

**ВЛИЯНИЕ МОНЕТАРНЫХ ФАКТОРОВ НА ФОРМИРОВАНИЕ
НОМИНАЛЬНЫХ ПРОЦЕНТНЫХ СТАВОК****Микаил Шахин оглы МЕДЖИДОВ**

аспирант,

Московский финансово-промышленный университет «Синергия» (Университет «Синергия»),

Москва, Российская Федерация

mikayil.majidov@gmail.com

<https://orcid.org/0009-0001-5602-6686>

SPIN-код: 3122-8846

История статьи:

Рег. № 400/2024

Получена 20.06.2024

Получена в

доработанном виде

24.06.2024

Одобрена 01.07.2024

Доступна онлайн

30.09.2024

Специальность: 5.2.4

УДК 336.767.3, 336.3

JEL: E43

Ключевые слова:эффект Фишера,
инфляционные
ожидания, процентные
ставки, дюрация,
госдолг, ОФЗ,
риск-премия**Аннотация****Предмет.** В статье исследуется влияние инфляционных ожиданий и реальной процентной ставки на рыночную ситуацию в России в период 2010–2022 гг.**Цели.** Согласно концепции эффекта Фишера номинальная процентная ставка зависит от ожидаемого уровня инфляции и ожидаемой реальной процентной ставки. Если реальная процентная ставка остается стабильной, номинальная должна реагировать на изменения инфляционных ожиданий. Однако данное предположение может оказаться спорным на практике и его спорность возможно проверить, потому что согласно результатам большинства исследовательских работ гипотеза Фишера не подтверждается в развивающихся странах, тогда как для стран с развитой экономикой этот феномен находит подтверждение. Данный эффект остается важным экономическим концептом на финансовых рынках, отражающим влияние инфляции на номинальные ставки.**Методология.** Проведен ряд эконометрических тестов на стационарность и коинтеграцию для выявления долгосрочной взаимосвязи между исследуемыми переменными и понимания необходимости преобразования модели в стационарный вид, а также моделирование эффекта с помощью краткосрочной регрессии с элементом коррекции ошибок, оцененной методом наименьших квадратов.**Результаты.** Эффект Фишера на российском рынке не был подтвержден, что подчеркивает особенности функционирования развивающихся рынков.**Выводы.** Результаты исследования могут оказаться полезными для агентов финансового рынка и могут быть применены для оценки эффекта текущих исследуемых регрессоров на номинальную доходность российского рынка бумаг с фиксированной доходностью. Применение результатов исследования также может способствовать улучшению прогнозирования рыночных тенденций в условиях изменяющейся макроэкономической среды.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2024

Для цитирования: Меджидов М. Шахин оглы. Влияние монетарных факторов на формирование номинальных процентных ставок // Дайджест-Финансы. – 2024. – Т. 29, № 3. – С. 303 – 322.
<https://doi.org/10.24891/df.29.3.303>

Многие авторы в своих работах исследовали эффект Фишера в разных странах в разные периоды времени. Поскольку ожидаемая инфляция не всегда может быть измерена непосредственно, исследователи эффекта Фишера использовали несколько прокси для ожидаемой инфляции.

В середине 1970-х гг. были проведены первые исследования, вдохновленные подходом И. Фишера [1–3], использовавшие лагированный показатель ожидаемой инфляции. Большинство этих исследований проводили на данных экономики США. В работах подтвердились предположения относительно связи между текущей номинальной процентной ставкой и прошлой инфляцией.

Современные исследования эффекта Фишера используют предположение о рациональных ожиданиях, введенное Ю. Фамой [4], согласно которому текущая номинальная процентная ставка отражает будущий уровень цен в эффективном рынке. Первым, кто начал использовать тест на коинтеграцию для анализа долгосрочного эффекта Фишера, был Ф. Мишкин [5], предполагавший, что номинальная процентная ставка и инфляция могут быть неправильно оценены из-за нарушения предпосылок для регрессии. В случае же когда номинальная процентная ставка и уровень инфляции имеют первый порядок интеграции, переменные должны коинтегрироваться с коэффициентом 1, чтобы реальная процентная ставка была ковариационно стационарной [6]. Обычная регрессия методом наименьших квадратов допустима только при стационарности двух рядов. В целом, последующие исследования долгосрочного эффекта Фишера показали разные результаты для различных стран и периодов времени.

В рамках данной статьи мы проводим анализ краткосрочных и долгосрочных связей между номинальными процентными ставками и инфляцией в России в период с 2010 по 2022 г. В России наблюдается высокая и волатильная инфляция, средний уровень которой превышает 6% за рассматриваемый период. Поэтому интересно исследовать движение номинальной процентной ставки под влиянием высокой инфляции, рыночных недостатков и вмешательства государства.

В настоящей статье применено предположение о рациональных ожиданиях для анализа эффекта Фишера. Мы используем процедуру тестирования коинтеграции Йохансена и оценку методом наименьших квадратов для определения долгосрочных связей, и обычный метод наименьших квадратов для краткосрочных связей. В статье используются данные с ежемесячной гранулярностью.

Ирвинг Фишер впервые ввел понятие связи между номинальной процентной ставкой и реальной процентной ставкой в своей работе «Appreciation and Interest...» в 1896 г. [7]. В своем последующем труде «The Theory of Interest...» в 1930 г. [8] он утверждает, что долгосрочная связь Фишера означает, что постоянное изменение инфляции приведет к равному изменению номинальной процентной ставки, и реальная процентная ставка останется неизменной в долгосрочной перспективе. Отсюда следует, что паритет Фишера определяется как процентная ставка, равная сумме ожидаемой реальной процентной ставки и ожидаемой инфляции:

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

где i_t – номинальная процентная ставка;

r_t – реальная процентная ставка;

π_t^e – ожидаемая инфляция в момент времени t .

Он также использовал структуру распределенных лагов для определения корреляции номинальной процентной ставки и инфляции. В результате работы обнаружены значимые коэффициенты корреляции между номинальной процентной ставкой и распределенными лагами прошлой инфляции для Великобритании в период с 1820 по 1924 г. и Соединенных Штатов Америки в период с 1890 по 1927 г.

Во многих последующих исследованиях были включены дополнительные переменные в модели, такие как эффект богатства и налоги [3]. Эти модели объясняют, что номинальная процентная ставка может не двигаться в одинаковой степени с ожидаемой инфляцией.

