем, объясненным экономическими факторами.

Значимость импульсных переменных по погашению внешнего долга странам-участникам Парижского клуба в 2005 г. (DBLIP_05 и DBLIP_05_exp) подтверждает наше предположение о влиянии этого события на долгосрочные доходности и «схлопывания» этих доходностей к среднему уровню, отражая ожидание рынком дальнейшего ослабления долгосрочных кредитных рисков. Информация о полном погашении долга в 2006 г. на рынке не отразилась. Снижение политических рисков в 2004 г. фиксируются номинальными процентными ставками вдоль всей кривой доходности суверенных ценных бумаг, демонстрируя позитивные настроения на рынке от укрепления политического курса и сокращения неопределенности.

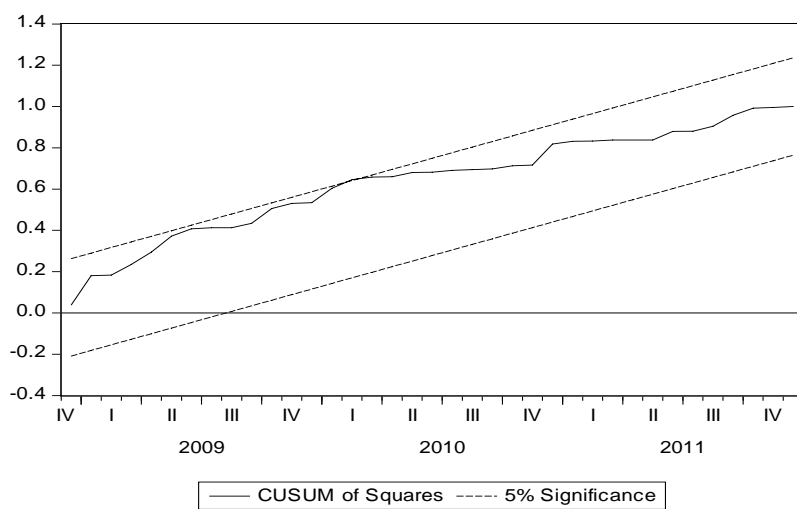
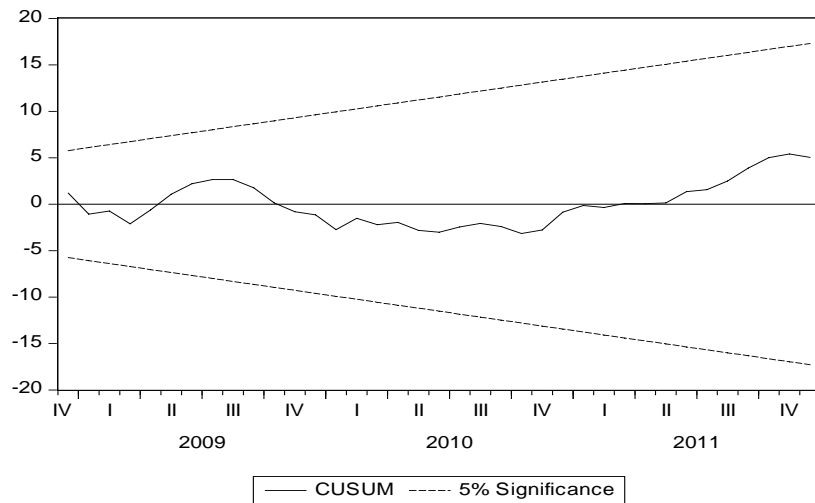
Наиболее ликвидные государственные облигации трех и пяти лет до погашения, характеризующие относительно «рыночный» сегмент рынка ГЦБ в России, более четко фиксируют изменения в политической сфере, анализируемые инфляционные ожидания, ожидания относительно валютного риска. Их доходности с большей вероятностью находятся под влиянием экономических изменений. Также на доходности этого сегмента рынка в большей степени отражаются краткосрочные риски финансового рынка (в соответствии с коэффициентами при DUMN).

