

Елена Пальцева

МОДЕЛИРОВАНИЕ ИНФЛЯЦИОННЫХ ОЖИДАНИЙ НА ПРИМЕРЕ  
РОССИИ

Препринт #BSP/98/008

Эта статья является дипломной работой, выполненной в РЭШ в 1998 г.

Данная статья была подготовлена в рамках исследовательской программы «Преобразование Государственного Сектора в Экономике Переходного Периода» в проекте «Развивающиеся Финансовые Рынки», руководителями которого являлись проф. Дж.Урга, Е.Гурвич и А.Дворкович. Проект был осуществлен при финансовой поддержке TACIS-ACE (грант T95-4142-R).

Я благодарю проф. Дж.Ургу и А.Дворковича, под руководством которых была выполнена данная дипломная работа. Я также признательна А.Пересецкому и проф. Дж.Ляйтцелю за ценные советы и полезное обсуждение.

МОСКВА  
1998

**Paltseva E.A.** Modelling inflationary expectations: the case of Russia. / Working Paper #BSP/98/008. - Moscow, New Economic School, 1998. - 48 p. (Rus.)

This study is devoted to the problem of forecasting the future inflation using the information contained in the yields on government securities. The proposed theoretical model allows to obtain a long run Fisher equation which links the current yield with the expected average real interest rate, average inflation rate and average risk premium over next  $T$  periods. An econometric model of restricted error correction mechanism corrected by excluding the regressors not known at time  $t$  is presented. This model leads to a general conclusion is that the term spread combined with the current real interest rate contains some information about the future inflation change, but that the longer is the forecast horizon, the less information is contained.

Also under formal assumption of constant expected real interest rate an assumption of constant and linear functional form for the risk premium was studied. Both forms confirm the hypothesis of positively sloped yield curve. The linear form seems to be a more powerful one and the obtained estimates of the expected future inflation reveal the general trend of the actual inflation rate except for the period prior to the presidential elections. But according to testing results the risk premium is random walk process which is conformed by use of Kalman filter approach.

**Пальцева Е.А.** Моделирование инфляционных ожиданий на примере России. / Препринт #BSP/98/008 - Москва, Российская Экономическая Школа, 1998. - 49 с. (Рус.)

Данная работа посвящена проблеме прогнозирования будущей инфляции на основе информации, содержащейся в текущих доходностях по государственным ценным бумагам. Рассматриваемая теоретическая модель позволяет получить долгосрочное уравнение Фишера, связывающее текущую доходность с ожидаемой средней реальной процентной ставкой и средней инфляцией за последующие  $T$  периодов. Для эконометрического анализа предлагается модель механизма коррекции ошибок, в котором исключены регрессоры, неизвестные к моменту времени  $t$ . Эта модель позволяет сделать заключение, что долгосрочное соотношение между средом доходностей и текущей реальной процентной ставкой содержит информацию об изменении будущей инфляции, причем этот эффект становится слабее с увеличением горизонта прогнозирования.

Наряду с этим, в предположении постоянной реальной ставки процента исследуются постоянная и линейная функциональные формы премии за риск. Обе формы согласуются с гипотезой о положительном угле наклона кривой доходности. Линейная форма оказывается предпочтительней с точки зрения точности приближения, и полученные с ее помощью оценки отражают характер реальных данных за исключением периода, предшествующего президентским выборам 1996 года. Однако в соответствии с результатами тестирования премия за риск является случайным блужданием, что подтверждается применением фильтра Кальмана.

© Российская Экономическая Школа, 1998 г.

## СОДЕРЖАНИЕ

<b>1. ВВЕДЕНИЕ .....</b>	<b>4</b>
<b>2. ИСТОРИЯ РАЗВИТИЯ ИНФЛЯЦИОННОГО ПРОЦЕССА В РОССИИ В 90-Е ГОДЫ .....</b>	<b>5</b>
<b>3. ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ.....</b>	<b>8</b>
<b>4. МОДЕЛЬ ВЗАИМОСВЯЗИ ИНФЛЯЦИИ И ПРОЦЕНТНЫХ СТАВОК.....</b>	<b>10</b>
<b>5. ЭМПИРИЧЕСКИЕ РЕЗУЛЬТАТЫ.....</b>	<b>13</b>
5.1. ОПИСАНИЕ ДАННЫХ .....	13
5.2. ТЕСТИРОВАНИЕ НА ИНТЕГРИРУЕМОСТЬ .....	16
5.3. КОИНТЕГРАЦИОННЫЙ АНАЛИЗ .....	21
5.4. ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ИНФЛЯЦИИ С ПОМОЩЬЮ МЕХАНИЗМА КОРРЕКЦИИ ОШИБОК.....	25
5.5. ОЦЕНИВАНИЕ ПРЕМИИ ЗА РИСК.....	31
<i>А. Постоянная премия за риск.....</i>	<i>32</i>
<i>В. Линейная премия за риск.....</i>	<i>33</i>
<i>С. Премия за риск как случайное блуждание .....</i>	<i>41</i>
<b>6. ЗАКЛЮЧЕНИЕ.....</b>	<b>44</b>
<b>ЛИТЕРАТУРА.....</b>	<b>46</b>

## 1. Введение

Процесс перехода от централизованной экономики к рыночной, начавшийся в России на пороге 1990-х годов, сопровождался множеством серьезных трудностей. Среди наиболее важных проблем, с которыми столкнулась Россия в этот период, был резкий рост цен. Чрезвычайно высокая инфляция, будучи в значительной степени результатом монетарного финансирования дефицита государственного бюджета, привела к снижению инвестиционной активности и явилась одной из причин падения производства. Высокая волатильность инфляции ограничивала возможность точного формирования государственного бюджета, и, тем самым, вносила свой вклад в постоянно присутствующий бюджетный дефицит. В результате напряженных усилий, предпринятых в течении последних семи лет, Российскому правительству удалось взять инфляцию под контроль, однако переход к относительной стабильности цен был нелегким.

Даже в странах с развитой рыночной системой адекватное оценивание ожидаемой инфляции немаловажно как для правительства, так и для частного сектора. Что касается России, то в условиях переходного периода точность предсказания может оказать существенное влияние на эффективность экономической политики.

Целью данной работы является изучение взаимосвязи доходности по российским государственным краткосрочным облигациям и будущей инфляции. Работа имеет следующую структуру: в разделе 2 представлена история российской инфляции в постсоветский период и описаны некоторые ее закономерности, в разделе 3 приводится обзор существующей литературы, посвященной рассматриваемой проблеме, раздел 4 содержит теоретическую модель взаимосвязи инфляции и процентных ставок, и, наконец, раздел 5 посвящен обсуждению некоторых эмпирических результатов на примере России.

## 2. История развития инфляционного процесса в России в 90-е годы

Анализ поведения инфляции в России в последние несколько лет позволяет выявить некоторые общие закономерности.

1) На первой стадии реформ (в 1991) высокая инфляция была в значительной мере вызвана “денежным навесом”, который являлся результатом государственного контроля над ценами. Основной причиной чрезвычайно высокой инфляции в период 1992 - 1994 годов был большой объем и доля монетарных источников финансирования бюджетного дефицита.

До середины 1980 - х годов экономика Советского Союза была в значительной степени централизована. Первые попытки децентрализации, предпринятые Горбачевым, будучи достаточно успешными с политической точки зрения, в экономической сфере привели к потере контроля над процессом принятия решений. Результатом этих попыток, сопровождаемых все увеличивающимися издержками по субсидированию неэффективных производств, крупными трансфертами регионам, неблагоприятными условиями торговли и субсидиями политическим группировкам, стал возросший дефицит государственного бюджета, впервые появившийся в 1985 году. В начале 1990-х годов бюджетный дефицит увеличивался еще и благодаря популистской фискальной политике правительства (низкой ставке налога и повышению социальных издержек). В 1991 году дефицит государственного бюджета, составлявший на тот момент около 20% ВВП, был покрыт за счет внешнего заимствования, продаж золота и валютных резервов и путем выпуска в оборот дополнительной денежной массы. Так как государство регулировало большинство цен, этот рост предложения денег привел к образованию “денежного навеса” и дефициту потребительских товаров. Цены были подняты, но недостаточно, и инфляция в 1991 году составила около 160%.

В начале 1992 года правительство приняло решение либерализовать цены на большинство товаров. Это решение, уничтожив проблему дефицита, повлекло за собой резкий рост уровня цен. Вначале правительство предполагало подавить высокую инфляцию в течении последующих трех - четырех месяцев и, с целью снижения инфляции и достижения финансовой стабилизации, применило жесткую монетарную политику. Так, в первом квартале 1992 года цены выросли на 519%, в то время, как рост предложения денег

составил только 43%. Однако, эта цель не была достигнута из-за ряда факторов, таких как: решение правительства и парламента об увеличении объема займов под низкий процент, выдаваемых Центральным Банком сельскохозяйственному сектору и промышленности, рост межпроизводственных неплатежей, продолжающийся выпуск рублевых кредитов другими центральными банками в рублевой зоне. Все эти факторы внесли свой вклад в рост инфляции. В 1992 году дефицит расширенного бюджета возрос до 40.3% ВВП. Непосредственное монетарное финансирование этого бюджетного дефицита привело к годовой инфляции около 2510%.

В 1993 году правительству удалось значительно снизить бюджетный дефицит (до 15% ВВП) и рост предложения денег. Это улучшение ситуации в первую очередь было вызвано ограничением объема займов под низкий процент, выдаваемых Центральным Банком предприятиям и другим странам СНГ, что привело к уменьшению монетарного финансирования до 12.7% ВВП. В середине 1993 года Россия заставила другие страны СНГ покинуть рублевую зону, изъяв из обращения рубли старого образца, и решив тем самым проблему контроля над предложением денег внутри страны. Тем не менее, либерализация цен на энергоносители, а также сезонные кредиты, предоставленные властями сельскому хозяйству и северным регионам во втором и третьем кварталах 1993 года, дали толчок новому витку инфляции поздним летом и осенью. Годовые темпы инфляции достигли 840%. Правительство начало разрабатывать немонетарные источники финансирования дефицита государственного бюджета, основав в мае 1993 рынок ГКО.

В первой половине 1994 года над бюджетным дефицитом был установлен относительно жесткий контроль. Однако, правительство повторило ошибку предыдущего года, предоставив сельскому хозяйству кредиты от ЦБР в конце лета. В распределении этих кредитов часто использовались КО (денежные суррогаты, выпущенные на сумму около 1% ВВП), процентная ставка по которым была существенно ниже рыночной. КО могли быть использованы как средство платежа, и потому были сродни монетарному финансированию. В результате этого увеличения предложения денег, сопровождаемого крахом рубля в октябре 1994 (“черный вторник”), приведшим к уменьшению валютных резервов на 59%, инфляция резко возросла во второй половине 1994 года и составила за год 215%. Хотя дефицит бюджета и был снижен до 10% ВВП, однако около 90% его финансировалось за счет денежных кредитов, так как неинфляционные источники финансирования были либо недостаточны (внешние заимствования), либо плохо развиты. Рынок ГКО, возникший в 1993,

начал играть заметную роль в финансировании бюджетного дефицита лишь в 1995 году.

2) Рост доли немонетарных источников финансирования дефицита бюджета привел к последовательному снижению инфляции.

С декабря 1994 года правительство проводило жесткую монетарную политику. В 1995 году расширенный дефицит бюджета был снижен до 6% ВВП и в значительной степени финансировался выпуском ГКО (около 2.7% ВВП), в то время как непосредственно монетарное финансирование дефицита Центральным Банком было прекращено с первого квартала 1995 года. Центральному Банку удалось снизить годовые темпы роста предложения денег с 212% в 1994 до 125% в 1995. Правительство придерживалось жесткой политики и в конце лета, когда сезонный спрос на финансирование со стороны сельского хозяйства привел к заметному давлению на бюджет. В результате, темпы инфляции значительно уменьшились (до 131% в течение года), и не выросли в третьем и четвертом квартале, как в предыдущие года.

3) Введение режима “коридора” для обменного курса привело к уменьшению неопределенности будущего обменного курса доллара к рублю и, таким образом, явилось одним из факторов снижения инфляции.

