

ЭФФЕКТ ФИШЕРА В РОССИИ

Борис Иванович АЛЕХИН

доктор экономических наук, профессор кафедры финансов и кредита, Российский государственный гуманитарный университет, Москва, Российская Федерация
b.i.alekhin@gmail.com

История статьи:

Принята 10.11.2015
Одобрена 25.11.2015

УДК 336.025

JEL: E17, E31, E43

Ключевые слова: эффект Фишера, коинтеграция, ставка, банковский кредит

Аннотация

Предмет. Эффект Фишера – это предположение о том, что номинальная процентная ставка есть сумма реальной процентной ставки и ожидаемой инфляции. Высокий и устойчивый интерес к эмпирической проверке эффекта Фишера объясняется прежде всего важной ролью стоимости денег в экономике.

Цели. Эмпирическая проверка гипотезы Фишера на российском рынке банковских кредитов по 59 наблюдениям с IV квартала 2000 г. по II квартал 2015 г.

Методология. Использована эконометрическая методология, объединяющая в один плавный процесс расширенный тест Дики – Фуллера на наличие единичного корня, тест Грэнджера – Энгла на коинтеграцию, органично вытекающую из этих тестов модель коррекции ошибок и тест Грэнджера на причинность.

Результаты. Обнаружены коинтеграция нестационарных номинальных процентных ставок и инфляции и медленная скорость восстановления равновесия между ними. Инфляция влияет на номинальные процентные ставки, а они не влияют на инфляцию.

Выводы. Эффект Фишера на российском рынке банковских кредитов неполный. Как и предсказывал Фишер, коррекция очень медленная. Когда цены начинают расти, денежный процент едва реагирует. Неполный эффект Фишера выгоден заемщикам, но не выгоден банкам. Поэтому банки, в первую очередь госбанки, отыгрываются на своих кредиторах, удерживая реальные депозитные ставки в отрицательной зоне. Эти выводы «взывают» к либерализации рынка, развитию конкуренции в банковском секторе и дальнейшей приватизации госбанков и других фирм, где доля государственной собственности высока. Снижение инфляции – это задача первоочередной важности.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2015

Введение

Цели и задачи исследования. Гипотеза Фишера – это предположение о том, что номинальная процентная ставка (НПС) есть сумма реальной процентной ставки (РПС) и ожидаемой инфляции¹. Если реальная процентная ставка – это константа, как гласит гипотеза Фишера, то изменение ожидаемой инфляции на 1% должно вызывать изменение НПС на 1%. Это полный эффект Фишера. Если НПС меняется меньше чем на 1%, то эффект Фишера – частичный. Поскольку колебания ожидаемой инфляции оставляют РПС неизменной, генерируя равноценные колебания НПС, уравнение Фишера считается еще и формулой коррекции НПС на изменения ожидаемой инфляции.

Гипотеза Фишера стала предметом активного эмпирического тестирования в развитых странах, а также множится число эмпирических работ по этой теме в развивающихся странах. Высокий и устойчивый интерес исследователей вызван рядом причин, прежде всего важной ролью стоимости денег в экономике.

Результатом высокой инфляции является потеря богатства, так как высокая инфляция провоцирует сокращение спроса на деньги. Кроме того, при высокой инфляции снижается эффективность ценового механизма. В конечном счете возросшая неопределенность сокращает потребление и инвестиции, что затрудняет экономическую деятельность.

Результатом изменения НПС является рост трансакционных издержек из-за того, что при высокой инфляции портфели активов стремительно перебалансируются в пользу реальных активов и, как следствие, повышаются расходы на использование ценового механизма. Портфельный эффект возможен, потому что деньги и другие финансовые активы являются взаимозаменяемыми формами хранения богатства.

¹ Термин «номинальная процентная ставка» означает фактическую ставку, дающую сумму, на которую число ссуженных рублей возрастает с течением времени. Термин «реальная процентная ставка» означает сумму, на которую покупательная способность этих рублей возрастает со временем. Реальная ставка есть номинальная ставка за вычетом влияния инфляции на покупательную способность суммы долга на момент его погашения.

Процентные ставки также сказываются на продолжительности цикла деловой активности. Хотя почти все они отстают в своем изменении от делового цикла, их влияние на цикл не просто добавляется к другим факторам, а взаимодействует с ними. Будучи основным элементом стоимости капитала, ставки влияют на инвестиционные решения и расходы. Краткосрочные ставки влияют на стоимость оборотного капитала и товарно-материальные запасы, а долгосрочные – на капитальные затраты, такие как вложения в производственные мощности и жилье.