В заключение проводится проверка стабильности полученных результатов на исследуемом диапазоне. Традиционные тесты на устойчивость оцененного регрессионного уравнения (CUSUM, CUSUMSQ) практически во всех случаях, за исключением наиболее волатильной и подвижной краткосрочными изменениями доходности ОФЗ сроком до погашения один год, свидетельствуют в пользу стабильности оцененных моделей (см. рис. 2). Соответственно, даже в кризисных условиях выявленные взаимосвязи продолжали иметь место и оказывать значимое влияние на формирование доходности ГЦБ. Из этого следует, что полученные чувствительности первых разностей доходности государственных ценных бумаг России с различными сроками до погашения к выявленным детерминантам можно считать устойчивыми на протяжении 2003–2011 гг.

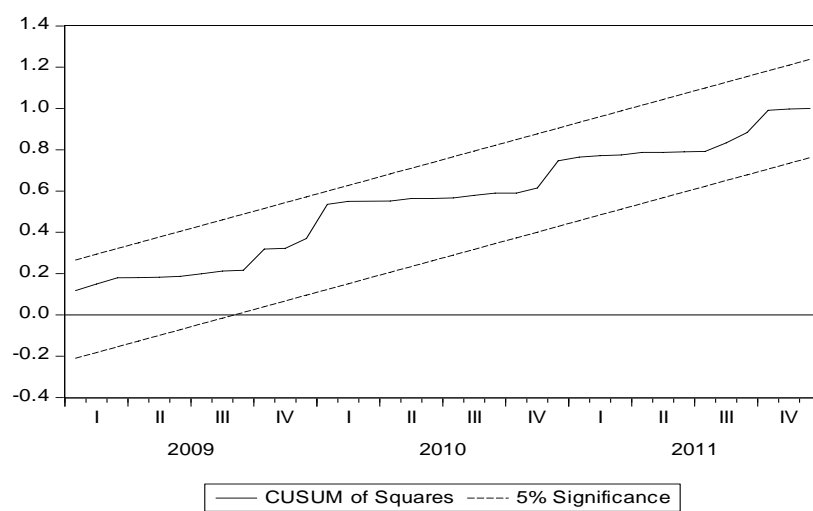
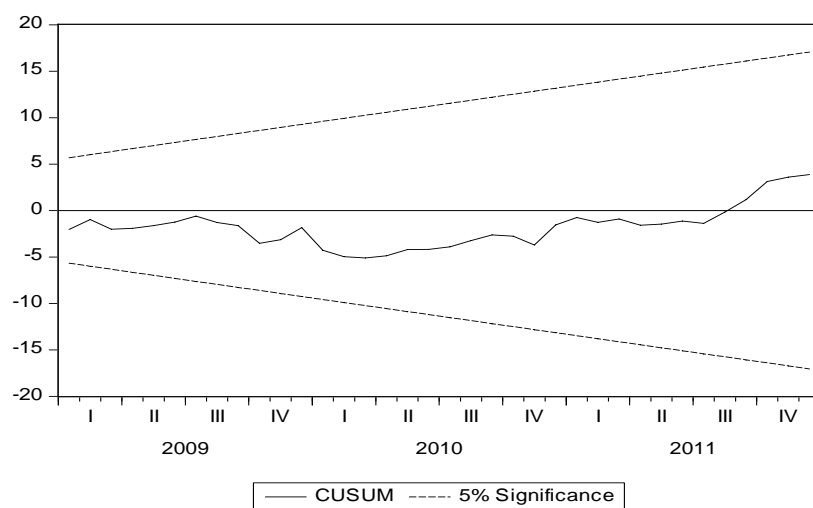
а) 1 год