После того, как в 1995 году Центральный Банк России получил статус юридически независимого от правительства, направленная на стабилизацию фискальная и монетарная политика была продолжена в 1996. ЦБР проводил жесткую монетарную политику, используя обменный курс в качестве номинального якоря. Рублевый “коридор”, впервые введенный в середине 1995 года, гарантировал предсказуемый путь курса доллара к рублю в течение года. Режим “коридора” и довольно последовательная монетарная и фискальная политика в значительной степени снизили валютные риски и, таким образом, привели к уменьшению неопределенности, связанной с будущим темпом инфляции. Возросшее финансирование дефицита за счет ГКО (около 3.8% ВВП в первой половине 1996 года), а также прекращение прямых кредитов и финансирования Центральным Банком, помогли снизить годовые темпы инфляции до 22% в 1996 году. Это падение инфляции сопровождалось ростом реального предложения денег и снижением скорости их обращения, что стимулировало экономическую активность. Рост предложения денег составил 34% за год. Неопределенность, связанная с исходом президентских выборов в июне - июле 1996 года, негативно повлияла на экономику

во втором квартале 1996 года (например, в форме относительно высокого дефицита бюджета в мае и низких доходов бюджета в июне). Тем не менее, после переизбрания Ельцина экономическая ситуация снова улучшилась.

В первой половине 1997 года темпы инфляции продолжали снижаться. Денежная база выросла на 27% (до 167 триллионов неденоминированных рублей) в основном благодаря росту чистых валютных резервов, отражая значительный рост объемов покупки ГКО нерезидентами и официальное заимствование из международных источников. Темпы инфляции снизились до 0.1% в месяц в августе и 0.3% в сентябре. Потребовав длительного времени и немалых издержек процесс стабилизации цен в России, по-видимому, все же привел к довольно устойчивым результатам.

### **3. Обзор литературы**

Существует несколько классических подходов к моделированию ожиданий. Концепция адаптивных ожиданий основана на предпосылке, что ожидаемая инфляция есть функция реальной инфляции в предыдущий момент времени. Модели совершенного предвидения предполагают, что будущая инфляция может быть полностью предугадана. Третий, и, наверное, наиболее реалистичный подход базируется на рациональных ожиданиях, когда ожидаемая инфляция зависит от всей информации, известной в текущий момент (например, от инфляции в предыдущие моменты времени, от различных инструментальных факторов, таких как предложение денег и рост выпуска, и т.д.). Круг эмпирических исследований в этой области весьма широк и один из основных выводов состоит в том, что для западных стран временные ряды инфляции являются нестационарными (ARIMA) процессами (см. [8], [15]). Включение в модель других факторов приводит к еще более интересным результатам: в работе [8] показано, что номинальная доходность по краткосрочным государственным облигациям Казначейства США может служить хорошей объясняющей переменной при моделировании ожидаемой инфляции.

Гипотеза Фишера утверждает, что спрэд между долгосрочной процентной ставкой и текущей инфляцией может быть использован в прогнозировании будущей инфляции. В работе [7] обсуждена эта гипотеза в применении к западным рынкам и показано, что для некоторых, но не для всех стран спрэд между долгосрочной процентной ставкой и текущей



инфляцией может быть использован как индикатор степени инфляционного пресса в стране. Текущий спрэд между процентными ставками разных сроков погашения также может быть включен в модель. В работе [14] исследована временная структура доходностей по облигациям Казначейства США и обнаружено, что для сроков погашения 6 месяцев и менее кривая доходности практически не содержит информации о будущей инфляции, в то время, как для более долгих сроков погашения 9 и 12 месяцев наклон кривой доходности может быть хорошим объясняющим фактором для будущей инфляции. В ней также показано, что для еще более долгих сроков погашения (от 1 до 5 лет) кривая доходности может помочь оценить будущее инфляционное давление. Модель, обсуждаемая в работе [9], в свою очередь, предлагает метод для получения оценки ожидаемой инфляции на основе временной структуры процентных ставок. Применение этой модели к данным по облигациям Казначейства США различных сроков погашения за период 1959 - 1979 гг. привело к постоянно возрастающему временному ряду оцененной ожидаемой инфляции, причем эта оценка при сравнении с фактической инфляцией позволяла предположить, что рынок недооценивает инфляцию к концу периода наблюдений. Однако, использование этой модели на российских данных не привело к получению удовлетворительной оценки фактической инфляции. Модель, предложенная в работе [16], содержит методику оценивания премии за дополнительный риск, связанный с облигациями более длинного срока погашения по сравнению с облигациями более короткого срока погашения, и получения оценки ожидаемой инфляции, используя оценку премии за риск. В работе [18] приводятся новые результаты относительно взаимосвязи будущей инфляции и кривой доходности, показывающие, что реальная процентная ставка содержит гораздо больше информации о будущей инфляции в США, нежели кривая доходности. Данная дипломная работа основана на применении к ситуации в России в переходный период идей, почерпнутых из работ [16], [18].

Круг работ, посвященных прогнозированию инфляции в современной России, довольно ограничен. Одной из них является статья [11]. Используя данные по ежемесячной инфляции и доходностям по ГКО различных сроков погашения, авторы показали, что исследуемые временные ряды являются нестационарными. Было замечено, что на первом временном отрезке, до стабилизации, инфляция и ее волатильность были значительно выше, чем для более поздних данных, что послужило основанием для проведения тестов на структурные изменения. Первый подпериод (до мая 1995 года) характеризовался относительно высокой инфляцией, и в течение этого периода была выявлена коинтеграция

между процентными ставками и инфляцией. Во втором подпериоде инфляция была ниже и коинтеграция между процентными ставками и инфляцией не была обнаружена. В результате, авторы пришли к выводу, что в среде с высокой инфляцией инвесторы уделяют большое внимание инфляционным изменениям и, как следствие, наблюдается эффект Фишера. При снижении инфляции влияние государства на рынок ценных бумаг может уничтожить этот эффект.

Другая интересная модель была разработана Экономической Экспертной Группой при Министерстве Финансов Российской Федерации. В соответствии с ней, ожидаемая инфляция инерционна, то есть зависит от инфляции в предыдущие моменты времени, а также является функцией роста предложения денег, роста заработной платы, ожидаемой инфляции, анонсированной правительством, политики обменного курса и некоторых других факторов. Эмпирическое испытание этой модели с включенным сезонным эффектом дало хорошие результаты в период с 1994 по 1996 годы. Использование же этой модели в период с июня 1995 по 1997 год привело к исключению из нее предложения денег и обменного курса, причем выбрасывание последнего регрессора, вероятно, может быть объяснено введением “коридора” обменного курса. Таким образом, обе работы выявляют структурное изменение в формировании инфляционного процесса в начале лета 1995 года, что совпадает по времени с введением “коридора”.

#### **4. Модель взаимосвязи инфляции и процентных ставок**

Теоретическое основание этой работы представляет собой несколько модифицированную модель, предложенную в работе [18].

Основное соотношение, связывающее реальную и номинальную процентные ставки есть уравнение Фишера. Согласно ему, в условиях отсутствия неопределенности, однопериодная номинальная процентная ставка  $n_t$  есть сумма однопериодной реальной процентной ставки  $r_t$  и ожидаемой в момент  $t$  инфляции за следующий период  $E_t \pi_{t+1}$  (все величины определены логарифмически):

$$n_t = r_t + E_t \pi_{t+1} \quad (1)$$

Однако, при наличии неопределенности необходимо включить в правую часть уравнения

премию за риск  $\varphi_t(1)$ .

$$\mathbf{n}_t = \mathbf{r}_t + \mathbf{E}_t \pi_{t+1} + \varphi_t(1) \quad (2)$$

Для дисконтной облигации со сроком погашения один период с номинальной стоимостью, равной 1, номинальная процентная ставка (доход) есть

$$\mathbf{n}_t = \ln(1 / \mathbf{b}_t(1))$$

где  $\mathbf{b}_t(1)$  - цена однопериодной облигации в момент времени  $t$ . Таким образом, уравнение (2) принимает следующий вид:

$$\ln(1 / \mathbf{b}_t(1)) = \mathbf{r}_t + \mathbf{E}_t \pi_{t+1} + \varphi_t(1) \quad (3)$$

Рассмотрим две дисконтные облигации с разным сроком погашения: 1 период и  $T$  периодов. Согласно условию отсутствия арбитража, ожидаемый доход от приобретения  $T$ -периодной облигации сроком на один период и последующей ее продажи должен превосходить ожидаемый доход от приобретения однопериодной облигации на величину, равную дополнительной премии за риск, связанный с  $T$ -периодной облигацией, по сравнению с однопериодной облигацией:

$$\mathbf{E}_t \ln\left(\frac{\mathbf{b}_{t+1}(T-1)}{\mathbf{b}_t(T)}\right) = \mathbf{E}_t \ln\left(\frac{1}{\mathbf{b}_t(1)}\right) + \varphi_t(T) - \varphi_t(1) \quad (4)$$

где  $\mathbf{b}_t(T)$  есть цена  $T$ -периодной дисконтной облигации с номинальной стоимостью 1 в момент времени  $t$  и  $\varphi_t(T)$  есть премия за риск, связанный с  $T$ -периодной облигацией. Если ввести обозначение

$$\psi_t(T) = \varphi_t(T) - \varphi_t(1)$$

для дополнительной премии за риск, связанный с  $T$ -периодной облигацией, по сравнению с однопериодной облигацией, то уравнение (4) примет вид:

$$\mathbf{E}_t \ln(\mathbf{b}_{t+1}(T-1)) - \ln(\mathbf{b}_t(T)) = -\ln(\mathbf{b}_t(1)) + \psi_t(T) \quad (5)$$

Цена облигации  $\mathbf{b}_t(T)$  связана с доходностью к погашению (в логарифмической форме)  $\mathbf{R}_t(T)$  как

$$\mathbf{R}_t(T) = \frac{1}{T} \ln\left(\frac{1}{\mathbf{b}_t(T)}\right) = -\frac{1}{T} \ln(\mathbf{b}_t(T)) \quad (6)$$

Подставляя последнее выражение в уравнение (5), получаем:

$$\begin{aligned}
R_t(T) &= \frac{T-1}{T} E_t(R_{t+1}(T-1)) + \frac{1}{T} R_t(1) + \frac{1}{T} \psi_t(T) = \\
&= \frac{T-1}{T} E_t(R_{t+1}(T-1)) + \frac{1}{T} (n_t + \psi_t(T))
\end{aligned} \tag{7}$$

Аналогично, можно получить

$$\begin{aligned}
R_{t+1}(T-1) &= \frac{T-2}{T-1} E_{t+1}(R_{t+2}(T-2)) + \frac{1}{T-1} R_{t+1}(1) + \frac{1}{T-1} \psi_{t+1}(T-1) = \\
&= \frac{T-2}{T-1} E_{t+1}(R_{t+2}(T-2)) + \frac{1}{T-1} (n_{t+1} + \psi_{t+1}(T-1))
\end{aligned} \tag{7'}$$

Множественно подставляя (7') в (7) и используя закон повторных условных математических ожиданий, мы приходим к следующему соотношению:

$$R_t(T) = \frac{1}{T} \sum_{i=0}^{T-1} E_t(n_{t+i}) + \frac{1}{T} \sum_{i=0}^{T-1} E_t \psi_{t+i}(T-i) \tag{8}$$

Перепишем это равенство, используя соотношение (2), связывающее номинальную процентную ставку с инфляцией и реальной процентной ставкой:

$$\begin{aligned}
R_t(T) &= \frac{1}{T} \sum_{i=0}^{T-1} E_t(r_{t+i} + E_{t+i} \pi_{t+i+1} + \varphi_{t+i}(1)) + \frac{1}{T} \sum_{i=0}^{T-1} E_t \psi_{t+i}(T-i) = \\
&= \frac{1}{T} E_t \sum_{i=0}^{T-1} r_{t+i} + \frac{1}{T} E_t \sum_{i=0}^{T-1} \pi_{t+i+1} + \frac{1}{T} E_t \sum_{i=0}^{T-1} \varphi_{t+i}(T-i)
\end{aligned} \tag{9}$$

Полученное соотношение (9) может быть проинтерпретировано как T-периодное уравнение Фишера. Оно утверждает, что доходность к погашению T-периодной бескупонной дисконтной облигации может быть получена как сумма ожидаемой средней реальной процентной ставки, средней инфляции и средней премии за риск, связанный с этой облигацией, до момента ее погашения (где среднее берется за текущий и последующие T-1 периодов). Если ввести обозначения

$$\begin{aligned}
r_t(T) &= \frac{1}{T} \sum_{i=0}^{T-1} r_{t+i} \\
\pi_t(T) &= \frac{1}{T} \sum_{i=0}^{T-1} \pi_{t+i+1} \\
\Phi_t(T) &= \frac{1}{T} \sum_{i=0}^{T-1} \varphi_{t+i}(T-i)
\end{aligned} \tag{10}$$

то окончательная версия T-периодного уравнения Фишера может быть описана как

$$R_t(T) = E_t r_t(T) + E_t \pi_t(T) + E_t \Phi_t(T) \tag{11}$$

Последующий анализ будет основан на этом уравнении.