Поскольку ставки и инфляция – два центральных вопроса в изучении финансовых рынков, эффект Фишера имеет политическое измерение с точки зрения прежде всего «поведения» доходностей финансовых активов и эффективности финансовых рынков. Он имеет важные последствия для денежной политики и должен учитываться центральным банком. Один из подходов центрального банка к противодействию инфляции заключается в использовании механизма процентных ставок. Из допущения о неизменной РПС следует, что денежно-политические акции центрального банка не влияют на реальную экономику и «уходят» в колебания НПС. Если это допущение слишком строгое и эффект Фишера – частичный, то центральный банк может влиять на реальную экономику. Ведь РПС – ключевой детерминант сбережений и инвестиций и потому имеет решающее значение для экономического роста.

Целью исследования является эмпирическая проверка гипотезы Фишера на российском рынке банковских кредитов (РБК). Для достижения этой цели были решены следующие задачи:

- определены теоретические рамки ожидаемой зависимости НПС от инфляции;
- представлена эконометрическая методология²;
- временные ряды проверены на стационарность;
- проведен коинтеграционный анализ временных рядов;
- оценена модель коррекции ошибок;
- выполнены стандартные диагностические тесты;
- уточнена причинно-следственная связь между НПС и инфляцией.

² Здесь даны общие нетехнические замечания на этот счет. Обстоятельный анализ нестационарных временных рядов см., например, в работе [2].

Теоретический фундамент. При неизменной или стабильной стоимости жизни НПС и РПС идентичны. Когда стоимость жизни колеблется, отмечал Фишер, процентная ставка в какой-то степени отражает эти колебания, но лишь слегка и в общем не прямо, а косвенно. Иными словами, когда цены растут, ставка остается высокой, чтобы компенсировать рост цен, а когда цены падают, она остается низкой, но не настолько низкой, чтобы компенсировать падение [1, п. I.II.20]. Фишер видел причину неполной коррекции НПС в «денежной иллюзии».

Если НПС менялась бы на 1% с изменением покупательной способности денег на 1% и это означало бы совершенную и всеобщую предсказуемость этих изменений, то влияние последних на НПС имело только теоретическое значение. Но при почти тотальном отсутствии предвидения связь НПС с инфляцией важнее с практической точки зрения, чем с теоретической. В Германии в разгар инфляции, в августе – сентябре 1923 г., реальная ставка упала до абсурдных минус 99,9%, что означало потерю кредиторами всех процентов и почти всего капитала. Затем цены вдруг «сдулись» и реальная ставка подскочила до плюс 100% [1, п. I.II.21, I.II.22]. В зависимости от города, по подсчетам Фишера, вариация РПС в 7–13 раз больше вариации НПС. Он подчеркивал, что люди совсем не способны или не хотят быстро и точно подстраивать денежные процентные ставки к изменившемуся уровню цен. Эпиратическое поведение реального процента – это трюк, исполняемый на денежном рынке «денежной иллюзией», когда контракты заключаются в нестабильных деньгах [1, п. IV.XIX.33].

Еще на один симптом той же неполной связи НПС с инфляцией указывают факты крайне медленной реакции первой на последнюю. Когда цены начинают расти, НПС редко меняется. Требуется долгий нарастающий итог роста или заметный скачок цен, чтобы она «встрепенулась». Если бы люди не страдали «денежной иллюзией», а реакция НПС не затруднялась их неспособностью предвидеть изменения покупательной способности денег или другими обстоятельствами, то факты были бы иными [1, п. IV.XIX.34].

Обратная зависимость краткосрочной НПС от банковских резервов соответствует теории Фишера в части, касающейся реального дохода. Низкие резервы – симптом предстоящего повышения дохода общества. Ожидания высокой прибыли наполняют оптимизмом предпринимателей, которые желают поскорее

дисконтировать эти ожидания и приумножить их, инвестировав результат дисконтирования, если банки найдут деньги. Немедленный отклик банков – увеличить кредитование бизнеса и соответственно укрепить депозитную базу. Такая реакция понижает отношение резервов к обязательствам и побуждает банки повышать ставки. Но Фишер продолжает: «За этой ситуацией стоит спрос на кредиты, а за ним – нечто куда более фундаментальное, а именно рост доходов, период процветания, изобретений и прогресса, или значительного финансирования. Эти изменения, а не чисто техническое изменение резервов, делают ставки высокими» [1, п. IV.XIX.101]. По мере совершенствования банковского дела и его регулирования мы приближаемся к моменту, когда НПС и РПС практически сравниваются, и любое действие банков, которое можно назвать вмешательством в фундаментальную экономическую ситуацию, будет несущественным [1, п. IV.XIX.111].