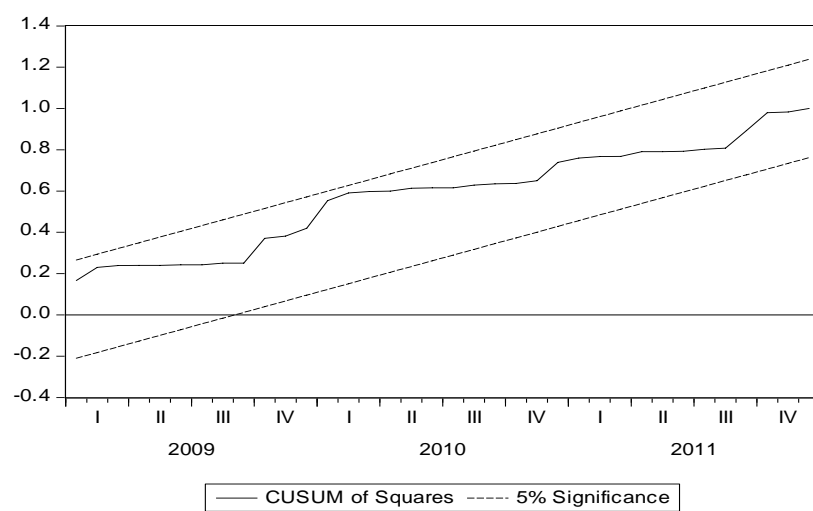
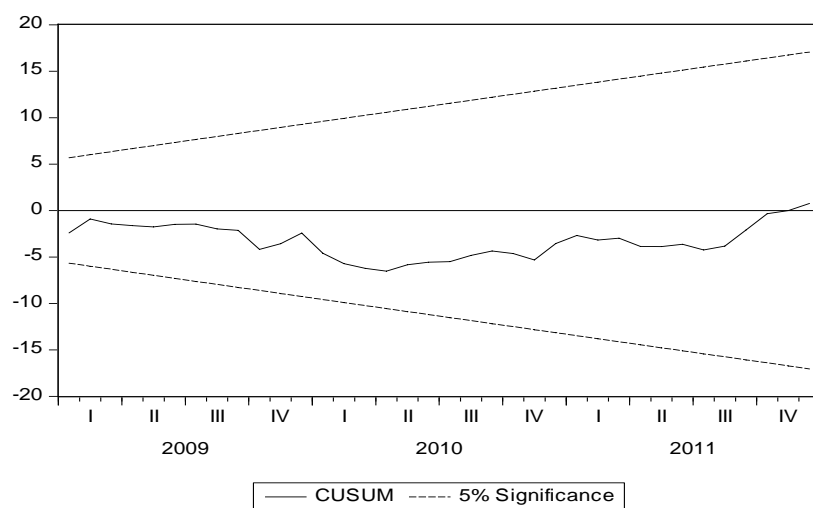
б) 3 года



в) 5 лет



г) 10 лет



д) 15 лет

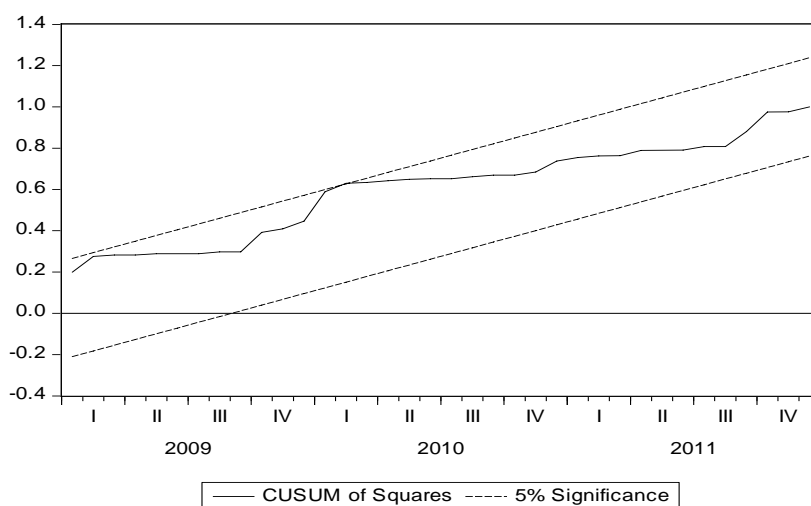
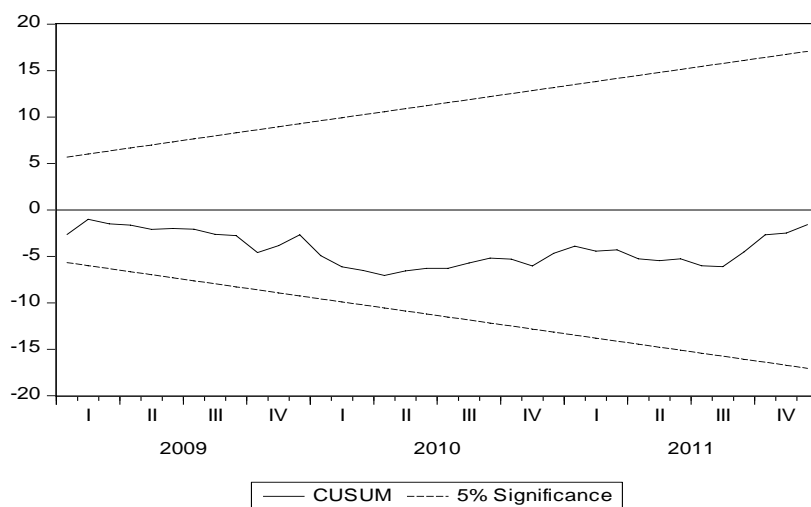