## 5. Эмпирические результаты

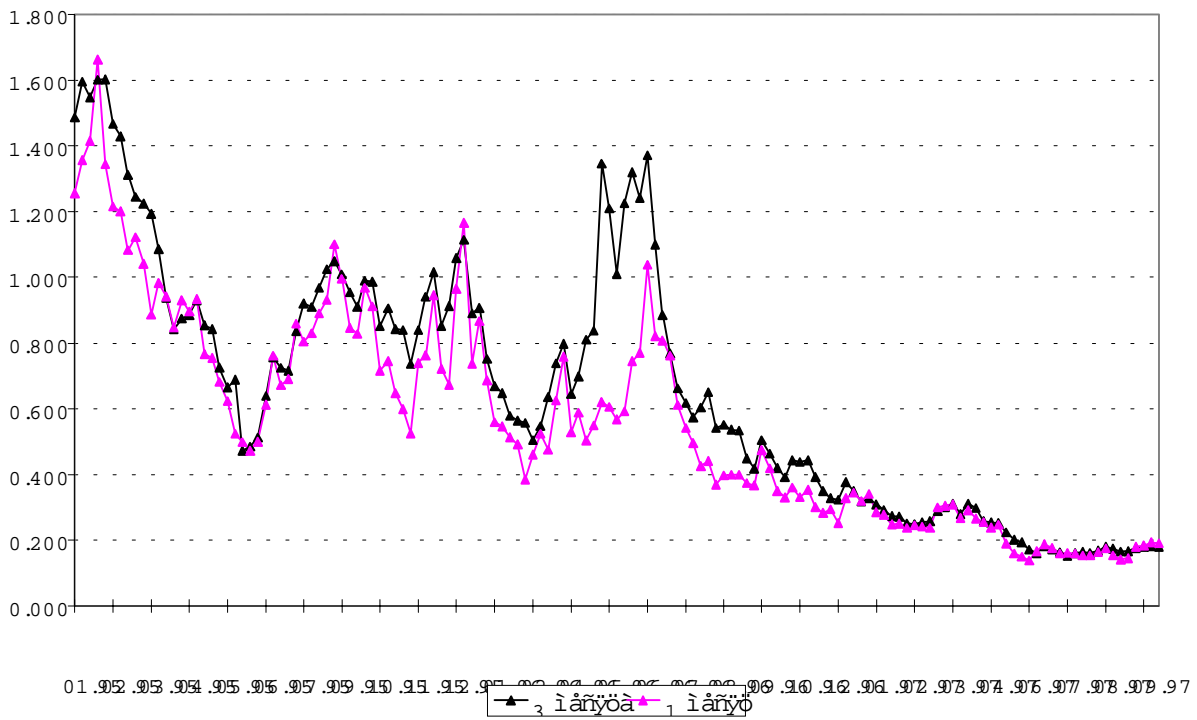
### 5.1. Описание данных

Данные по процентным ставкам состоят из ежемесячных и еженедельных усредненных доходности на вторичном рынке ГКО по облигациям трех различных сроков погашения: 1 месяц, 3 месяца и 6 месяцев. Для получения усредненного индекса в течение конкретного месяца / недели для каждого срока погашения доходности агрегируются с равными весами. Ежемесячные данные рассматриваются за период с января 1995 года по сентябрь 1997 года, что составляет 33 наблюдения. Еженедельные данные состоят из 144 наблюдений за тот же самый период, за исключением 6-месячных ГКО, еженедельные данные по которым начинаются с февраля 1995 года. Данные по инфляции основаны на индексе потребительских цен и также представлены с двумя различными частотами: ежемесячные данные (январь 1995 года - сентябрь 1997 года: 33 наблюдения) и еженедельные данные (январь 1995 года - декабрь 1996 года: 104 наблюдения). Для увеличения числа наблюдений построена линейная аппроксимация еженедельных данных в период с января по сентябрь 1997 года. Все ставки взяты на годовой основе. Данные были получены из базы данных Экономической Экспертной Группы при Министерстве Финансов Российской Федерации.

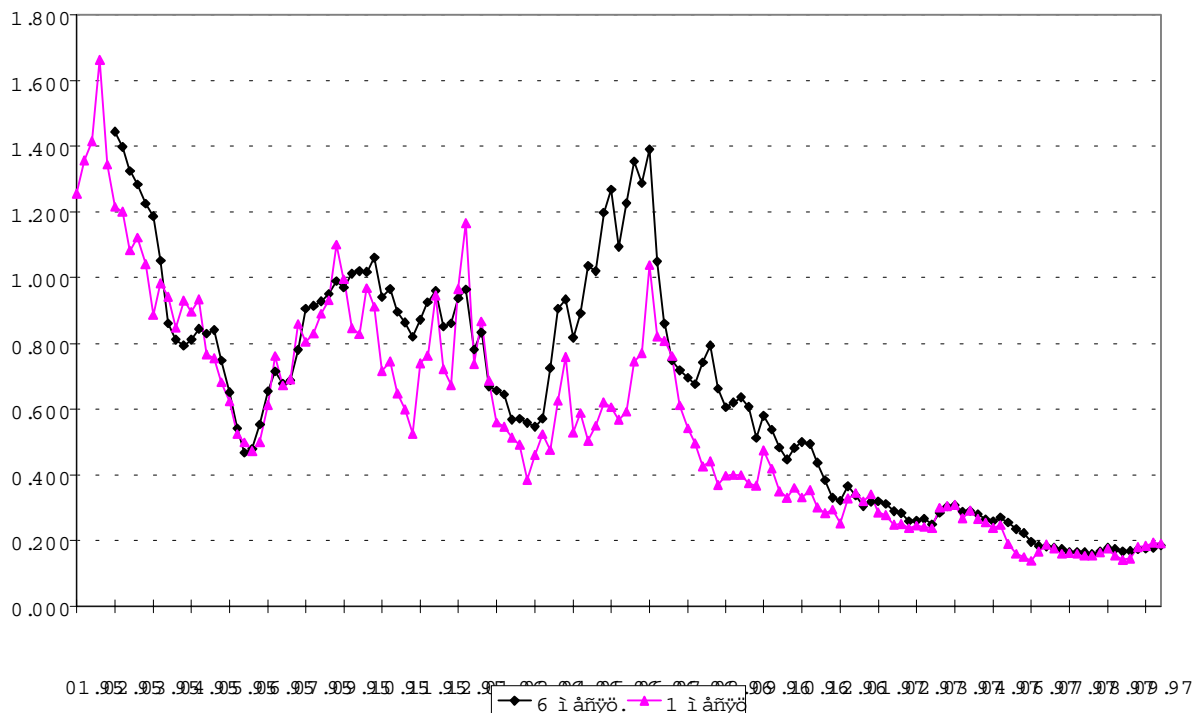
Доходности на вторичном рынке были выбраны с целью получения более полных данных с более высокой частотой наблюдений. Торги на вторичном рынке проходят практически каждый день, в то время, как выпуск облигаций на первичном рынке осуществляется, как правило, раз в неделю. С той же целью максимальной полноты данных были выбраны сроки погашения 1, 3 и 6 месяцев, поскольку ГКО с более долгими сроками погашения не выпускались в начале периода наблюдений. Как уже было изложено выше, в данных по доходностям ГКО и инфляции возможно наличие структурных изменений, но вопрос структурных изменений не будет рассматриваться в этой работе.

На рисунках 1 и 2 приведены доходности по ГКО различных сроков погашения, определенные логарифмически:

**Рисунок 1. Доходности ГКО на годовой основе (еженедельные данные, вторичный рынок)**



**Рисунок 2. Доходности ГКО на годовой основе (еженедельные данные, вторичный рынок)**



Необходимо отметить некоторые свойства используемых данных:

1) Временные ряды доходностей по ГКО всех сроков погашения имеют ярко выраженный убывающий тренд в течении всего времени наблюдений за исключением двух подпериодов. Первый подпериод (май - октябрь 1995 года) характеризовался сперва падением, а потом резким всплеском доходностей. К факторам, вызвавшим такое поведение рынка, вероятно, могут быть отнесены следующие: первоначальное падение доходностей, возможно, отражает введение нового валютного режима - “коридора”, когда обменный курс

в течение этого времени был несколько ниже, чем в предыдущие месяцы и инфляционные ожидания снизились благодаря уменьшению неопределенности. Последующий рост доходностей мог быть связан с банковским кризисом в августе - сентябре 1995 года, в ходе которого возросли продажи государственных ценных бумаг с целью повышения ликвидности и, как следствие, снизились цены на ГКО и увеличились соответствующие процентные ставки. Второй подпериод (апрель - июнь 1996 года) характеризовался чрезвычайно высокими доходностями по ГКО, в особенности, в мае. Предпосылками для этого, возможно, послужили возросший уровень государственных заимствований с целью выплаты задолженности по зарплате и пенсии и неопределенность результатов предстоящих президентских выборов, так как инвесторы ожидали всплеска инфляции в случае прихода к власти Зюганова.

2) Чем больше разница сроков погашения, тем больше спрэд между ставками по ГКО. В обоих случаях наибольший спрэд между процентными ставками по ГКО различных сроков погашения наблюдается в апреле - июне 1996 года, в период, предшествующий президентским выборам в июне 1996 года.

3) В среднем, доходность по ГКО выше для бумаг с более длинным сроком погашения, что соответствует гипотезе о нормальной кривой доходности. Однако, в обоих случаях были моменты, в течении которых доходность по более длинным ГКО была ниже доходности по более коротким ГКО. Возможно, что эти периоды обратной кривой доходности отражали ситуацию, в которой краткосрочная неопределенность была выше долгосрочной. Альтернативным объяснением могла бы служить политика Центрального Банка РФ, направленная на поддержку бумаг с большим сроком погашения в случае возникновения ситуации на рынке, приводящей к общему росту доходности.

## **5.2. Тестирование на интегрируемость**

В этом разделе приведены результаты тестирования данных на интегрируемость. Используемая методология была предложена в работе [12]. Вкратце она может быть описана следующим образом:

Шаг 1. Оценить регрессию



$$y_t = \rho y_{t-1} + \alpha + \beta t + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (*)$$

включив достаточное число лагов, чтобы избежать корреляции по времени в остатках.

Шаг 2. Протестировать гипотезу  $H_0: (\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1)$  против альтернативы  $(\alpha, \beta, \rho) \neq (\alpha, 0, 1)$  используя F- статистику с нестандартным распределением. Соответствующие критические значения приведены в [1]. Если нулевая гипотеза не может быть отклонена, то перейти к шагу 5.

Шаг 3. Если нулевая гипотеза не принимается, то остаются три возможности:

$$\text{либо } \begin{bmatrix} \beta \neq 0 \\ \rho = 1 \end{bmatrix} \text{(a), либо } \begin{bmatrix} \beta = 0 \\ \rho \neq 1 \end{bmatrix} \text{(b), либо } \begin{bmatrix} \beta \neq 0 \\ \rho \neq 1 \end{bmatrix} \text{(c).}$$

Протестировать гипотезу  $H_0: \rho = 1$ , используя стандартные критические значения для t-статистики, полученной в регрессии (\*). Если  $\beta \neq 0$ , то t-статистика распределена стандартно, если же  $\beta = 0$ , то тогда критические значения нестандартны, но меньше, чем стандартные критические значения. Таким образом, если нулевая гипотеза принимается, оба случая (b) и (c) могут быть исключены из рассмотрения и можно заключить что временной ряд имеет единичный корень и линейный тренд в первых разностях (с возможным ненулевым сносом  $\alpha$ ). Если нулевая гипотеза отклоняется, то временной ряд является стационарным (случаи (b) или (c)).

Шаг 4. В случае стационарности могут быть использованы стандартные процедуры тестирования. Можно протестировать гипотезу  $\beta = 0$ , применяя стандартную t-статистику. Если нулевая гипотеза отклоняется, то ряд является стационарным вокруг линейного тренда, в противном случае ряд стационарен без временного тренда. В обоих случаях можно проверить гипотезу о равенстве константы нулю, используя стандартно распределенную t-статистику.