Р. Мандел [9] и Дж. Тобин [10] аргументировали, что номинальная процентная ставка реагирует с коэффициентом ниже 1 к ожидаемой инфляции, потому что инфляция сокращает денежные сбережения [11]. Это также называется «эффектом богатства», при котором уменьшение богатства приводит к увеличению реальных сбережений и уменьшению спроса на инвестиции.

С другой стороны, М. Дарби включил налоговый эффект в свою эмпирическую модель для исследования эффекта Фишера [12]. Он утверждал, что номинальная процентная ставка должна изменяться в диапазоне от 1.3 до 1.5 к изменению ожидаемой инфляции.

У. Краудер и Д. Хофман использовали метод коинтеграции Йохансена для США в период с 1952 по 1991 г. [13]. Они обнаружили, что увеличение инфляции на 1% приводит к увеличению номинальной процентной ставки на 1.34%. Однако после корректировки налогового эффекта коэффициент значимо не отличался от 1.

Как уже упоминалось, современные исследования эффекта Фишера используют в качестве предпосылки предположение о рациональных ожиданиях. При наличии эффекта Фишера существует связь между текущей ключевой ставкой и ожидаемой инфляцией. Тест коинтеграции на основе VECM модели Йохансена и методы граничного теста ARDL-bounds широко используются для исследования долгосрочных связей эффекта Фишера. Далее рассмотрены некоторые современные исследования эффекта Фишера.

Ф. Мишкин провел тест коинтеграции общего тренда для ежемесячных данных США за период с 1953 по 1990 г. [5]. Он обнаружил подтверждение общего тренда для долгосрочной связи в послевоенный период до октября 1979 г. Однако не было обнаружено свидетельств краткосрочной связи эффекта Фишера для США. Этот же автор вместе с Дж. Саймоном в 1995 г. использовал облигации казначейства для проверки гипотезы Фишера для Австралии за период с 1962 по 1993 г. [14]. Они подтвердили, что эффект Фишера существует только в долгосрочной перспективе, но не в краткосрочной. Они также предположили, что изменения процентных

ставок в краткосрочной перспективе отражают изменения в денежной политике, а долгосрочные уровни указывают на инфляционные ожидания.

К. Шреста и Ш.-С. Чен использовали технику коинтеграции Йохансена для Канады, Японии, Великобритании и США [15]. Они предположили, что долгосрочный эффект Фишера действует для четырех стран. Тем не менее, краткосрочная связь Фишера была обнаружена только в случае Японии и Великобритании.

Ф. Аткинс и П. Коу применили метод проверки границ ARDL для тестирования долгосрочной связи Фишера для Канады и США за период с 1953 по 1999 г. [16]. Они обнаружили, что свидетельства подтверждают эффект Фишера для обеих стран, и долгосрочные коэффициенты близки к единице.

Однако большинство исследований сосредоточено вокруг рынков развитых стран. Х. Берумен и др. провели многострановой анализ эффекта Фишера как для развитых, так и для развивающихся стран (в том числе и России) [17]. Согласно их предположению эффект Фишера проявляется в основном в развитых странах.

Относительно российского рынка исследование на эту тему проводилось С.М. Дробышевским, О.В. Луговым, Е.В. Астафьевой и др., которые тестировали гипотезу Фишера на данных с 1993 по 2008 г. [18]. В результате проведенных исследований авторы пришли к выводу, что гипотеза Фишера на российском рынке относительно формирования номинальных ставок по облигациям федерального займа (ОФЗ) не подтверждается. Возможно, инвесторы получали как избыточную, так и более низкую реальную доходность из-за несоответствия инфляционных ожиданий и фактических уровней инфляции. При этом учитывались и другие факторы, такие как необходимость инвестирования для пенсионных средств или объем предложения ценных бумаг.

Исследуемый набор данных представляет собой доходности по облигациям федерального займа и значения ключевой/учетной ставки на такой же период времени, начиная с 2002 г. Таким образом, было получено 4 ряда доходностей¹ (3, 5, 10 и 15 лет) и ряд с ключевой ставкой (*рис. 1*). Для сохранения информативности исследования было принято решение обрезать имеющийся набор данных до января 2022 г., о чем более подробно будет рассказано в результатах исследования.

Данные по значению ключевой ставки были собраны через сайт Банка России². Центральный банк России устанавливает ключевую ставку для достижения целей своей денежно-кредитной политики, таких как контроль инфляции, поддержка экономического роста и поддержание финансовой стабильности. Изменения ключевой ставки влияют на стоимость заимствований для предприятий и потребителей, которые, в свою очередь, влияют на инвестиции, потребление и общую экономическую активность.

Также отдельно в качестве регрессоров были впервые использованы инфляционные ожидания. Они формируются ежемесячно ООО «инФОМ» и записываются в виде

¹ База данных Investing.com. URL: <https://www.investing.com/rates-bonds/>

² Ключевая ставка Банка России / Официальный сайт Центрального банка РФ. URL: https://www.cbr.ru/hd_base/keyrate/

отчета³ по результатам опроса, предлагаемого населению. Выбранный для данного исследования набор данных формировался при вопросе об ожидаемой инфляции на следующие 12 месяцев.

Данные по инфляции в настоящем исследовании рассчитаны Банком России и очищены от сезонности⁴. Данный компонент является важным показателем инфляционных ожиданий населения, которые в свою очередь влияют как на политику ЦБ, так и на реакцию рыночных игроков (рис. 2).

Далее представлена описательная статистика полного набора исследуемых данных (табл. 1). Данные начинаются с апреля 2010 г. и заканчиваются январем 2023 г. Отдельно обратим внимание на то, что ввиду сильных экономических изменений в 2022 г. были исключены данные после февраля 2022 г.

Для корректного проведения исследования изначально необходимо удостовериться в стационарности и коинтегрированности временных рядов. Первая процедура необходима для понимания того, необходима ли интеграция и какого конкретно порядка, вторая процедура помогает оценить, находятся ли два показателя во взаимосвязи. Коинтеграция правильной формы будет сигнализировать о наличии линейной взаимосвязи между переменными.

Для проведения тестирования рядов на стационарность использовано два теста: расширенный тест Дики – Фуллера (ADF) и тест Квятковского – Филлипса – Шмидта – Шина (KPSS). Использование данной спарки необходимо, так как тест ADF имеет низкую мощность и склонен давать ложноположительные результаты⁵. KPSS тест, в свою очередь, гораздо более строг, и вероятность получить ложноотрицательное значение также выше.