Рис. 2 (а, б, в, г, д). Тесты на стабильность краткосрочных моделей CUSUM и CUSUMQ

В результате проведенного анализа были выявлены факторы, объясняющие от 56 до 76% колебаний доходности государственных ценных бумаг, что представляется нам удовлетворительным результатом в условиях российской специфики.

Заключение

В представленной статье освещается проблема формирования процентных ставок по российским государственным ценным бумагам различного срока до погашения под воздействием тестируемого спектра факторов в период с 2003 по 2011 гг.

Подводя общие итоги проведенного исследования, можно сделать вывод о наиболее существенном прямом воздействии ситуации на денежном рынке на формирование уровня номинальной доходности на российском рынке государственных ценных бумаг, а также о наличии невысокого, но значимого влияния базовых макроэкономических факторов и факторов ликвидности: инфляции (инфляционных ожиданий), изменения курса национальной валюты и расширения денежного предложения. При этом наличие долгосрочного соотношения с инфляцией выявляется только на сегменте кривой доходности сроком до трех лет. Воздействие международных внешних факторов на кривую доходности проявляется только через премию за риск по внешнему долгу для среднесрочных и долгосрочных процентных ставок. При этом важные политические и экономические (кризисные) события – выборы 2004 г., воздействие финансового кризиса, выплаты по внешнему долгу в 2005 г. – помогают более четко объяснить колебания номинальной доходности по ОФЗ.

Ослабление влияния экономических факторов при формировании доходности облигаций с более долгим сроком говорит о более низкой восприимчивости долгосрочных ставок к текущим изменениям и более значительной роли процесса инерционности их динамики. Краткосрочные облигации отличаются низкой степенью подверженности влиянию значимых факторов в силу более высокой роли субъективных настроений на рынке и динамичной волатильности, присущей поведению этого сегмента кривой доходности.

Очевидно, что полученные результаты в некоторой степени свидетельствуют о том, что изменение процентных ставок на рынке ГКО-ОФЗ в период 2003–2011 гг. не соответствовали представлениям о рыночном формировании доходности. Этому способствовали качественные характеристики рынка, такие как низкая емкость, крайне низкая и неоднородная ликвидность, отсутствие заинтересованности рыночных участников в инвестировании в условиях отрицательных реальных процентных ставок, «узкая» основная база инвесторов и частая «вынужденность» инвестирования в безрисковые облигации, а также жесткий мониторинг ситуации на рынке рублевого государственного долга и поддержка низкого уровня доходности со стороны государственных регуляторов, которые имели место на рынке на протяжении большей части исследуемого временного периода. Отметим, что после 2011 г. тенденции на рынке могут поменяться в силу возможного постепенного увеличения доли нерезидентов вследствие либерализации рынка и динамичного роста объема внутренних займов в ОФЗ.