Шаг 5. Результаты, полученные на шаге 2, позволяют заключить, что ряд имеет единичный корень без временного тренда в первых разностях. хотя и с возможным ненулевым сносом. Для подтверждения результата, что  $\rho = 1$ , можно применить t-статистику, полученную в

уравнении (\*) с нестандартным распределением, приведенным в [10] (для регрессии с трендом и константой).

Шаг 6. Предыдущие результаты позволяют заключить, что  $(\beta, \rho) = (0, 1)$ , таким образом, чтобы проверить наличие ненулевого сноса, необходимо провести F-тест гипотезы  $H_0: (\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$ . Нестандартное распределение соответствующей F-статистики также приведено в [1]. Если нулевая гипотеза не отклоняется, то можно сделать вывод, что ряд является случайным блужданием без сноса. Если нулевая гипотеза не может быть принята, то ряд - случайное блуждание с ненулевым сносом.

Шаг 7. Для проверки результатов, полученных на предыдущем шаге, следует оценить регрессию без временного тренда (включив достаточное число лагов, чтобы избежать корреляции по времени в остатках):

$$y_t = \rho y_{t-1} + \alpha + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (**)$$

и провести F-тест гипотезы  $H_0: (\alpha, \rho) = (0, 1)$ , используя нестандартное распределение, приведенное в [1].

Эта пошаговая процедура была применена к исследуемым данным. Результаты для доходностей по ГКО представлены в Таблице 1 :

**Таблица 1. Тест на наличие единичного корня: доходности по ГКО**

Процедура	Доходности	$R_t(1)$	$R_t(3)$	$R_t(6)$
Шаг 1:	Число включенных лагов	0	5	1
Шаг 2: $(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1)$	F-статистика (1% критическое значение = 8.73)	8.176	6.960	3.6933
Шаг 5: $\rho = 1$	t-статистика (1% критическое значение = -4.04)	-4.015	-3.685	-2.667
Шаг 6: $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$	F-статистика (1% критическое значение = 6.50)	5.742	4.9858	2.923
Шаг 7:	Число включенных лагов	0	3	1
$(\alpha, \rho) = (0, 1)$	F-статистика (1% критическое значение = 6.70)	3.036	3.9853	2.7973

Опишем подробнее используемую процедуру на примере доходности по одномесячным ГКО:

На первом шаге нужно включить в регрессию достаточное число лагов, позволяющее избежать корреляции по времени в остатках. Регрессия без лагов дала следующие результаты:

Моделирование  $R_t(1)$  МНК

Объем выборки: от 1 до 142

Перем. Коэфф.	Ст. ошибка	t-стат.	t-вероятн.	
Константа	0.20414	0.056808	3.594	0.0005
r1_1	0.79611	0.050787	15.675	0.0000
Тренд	-0.00132	0.000403	-3.276	0.0013

DW=2.10

AR 1-2  $F(2, 137) = 0.5783 [0.5622]$

AR 1-12  $F(12, 127) = 1.3262 [0.2116]$

Таким образом, можно заключить, что спецификация модели без включения лагов подходит для дальнейшего анализа. В ходе тестирования ограничения на одновременное равенство нулю временного тренда и наличие единичного корня была получена F-статистика = 8.176, следовательно, нулевая гипотеза не может быть отвергнута на 1% уровне значимости. В этом случае следующим шагом в анализе должен быть шаг 5: t-статистика = -4.015 подтверждает наличие единичного корня, полученное на предыдущем шаге. F-статистика = 5.74 на шаге 6 позволяет заключить, что гипотеза о равенстве сноса не может быть отвергнута на 1% уровне. Регрессия (\*\*) на шаге 7 также может быть оценена без включения дополнительных лагов:

Моделирование  $R_t(1)$  МНК

Объем выборки: от 1 до 142

Перем. Коэфф.	Ст. ошибка	t-стат.	t-вероятн.	
Константа	0.025692	0.016683	1.540	0.1258
r1_1	0.94161	0.025473	36.964	0.0000

DW = 2.26

AR 1-2 F(2,138) = 2.2874 [0.1054]

AR 1-12 F(12,119) = 1.3219 [0.2138]

Наконец, F-статистика = 3.036, полученная при тестировании на одновременное наличие единичного корня и нулевой сноса, подтверждает предыдущий результат:  $R_t(1)$  является случайным блужданием без сноса.

Результаты этой же процедуры, примененной к временным рядам инфляции приводятся в Таблице 2:

**Таблица 2. Тест на наличие единичного корня: временные ряды инфляции**

Процедура	Доходности	$\pi_t(1)$	$\pi_t(3)$	$\pi_t(6)$
Шаг 1:	Число включенных лагов	8	2	6

Шаг 2: $(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1)$	F-статистика (1% критическое значение = 8.73)	6.0952	3.3586	2.5517
Шаг 5: $\rho = 1$	t-статистика (1% критическое значение = -4.04)	-2.924	-1.926	-1.487
Шаг 6: $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$	F-статистика (1% критическое значение = 6.50)	5.3768	2.9952	2.2865
Шаг 7:	Число включенных лагов	8	2	3
$(\alpha, \rho) = (0, 1)$	F-статистика (1% критическое значение = 6.70)	6.836	4.27	3.4407

Тестирование на интегрируемость второго порядка позволило отклонить гипотезу  $I(2)$  для всех рядов данных.

Таким образом, результаты тестов на интегрируемость подытожены в Таблице 3:

**Таблица 3. Результаты теста на интегрируемость**

Ряд	Результаты теста на интегрируемость
$R_t(1)$	Случайное блуждание без временного тренда и сноса в первых разностях
$R_t(3)$	Случайное блуждание без временного тренда и сноса в первых разностях
$R_t(6)$	Случайное блуждание без временного тренда и сноса в первых разностях
$\pi_t(1)$	Случайное блуждание без временного тренда в первых разностях, но с ненулевым сносом
$\pi_t(3)$	Случайное блуждание без временного тренда и сноса в первых разностях
$\pi_t(6)$	Случайное блуждание без временного тренда и сноса в первых разностях

### 5.3. Коинтеграционный анализ

Целью этого раздела работы является установление взаимосвязи рядов данных в долгосрочной перспективе. В соответствии с уравнением Фишера, T-периодная номинальная процентная ставка (доходность по ГКО с T периодами до погашения) должна быть коинтегрирована со средней инфляцией за последующие T периодов. В этом разделе

проверяется выполнение этой зависимости.

Существует несколько методологий для тестирования на наличие коинтеграции между временными рядами, две из которых использованы здесь. Первая методология - это двухшаговая процедура, предложенная в работе [6], где на первом шаге коинтеграционное соотношение оценивается обычным методом наименьших квадратов, а на втором шаге тестируется стационарность остатков такой регрессии, причем для этого используются критические значения расширенного теста Дикки-Фуллера (Augmented Dickey - Fuller, ADF) для анализа остатков (они отличаются от стандартных ADF - критических значений). Вторая методология основана на методе максимального правдоподобия, предложенном в работе [13].

В методе, изложенном в работе [6] (метод Энгеля-Гранжера), оценивается регрессия:

$$R_t(T) = \alpha + \beta \pi_t(T) + \varepsilon_t$$

и затем тестируется гипотеза о наличии единичного корня в остатках регрессии. В таблице 4 приведены результаты применения данной процедуры к рядам данных.

**Таблица 4. Тестирование на коинтеграцию по методологии Engle and Granger**

Время до погашения	1 месяц	3 месяца	6 месяцев
$\alpha$ (t-статистика)	0.31545 (13.8407)	0.37168 (11.3108)	0.40632 (11.0069)
$\beta$ (t-статистика)	0.64958 (15.8578)	0.85891 (12.1226)	0.89833 (8.4292)
Тест на наличие единичного корня в остатках регрессии			
Число включенных лагов (AIC критерий)	0	0	1
ADF-статистика ( 95% критическое значение = -3.38 )	-3.6844	-1.9543	-1.8096

Как видно из таблицы, данная процедура выявила наличие коинтеграции только для одномесячных временных рядов доходностей и инфляции. Судя по ADF-статистике, гипотеза о наличии единичного корня в рядах остатков не может быть отвергнута как для трехмесячных, так и для шестимесячных пар данных. Таким образом, процедура Энгеля-Гранжера позволяет заключить, что доходности по ГКО с T периодами до погашения и средняя инфляция за последующие T периодов коинтегрированы только для T = 1 месяц, в то время, как для T = 3 и 6 месяцев коинтеграции не наблюдается.

Обратимся теперь к процедуре, изложенной в работе [13] (метод Йохансена). Так как в ходе предыдущего анализа было выявлено наличие ненулевого сноса в первых разностях ряда  $\pi_t(\mathbf{1})$  (что соответствует линейному детерминированному тренду в уравнении в уровнях), то для исследования одномесячных рядов необходимо использовать критические значения, предусматривающие присутствие линейного детерминированного тренда в рядах данных. Трех- и шестимесячные данные будут исследоваться в предположении отсутствия детерминированного тренда во временных рядах. Результаты тестов максимального правдоподобия, основанных на следе стохастической матрицы приводятся в таблице 5:

**Таблица 5. Тестирование на коинтеграцию по методологии Johansen**

Время до погашения	1 месяц		3 месяца		6 месяцев	
Число лагов	2		4		4	
Собственные значения	0.1004	0.0397	0.0765	0.0345	0.0525	0.0290
Гипотеза	Отн. правдоподобия	1% крит. значение	Отн. правдоподобия	1% крит. значение	Отн. правдоподобия	1% крит. значение
$r = 0$	20.486	20.04	15.8228	24.60	11.0867	24.60
$r \leq 1$	5.678	6.65	4.8474	12.97	3.9175	12.97

Как можно видеть их таблицы, результаты процедуры Йохансена совпадают с результатами теста Энгеля-Гранжера, подтверждая, что между трех- и шестимесячными рядами данных коинтеграция не наблюдается. В то же время гипотеза о наличии коинтеграции между одномесячной процентной ставкой и инфляцией за один месяц вперед не может быть отклонена. Вектор коинтеграции в нормализованной форме есть

$$\mathbf{R}_t(1) \quad \boldsymbol{\pi}_t(1)$$

$$\mathbf{1.000} \quad -1.7400$$

$$(0.5725)$$

На первый взгляд, вектор коинтеграции, полученный в ходе процедуры Йохансена отличается от вектора коинтеграции, полученного при применении процедуры Энгеля-Гранжера. Однако, стандартные ошибки оцениваемых коэффициентов показывают, что в результатах нет противоречия.

В условия наличия коинтеграции между одномесячными рядами  $\mathbf{R}_t(1)$  и  $\boldsymbol{\pi}_t(1)$  представляется закономерным провести тест на ограничения, налагаемые уравнением Фишера на коинтеграционные коэффициенты: согласно ему, ряды должны входить в коинтеграционное соотношение с коэффициентами  $(\mathbf{1}, -\mathbf{1})$ . При проведении теста отношения правдоподобия, основанного на методе Йохансена, получаем:

$$LR [\boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta} = \mathbf{0}]: \chi^2(1)=2.9362 (0.087),$$



где в скобках приведено  $p$ -значение (вероятность попасть в интервал  $(2.9362, +\infty)$ ). Этот результат позволяет сделать вывод, что нулевая гипотеза не отклоняется на 5% уровне значимости и для 1-месячных временных рядов уравнение Фишера выполняется.

Итак, резюмируем основные результаты этого раздела:

Доходность по одномесечным ГКО коинтегрирована с инфляцией за один период вперед, причем коинтеграционное соотношение согласуется с уравнением Фишера. Между доходностью по трех- и шестимесечным ГКО и средней инфляцией за последующие три и шесть месяцев, соответственно, коинтеграция не выявлена. Одно из возможных объяснений этого результата состоит в следующем: На коротком конце кривой доходности инфляционные ожидания оказывают на прибыль существенный эффект. С ростом времени до погашения возрастает роль других факторов. Например, рынок бумаг с более долгим сроком погашения может быть подвержен влиянию неявного государственного регулирования, которое выражается, в частности, в том, что Центральный Банк выкупает значительную долю выпуска, чтобы поддержать низкую доходность. (В моменты, когда доходности растут, типичная политика Центрального Банка направлена на поддержание рынка ГКО с более долгим сроком погашения). Учитывая эффект государственного вмешательства на рынке и тот факт, что фактическая инфляция (и, следовательно, инфляционные ожидания) убывает со временем, можно предположить, что с ростом сроков погашения инфляция становится все менее существенным фактором для определения процентных ставок на рынке государственных ценных бумаг.