Расширенный тест Дики – Фуллера предполагает наличие единичного корня в данном временном ряде. Для базового тестирования временной ряд представляется как авторегрессионная функция со спецификацией AR (1):

$$a_t = m + \varphi a_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где m – константа;

a_t – значение переменной в момент t ;

ε_t – остаток модели.

Смысл исследования единичного корня ряда заключается в понимании того, какое значение может принимать коэффициент φ .

³ Инфляционные ожидания / Официальный сайт Центрального банка РФ. URL: https://www.cbr.ru/analytics/dkp/inflationary_expectations/

⁴ Ключевая ставка Банка России и инфляция / Официальный сайт Центрального банка РФ. URL: https://www.cbr.ru/hd_base/inf/

⁵ Кузнецова К. Мощность статистических тестов на единичный корень // Хабр. 11.12.2020. URL: <https://habr.com/ru/articles/530688/>

Стоит обратить внимание на то, что AR (1) модель может быть представлена в формате MA модели с максимально возможным количеством лагов, это свойство называется обратимостью модели, так как если расширить формулу, можно получить следующую форму уравнения:

$$a_t = \varphi^t a_0 + \sum_{k=0}^{t-1} \varphi^k \varepsilon_{t-k}. \quad (3)$$

Таким образом, можно сделать вывод о том, что математическое ожидание можно вывести в следующем виде:

$$E(a_t) = \varphi E(a_{t-1}) = \varphi^2 E(a_{t-2}) = \varphi^t a_0. \quad (4)$$

В то же время дисперсия может быть представлена в следующем виде:

$$\text{Var}(a_t) = \sigma^2 [\varphi^0 + \varphi^2 + \varphi^4 + \dots + \varphi^{2(t-1)}]. \quad (5)$$

Исходя из наблюдений за единичным корнем (φ) данной модели, можно сделать вывод о том, какими будут математическое ожидание и дисперсия текущей модели.

Если φ по модулю меньше единицы, можно предположить, что $E(a_t)$ будет стремиться к нулю. Обращая внимание на дисперсию, можно заметить, что с увеличением t , ее формула будет все больше походить на бесконечную геометрическую прогрессию, и тогда дисперсию можно представить в виде

$$\text{Var}(a_t) \rightarrow \frac{\sigma^2}{1 - \varphi^2},$$

а значит, со временем дисперсия этого временного ряда останется постоянной.

В случае, если φ будет больше единицы по модулю, то описанная функция математического ожидания не будет постоянной, все время увеличиваясь, а значит, предпосылка о стационарности не будет выполнена.

В случае, если $|\varphi| = 1$, $E(a_t) = a_0$, что не противоречит условию стационарности, а дисперсия приобретает форму $t\sigma^2$, это означает не постоянство дисперсии, а ее увеличение со временем, что нарушает предпосылку о стационарности. Однако такую модель можно привести к стационарному виду, взяв первую разницу (интегрировать).

Также возможен вариант $|\varphi| = 1$, что означает наличие единичного корня в уравнении временного ряда, а альтернативная гипотеза сигнализирует о его отсутствии.

Согласно конструкции теста ADF рассматриваемый временной ряд имеет авторегрессионную спецификацию порядка p .

$$\Delta y_t = m + (\varphi - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (3)$$

Нулевая гипотеза в этом случае предполагает, что $(\varphi - 1) = 0$. Для проверки данной гипотезы высчитываются t -статистики данных коэффициентов и сравниваются с критическими значениями.

$$(\varphi - 1) = \frac{\hat{\sigma}}{se(\varphi - 1)}, \quad \beta_i = \frac{\beta_i}{se(\beta_i)}. \quad (4)$$

В случае правильности нулевой гипотезы, можно ожидать, что

$$\Delta y_t = m + \varepsilon_t,$$

а значит, временной ряд будет удовлетворять всем признакам стационарности.

Для тестирования данной гипотезы посчитанную t -статистику Дики – Фуллера сравнивают с критическим значением распределения Дики – Фуллера [19]. Если она ниже критического значения, $H(0)$ отвергается (а значит, $\varphi \neq 1$).

Тест KPSS также является мощным тестом на стационарность, однако данный тест использует в своей основе выявление не единичных корней, а долгосрочной дисперсии. Согласно предположению данного теста временной ряд имеет вид:

$$y_t = c + rw_t + x_t, \quad (5)$$

где c – константа;

rw_t – компонент случайного блуждания;

x_t – стационарный процесс с математическим ожиданием, равным нулю.

Гипотеза в основе этого теста $H(0)$ предполагает, что ряд изначально стационарен, а следовательно, компонент $rw_t = 0$. Альтернативная же гипотеза предполагает, что $rw_t = rw_{t-1} + u_t$,

где u_t – белый шум, не зависящий от x_t ($\sim IID(0, \sigma_u^2)$).

Если $\sigma_u^2 = 0$, то $rw_t = rw_{t-1}$, а y_t – стационарен.

Таким образом, при альтернативной гипотезе $H(1)$ дисперсия растёт из-за случайного блуждания rw_t ($\sigma_u^2 > 0$). Стоит обратить внимание, что статистики для данного теста

$$KPSS = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_\infty^2}$$

подвержены специальному распределению [20]. При превышении критического значения отвергается гипотеза $H(0)$.

Тест Йохансена является важным для использования в выявлении долгосрочных взаимосвязей. Тест расширяет двухэтапный метод Энга – Грейнджера, допуская более одной коинтеграционной зависимости и рассматривая всю систему переменных одновременно. Он основан на векторной модели коррекции ошибок (VECM), которая моделирует краткосрочную динамику и долгосрочные равновесные соотношения между переменными и имеет следующую модификацию:

$$\begin{pmatrix} \Delta y_{1,t} \\ \Delta y_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{1,t} \\ \beta_{2,t} \end{pmatrix} + \Pi \begin{pmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix}, \quad (6)$$

$$\Pi = \begin{bmatrix} \beta_{11} - 1 & \dots & \alpha_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{m1} & \dots & \beta_{mm} - 1 \end{bmatrix},$$

где $y_{i,t}$ – i -й исследуемый временной ряд в момент t ;

Δ – оператор интеграции временного ряда;

ε_t – вектор остатков;

Π – матрица коэффициентов размером $m * m$, где m представляет количество эндогенных переменных (векторов $y_{i,t}$).