В конечном счете частично вследствие предвидения, частично из-за его отсутствия изменения цен через несколько лет колебаний прибыли и деловой активности оказывают очень сильное влияние на уровень процента. Следовательно, там, где еще не было сколько-нибудь продолжительного периода стабильной покупательной способности денег, НПС и (еще больше) РПС сильнее зависят от нестабильности денег, чем от тех более фундаментальных и нормальных факторов, которые связаны с предпочтением времени, то есть неспособностью людей терпеливо ожидать получения своих доходов [1, п. IV.XIX.113].

Полный эффект Фишера – это, по словам самого Фишера, просто смена цифр, используемых для измерения ставки, а не реальное изменение [1, п. IV.XXI.1]. В реальности из-за отсутствия этой совершенной теоретической коррекции НПС рост или снижение монетарного стандарта, например индекса стоимости жизни, реально и очень сильно влияет на НПС. Во времена крупных изменений покупательной способности денег этот эффект – самый важный. Он возникает из-за того, что НПС, хотя и меняется согласно теории, не меняется настолько, насколько необходимо для компенсации изменений стоимости жизни. Неполный эффект Фишера приносит кредиторам неожиданный убыток, а должникам – неожиданную выгоду, и наоборот, в зависимости от знака изменения стоимости жизни.

Когда уровень цен падает, НПС слегка опускается, а РПС значительно повышается. Когда уровень

цен растет, НПС слегка повышается, а РПС значительно падает. Поэтому очень важно, интерпретируя статистику, убедиться в каждом случае, в каком направлении меняется монетарный стандарт, и помнить, что НПС и РПС меняются в противоположных направлениях [1, IV.XXI.2].

Из сказанного следует, что причинами колебаний процентной ставки являются:

- 1) человеческий фактор (бережливость, предвидение, самоконтроль, забота об отпрысках), который понижает ставку;
- 2) изобретения и прогресс (сначала повышают ставку, а затем понижают ее);
- 3) колебания покупательной способности денег (из-за них НПС и РПС меняются в противоположных направлениях [1, IV.XXI.39]).

Эмпирическая макроэкономика пока не может адекватно измерить человеческий фактор, а изобретения и прогресс сводит к финансовым инновациям, особенно в банковском секторе. Поэтому к проверке гипотезы Фишера подключают измеренные различными способами второй и третий факторы.

Гипотезу Фишера для умеренной инфляции можно записать в форме следующего уравнения:

$$i_t = E_{t-1}(r_t) + E_{t-1}(\pi_t), \quad (1)$$

где i_t – НПС однопериодного кредита с погашением в периоде t ;

$E_{t-1}(r_t)$ – однопериодная РПС этого кредита, ожидаемая кредиторами в период $t - 1$;

$E_{t-1}(\pi_t)$ – инфляция от $t - 1$ до t , ожидаемая в период $t - 1$.

Так как $E_{t-1}(r_t)$ и $E_{t-1}(\pi_t)$ – ненаблюдаемые величины, то им нужны прокси.

После нескольких преобразований [3, с. 4] уравнения (1) получаем уравнение, описывающее теоретическую зависимость НПС от ожидаемой инфляции:

$$i_t = \text{const} + E_{t-1}(\pi_t) - \lambda_t. \quad (2)$$

Выводы из эмпирической литературы. Гипотеза Фишера с огромным трудом поддается эмпирической проверке. Коэффициенты регрессий НПС по инфляции либо статистически незначимы, либо значимы, но намного меньше теоретической единицы. Сам Фишер, изучив реакцию некоторых рыночных процентных ставок на изменение стоимости жизни в США и Великобритании, писал, что эти результаты подсказывают, что не существует прямой и устойчивой связи между

P' и i , (то есть уровнем цен и ставками) 1, п. IV.XIX.39]. Подводит человеческий фактор [1, п. IV.XIX.33].