#### 5.4. Прогнозирование инфляции с помощью механизма коррекции ошибок

Уравнение для прогнозирования инфляции может быть получено при вычитании однопериодного уравнения Фишера из  $T$ -периодного уравнения:

$$\pi_t(T) - \pi_t(1) = \alpha + \beta(R_t(T) - R_t(1)) + u_t \quad (***)$$

где, согласно теории,  $\beta = 1$  и ошибка состоит из трех компонент - ожидаемых будущих изменений процентной ставки, будущей разности между ожидаемой и фактической инфляцией и премии за риск. Однако, существует, как минимум, три причины, по которым это уравнение может обладать плохой прогнозной способностью: во-первых, оно описывает

только долгосрочное соотношение без учета краткосрочного эффекта, во-вторых, оно неявно подразумевает наличие коинтеграции между доходностями и ставкой инфляции (в то время, как для исследуемых данных коинтеграция наблюдается только для  $T=1$ , что было показано ранее), наконец, ошибка в этом уравнение имеет трудно моделируемое распределение. В самом деле, оценивание уравнения (\*\*\*) для  $T=3$  и 6 месяцев методом наименьших квадратов приводит к следующим результатам:

**Таблица 6. Оцениваемое уравнение  $\pi_t(T) - \pi_t(1) = \alpha + \beta(R_t(T) - R_t(1)) + u_t$**

<b>T</b>	<b>3 месяца</b>	<b>6 месяцев</b>
<b><math>\alpha</math></b> (t-статистика)	-0.0358 (-3.2628)	-0.07352 (-7.1433)
<b><math>\beta</math></b> (t-статистика)	-0.1350 (-2.0014)	0.0252 (0.4623)
$R^2$	0.0276	0.0016
DW	0.11972	0.0901
Корреляция по времени: $\chi^2(1)$ (p-значение)	99.4556 (0.000)	118.5900 (0.000)

Легко видеть, что в обоих случаях наблюдается корреляция по времени в остатках и значение статистики  $R^2$  очень мало. Оценка  $\beta$  близка к нулю и далека от теоретически предсказанного значения единицы. Иными словами, как и ожидалось, это уравнение обладает плохой способностью к прогнозированию.

Одним из путей возможного улучшения картины является использование механизма коррекции ошибок, сформулированного на основе уравнения (\*\*\*). Однако, в этом случае возникает проблема, связанная с тем, что механизм коррекции ошибок в качестве объясняющих переменных будет включать лагированные значения  $\pi_t(T)$ , которые неизвестны в момент времени  $t$  вплоть до лага порядка  $T-1$ . Эти переменные не могут быть использованы в прогнозном уравнении и, следовательно, должны быть опущены. Для корректирования эффекта перекрывающихся рядов данных предполагается, что временной ряд ошибок уравнения есть процесс скользящего среднего (см. [18]). Долгосрочная компонента в механизме коррекции ошибок будет образована двумя рядами доходностей и инфляцией за 1 месяц вперед (так как инфляция за последующие  $T$  месяцев не известна в момент  $t-1$  для  $T>1$ ). Таким образом, в общей форме уравнение будет выглядеть следующим образом:

$$\Delta\pi_t(\mathbf{T}) = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_0^i \Delta\mathbf{R}_{t-i}(\mathbf{T}) + \sum_{i=1}^k \alpha_1^i \Delta\mathbf{R}_{t-i}(\mathbf{1}) + \sum_{i=1}^k \alpha_2^i \Delta\pi_{t-i}(\mathbf{1}) + \beta(\mathbf{R}_{t-1}(\mathbf{1}) + \gamma_1 \mathbf{R}_{t-1}(\mathbf{T}) + \gamma_2 \pi_{t-1}(\mathbf{1})) + \theta_t, \quad (12)$$

$$\theta_t = \sum_{i=0}^n \lambda_i \varepsilon_{t-i}$$

причем оно должно включать достаточное число лагированных первых разностей для получения хороших результатов при проведении тестов на неправильную спецификацию модели.

Итак, на первом шаге необходимо найти соотношение коинтеграции между рядами  $\pi_t(\mathbf{1})$ ,  $\mathbf{R}_t(\mathbf{1})$  и  $\mathbf{R}_t(\mathbf{T})$ . На следующем шаге нужно построить уравнение прогнозирования, подставив в него остатки коинтеграционного соотношения и выбрав подходящее количество лагов. Получившееся уравнение будет сходно с ограниченным механизмом коррекции ошибок.

Начнем с соотношения коинтеграции: для его получения будет использоваться процедура Йохансена, так как она является более мощной. Результаты приведены в таблице 7:

**Таблица 7. Соотношение коинтеграции для уравнения прогнозирования**

Ряды	$\pi_t(1), R_t(1), R_t(3)$		$\pi_t(1), R_t(1), R_t(6)$	
Число лагов	4		4	
Собств. значения	0.2174, 0.0640, 0.0297		0.6116, 0.0571, 0.0251	
Гипотеза	Отн. правдоподобия	1% крит. значение	Отн. правдоподобия	1% крит. значение
$r = 0$	47.111	35.65	34.6311	35.65
$r \leq 1$	13.288	20.04	11.1946	20.04
$r \leq 2$	4.1551	6.65	3.3814	6.65

Как видно из таблицы, имеется одно коинтеграционное соотношение для  $T=3$  месяца и на 1% уровне коинтеграция для  $T=6$  месяцев отсутствует. Тем не менее, 5% критические значения для этого теста позволяют заключить, что на 5% уровне гипотеза об одном коинтеграционном соотношении для  $T=6$  месяцев не может быть отвергнута:

Гипотеза	5% крит. значение
$r = 0$	29.68
$r \leq 1$	15.41
$r \leq 2$	3.76

Нормализованные коэффициенты коинтеграции для  $T=3$  месяца есть:

$$\begin{array}{ccc}
 \mathbf{R_t(1)} & \mathbf{R_t(3)} & \mathbf{\pi_t(1)} \\
 \mathbf{1.000} & \mathbf{-0.6614} & \mathbf{-0.3315} \\
 & \mathbf{(0.0409)} & \mathbf{(0.0495)},
 \end{array}$$

а для  $T=6$  месяцев они составляют:

$R_t(1)$	$R_t(6)$	$\pi_t(1)$
1,000	-0.6042	-0.4084
	(0.0547)	(0.0666)

Необходимо отметить одну интересную особенность: в обоих случаях ( $T = 3$  месяца и  $T = 6$  месяцев) вектор коинтеграции может быть представлен как взвешенная разность одномесечной реальной процентной ставки и наклона кривой доходности:

$R_t(1) - 0.6614 * R_t(3) - 0.3315 * \pi_t(1) \approx 0.3315 * [R_t(1) - \pi_t(1)] - 0.6614 * [R_t(3) - R_t(1)]$  - для 3-месячного соотношения коинтеграции;

$R_t(1) - 0.6042 * R_t(6) - 0.4085 * \pi_t(1) \approx 0.4085 * [R_t(1) - \pi_t(1)] - 0.6042 * [R_t(6) - R_t(1)]$

- для 6-месячного соотношения коинтеграции. Это преобразование означает, что текущая реальная процентная ставка коинтегрирована с наклоном кривой доходности (что подтверждается и результатами непосредственных тестов на коинтеграцию, которые не приводятся здесь). Иными словами, в долгосрочном периоде изменение угла наклона кривой доходности вызывает пропорциональное изменение текущей реальной процентной ставки, и наоборот. Это свойство может означать, что в долгосрочном периоде текущая реальная процентная ставка содержит информацию о изменении угла наклона кривой доходности. Увеличение реальной процентной ставки является неявным сигналом дестабилизации ситуации в стране, роста неопределенности и, как следствие, роста премии за риск, связанной с более длинными облигациями. Аналогично, снижение реальной процентной ставки означает уменьшение риска, ассоциируемого с бумагами более длинного срока погашения.

Обратимся теперь к уравнению прогнозирования в форме механизма коррекции ошибок (МКО). В обоих уравнениях было включено два лага. Уравнение для трехмесячных данных включает ошибку в виде процесса скользящего среднего до второго порядка, а уравнение для шестимесячных данных - до пятого порядка. Оценки, полученные при применении нелинейного метода наименьших квадратов, приведены в таблице 8:

**Таблица 8. Оценивание уравнения прогнозирования в форме МКО**

$$\Delta \pi_t(T) = \mu + \sum_{i=1}^2 \alpha_0^i \Delta R_{t-i}(T) + \sum_{i=1}^2 \alpha_1^i \Delta R_{t-i}(1) + \sum_{i=1}^2 \alpha_2^i \Delta \pi_{t-i}(1) + \beta(R_{t-1}(1) + \gamma_1 R_{t-1}(T) + \gamma_2 \pi_{t-1}(1)) + \theta_t,$$

<b>T</b>	<b>3 месяца</b>	<b>6 месяцев</b>
$\mu$ (t-статистика)	-0.0061 (-3.9648)	-0.0068 (-5.2240)
$\alpha_0^1$ (t-статистика)	0.0359 (2.5007)	0.0125 (1.5969)
$\alpha_0^2$ (t-статистика)	0.0136 (1.0198)	0.0032 (0.4550)
$\alpha_1^1$ (t-статистика)	-0.0485 (-3.2516)	-0.0214 (-1.6934)
$\alpha_1^2$ (t-статистика)	-0.0242 (-1.8769)	-0.0064 (-1.0510)
$\alpha_2^1$ (t-статистика)	0.1026 (3.3818)	-0.0692 (-4.5748)
$\alpha_2^2$ (t-статистика)	0.0770 (2.6653)	-0.0245 (-1.6924)
$\beta$ (t-статистика)	0.0637 (3.6689)	0.0330 (2.8325)
$\gamma_1$ (из вектора коинтеграции)	-0.6614	-0.6042
$\gamma_2$ (из вектора коинтеграции)	-0.3315	-0.4084
<b>MA(1)</b> (t-статистика)	0.0570 (0.5963)	0.7378 (8.7069)
<b>MA(2)</b> (t-статистика)	0.4337 (4.4938)	0.7982 (8.3173)
<b>MA(3)</b> (t-статистика)	-	0.2990 (2.7248)
<b>MA(4)</b> (t-статистика)	-	0.2556 (3.0052)
<b>MA(5)</b> (t-статистика)	-	-0.1695 (-2.5496)
<b>R<sup>2</sup>adj</b>	0.5473	0.5911
<b>DW</b>	1.7811	1.847
Тест множителей Лагранжа на корреляцию по времени до порядка 2: <b>F-stat</b> ( <i>p</i> -значение)	2.628 (0.076)	5.633 (0.0046)
до порядка 4: <b>F-stat</b> ( <i>p</i> -значение)	2.5859 (0.040)	-
ARCH (1): <b>F-stat</b> ( <i>p</i> -значение)	2.0704 (0.1524)	4.937 (0.028)

Как показывают результаты, для трехмесячных данных тесты на спецификацию не позволили отклонить гипотезу о правильной спецификации модели. Для шестимесячных данных, даже после введения поправки на наличие скользящего среднего, наблюдается корреляция по времени в остатках. Однако, в обоих случаях, коэффициент при долгосрочной компоненте, включенной в регрессию, значимо больше нуля ( $\beta > 0$ ). Этот коэффициент уменьшается с ростом времени до погашения (числа последующих периодов, за которые прогнозируется средняя инфляция), иными словами, чем длиннее горизонт прогнозирования,

тем меньше информации содержится в текущей инфляции и спот-процентных ставках различных сроков погашения. Этот результат согласуется также и с приведенными ранее соображениями, что чем больше срок погашения, тем сильнее влияние государства на рынке и, соответственно, тем слабее инфляционные ожидания отражены в структуре доходностей.

Перечислим основные результаты этого раздела: оценивание методом наименьших квадратов уравнения, связывающего разность между средними ставками инфляции за последующие  $T$  и 1 период с спредом доходностей, приводит к неудовлетворительным результатам. Проблемы прогнозирования, видимо могут быть объяснены отсутствием коинтеграции между доходностью по  $T$ -месячным облигациям и средней инфляцией за последующие  $T$  месяцев ( $T = 3, 6$ ), и сложной формой процесса ошибок в уравнении. Альтернативное уравнение основано на ограниченном механизме коррекции ошибок, в котором опущены лагированные значения инфляции за последующие  $T$  периодов и ее первые разности, так как оно не известно в момент  $t$  для  $T > 1$ . Как следствие, долгосрочная компонента механизма коррекции ошибок включает угол наклона кривой доходности и текущую реальную процентную ставку, между которыми обнаружена коинтеграция как для трехмесячных, так и для шестимесячных данных. В коинтеграционном соотношении между углом наклона кривой доходности и текущей процентной ставкой содержится информация о будущей ставке инфляции, но эта зависимость становится слабее с увеличением горизонта прогнозирования.