Каждый элемент матрицы Π представляет собой коэффициент лагированных значений каждой эндогенной переменной в системе. Стоит также отметить, что предпосылкой для данного теста является стационарность временных рядов, поэтому в обратном случае можно не интегрировать имеющийся временной ряд.

При этом в данной работе оптимальный оператор лага для переменных выбирается с помощью критерия Акаике (AIC), который вычисляется по формуле (7), где k – количество переменных модели, L – максимизированное значение функции правдоподобия модели:

$$AIC = 2k - 2 \ln(L). \quad (7)$$

Для подбора оптимального лага в итерационном порядке пересчитывается модель с разными лагами, в результате чего отбирается спецификация с самым низким значением критерия.

Механизм теста опирается на свойство ранга матрицы, который отображает линейно независимые колонки или ряды матрицы. Таким образом, два выбранных ряда являются линейно независимыми, если нет возможности представить один из этих рядов как линейную трансформацию второго.

После расчета матрицы проводится LR-тест. Формулируется гипотеза касательно истинного количества коинтегрированных связей (в выбранном случае необходимо удостовериться в наличии 1 коинтеграционной связи). Для проверки ранга коинтеграции используется тест, который основан на статистике отношения правдоподобия. Под нулевой гипотезой предполагается, что ранг коинтеграции равен определенному значению r . Альтернативная гипотеза, согласно методике Йохансена, утверждает, что ранг коинтеграции превышает заданное значение. Соответствующая статистика отношения правдоподобия известна как «статистика следа» и рассчитывается по следующей формуле:

$$L = -T \sum_{i=1}^m \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (8)$$

где T – количество наблюдений (размер выборки);

m – число эндогенных переменных;

$\hat{\lambda}_i$ – собственные значения матрицы Π .

Тест Йохансена дает ценную информацию о долгосрочных взаимосвязях между переменными в системе многомерных временных рядов. Он помогает исследователям понять лежащую в основе динамику и зависимости внутри данных, что важно для точного моделирования и прогнозирования.

Данное исследование продолжается тестом долгосрочной взаимосвязи компонент методом наименьших квадратов. По результату проводится оценка параметра остатков на нормальность методом Шапиро – Уилка.

Согласно полученным результатам оценки стационарности в основном длинные доходности государственных облигаций не проходят ни один из тестов при спецификации модели с трендом и константой: практически все они вне зависимости от временного периода оценки остаются не стационарными на 95% доверительном интервале согласно как ADF-, так и KPSS-тесту. Однако при проведении тех же тестов с приростами в данных было получено подтверждение стационарности исследуемых переменных (табл. 2).

Стоит заметить, что по своей природе ставки не образуются под давлением детерминированного долгосрочного процесса, так как ценообразование происходит под влиянием макро- и микропараметров рынка.

В результате полученных p -значений понимаем, что все переменные необходимо привести к стационарному виду для проведения исследования временных рядов. Таким образом, данные ключевой ставки, инфляции и уровня инфляционных ожиданий и доходностей будут заменены при моделировании на логарифмы разностей данных значений.

При исследовании коинтеграционных взаимосвязей было обнаружено, что статистики следа и максимального собственного значения начинают сильно расти при выборке, включающей в себя данные за 2022 г. Данное наблюдение можно объяс-

нить резкой сменой обстановки на российском рынке и сокращением ликвидности. Чтобы устранить данный эффект, для проведения теста Йохансена выборка будет сокращена до начала 2022 г.

Согласно полученным результатам теста (*табл. 3*) можно сделать вывод о том, что все из представленных доходностей имеют коинтеграционную взаимосвязь с наблюдаемой инфляцией и ключевой ставкой, однако тест для переменной инфляционных ожиданий не подтверждает этой взаимосвязи.

В результате можно предварительно прийти к выводу, что согласно наблюдаемой статистике рассматриваемая инфляция и ключевая ставка могут находиться в коинтеграции. В подобных случаях заключение о наличии взаимосвязи проверяется методом первичного тестирования гипотезы об отсутствии вектора коинтеграции $r = 0$ и $r \leq 1$, которые определяют количество коинтегрирующих векторов переменных. Также интересно видеть, что тест Йохансена отвергает коинтеграцию основных рыночных ставок с инфляционными ожиданиями. Этот феномен можно объяснить тем, что данный индикатор приобретает гораздо больший вес в моменты, когда наблюдаемая инфляция высока и рынок вместе с ЦБ начинает ориентироваться на то, как данные ожидания влияют на текущее потребление, обусловленное феноменом сберегательного потребления [21].

Учитывая, что уровни доходностей не стационарны на исследуемом промежутке времени (апрель 2010 – январь 2022), предложим простой метод исследования рядов на наличие эффекта Фишера в разных процентных ставках: проведем простую регрессию методом наименьших квадратов для исследования долгосрочного равновесия, где эндогенной переменной выступают уровни доходностей, в то время как экзогенными переменными будут компоненты реальной ставки и инфляционные ожидания. Далее проведем исследование остатков на нормальность и включим лагированный остаток в модель краткосрочного равновесия. Данная переменная является элементом, корректирующим траекторию краткосрочного движения ставки в сторону равновесного состояния (*табл. 4*).

Исходя из полученных результатов, можно сделать вывод о том, что эффект Фишера в основном не подтверждается на российском рынке. Коэффициенты при ключевой ставке значимы, что подтверждается низкими p -значениями, при этом видно, как они увеличиваются при сокращении дюрации исследуемой ставки. Однако коэффициенты при наблюдаемой инфляции и ожидаемой инфляции остаются незначительными для всех исследуемых номинальных ставок.

Несмотря на нормальность остатков краткосрочной модели, элемент коррекции ошибок значим только для ключевой ставки и доходностей ОФЗ до одного года. Также можно заметить, что коэффициенты при элементах коррекции ошибок остаются ниже нуля, что согласуется с теорией в данном ключе. Несмотря на это, получаемые коэффициенты очень малы. Однако параметры ожидаемой и текущей инфляции отражаются не столько на рыночных ставках, сколько напрямую на решении по ключевой ставке (о чем сам Центральный банк не раз упоминает в своих пресс-релизах). При исследовании коэффициентов можно увидеть, что уровень текущей инфляции вносит бóльший вклад в решение по ключевой ставке.

Среди любопытных, но вполне ожидаемых находок можно выделить незначимость показателей наблюдаемой инфляции и инфляционных ожиданий для «длинных» выпусков ОФЗ. При этом при сокращении срока погашения данный показатель набирает вес, что вписывается в логику ценообразования самого инструмента.