Еще одна причина неудачных попыток обнаружить полный эффект Фишера отмечена Тобиным, который предположил, что инвесторы перебалансируют свои портфели в пользу реальных активов, когда инфляция крайне высока [4]. Следующая причина заключается в том, что, как показали Дж. Фрид и П. Хоуит, финансовые активы предлагают премию за ликвидность, которая возрастает с инфляцией, то есть отклик НПС на колебания инфляции обусловлен рискованностью облигаций [5]. Отметим также работу Н. Дака, где подтверждена мысль Фишера о том, что коррекция НПС происходит только в долгосрочном плане [6].

Исследователи в многих странах и не раз протестировали эффект Фишера. Сошлемся на работу С. Рэя, посвященную проверке «международного» эффекта Фишера на данных по США и некоторым азиатским странам. Автор оценил регрессию спреда НПС по спреду инфляции между этими странами за период с I квартала 2001 г. по II квартал 2012 г. Частичный эффект Фишера обнаружен в США, хотя здесь НПС связана с инфляцией положительно, и не обнаружен в Индии, Корее и Японии [7].

Из немногочисленных российских работ заслуживают внимания исследования А. Родионовой по формированию долгосрочной доходности на рынке государственных ценных бумаг (ГЦБ). Она опирается на предположение о том, что в долгосрочном периоде рост денежного предложения вызывает рост уровня цен и немедленную подстройку НПС. Если инфляционные ожидания полностью учтены в НПС, то РПС с течением времени стационарна, определяется только реальными экономическими показателями и не подвержена монетарным шокам. Таков полный эффект Фишера [8].

В 2014 г. А. Родионова получила свидетельства в пользу включения информации от инфляционных ожиданий в долгосрочную номинальную доходность ГЦБ всего спектра сроков до погашения на рынках России [8]. А чуть ранее А. Аршавский и А.В. Родионова обнаружили значимую долгосрочную связь между доходностями ГЦБ и инфляционными ожиданиями, построенными на основе фактической инфляции [9]. Но ни на одном рынке ГЦБ в странах БРИКС не найдены свидетельства в пользу полного эффекта Фишера [8].

Переходя к эмпирическому анализу, стоит отметить еще несколько вытекающих из литературы консенсусов:

- эмпирические исследования обычно стартуют с предположения о том, что шанс подтвердить гипотезы Фишера выше, если в регрессиях использовать как можно меньше переменных, связывающих НПС с инфляцией;
- эмпирическая модель должна быть «скупой» на математику и потому использовать минимум математических терминов для описания реальной ситуации;
- выбор функциональной формы модели и данных для измерения переменных – вопрос эмпирический;
- эконометрическая методология так же важна, как спецификация модели. С адекватно специфицированной моделью и методологией, такой как коинтеграция плюс модель коррекции ошибок, выше шанс получить регрессию с «вменяемыми» параметрами;
- чтобы использовать не только долгосрочную равновесную связь НПС с инфляцией (если таковая существует), но и их краткосрочные взаимоотношения, следует оценить динамический процесс коррекции ошибок равновесия;
- поступает все больше эмпирических свидетельств в пользу растущего зарубежного влияния на национальную НПС по мере втягивания национальных финансовых рынков в мировую экономику и перехода некоторых государств к плавающему курсу национальной валюты.

Уравнение номинальной процентной ставки

Спецификация. Уравнение (2) описывает теоретическую зависимость НПС от ожидаемой инфляции. В эмпирических исследованиях оценивается следующее уравнение:

$$i_t = \alpha + \beta E_{t-1}(\pi_t) + u_t. \quad (3)$$

Протестировать эффект Фишера – значит проверить, $\beta = 1$ в уравнении (3) или нет. Если $\beta = 1$, то наблюдается полный эффект Фишера, если $0 < \beta < 1$, то эффект Фишера частичный. Проблема, конечно, в том, что ожидаемая инфляция – это ненаблюдаемая переменная. Вот почему в эмпирических работах ее обычно заменяют различными прокси текущей инфляции, которая служит наилучшим линейным прогнозом при условии, что инфляция – «случайно

блуждающая» переменная. У Фишера РПС есть разность между НПС и темпом изменения покупательной способности денег в том же периоде [1, прил. 5.9].

В случае рациональных ожиданий реализованная будущая инфляция может быть записана следующим образом:

$$\pi_t = E_{t-1}(\pi_t) + \varepsilon_t,$$

где ε_t – ошибка прогноза инфляции с нулевым средним, независимая от всей известной в период $t - 1$ информации.