## **5.5. Оценивание премии за риск**

Методы исследования, освещенные в предыдущей части работы, не позволяют непосредственно оценить премию за риск. При этом необходимо отметить, что еще одной из причин отсутствия коинтеграции между доходностями по ГКО со сроком погашения 3 и 6 месяцев и средней инфляцией за последующие 3 и 6 месяцев, соответственно, может служить то обстоятельство, что в тесте на коинтеграцию не учитывалось наличие премии за риск. Предположим, что долгосрочное уравнение Фишера выполняется, и оценим премию за риск.

Рассмотрим две дисконтные бескупонные облигации различных сроков погашения:

“долгую” - “long” (L) и “короткую” - “short” (S). Тогда, переписывая уравнение (9) для каждой облигации и вычитая одно из другого, имеем:

$$R_t(L) - R_t(S) = \frac{1}{L} E_t \sum_{i=0}^{L-1} r_{t+i} + \frac{1}{L} E_t \sum_{i=0}^{L-1} \pi_{t+i+1} + \frac{1}{L} E_t \sum_{i=0}^{L-1} \varphi_{t+i}(T-i) - \frac{1}{S} E_t \sum_{i=0}^{S-1} r_{t+i} - \frac{1}{S} E_t \sum_{i=0}^{S-1} \pi_{t+i+1} - \frac{1}{S} E_t \sum_{i=0}^{S-1} \varphi_{t+i}(T-i) \quad (14)$$

Введем достаточно строгое предположение, что ожидаемая реальная процентная ставка не меняется со временем (заметим, что это предположение не означает неизменности фактической процентной ставки). В этом случае члены уравнения (12), содержащие реальную процентную ставку, сокращаются, и, используя уравнение (10), получаем:

$$R_t(L) - R_t(S) = E_t(\pi_t(L) - \pi_t(S)) + E_t(\Phi_t(L) - \Phi_t(S))$$

Последний член в правой части,  $\Psi_t(L, S) \equiv E_t(\Phi_t(L) - \Phi_t(S))$ , может быть проинтерпретирован как дополнительная премия за риск, связанный с “длинной” облигацией, по сравнению с “короткой” облигацией.

Цель данного раздела - оценить эту дополнительную премию за риск. Предлагается использовать следующий подход: сперва выбирается функциональная форма премии за риск, затем вместо рациональных ожиданий средней ставки инфляции берется фактическая инфляция за текущий и следующие L/S периодов. На следующем шаге параметры функции, описывающей премию за риск, выбираются так, чтобы минимизировать среднеквадратичную ошибку уравнения (15).

$$R_t(L) - R_t(S) - E_t(\pi_t(L) - \pi_t(S)) = \Psi_t(L, S) \quad (15)$$

Начнем с простейшего предположения:

#### **А. Постоянная премия за риск**

Предположим, что премия за риск  $\Psi_t(L, S)$  не меняется со временем. Иными словами, необходимо найти константу, которая минимизирует сумму квадратов остатков регрессии левой части уравнения (14) на эту константу. Результаты, полученные при оценивании ежемесячных данных приведены в таблице 9:

**Таблица 9. Постоянная премия за риск, ежемесячные данные**

Срок до погашения:		Оценка константы	Стандартная ошибка оценки	t-статистика	Стандартная ошибка регрессии
L	S				



6 месяцев	1 месяц	0.2098	0.0361	5.81787	0.2072
3 месяцев	1 месяц	0.1437	0.0299	4.8033	0.1719

Можно видеть, что оценка дополнительной премии за риск, связанный с “длинной” облигацией, по сравнению с “короткой” облигацией, возрастает с увеличением срока погашения “длинной” облигации при фиксированном сроке погашения “короткой” облигации (в данном случае равном одному месяцу), что соответствует положительному углу наклона кривой доходности.

Если для стабильных западных государств предположение о постоянной премии за риск является допустимым, то в странах переходного периода оно навряд ли может быть уместно. Премия за риск включает в себя различные типы рисков, такие, как риск ликвидности, валютный риск и политический риск. Даже в условиях развитой экономики эти риски могут не быть постоянны, а в экономике переходного периода они, несомненно, меняются со временем. Таким образом, логично в качестве следующего шага предположить простейшую непостоянную функциональную форму для премии за риск:

### В. Линейная премия за риск

Пусть премия за риск является убывающей линейной функцией времени (для простоты будем в дальнейшем называть ее линейной премией за риск):

$$\Psi_t(L, S) = A + B * (N - t),$$

где  $t$  - номер наблюдения,  $A$  и  $B$  - оцениваемые константы и  $N$  - общее число наблюдений плюс 1 (например, для ежемесячных данных  $N=34$ ). Результаты оценивания методом наименьших квадратов приведены в таблице 10:

**Таблица 10. Линейная премия за риск: ежемесячные данные**

Срок до погашения		A			B			Ст. ошибка регрессии
L	S	Оценка	Ст. ошибка	t-стат.	Оценка	Ст. ошибка	t-стат.	
6 месяцев	1 месяц	-0.0047	0.0606	-0,0771	0.0123	0.0031	4.0567	0.1701
3	1	-0.0129	0.0532	-0.2438	0.0092	0.0027	3.3764	0.1493

месяца	месяц							
--------	-------	--	--	--	--	--	--	--

Как можно видеть, константа не значима и, следовательно, может быть исключена из регрессии. Результаты регрессии без включения константы приведены в таблице 11:

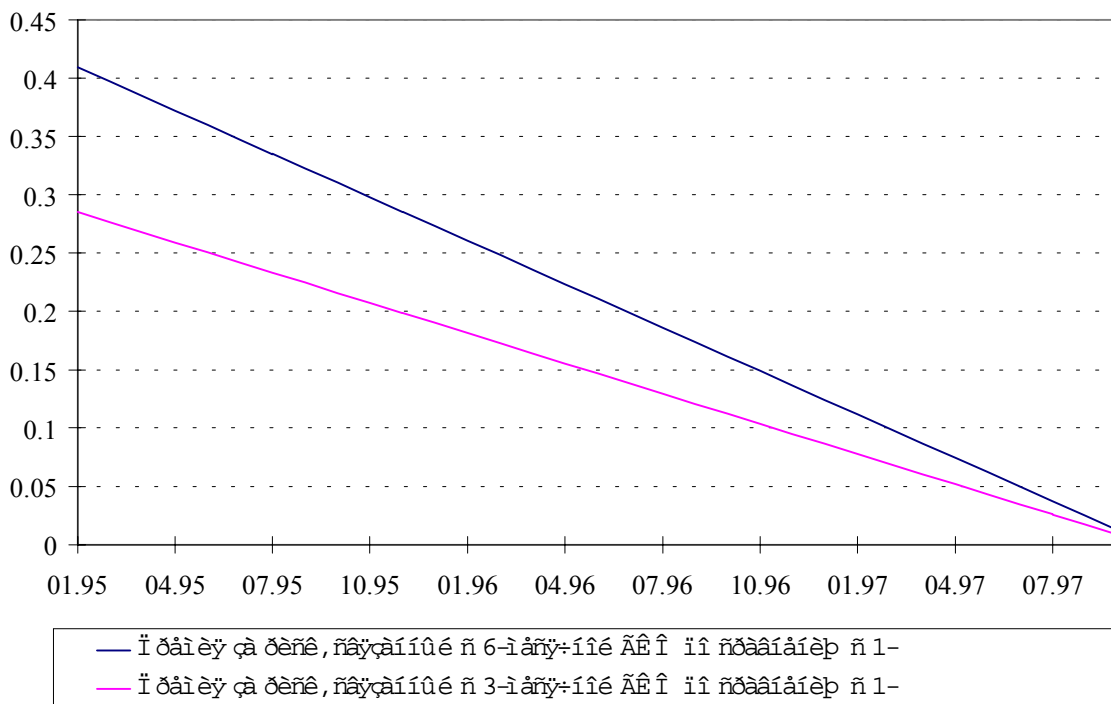
**Таблица 11. Линейная премия за риск: ежемесячные данные**

Срок до погашения		В			Стандартная ошибка регрессии
L	S	Оценка	Ст. ошибка	t-стат.	
6 месяцев	1 месяц	0.0124	0.00149	8.2937	0.1675
3 месяца	1 месяц	0.0086	0.00131	6.5712	0.1471

Заметим, что линейная функциональная форма премии за риск обладает лучшей точностью приближения (например, в смысле стандартных ошибок регрессии). Также немаловажен тот факт, что во всех описанных выше случаях стандартная ошибка регрессии возрастает с ростом времени до погашения “длинной” облигации. Интуитивно это свойство может быть объяснено следующим образом: чем длиннее горизонт, тем сложнее сделать адекватный прогноз.

Как было отмечено выше, в предположении постоянной премии за риск подтверждается гипотеза о положительном угле наклона кривой доходности. Этот результат остается верен и в предположении линейной премии за риск. Как видно из таблицы 11, угол наклона премии за риск отрицателен ( $\beta > 0$ ) и в каждый момент времени оценка премии за риск, связанный с шестимесячной облигацией выше, чем оценка премии за риск, связанный с трехмесячной облигацией. Более того, разность между дополнительными премиями за риск, связанный с шести - и трехмесячными облигациями по сравнению с риском, связанным с одномесечной облигацией, соответственно, уменьшается со временем, что может быть проинтерпретировано следующим образом: с ростом эффективности рынка неопределенность уменьшается и увеличение среднего времени до погашения портфеля не ведет к значительному скачку в риске, связанном с этим портфелем. В исследуемый период политические и экономические риски в России постепенно снижались, что и отражено в поведении премии за риск. Рисунок 3 иллюстрирует эти свойства премии за риск.

**Рисунок 3. Линейная премия за риск**

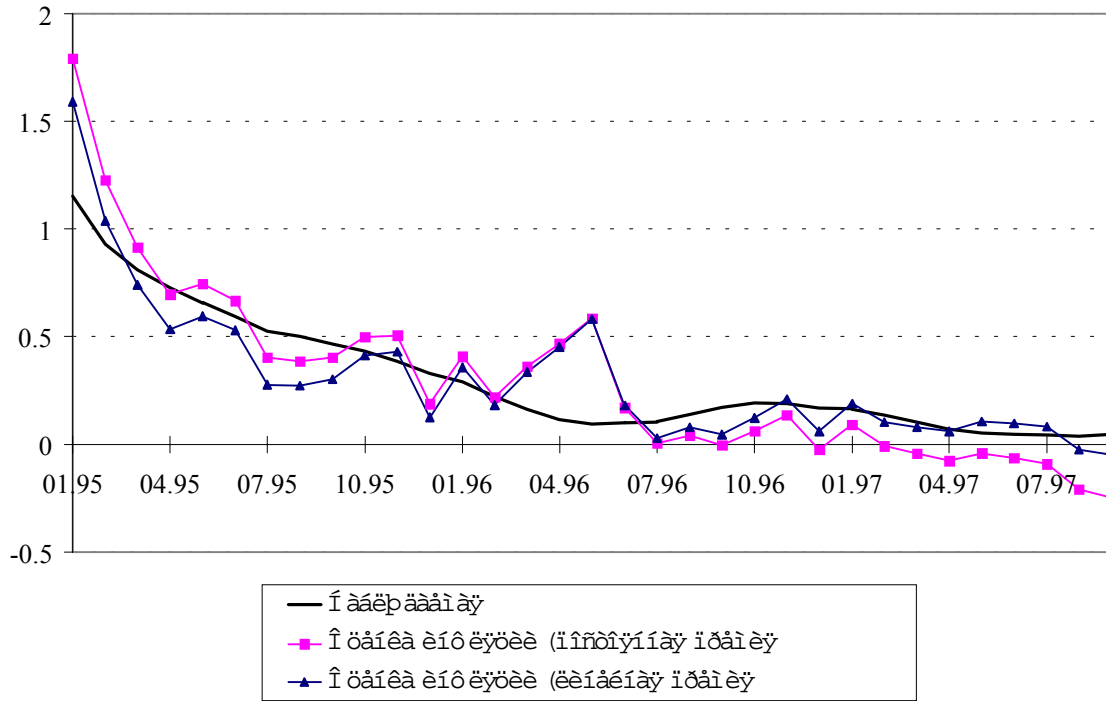


Для того, чтобы показать, насколько гипотезы о постоянной или линейной премии за риск соответствуют реальным данным, рассчитаем две оцененные ставки инфляции - для постоянной и для линейной премии за риск (без константы) - подставив соответствующие оценки в перегруппированное уравнение (15):