Несмотря на это, при рассмотрении распределения данных во временном разрезе было выявлено, что значимость и взаимоотношение исследуемых параметров меняются в разные временные периоды (рис. 3).

Несмотря на малое количество данных по естественной причине (на 1 год имеем всего 12 наблюдений), можно увидеть, что рынок, как и ЦБ стали более чувствительными к ожидаемой инфляции как к фактору в целом с начала санкций 2014 г. (график рассеивания выглядит плоским в данный период), однако после ухода с новыми пакетами санкций большей части объема торгов, а также высокой стоимости финансирования коротких позиций на рынке, доходности стали гораздо менее чувствительными к данным индикаторам.

В данном исследовании был изучен эффект Фишера для российского рынка в период с 2010 по 2022 г. На основании результатов теста коинтеграции Йохансена и оценок регрессий была опровергнута долгосрочная гипотеза Фишера для доходностей ОФЗ сроком погашения более 1 года. Долгосрочный эффект наблюдается только относительно ключевой ставки и коротких выпусков ОФЗ, однако не подтверждается для длинных ставок. Также было проведено исследование влияния рассматриваемых показателей на облигации разного срока погашения.

Результаты исследования свидетельствуют о том, что финансовый рынок все еще далек от эффективности и сильно подвержен макрополитическим рискам. Следовательно, стабильность и ликвидность рынка являются ключом к устойчивости исследуемых взаимосвязей. Дальнейшие исследования могут включать более подробное изучение разных периодов, а также использовать данные с поправкой на ряд дамми-переменных.

Таблица 1
Описательная статистика данных

Table 1
Dataset description

Data	Yld15	Yld10	Yld5	Yld3	Yld1	Inflation	KeyRate	Expected Infl
count	164	164	164	164	164	164	164	164
mean	8.62	8.46	8.22	8.00	7.65	7.04	8.28	12.65
std	1.61	1.71	1.92	2.08	2.57	3.79	2.38	2.88
min	5.83	5.57	5.16	4.71	3.53	2.00	4.25	7.42
25%	7.53	7.31	6.87	6.55	5.99	4.36	7.50	10.22
50%	8.31	8.13	7.89	7.61	7.07	6.42	8.00	12.32
75%	9.47	9.41	9.16	9.04	9.22	8.18	9.13	15.11
max	13.46	14.09	15.28	15.85	16.45	17.75	17.00	18.74

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 2
P-значения ADF и KPSS-тестов

Table 2
P-values of ADF and KPSS tests

Результаты тестов для уровней данных								
Test	Yld15	Yld10	Yld5	Yld3	Yld1	Inflation	KeyRate	Expected Infl
ADF	0.589	0.616	0.776	0.572	0.232	0.739	0.329	0.315
KPSS	0.036	0.040	0.043	0.030	0.017	0.062	0.075	0.016
Результаты тестов для приростов в данных								
Test	Yld15	Yld10	Yld5	Yld3	Yld1	Inflation	KeyRate	Expected Infl
ADF	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.046
KPSS	0.100	0.100	0.100	0.100	0.070	0.100	0.100	0.100

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 3
Значения тестовых статистик теста Йохансена (след/макс. собств. знач.)

Table 3
Statistics of Johansen test (trace/max eigenvalue)

H0: $r = 0$ H1: $r > 0$	Yld15	Yld10	Yld5	Yld3	Yld1	Confidence Interval
Inflation	22.15/19.26	22.85/19.7	26.19/22.89	25.65/21.55	20.85/17.29	90% 13.43/12.3
KeyRate	24.03/17.9	28.45/21.64	34.89/28.63	28.59/22.47	25.7/19.56	95% 15.49/14.3
Exp.Infl	7.22/5.05	6.7/4.54	6.48/4.46	7.53/5.56	7.7/5.46	99% 19.93/18.5
H0: $r \leq 1$ H1: $r > 1$	Yld15	Yld10	Yld5	Yld3	Yld1	Confidence Interval
Inflation	2.89/2.89	3.15/3.15	3.3/3.3	4.1/4.1	3.56/3.56	90% 2.7/2.7
KeyRate	6.13/6.13	6.81/6.81	6.27/6.27	6.12/6.12	6.14/6.14	95% 3.8/3.8
Exp.Infl	2.17/2.17	2.17/2.17	2.02/2.02	1.97/1.97	2.24/2.24	99% 6.6/6.6

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 4

Результаты краткосрочной регрессии с элементом коррекции ошибок (ECT)

Table 4

The results of short-term regression with an error correction term (ECT)

Endo	R ² _adj	Coefs	P-val	F-test	Residual Normality
		KeyRate, Inflation, ExpInfl_sa, ECT			
Yld15	0.023	0.16, 0.001, 0.056, -0.027	0.016, 0.984, 0.46, 0.445	0.134	0.001
Yld10	0.030	0.18, 0.019, 0.07, -0.03	0.013, 0.752, 0.402, 0.431	0.092	0.001
Yld5	0.035	0.198, 0.019, 0.112, -0.032	0.016, 0.777, 0.219, 0.453	0.072	0.000
Yld3	0.033	0.209, 0.014, 0.099, -0.022	0.015, 0.843, 0.291, 0.594	0.081	0.000
Yld1	0.075	0.403, -0.008, 0.106, -0.095	0.001, 0.931, 0.394, 0.042	0.007	0.000
KeyRate	0.088	0.134, 0.118, -0.065	0.068, 0.226, 0.01	0.002	0.000