Подставив выражение (4) в уравнение (3), получаем

$$i_t = \alpha + \beta\pi_t + \eta_t, \quad (5)$$

где $\eta_t = \varepsilon_t + u_t$.

В эмпирических исследованиях уравнение (5) используется для тестирования эффекта Фишера, если НПС назначена зависимой переменной. Оценка уравнения (5) методом наименьших квадратов (МНК) является состоятельной оценкой уравнения (3).

Данные для оценивания уравнения. Привычным мерилем инфляции стал индекс потребительских цен (ИПЦ). Он характеризует изменение стоимости набора товаров и услуг, потребляемых средним домохозяйством, и позволяет оценить масштаб воздействия роста цен на благосостояние населения. Индекс потребительских цен является наиболее понятным и наиболее популярным индикатором инфляции у экономических агентов, поэтому его динамика вносит значимый вклад в формирование инфляционных ожиданий³. В таком качестве ИПЦ используется и в настоящем исследовании.

На роль НПС выбрана средневзвешенная ставка по банковским кредитам в рублях сроком до одного года (КРТ). Эта та ставка, в образовании которой участвуют конечные экономические агенты – люди, которым Фишер приписывал неспособность или нежелание корректировать рыночную цену денег в ответ на изменение инфляции. Они пользуются банковскими кредитами для финансирования текущих и капитальных расходов.

С денежно-политической и статистической точек зрения наиболее удобными являются квартальные данные. Федеральная служба государственной статистики России публикует ИПЦ в разбивке по

кварталам. Остальные данные публикуются Банком России в ином временном срезе, и их пришлось усреднять за кварталы⁴. Период наблюдения – с IV квартала 2000 г. по II квартал 2015 г., то есть 59 наблюдений ($T = 59$). Квартальной сезонности в КРТ и ИПЦ не обнаружено. Принятый в исследовании доверительный интервал – 95% (уровень значимости $\alpha = 0,05$).

Тест Шапиро – Уилка показал, что КРТ и ИПЦ нормально распределены. Нулевая гипотеза теста (H_0 – распределение нормальное) не опровергнута, так что нужды в логарифмировании нет, и далее использованы номинальные данные (табл. 1)

Эконометрическая методология

Проблема единичного корня. С эконометрической точки зрения причина неудачных попыток обнаружить эффект Фишера кроется в нестационарности временных рядов, используемых для измерения НПС и инфляции. Если гипотезу Фишера интерпретировать как стабильное долгосрочное равновесие этих переменных, то они должны быть стационарными (стабильными). Такие переменные именуются интегрированными I порядка 0 и обозначаются I(0).

Однако ряды экономической динамики обычно нестационарны в уровнях и стационарны в первых разностях. Такие ряды именуются интегрированными I порядка 1 и обозначаются I(1). У них отсутствуют постоянное среднее, постоянная вариация или оба этих свойства. Использовать МНК опасно из-за высокой вероятности мнимых корреляций, а составленные на их основе прогнозы ненадежны.

Любой временной ряд, содержащий один или несколько равных единице характеристических корней, называется процессом единичного корня. Простейшей моделью, которая может содержать единичный корень, является авторегрессионный процесс порядка 1:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

где ε_t – нормально распределенные остатки с нулевым средним и постоянной вариацией.

Если $\phi = 1$, то процесс (6) становится процессом I(1) и возникает проблема единичного корня, которая приводит к мнимой регрессии.

³ Банк России. Основные направления денежно-кредитной политики на 2015 г. и период 2016 и 2017 годов. URL: http://www.cbr.ru/publ/?PrtlId=ondkp&pid=dkp&sid=ITM_10655

⁴ Центральный банк Российской Федерации. URL: <http://www.cbr.ru/statistics/>; Федеральная служба государственной статистики Российской Федерации. URL: http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/accounts/

Симптомами мнимой регрессии являются высокий коэффициент детерминации R^2 и низкая, намного ниже R^2 статистика Дарбина – Уотсона. Если $\phi < 1$, то $Y_t - I(0)$.