Наличие эффекта премии за риск по внешнему долгу на доходность внутренних суверенных облигаций предполагает принятие монетарным регулятором этого факта в расчет при вынесении решений относительно формирования уровня долгосрочной ставки процента. Кроме этого, частичный учет инфляционных ожиданий в доходности срочностью один год и три года и отсутствие сближения ожидаемой инфляции и более долгосрочных номинальных доходностей может отражать несостоятельность монетарной политики в краткосрочном периоде, поскольку регулирование инфляции в основном происходит посредством изменения ставки монетарной политики (РЕПО).

Представленная работа дополняет существующий спектр исследований в нескольких направлениях. Во-первых, в качестве объекта исследования принимается доходность рублевых государственных ценных бумаг, что не анализировалось в рассмотренных работах зарубежных авторов, при этом рассматриваются номинальные доходности всех сегментов срочности (в работе С.М. Дробышевского [6] максимальный срок до погашения составлял три года). Во-вторых, авторами на основе анализа состояния рынка ГЦБ в исследуемый период и анализа релевантных эмпирических работ по анализу рынка государственного долга был тщательно отобран диверсифицированный набор факторов, формирующих премию за риск в доходностях государственных ценных бумаг. В частности, оригинальные результаты были получены относительно взаимосвязи с процентными ставками денежного рынка и ликвидностью, а также премией за риск по внешнему долгу. В-третьих, с помощью применения комплекса современных эконометрических методик была исследована как краткосрочная текущая динамика доходностей ценных бумаг, так и формирование долгосрочного тренда в исследуемых временных рядах под воздействием наиболее традиционного и теоретически обоснованного фактора инфляционных ожиданий (учет долгосрочных тенденций был проведен только в работах [14; 26; 38; 39]).

Выводы из представленной статьи дают основу для дальнейшего развития исследования: 1) поиск и изучение возможных неучтенных факторов, определяющих долгосрочный уровень номинальной доходности на рынке суверенных долговых обязательств; 2) более тщательный анализ взаимосвязи инструментов процентной политики регуляторов и номинальных процентных ставок; 3) изучение глобальных тенденций в динамике доходностей государственных облигаций в развивающихся странах на примере стран БРИК.

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Гамбаров Г., Шевчук И. Индексы и индикаторы доходности рынка государственных ценных бумаг России // Рынок ценных бумаг. 2005. № 12. С. 65–71.
2. Гамбаров Г., Шевчук И., Балабушкин А., Никитин А. Кривая бескупонной доходности на рынке ГКО-ОФЗ // Рынок ценных бумаг. 2006. № 3. С. 68–77.
3. Гурвич Е., Дворкович А. Процентные ставки и стоимость внутренних заимствований в среднесрочной перспективе: Научный доклад РПЭИ. № 99/08. М.: РПЭИ, 1999.
4. Дворкович А., Гурвич Е. Анализ процентных ставок ГКО/ОФЗ. М.: РЭШ, 1999.
5. Дробышевский С.М. Анализ рынка ГКО на основе изучения временной структуры процентных ставок: Научные труды № 17Р. М.: ИЭПП, 1999.
6. Дробышевский С.М., Луговой О.В., Астафьева Е.В., Буркова Н.Ю. Моделирование временной структуры процентных ставок по российским государственным облигациям в 2000–2008 гг.: Научные труды № 130Р. М.: ИЭПП, 2009.
7. Ежемесячные обзоры (по итогам работы рынка государственных ценных бумаг на ММВБ. Январь 2003 – декабрь 2009. (www.micex.ru))
8. Обзор финансового рынка. №2 (71). Департамент исследований и информации Банка России, 2011.
9. Пересецкий А., Ивантер А. Анализ развития рынка ГКО: Научный доклад РПЭИ, № 99/06. М.: РПЭИ, 1999.