Источник: авторская разработка

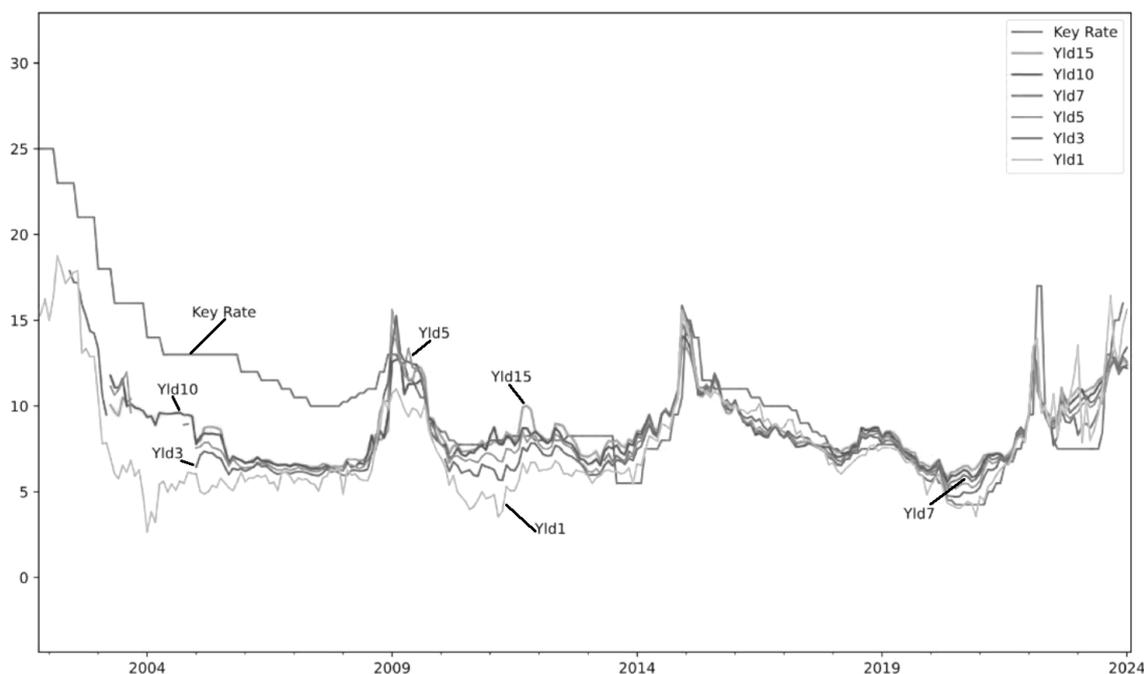
Source: Authoring

Рисунок 1

Доходности и ключевая ставка

Figure 1

Yields and Key Rate



Источник: авторская разработка

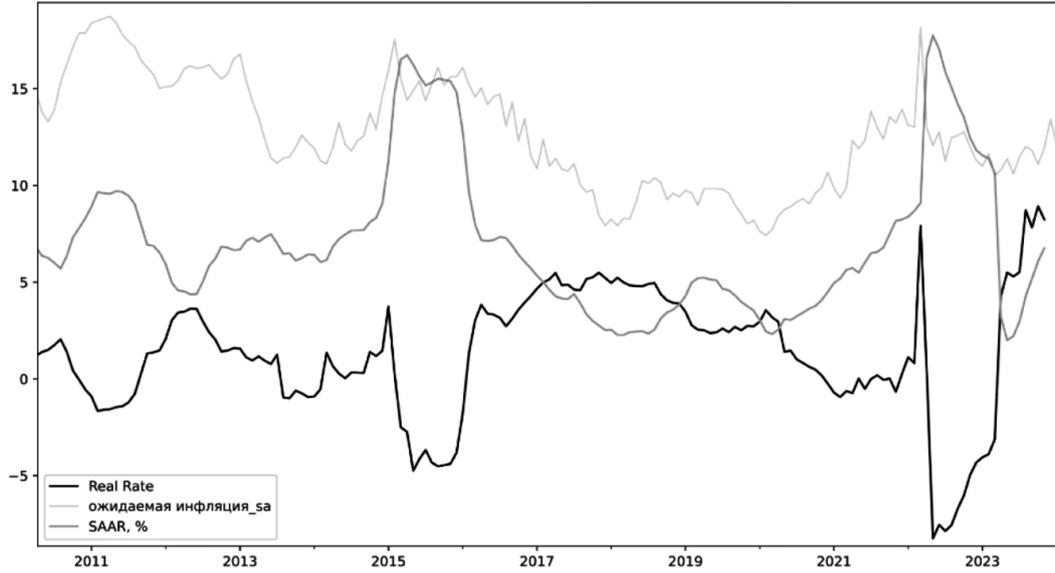
Source: Authoring

Рисунок 2

Ожидаемая инфляция (с.к), реальная ставка и наблюдаемая инфляция (с.к)

Figure 2

Expected inflation (SAAR), real rate and observed inflation (SAAR)