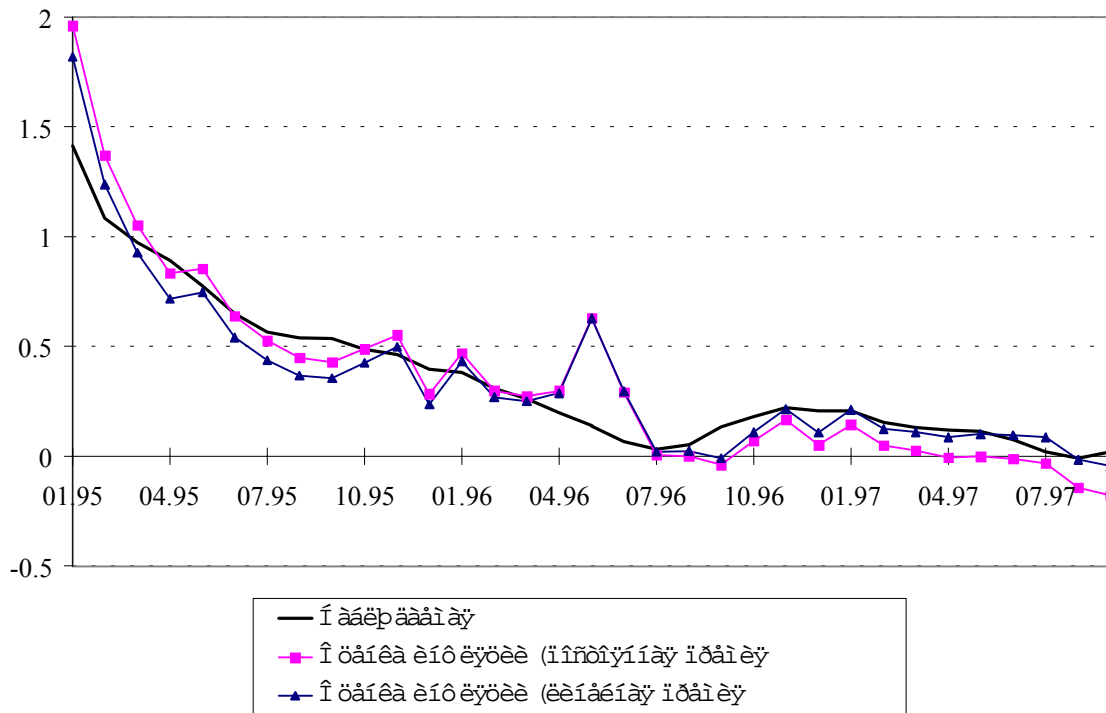
$$E_t \pi_t(L) = E_t \pi_t(S) + R_t(L) - R_t(S) - \Psi_t(L, S) \quad (15')$$

где средняя ожидаемая инфляция за следующие S (=1 месяц) периодов принимается равной фактической инфляции. На рисунках 4 и 5 приведены фактическая средняя инфляция за последующие 3 и 6 месяцев и две ее оценки.

**Рисунок 4. Фактическая инфляция за последующие 6 месяцев и ее оценки (ежемесячные данные)**



**Рисунок 5. Фактическая инфляция за последующие 3 месяца и ее оценки (ежемесячные данные)**



Из

рисунков можно видеть, что для ежемесячных данных оценки относительно близки к фактической инфляции за исключением периода, предшествующего президентским выборам в 1996 году.

Так как ежемесячные данные по доходностям по ГКО получены путем агрегирования, они имеют сглаженный характер. Еженедельные данные обладают гораздо большей волатильностью, нежели ежемесячные. Следовательно, логично ожидать, что для еженедельных данных качество приближения премии за риск константой или линейной функцией будет хуже, нежели для ежемесячных данных. Таблицы 12 и 13 содержат результаты регрессий в предположениях постоянной и линейной премии за риск соответственно:

**Таблица 12. Постоянная премия за риск: еженедельные данные**

Срок погашения		Оцениваемая константа	Ст. ошибка оценки	t-статистика	Ст. ошибка регрессии
L	S				
6 месяцев	1 месяц	0.1785	0.01542	11.5744	0.1812
3 месяца	1 месяц	0.1437	0.01538	9.3453	0.1839

Как видно из таблицы, в случае еженедельных данных результаты схожи с результатами, полученными для ежемесячных данных. Гипотеза о положительном угле наклона кривой доходности продолжает выполняться: оценка дополнительной премии за риск, связанный с “длинной” облигацией, по сравнению с “короткой” облигацией, возрастает с ростом срока погашения “длинной” облигации. Оценки для ежемесячных и еженедельных данных статистически не различаются для обеих пар сроков погашения.

Результаты оценивания линейной премии за риск приведены ниже:

**Таблица 13. Линейная премия за риск: еженедельные данные**

Срок погашения:		А			В			Ст. ошибка регрессии
L	S	Оценка	Ст. ошибка	t - стат.	Оценка	Ст. ошибка	t - стат.	
6 месяцев	1 месяц	0.0351	0.02771	1.2657	0.0021	0.0004	5.9659	0.1619
3 месяца	1 месяц	-0.0060	0.0274	-0.2192	0.0021	0.0003	6.2957	0.1631

**Здесь, как и в случае ежемесячных данных, константа незначима и может быть исключена из регрессии, что даст следующие результаты:**

**Таблица 14. Линейная премия за риск: еженедельные данные**

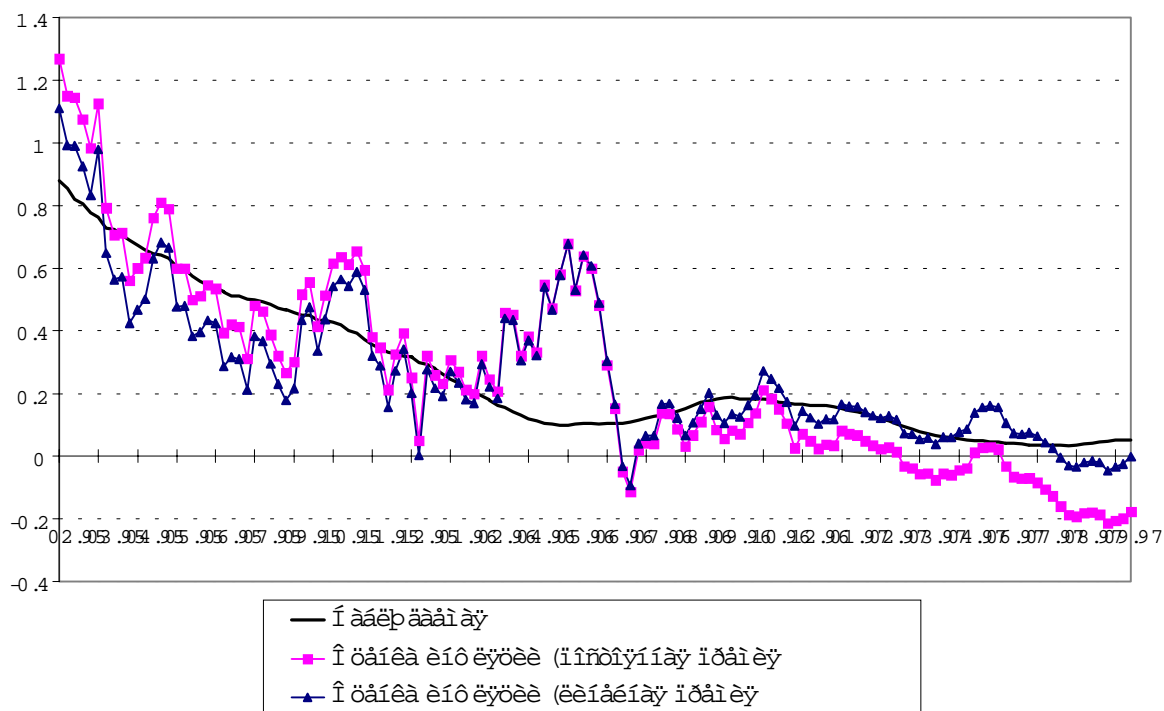
Срок погашения:		В			Ст. ошибка регрессии
L	S	Оценка	Ст. ошибка	t - стат.	
6 месяцев	1 месяц	0.0025	0.0007	14.1740	0.1622
3 месяца	1 месяц	0.0020	0.0002	12.3168	0.1625

Как показано в таблице 14, все свойства премии за риск, полученные для ежемесячных данных, сохраняются и для еженедельных данных, за исключением того, что стандартная

ошибка регрессии теперь практически совпадает для обеих пар сроков погашения. Оценки коэффициентов для еженедельных данных довольно близки при соответствующем пересчете (для ежемесячных данных используется 33 наблюдения, а для еженедельных за тот же период - 143, то есть коэффициенты для ежемесячных данных нужно разделить на  $143/33=4.3$  - среднее число недель в месяце).

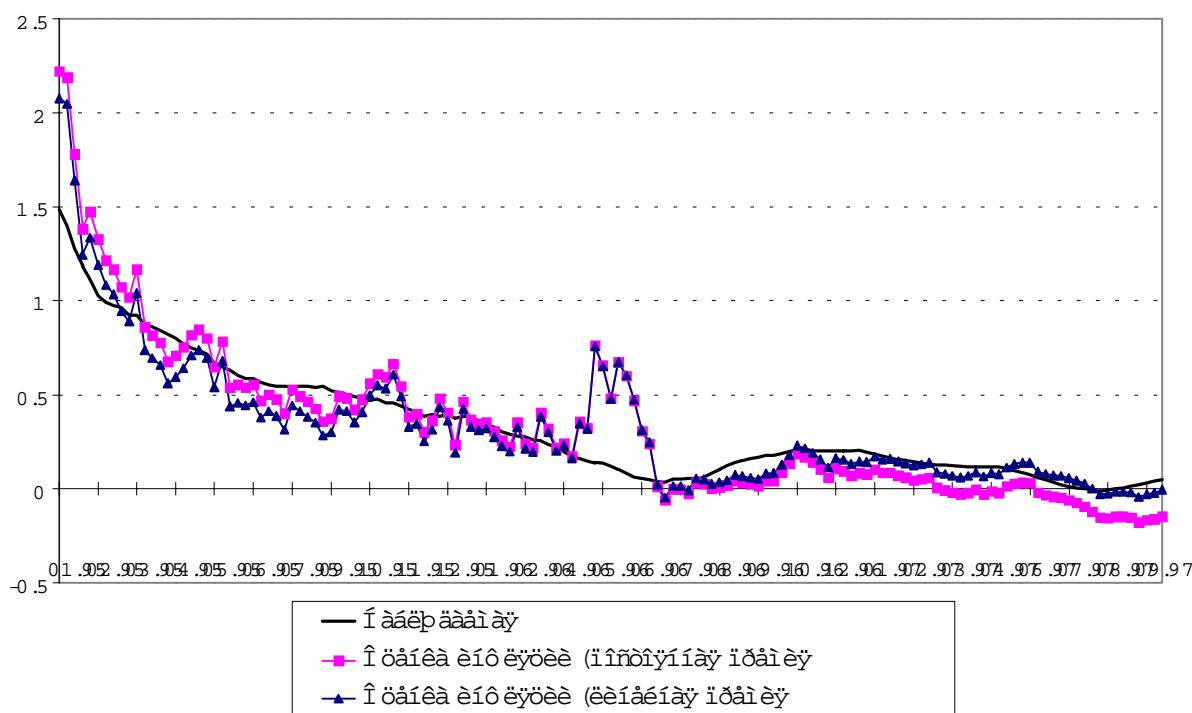
Для иллюстрации результатов, полученных при оценивании еженедельных данных, приводятся рисунки 6 и 7. На них показана фактическая инфляция и ее оценки, полученные при подстановке оцененной премии за риск в уравнение (15'), как описано выше.

**Рисунок 6. Фактическая инфляция за последующие 6 месяцев и ее оценки (еженедельные данные)**



Как видно из рисунка, в первой части периода наблюдений оцененная инфляция далека от фактической, особенно в момент, предшествующий президентским выборам 1996 года. Однако, после середины 1996 года оцененная инфляция становится значительно ближе к фактической.