10. Проблемы моделирования финансовых показателей: цены, обменный курс, процентные ставки, фондовый индекс в российской экономике // Дробышевский С.М., Архипов С.А., Кадочников П.А. и др. М.: ИЭПП, 1999. (www.iet.ru)
11. *Atkins F.J.* Co-integration, Error Correction and the Fisher Effect // *Applied Economics*. 1989. № 21. P. 1611–1620.
12. *Atkins, F.J., Coe P. J.* An ARLD Bounds Test of the Long-Run Fisher Effect in the United States and Canada // *Journal of Macroeconomics*. 2002. № 24. P. 255–266.
13. *Baldacci E., Kumar M.S.* Fiscal Deficits, Public Debt, and Sovereign Bond Yields: IMF Working Paper. № 10/184. 2010.
14. *Bandholz H., Clostermann J., Seitz F.* Explaining the US Bond Yield Conundrum // *Applied Financial Economics*. 2009. № 19(7). P. 539–550.
15. *Beck R.* Do Country Fundamentals Explain Emerging Market Bond Spreads?: CFS Working Paper. Johann Wolfgang Goethe-Universitat. № 2001/02. 2001.
16. *Bellas D., Papaioannou M., Petrova I.* Determinants of Emerging Market Sovereign Bond Spreads: Fundamentals vs Financial Stress: IMF Working Paper. № 10/281. December 2010.
17. *Carneiro F.G., Angelo J., Divino C.A., Rocha C.* Revisiting the Fisher Hypothesis for the Cases of Argentina, Brazil and Mexico // *Applied Economics Letters*. 2002. № 9. P. 95–98.
18. *Cheung Yin-Wong, Tam C. Dickson, Yiu Matthew S.* Does the Chinese Interest Rate Follow the US Interest Rate // *International Journal of Finance and Economics*. 2008. № 13. P. 53–67.
19. *Codogno L., Favero C., Missale A.* Yield Spreads on EMU Government Bonds // *Economic Policy*. 2003. October. P. 503–532.
20. *Crowder W. J., Hoffman D.L.* The Long-run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation: the Fisher Equation Revisited // *Journal of Money, Credit, and Banking*. 1996. № 28. P. 102–118.
21. *Dua P., Pandit B.L.* Interest Rate Determination in India: Domestic and External Factors // *Journal of Policy Modeling*. 2002. № 24. P. 853–875.
22. *Ebner A.* An Empirical Analysis on the Determinants of CEE Government Bond Spreads // *Emerging Markets Review*. 2009. № 10. P. 97–121.
23. *Engle R.F., Granger C.W.* Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing // *Econometrica*. 1987. Vol. 55. P. 251–276.
24. *Evans M.D.D.* Real Rates, Expected Inflation, and Inflation Risk Premia // *Journal of Finance*. 1998. № 53 (1). P. 187–218.
25. *Fabozzi F.J., Anson M.J.P.* Fixed Income Analysis. CFA Institute. 2nd ed. John Wiley and Sons, 2007.
26. *Ferrucci G.* Empirical Determinants of Emerging Market Economies' Sovereign Bond Spreads: Bank of England Working Paper Series. № 205. 2003.
27. *Fisher I.* The Theory of Interest. N.Y.: Macmillan, 1930.
28. *González-Rozada M., Levy Y.E.* Global Factors and Emerging Market Spreads // *Economic Journal*, Royal Economic Society. 2008. Vol. 118(533). P. 1917–1936.
29. *Granville B., Mallick S.* Fisher Hypothesis: UK Evidence over a Century // *Applied Economics Letters*. 2004. № 11. P. 87–90.
30. *Hall A.* Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data Based Model Selection. North Carolina State University, 1990. Manuscript.
31. *Hamilton J.* Time Series Analysis. Princeton University Press, 1994. P. 766.
32. *Hill R.C., Griffiths E.W., Lim C.G.* Principles of Econometrics. 3rd ed. John Wiley and Sons, 2007.
33. IMF. Global Financial Stability Report. Washington: International Monetary Fund, 2003.
34. *Ito T.* Fisher Hypothesis in Japan: Analysis of Long-term Interest Rates under Different Monetary Policy Regimes // *The World Economy*. 2009. № 32. P. 1019–1035.
35. *Johansen S.* Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford: Oxford University Press, 1999.
36. *Liu M.-H., Margaritis D., Tourani-Rad A.* Monetary Policy and Interest Rate Rigidity in China // *Applied Financial Economics*. 2009. Vol. 8. № 19. P. 647–657.