Источник: авторская разработка

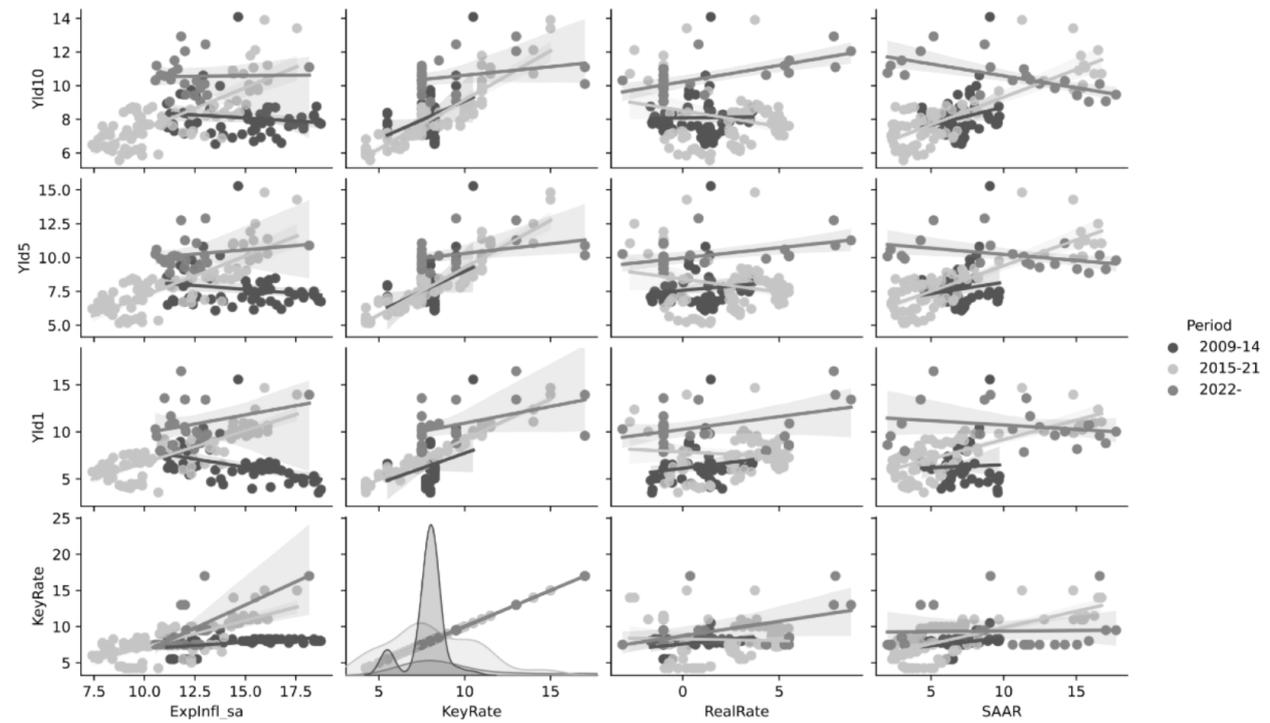
Source: Authoring

Рисунок 3

Регрессия исследуемых доходностей с расщеплением на разные временные периоды

Figure 3

Regression of the studied yields with stratification into different time periods



Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Список литературы

1. Bomberger W.A., Makinen G.E. The Fisher Effect: Graphical Treatment and Some Econometric Implications. *The Journal of Finance*, 1977, vol. 32, iss. 3, pp. 719–733. URL: <https://ideas.repec.org/a/bla/jfinan/v32y1977i3p719-33.html>
2. Jaffe J.F., Mandelker G. The ‘Fisher Effect’ for Risky Assets: An Empirical Investigation. *The Journal of Finance*, 1976, vol. 31, iss. 2, pp. 447–458. URL: <https://doi.org/10.1111/J.1540-6261.1976.TB01898.X>
3. Gandolfi A.E. Taxation and the “Fisher Effect”. *The Journal of Finance*, 1976, vol. 31, iss. 5, pp. 1375–1386.
4. Fama E.F. Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation. *The American Economic Review*, 1975, vol. 65, iss. 3, pp. 269–282. URL: https://econpapers.repec.org/article/aeaecrev/v_3a65_3ay_3a1975_3ai_3a3_3ap_3a269-82.htm
5. Mishkin F.S. Is the Fisher Effect for Real? *Journal of Monetary Economics*, 1992, vol. 30, iss. 2, pp. 195–215. URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:moneco:v:30:y:1992:i:2:p:195-215>
6. Beyer A., Haug A.A., Dewald W.G. Structural Breaks, Cointegration and the Fisher Effect. *ECB Working Paper*, 2009, no. 1013. URL: <https://doi.org/10.2139/ssrn.1333613>
7. Fisher I. Appreciation and Interest: A Study of the Influence of Monetary Appreciation and Depreciation on the Rate of Interest with Applications to the Bimetallic Controversy and the Theory of Interest. New York, Macmillan Company, 1896, 130 p. URL: <https://archive.org/details/appreciationinte00fish/page/n1/mode/2up>
8. Fisher I. The Theory of Interest, as Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It. New York, Macmillan, 1930.
9. Mundell R. Inflation and Real Interest. *Journal of Political Economy*, 1963, vol. 71, iss. 3, pp. 280–283. URL: <https://doi.org/10.1086/258771>
10. Tobin J. Money and Economic Growth. *Econometrica*, 1965, no. 33, pp. 671–684. URL: <https://doi.org/10.2307/1910352>
11. Peng W. The Fisher Hypothesis and Inflation Persistence: Evidence from Five Major Industrial Countries. *IMF Working Paper*, 1995, no. 1995/118, 28 p. URL: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/The-Fisher->

Hypothesis-and-Inflation-Persistence-Evidence-From-Five-Major-Industrial-Countries-1936

12. *Darby M.* The Financial and Tax Effects of Monetary Policy on Interest Rates. *Economic Inquiry*, 1975, vol. 13, iss. 2, pp. 266–276.
URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:oup:ecinquin:v:13:y:1975:i:2:p:266-76>
13. *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, vol. 28, iss. 1, pp. 102–118.
URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:mcb:jmoncb:v:28:y:1996:i:1:p:102-18>
14. *Mishkin F.S., Simon J.* An Empirical Examination of the Fisher Effect in Australia. *NBER Working Paper*, April 1995, no. 5080. URL: <https://doi.org/10.3386/w5080>
15. *Shrestha K., Chen S.-S.* Validity of the Short- and Long-Run Fisher Relationships: An Empirical Analysis. *Managerial Finance*, 1998, vol. 24, iss. 8, pp. 64–77.
URL: <https://doi.org/10.1108/03074359810765660>
16. *Atkins F.J., Coe P.J.* An ARDL Bounds Test of the Long-Run Fisher Effect in the United States and Canada. *Journal of Macroeconomics*, 2002, vol. 24, iss. 2, pp. 255–266.
URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:jmacro:v:24:y:2002:i:2:p:255-266>
17. *Berument H., Ceylan N.B., Olgun H.* Inflation Uncertainty and Interest Rates: Is the Fisher Relation Universal? *Applied Economics*, 2007, no. 39, pp. 53–68.
URL: <http://berument.bilkent.edu.tr/applied05.pdf>
18. *Дробышевский С.М., Луговой О.В., Астафьева Е.В. и др.* Моделирование временной структуры процентных ставок по российским государственным облигациям в 2000–2008 гг. М.: Институт экономики переходного периода, 2009. 109 с.
19. *Dickey D.A., Fuller W.A.* Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 1979, vol. 74, iss. 366a, pp. 427–431.
URL: <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
20. *Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P. et al.* Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 1992, vol. 54, iss. 1-3, pp. 159–178. URL: [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)

21. *Magnani M. A New Interpretation of the Condition for Precautionary Saving in the Presence of an Interest-Rate Risk. SSRN Papers. 2015.*

URL: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2691342>

Информация о конфликте интересов

Я, автор данной статьи, со всей ответственностью заявляю о частичном и полном отсутствии фактического или потенциального конфликта интересов с какой бы то ни было третьей стороной, который может возникнуть вследствие публикации данной статьи. Настоящее заявление относится к проведению научной работы, сбору и обработке данных, написанию и подготовке статьи, принятию решения о публикации рукописи.

THE INFLUENCE OF MONETARY FACTORS ON THE FORMATION OF NOMINAL INTEREST RATES

Mikhail Shahin ogly MEDZHIDOV

Moscow University for Industry and Finance “Synergy” (Synergy University),
Moscow, Russian Federation
mikayil.majidov@gmail.com
<https://orcid.org/0009-0001-5602-6686>

Article history:

Article No. 400/2024
Received 20 Jun 2024
Received in revised
form 24 Jun 2024
Accepted 1 Jul 2024
Available online
30 Sept 2024

JEL Classification:

E43

Keywords: Fisher effect, inflation expectations, interest rates, duration, federal loan bonds, OFZ, government debt, risk premium

Abstract

Subject. This article examines the impact of inflation expectations and the real interest rate on the market situation in Russia within the period from 2010 to 2022.