Коинтеграционный анализ. В 1973 г. Грэнджер и Ньюболд рекомендовали составлять регрессии из разностей, а не из уровней, так как переход с уровней на разности превращает ряд из $I(1)$ в $I(0)$, позволяя применять МНК и другие традиционные методы оценивания [10]. Но оставалась другая важная проблема: регрессия не отражала предсказания теории о стационарном долгосрочном равновесии. Ведь устранив тренд переходом на разности, мы, по словам Г. Канторовича, отказываемся анализировать долгосрочное поведение переменной и отрицаем возможность существования долгосрочного равновесия для нестационарных переменных [2, с. 79].

Чтобы составленные из таких переменных регрессии не были мнимыми и поддерживали предсказания теории, требовалась другая эконометрическая методология. Ею стал коинтеграционный анализ, предложенный в 1987 г. Грэнджером и Энглом [11]. Если у каждой из переменных $I(1)$ существует хотя бы одна их линейная комбинация $I(0)$, то они являются коинтегрированными, а линейная комбинация $I(0)$ становится коинтегрирующим уравнением, которое можно интерпретировать как эконометрическое изображение стабильного долгосрочного равновесия. Любая теория равновесия, использующая ряды $I(1)$, требует, чтобы существовала их линейная комбинация $I(0)$. Иначе любая потеря равновесия будет не временной, а «раз и навсегда». Коинтеграция – это эконометрическая концепция, имитирующая пребывание переменных $I(1)$ в стабильном долгосрочном равновесии, так что коинтеграция неразрывно связана с единичным корнем⁵.

В работе проверка единичного корня в КРТ и ИПЦ выполнена в рамках теста Грэнджера – Энгла на коинтеграцию, который можно разделить на следующие стадии:

- получаем МНК-оценку коинтегрирующего уравнения, то есть уравнения (5);
- с помощью расширенного теста Дики – Фуллера проверяем остатки коинтегрирующего уравнения на наличие единичного корня;

⁵ Тесты на коинтеграцию пока распознают только долгосрочную линейную связь, так что отсутствие коинтеграции не означает отсутствие долгосрочной связи вообще. Такая связь может быть нелинейной.

- если единичный корень присутствует в каждой переменной, но отсутствует в остатках, то переменные коинтегрированы и коинтегрирующее уравнение – подлинное.

Модель коррекции ошибок (МКО) можно определить как динамическую модель, в которой движение зависимой переменной в текущем периоде обусловлено нарушением долгосрочного равновесия в предыдущем периоде из-за шока независимой переменной. Когда переменные коинтегрированы и любой шок вызывает ошибку (потерю) равновесия, срабатывает хорошо определенный процесс динамической коррекции, возвращающий систему в равновесие. Часть ошибки равновесия в одном периоде исправляется в другом или других периодах. Главное достоинство МКО в том, что она оставляет спецификацию равновесия на попечение экономической теории, а краткосрочную динамику извлекает из данных. Иначе говоря, МКО объединяет в одном уравнении краткосрочную и долгосрочную связь между переменными. Вот почему МКО, по словам С. Шрирама, превратилась в рабочую лошадку эмпирических исследований [12, с. 42].

Чтобы получить МКО, надо получить МНК-оценку уравнения регрессии первых разностных членов и присоединить к ней остатки коинтеграционного уравнения с лагом в один период. Для двух переменных МКО имеет следующий вид:

$$\Delta Y_t = \text{const} + \beta_0 \Delta X_t - \lambda \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

где $\Delta Y_t = \text{const} + \beta_0 \Delta X_t$ – уравнение регрессии первых разностных членов;

$\hat{u}_{t-1} = -\lambda(Y_{t-1} - \beta_1 \Delta X_{t-1})$ – остатки коинтеграционного уравнения;

λ – коэффициент коррекции \hat{u}_{t-1} .

Краткосрочное воздействие X на Y улавливает β_0 , а долгосрочное – β_1 и λ . Значение β_1 показывает, насколько Y отклонился от своего равновесного значения после шока X в предыдущем периоде, а λ задает скорость движения Y к новому равновесию с X в текущем и будущих периодах. При наличии долгосрочной связи λ должна быть отрицательной, и если Y вышел из равновесия в предыдущем периоде, то отклонение будет сокращено в текущем периоде на λ , а в будущих периодах – темпом, заданным λ .