37. *Manganelli S., Wolswijk G.* What Drives Spreads in the Euro Area Government Bond Market?: ECB Working Paper Series. № 745. 2007.
38. *Mehra Y.P.* An Error-Correction Model of the Long-term Bond Rate // Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly. Fall 1994. Vol. 80/4. P. 49–68.
39. *Mehra Y.P.* Some Key Empirical Determinants of Short-term Nominal Interest Rates // Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly. Summer 1995. Vol. 81/3. P. 33–51.
40. *Min H.G., Nam C., Park M.C., Nam S.H.* Determinants of Emerging-market Bond Spreads: Cross-country Evidence // Global Finance Journal. 2003. №14 (3). P. 271–286.
41. *Orlowski L.T., Lommatzsch K.* Bond Yield Compression in the Countries Converging to the Euro: Working Paper. William Davidson Institute. № 799. 2005.
42. *Österholm P.* The Time-series Properties of Norwegian Inflation and Nominal Interest Rate // Applied Economics. 2009. № 41. P. 1303–1309.
43. *Payne J.E., Ewing B.* Evidence from Lesser Developed Countries on the Fisher Hypothesis: A Cointegration Analysis // Applied Economics Letters. 1997. № 4. P. 683–687.
44. *Peiris, S.J.* Foreign Participation in Emerging Markets' Local Currency Bond Markets: IMF Working Paper. № 10/88. 2010.
45. *Pesaran H.M., Shin Y.* Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis: DAE Working Paper Series. Department of Applied Economics, University of Cambridge. № 9514. 1995.
46. *Pesaran H.M., Shin Y., Smith R.J.* Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long-run Relationships // Journal of Applied Econometrics. 2001. № 16. P. 289–326.
47. *Shabbir A.* The Long-run Fisher Effect in Developing Economies // Studies in Economics and Finance. 2010. Vol. 27. № 4. P. 268–275.
48. *Stock J.H.* Introduction to Econometrics. 2nd ed. Pearson Education, 2007.
49. *Wallace M.S., Warner J.T.* The Fisher Effect and the Term Structure of Interest Rates: Tests of Cointegration // Review of Economics and Statistics. 1993. № 75. P. 320–324.
50. *Woodward G.T.* Evidence of the Fisher Effect from UK Indexed Bonds // Review of Economics and Statistics. 1992. № 74. P. 315–320.
51. *Yuhn K.* Is the Fisher Effect Robust? Further Evidence // Applied Economics Letters. 1996. № 3. P. 41–44.
52. *Zivot E., Andrews K.* Further Evidence on the Great Crash, The Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis // Journal of Business and Economic Statistics. 1992. № 10 (10). P. 251–270.

Приложение

Таблица П1.

**Характеристики внутреннего государственного долга
Российской Федерации**

Годы	ВВП, млрд. руб. (в номинальном выражении)	Внутренний долг, млрд. руб.	Внутренний долг (ГКО-ОФЗ), млрд. руб.	Внутренний долг/ВВП, %	Внутренний долг (ГКО-ОФЗ)/ВВП, %
2003	13040,8	663,5	652,0	5,09	5,00
2004	16916,5	759,8	759,8	4,49	4,49
2005	21040,8	851,1	851,1	4,05	4,05
2006	26887,0	1028,0	975,6	3,82	3,63
2007	32199,2	1248,8	1147,4	3,88	3,56
2008	41848,5	1421,4	1244,0	3,40	2,97
2009	39197,5	1837,2	1569,8	4,69	4,00
2010	45789,0	2461,6	2154,2	5,38	4,70
2011	53700,0	3546,4	2903,3	6,60	5,41

Примечание: данные по ВВП взяты по расчетам Минфина России (www.prime-tass.ru).

Таблица П2.