Objectives. The article aims to test the possible disputability of the assumption that if the real interest rate remains stable, then the nominal interest rate should respond to changes in inflation expectations, because according to the results of most research works, the Fisher hypothesis is not confirmed in developing countries, while for countries with developed economies this phenomenon is confirmed.

Methods. For the study, I used econometric tests, as well as modeling of the effect using short-term regression with an element of error correction estimated by the least squares method.

Results. The Fisher effect in the Russian market has not been confirmed, which emphasizes the specifics of the functioning of emerging markets.

Conclusions and Relevance. The results of the study may be useful to financial market agents and can be used to assess the effect of the current regressors under study on the nominal yield of the Russian fixed-income securities market. The application of the results of the study can also contribute to improving the forecasting of market trends in a changing macroeconomic environment.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2024

Please cite this article as: Medzhidov M.Sh. The influence of monetary factors on the formation of nominal interest rates. *Digest Finance*, 2024, vol. 29, iss. 3, pp. 303–322.
<https://doi.org/10.24891/df.29.3.303>

References

1. Bomberger W.A., Makinen G.E. The Fisher Effect: Graphical Treatment and Some Econometric Implications. *The Journal of Finance*, 1977, vol. 32, iss. 3, pp. 719–733.
URL: <https://ideas.repec.org/a/bla/jfinan/v32y1977i3p719-33.html>
2. Jaffe J.F., Mandelker G. The ‘Fisher Effect’ for Risky Assets: An Empirical Investigation. *The Journal of Finance*, 1976, vol. 31, iss. 2, pp. 447–458.
URL: <https://doi.org/10.1111/J.1540-6261.1976.TB01898.X>
3. Gandolfi A.E. Taxation and the “Fisher Effect”. *The Journal of Finance*, 1976, vol. 31, iss. 5, pp. 1375–1386.

4. Fama E.F. Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation. *The American Economic Review*, 1975, vol. 65, iss. 3, pp. 269–282.
URL: https://econpapers.repec.org/article/aeaecrev/v_3a65_3ay_3a1975_3ai_3a3_3ap_3a269-82.htm
5. Mishkin F.S. Is the Fisher Effect for Real? *Journal of Monetary Economics*, 1992, vol. 30, iss. 2, pp. 195–215.
URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:moneco:v:30:y:1992:i:2:p:195-215>
6. Beyer A., Haug A.A., Dewald W.G. Structural Breaks, Cointegration and the Fisher Effect. *ECB Working Paper*, 2009, no. 1013.
URL: <https://doi.org/10.2139/ssrn.1333613>
7. Fisher I. Appreciation and Interest: A Study of the Influence of Monetary Appreciation and Depreciation on the Rate of Interest with Applications to the Bimetallic Controversy and the Theory of Interest. New York, Macmillan Company, 1896, 130 p. URL: <https://archive.org/details/appreciationinte00fish/page/n1/mode/2up>
8. Fisher I. The Theory of Interest, as Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It. New York, Macmillan, 1930.
9. Mundell R. Inflation and Real Interest. *Journal of Political Economy*, 1963, vol. 71, iss. 3, pp. 280–283. URL: <https://doi.org/10.1086/258771>
10. Tobin J. Money and Economic Growth. *Econometrica*, 1965, no. 33, pp. 671–684.
URL: <https://doi.org/10.2307/1910352>
11. Peng W. The Fisher Hypothesis and Inflation Persistence: Evidence from Five Major Industrial Countries. *IMF Working Paper*, 1995, no. 1995/118, 28 p.
URL: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/The-Fisher-Hypothesis-and-Inflation-Persistence-Evidence-From-Five-Major-Industrial-Countries-1936>
12. Darby M. The Financial and Tax Effects of Monetary Policy on Interest Rates. *Economic Inquiry*, 1975, vol. 13, iss. 2, pp. 266–276.
URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:oup:ecinqu:v:13:y:1975:i:2:p:266-76>
13. 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, vol. 28, iss. 1, pp. 102–118.
URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:mcb:jmoncb:v:28:y:1996:i:1:p:102-18>
14. Mishkin F.S., Simon J. An Empirical Examination of the Fisher Effect in Australia. *NBER Working Paper*, April 1995, no. 5080. URL: <https://doi.org/10.3386/w5080>

15. Shrestha K., Chen S.-S. Validity of the Short- and Long-Run Fisher Relationships: An Empirical Analysis. *Managerial Finance*, 1998, vol. 24, iss. 8, pp. 64–77.
URL: <https://doi.org/10.1108/03074359810765660>
16. Atkins F.J., Coe P.J. An ARDL Bounds Test of the Long-Run Fisher Effect in the United States and Canada. *Journal of Macroeconomics*, 2002, vol. 24, iss. 2, pp. 255–266.
URL: <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:jmacro:v:24:y:2002:i:2:p:255-266>
17. Berument H., Ceylan N.B., Olgun H. Inflation Uncertainty and Interest Rates: Is the Fisher Relation Universal? *Applied Economics*, 2007, no. 39, pp. 53–68.
URL: <http://berument.bilkent.edu.tr/applied05.pdf>
18. Drobyshevskii S.M., Lugovoi O.V., Astaf'eva E.V. et al. *Modelirovanie vremennoi struktury protsentnykh stavok po rossiiskim gosudarstvennym obligatsiyam v 2000–2008 gg* [Modeling of the time structure of interest rates on Russian government bonds in 2000–2008]. Moscow, Institute for the Economy in Transition Publ., 2009, 109 p.
19. Dickey D.A., Fuller W.A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 1979, vol. 74, iss. 366a, pp. 427–431.
URL: <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
20. Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P. et al. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 1992, vol. 54, iss. 1-3, pp. 159–178. URL: [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
21. Magnani M. A New Interpretation of the Condition for Precautionary Saving in the Presence of an Interest-Rate Risk. *SSRN Papers*. 2015.
URL: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2691342>

Conflict-of-interest notification

I, the author of this article, bindingly and explicitly declare of the partial and total lack of actual or potential conflict of interest with any other third party whatsoever, which may arise as a result of the publication of this article. This statement relates to the study, data collection and interpretation, writing and preparation of the article, and the decision to submit the manuscript for publication.