**Рисунок 7. Фактическая инфляция за последующие 3 месяца и ее оценки (еженедельные данные)**



Оценки инфляции за последующие 3 месяца довольно хорошо приближают фактическую инфляцию, за исключением периода перед президентскими выборами 1996 года (как и в случае ежемесячных данных).

Расхождение оцененной и фактической инфляции может быть объяснено следующим образом: в период, предшествующий президентским выборам, вероятность того, что победит Зюганов, была больше нуля. Так как в случае его победы мог начаться отток капитала из страны и рост инфляции, ожидания будущей инфляции были также завышены. Однако, в действительности инфляция была удержана на сравнительно низком уровне, что и привело к значительному отклонению прогнозных значений от фактической инфляции в течение этого периода.

Необходимо отметить некоторые общие свойства оценок:

- оценка инфляции, основанная на еженедельных данных, более волатильна, нежели оценка, построенная по ежемесячным данным. Как отмечено выше, дополнительная волатильность могла возникнуть в результате большей волатильности еженедельного индекса доходности ГКО по сравнению с ежемесячным индексом, поскольку при агрегировании, зачастую, вариабильность данных уменьшается;



- для обоих сроков погашения и обеих частот данных линейная форма премии за риск приводит к лучшей оценке ожидаемой будущей инфляции;
- для всех оценок характерно значительное отклонение от фактических значений инфляции в период, предшествующий президентским выборам 1996 года, когда объем внутренних заимствований был весьма высок и инфляционные ожидания, вероятно, не были оправданы;
- для обеих частот данных оценка средней инфляции за последующие три месяца более близка к фактической инфляции, чем оценка средней инфляции за последующие 6 месяцев. Этот результат подтверждает общее правило - чем длиннее горизонт прогнозирования, тем больше ошибка прогноза.

Линейная форма премии за риск может быть использована в применении описанного выше метода для получения прогнозов, основанных на реальных данных. Однако, в соответствии с результатами исследования данных, описанными в предыдущих разделах, логично ожидать, что премия за риск представляет собой интегрируемый процесс первого порядка.

### **С. Премия за риск как случайное блуждание**

Для проверки гипотезы о том, что премия за риск является  $I(1)$  процессом можно использовать методологию, предложенную в работе [12]. Результаты процедуры приведены в таблице 15:

**Таблица 15. Тест на наличие единичного корня: премия за риск (еженедельные данные)**

Процедура	Доходности	$\Psi_t(6,1)$	$\Psi_t(3,1)$
Шаг 1:	Число включенных лагов	0	3
Шаг 2: $(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1)$	F-статистика (1% критическое значение = 8.73)	5.8436	5.2526
Шаг 5: $\rho = 1$	t-статистика (1% критическое значение = -4.04)	-3.407	-3.233
Шаг 6: $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$	F-статистика (1% критическое значение = 6.50)	4.0285	3.5836
Шаг 7:	Число включенных лагов	0	3
$(\alpha, \rho) = (0, 1)$	F-статистика (1% критическое значение = 6.70)	5.2137	4.4251

В соответствии с исходным предположением, эти результаты подтверждают, что премия за риск является случайным блужданием без тренда и сноса в первых разностях для обеих пар сроков погашения. Другой способ проверки этого результата состоит в использовании фильтра Кальмана для моделирования премии за риск как случайного блуждания.

Модель для фильтра Кальмана может быть сформулирована следующим образом:

$$\begin{aligned}
 \Psi_t(L, S) &= c + a_t + \varepsilon_t \\
 a_t &= a_{t-1} + u_t \\
 \varepsilon_t &\in N(0, H) \\
 u_t &\in N(0, Q)
 \end{aligned}
 \tag{16}$$

где  $\Psi_t(L, S) = R_t(L) - R_t(S) - E_t(\pi_t(L) - \pi_t(S))$  - моделируемая премия за риск (левая сторона уравнения (15)), а  $c$ ,  $H$  и  $Q$  - оцениваемые константы:  $c$  - константа в уравнении состояния, а  $H$  и  $Q$  - дисперсии соответствующих ошибок. Иными словами, эта модель позволяет определить, может ли премия за риск быть представлена в виде суммы случайного блуждания и ненаблюдаемой нормально распределенной компоненты с нулевым средним.

Оценивание проводилось как для ежемесячных, так и для еженедельных данных.

Результаты приводятся в таблице 16:

**Таблица 16. Оценивание методом фильтра Кальмана**

Оценки	Еженедельные данные		Ежемесячные данные	
	6 месяцев и 1 месяц	3 месяца и 1 месяц	6 месяцев и 1 месяц	3 месяца и 1 месяц
С	-0.0075	-0.0002	-0.0154	-0.0266
ϑ	0.0062	0.0056	0.0210	0.0155
Н	0.0006	0.0014	0.0010	0.0018
t-статистики				
С	-0.012	0.000	-0.014	-0.054
ϑ	5.320	7.014	2.015	3.075
Н	1.209	2.508	0.278	0.067

Из таблицы можно видеть, что для обеих частот данных оценка дисперсии  $H$  ошибки в уравнении состояния близка к нулю. Это означает, что премия за риск может быть представлена как случайное блуждание без добавления ненулевого ряда ошибок. Этот вывод согласуется с предыдущим результатом, согласно которому премия за риск является интегрируемым процессом первого порядка.

Подытожим основные результаты этого раздела работы: попытка моделирования дополнительной премии за риск как константы или линейной функции приводит к оценкам, схожим для ежемесячных и еженедельных данных. Как постоянная, так и линейная форма премии за риск приводят к подтверждению гипотезы о положительном угле наклона кривой доходности. Линейная функциональная форма дает лучшие результаты для обеих частот данных. В оценках будущей ожидаемой инфляции, полученных пересчетом из оцененной премии за риск, текущей инфляции и спот-процентных ставок, наблюдается значительное отклонение от фактической инфляции в период предшествующий президентским выборам 1996 года. За исключением этого периода, прогноз средней инфляции за последующие три месяца хорошо приближает фактическую инфляцию, в то время как прогноз средней инфляции за последующие шесть месяцев обладает высокой волатильностью в первой половине периода наблюдения и становится ближе к фактической инфляции только во

второй половине. Линейная форма премии за риск может быть удобна для оценивания, однако различные статистические процедуры подтверждают предположение о том, что премия за риск является  $I(1)$  процессом.

## 6. Заключение

Данная работа посвящена проблеме прогнозирования будущей инфляции на основе информации, содержащейся в текущих доходностях по государственным ценным бумагам. В предлагаемой теоретической модели рассматривается долгосрочное уравнение Фишера, связывающее текущую доходность с ожидаемой средней процентной ставкой, ожидаемой средней инфляцией и средней премией за риск за последующие  $T$  периодов. Согласно этому уравнению, доходность по облигации с  $T$  периодами до погашения может быть использована для прогнозирования ожидаемой средней инфляции за последующие  $T$  периодов. Вычитание уравнений для двух различных сроков погашения позволяет предположить, что изменение в ожидаемой средней инфляции можно прогнозировать на основе спреда доходностей.

Тесты на интегрируемость, проведенные для еженедельных данных, показывают, что доходности для сроков погашения 1, 3 и 6 месяцев и средние ставки инфляции за последующие 1, 3 и 6 месяцев являются случайным блужданием. Коинтеграция, предполагаемая уравнением Фишера, была выявлена только для одномесечных данных, что, вероятно, может быть объяснено влиянием государства на рынок на «длинном» конце кривой доходности. Как следствие, спред доходностей обладает слабой способностью к прогнозированию изменений будущей инфляции. Альтернативное уравнение для извлечения информации, содержащейся во временной структуре процентных ставок, представляет собой ограниченный механизм коррекции ошибок с поправкой на исключение регрессоров, не известных в момент времени  $t$ . Коинтеграционный анализ показывает, что текущая реальная процентная ставка и угол наклона кривой доходности, входящие в долгосрочную компоненту МКО, коинтегрированы. В соответствии с уравнением, изменение ожидаемой средней инфляции за последующие  $T$  периодов значимо зависит от долгосрочного соотношения между текущей реальной процентной ставкой и углом наклона кривой доходности, причем с увеличением горизонта прогнозирования этот эффект ослабевает. Таким образом, можно сделать вывод, что в соотношении спреда доходностей и текущей реальной процентной ставки содержится некоторая информация об изменении будущей

инфляции.

Данный подход не позволяет непосредственно оценить дополнительную премию за риск, связанный с облигацией с  $T$  периодами до погашения по сравнению с однопериодной облигацией. При введенном предположении о постоянной ожидаемой реальной процентной ставке исследуются постоянная и линейная функциональные формы премии за риск. Обе формы подтверждают гипотезу о положительном угле наклона кривой доходности. Что касается качества приближения, то линейная форма дает лучшие результаты и полученные оценки ожидаемой будущей инфляции согласуются с общим трендом фактической инфляции за исключением периода, предшествующего президентским выборам. Прогноз на основе трехмесячных данных близок к фактическим данным. Прогноз на последующие 6 месяцев имеет значительное расхождение в первой половине периода наблюдений, но потом приближается к фактической инфляции. Линейная форма премии за риск может быть удобна для получения прогнозов инфляции, однако, в соответствии с предыдущими результатами, премия за риск должна быть интегрируемым процессом первого порядка, что подтверждается при использовании метода фильтра Кальмана.

Нельзя не отметить, что уточнению зависимости между будущей инфляцией и текущими доходностями по государственным ценным бумагам способствовали бы следующие моменты:

- расширение периода наблюдения данных; так как анализируемый в работе интервал времени довольно короток, а рынок ГКО является новым и, следовательно, неэффективным, то дальнейшее развитие рынка и увеличение периода наблюдений, возможно, приведет к улучшению результатов.
- рассмотрение проблемы присутствия структурных изменений в рядах данных;

Дальнейшими направлениями развития рассмотренной в данной работе модели могут являться: изучение различных форм механизма коррекции ошибок; включение премии за риск в механизм коррекции ошибок; анализ может быть распространен на рынки с более длинным сроком до погашения - рынок муниципальных облигаций, рынок корпоративных ценных бумаг и др.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Dickey, David A. and Wayne A. Fuller, 1981, Likelyhood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 4, 1057-1072.
2. Dvorkovitch, A.V. and E.T.Gurvich, 1997, Interest Rate and Domestic Borrowing Costs in the Medium-Term Prospective, *EERC grant proposal*.
3. Dvorkovitch, A.V. and E.T.Gurvich, 1997, Interest Rate and Domestic Borrowing Costs in the Medium-Term Prospective, *interim report on the EERC project*.
4. Economic Expert Group under the Ministry of Finance of the Russian Federation, 1995, *Confidential Credit Rating Presentation To Standard&Poor's*.
5. Economic Expert Group under the Ministry of Finance of the Russian Federation, 1996, *Confidential Credit Rating Presentation To Standard&Poor's*.
6. Engle, R.F., and C.W.J.Gramger, 1987, Cointegration and Error - Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 2, 251-276.
7. Englsted, T., 1995, Does the Long-Term Interest Rate Predict Future Inflation? A Multi-Country Analysis, *Review of Economics and Statistics*, 77, 1, 42-54.
8. Fama, E.F., 1975, Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation, *American Economic Review*, 65, 3, 269-282.
9. Frankel, Jeffrey A., 1995, *Financial Markets and Monetary policy*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
10. Fuller, Wayne A., 1976, *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons
11. Granville, B. and M. Rockinger, 1997, Testing the Fisher Relation: the case of Russia, *CR 601/1997, Groupe HEC*, Paris.
12. Holden, D. and R. Perman, 1994, Unir Roots and Cointegration for the Economist, in B.B.Rao (ed), *Cointegration for the Applied Economist*, St.Martin's Press.
13. Johansen, S., 1988, Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, 231-254.
14. Mishkin, F., 1990, The Information in the Longer Maturity Term Structure about Future Inflation", *The Quaterly Journal of Economics*, 422, 815-828.
15. Mishkin, F., 1992, Is The Fisher Effect For Real? A Reexamination of Relationship between Inflation and Interest Rate", *Journal of Monetary Economics*, 30, 195-215.

16. Ragan, C., 1995, Deriving Agents' Inflation Forecasts from the Term Structure of Interest Rates, *working paper #1, Bank of Canada*.
17. Roberds, W., D. Runckle and C.H. Whiteman, 1996, A Daily View of Yield Spreads and Short-Term Interest Rate Movements, *Journal Of Money, Credit and Banking*, 28, 1, 34-53.
18. Tzavalis, E., and M.R. Wickens, 1996, Forecasting Inflation from the Term Structure, *Journal of Empirical Finance*, 3, 103-122.