**Тесты на наличие единичного корня
в уровнях и первых разностях**

	ADF t-stat	PPAdj. t-stat	ERSP P-stat	ZA (A) t-stat	ZA(C) t-stat	ADF (перв. разн.)(p-value)		ADF t-stat	PPAdj. t-stat	ERSP P-stat
1Y	-2,25*	-2,28*	5,55*	-3,61**	-4,31**	0,00	ΔUSD	-4,52	-8,21	0,57
3Y	-2,73**	-2,47*	4,60*	-4,08**	-4,87**	0,00	ΔUSD0-1	-4,34	-4,89	0,04
5Y	-2,60**	-2,45*	4,97*	-4,79**	-4,94**	0,00	ΔGDP_R	-3,31	-5,27	1,33
10Y	-2,48*	-2,18*	6,42*	-5,14	-5,17	0,00	ΔDEBT_R	-5,01	-4,05	2,03
15Y	-2,32*	-2,04*	6,09*	-5,20	-5,16	0,00	ΔOFZ_LIKV	-5,58	-9,48	2,42
REPO	-2,20*	-2,01*	4,10**	-3,73**	-5,07**	0,00	ΔM2	-2,9	-10,56	0,02
MIACR_M	-3,20	-2,7**	1,36	-4,11**	-4,93**	0,00	ΔCORDEP	-8,09	-30,77	8,19*
CPIYYAV	-1,38*	-1,85*	5,61*	-3,62**	-4,0**	0,00	ΔRES_REL	-6,16	-6,02	2,19
PREM_30	-2,66**	-2,59**	4,37*	-3,76**	-4,37**	0,00	ΔBRENT_M	-5,23	-8,08	0,76
UST10Y	-3,13*	-2,7*	11,67*	-4,72**	-5,18	0,00	ΔM2_4_7	-3,45	-4,15	0,22

Примечания. ADF – тест Дики – Фуллера (константа и тренд включаются в модели на основе визуального анализа и при значимости соответствующих параметров в тестируемой регрессии, количество лагов выби-

рается на основе подхода по значимости (5%) последнего лага по убыванию от максимального лага, макс. лаг = 8), PP – тест Филлипса – Перрона, ERSP – тест Элиота – Ротенберга, ZA (A) – тест Зивота – Эндрюса с одним сдвигом (макс. лаг = 8), ZA (C) – тест Зивота – Эндрюса со сдвигом и трендом (макс. лаг=8). Критические значения статистик для теста ADF равны –2,89 (5%) и –2,582 (10%); для теста PP равны –2,889 (5%) и –2,581 (10%); для теста ERSP равны 3,114 (5%) и 4,181 (10%); для теста ZA равны –4,8 (5%, модель A) –5,08 (5%, модель C).

*, ** гипотеза о единичном корне не отвергается на десяти- и пятипроцентном уровнях значимости соответственно.

Таблица ПЗ.

**Оценка альтернативных моделей динамики доходности облигаций
одного и трех лет до погашения**

	$\Delta 1Y(1)$	$\Delta 3Y(1)$	$\Delta 3Y(2)$
DBLIP_04	–0,8560	–0,7886	–0,7961
DBLIP_05			
DBLIP_05_EXP			
DUMN		0,4383	0,4626
COINTEQ(N)	–0,1080	–0,0998	
ECT3_ARDL(-1)			–0,1055
DM2_4_6	0,0565	0,0367	0,0359
Δ USD	0,0927	0,0534	0,0538
Δ REPO	0,8553	0,8908	0,8813
Δ MIACR_M	0,0738	0,0904	0,0893
Δ M2	–0,0336		
DREPO(-4)	0,7076	0,5424	0,5333
DREPO(-1)	–0,9900	–0,2528	–0,2563
DCPIYYAV(-7)	–0,3599	–0,337	–0,3375
D1Y(-7)	0,2116		
Adjusted R-squared	0,559268	0,754492	0,755873
S.E. of regression	0,437325	0,240569	0,239891
F-statistic	12,30522	31,11721	31,34306
Prob(F-statistic)	0	0	0
Akaike info criterion	1,296932	0,092819	0,087177
Schwarz criterion	1,611492	0,381165	0,375523

Примечание: модель 1 – с параметром коррекции ошибок по методике Йохансена, модель 2 – с параметром коррекции ошибок по методике ARDL с включенной константой.