Реагируя на колебания X , Y оказывается в предыдущем периоде то выше, то ниже своего равновесного значения. Чтобы Y мог вернуться в

равновесие с X , λ должна находиться между 0 и -1 . Чем ближе λ к -1 , тем быстрее достигается равновесие. При $\lambda = -1$ равновесие достигается за один период. Больше периодов требуется, если λ стремится к нулю. Например, если $\lambda = -0,25$, то разность между Y_{t-1} и его равновесным значением сократится (при прочих равных условиях) на одну четверть в текущем периоде (из-за отрицательной λ). Остальные три четверти пути к равновесию будут пройдены в будущих периодах с темпом, заданным λ . Срок полного устранения отклонения – обратная λ , то есть после $1/\lambda$ периодов Y вернется к равновесию с X .

Коэффициент коррекции λ можно интерпретировать следующим образом:

- низкие отрицательные значения, стремящиеся к -1 : экономические агенты проходят большую часть пути к новому равновесию уже в текущем периоде;
- отрицательные значения менее -2 : равновесие зашкаливает;
- высокие отрицательные значения, стремящиеся к нулю: медленное движение к равновесию;
- положительные значения: система $X - Y$ сходится к равновесной траектории [13, с. 18].

Причинно-следственная зависимость. В уравнении (5) зависимая переменная (следствие) – КРТ, а независимая (причина) – ИПЦ. Но причинно-следственная связь может идти в обратном направлении – от КРТ к ИПЦ. Часто встречается взаимная причинность: одна переменная влияет на другую, а другая – на первую. Чтобы определить направление, в работе использован тест Грэнджера на причинность.

Для переменных X и Y простое определение причинности по Грэнджеру звучит так: « X – причина Y , если совместная история X и Y лучше предсказывает Y , чем только история Y ». Оцениваются два уравнения, в которых X и Y меняются местами зависимой и независимой переменной:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + b_1 X_{t-1} + \dots + b_{t-p} X_{t-1} + u_t, \quad (8)$$

$$X_t = c_0 + c_1 X_{t-1} + \dots + c_p X_{t-p} + d_1 Y_{t-1} + \dots + d_{t-p} Y + v_t.$$

Тестируя H_0 ($b_1 = b_2 = \dots = b_p = 0$) против H_A ($b_1 = b_2 = \dots = b_p \neq 0$), полагаем, что X не причина Y . Аналогичным образом, тестируя H_0 ($d_1 = d_2 = \dots = d_p = 0$) против H_A ($d_1 = d_2 = \dots = d_p \neq 0$), полагаем, что Y не причина

X . В каждом случае опровержение H_0 означает наличие причинности по Грэнджеру. Заявление, что X – причина Y по Грэнджеру, не следует принимать за чистую монету. Причинность по Грэнджеру показывает прецеденты и информационное содержание, а не причинно-следственную зависимость в общепринятом смысле этого выражения [14].

Результаты

Результаты тестов на стационарность и коинтеграцию. Диаграммы автокорреляционных функций (ACF) КРТ и ИПЦ приведены на рис. 1. Автокорреляционная функция типична для нестационарного ряда: плавно и медленно убывает, оказываясь под верхней границей доверительного интервала на лагах 7 и 9 соответственно (рис. 1).

Результаты тестов на стационарность и коинтеграцию чувствительны к числу лагов, с которым регрессия проникает в прошлое своих переменных. Слишком малое число (порядок) лагов может исказить размер теста, а слишком большое – снизить мощность теста. В данном случае порядок лага определен автоматически по критерию Акаике при максимуме 10 (чтобы учесть ACF).

Еще один важный вопрос, который нужно решить до проверки стационарности и коинтеграции, – это выбор модели теста путем наложения ограничений на детерминированные компоненты, коими являются константа и тренд. Для правильной формулировки гипотез и правильного выбора модели тестов на стационарность и коинтеграцию необходимо знать трендовые свойства данных. Эти свойства при альтернативной гипотезе укажут на форму регрессии теста, а вид детерминированной компоненты (если таковая имеется) повлияет на асимптотическое распределение статистика теста. Хорошо видно, что КРТ и ИПЦ связаны стохастическим трендом (рис. 2).

Поскольку выборочные средние КРТ и ИПЦ не равны нулю, можно отбросить чистое случайное блуждание. Но чтобы выяснить, какой стохастический процесс лучше описывает данные, была рассчитана следующая регрессия:

$$y_t = \text{const} + \phi y_{t-1} + \delta t + \omega t^2 + u_t, \quad (9)$$

где y_{t-1} – переменная с лагом в один квартал;

t – линейный тренд;

t^2 – квадратичный тренд.

Результаты оценивания приведены в табл. 2. Константа и тренды незначимы во всех

уравнениях. Вся тяжесть объяснения (высокий R^2) легла на лагированную переменную. Удалив избыточные (незначимые) константу и тренды, видим, что КРТ и ИПЦ – почти чистое случайное блуждание: коэффициенты регрессии и R^2 без малого равны единице.

Но константа, пусть и незначимая в уравнении (9), сохранена в уравнении (5), которое фигурирует в тесте на коинтеграцию как коинтегрирующая связь. Невозможно представить себе, что если инфляция значимо не отличается от нуля, то и НПС значимо не отличается от нуля. Константа абсорбирует и передает НПС все, что остается «в жизни», когда инфляция значимо не отличается от нуля. Полезная ассоциация – пара процентных ставок. Обычно ставки «нетенденциозны», но константу можно сохранить на том основании, что их спред стационарно варьируется вокруг ненулевого среднего, например, из-за процентного риска или премии за ликвидность. Спред между КРТ и ИПЦ (КРТ – ИПЦ на рис. 2) вроде бы варьируется вокруг нулевого среднего, но математически его среднее равно 0,281. Поэтому тесты на стационарность и коинтеграцию с их требованием наложить ограничения на детерминированные компоненты выполнены с константой.

Результаты расширенного теста Дики – Фуллера (ADF-теста) и теста Грэнджера – Энгла приведены в табл. 3, 4, анализ данных которых свидетельствует, что статистика теста и p -значения таковы, что гипотеза о наличии единичного корня не отвергнута для КРТ и ИПЦ, но отвергнута для остатков. Следовательно, КРТ и ИПЦ коинтегрированы, а коинтегрирующее уравнение – подлинное и объясняет 65% вариации КРТ.

Стоит добавить, что результаты тестов на стационарность и коинтеграцию без константы впечатляют больше. В этом случае КРТ и ИПЦ коинтегрированы плотнее. В частности, статистика ADF-теста для остатков равна $-3,535$ с $p = 0,005$, и диагностические тесты дали лучшие результаты (здесь не приводятся). Но R^2 и статистика Дарбина – Уотсона коинтеграционного уравнения все равно настораживают: соответственно 0,980 и

0,422⁶. (Коэффициент парной корреляции КРТ и ИПЦ равен 0,808.)

Результаты оценивания модели коррекции ошибок. Поскольку константа фигурирует в коинтегрирующем уравнении, она исключена из МКО. Результаты оценивания МКО, в которой коинтегрированные ДНП и ИПЦ переведены в первые разности Δ для удаления стохастического тренда, а ряд остатков коинтегрирующего уравнения имеет лаг в один квартал, приведены в табл. 5. Коэффициенты регрессии значимы и имеют ожидаемые знаки (мы к ним еще вернемся). Исправленный $R^2 = 0,206$, то есть МКО объясняет 21% вариации Δ КРТ. Критерий Фишера F и «его» p -значение указывают на значимость всей регрессии, статистика Дарбина – Уотсона – на отсутствие автокорреляции остатков.

Модель коррекции ошибок объединяет в одном уравнении краткосрочную и долгосрочную реакцию Δ КРТ на шоки Δ ИПЦ. Краткосрочную реакцию перехватывает коэффициент β при Δ ИПЦ, равный 0,300. С изменением Δ ИПЦ на 1% Δ КРТ меняется в том же квартале и том же направлении примерно на 0,3%, что намного меньше единицы, заложенной в гипотезе Фишера. Остальные 0,7% абсорбирует РПС. Как и предсказывал Фишер, когда уровень цен падает, НПС слегка опускается, а РПС значительно повышается. Когда уровень цен растет, НПС слегка повышается, а РПС значительно падает. Нечто подобное можно заметить на графике (рис. 1).

Долгосрочную реакцию перехватывает коэффициент λ при остатках коинтегрирующего уравнения. Он показывает, что скорость возврата к равновесию равна $-0,162$.

Значение $-0,162$ можно оценить как низкую скорость. Нельзя сказать, что оно стремится к нулю. Но и нельзя сказать, что МКО толкает систему к равновесию с высокой скоростью. Остановимся на том, что при прочих неизменных

⁶ В литературе о прикладной эконометрике, отмечали Грэнджер и Ньюболд, часто сообщается о временных рядах с очень высокой степенью подгонки, измеренной коэффициентом множественной корреляции R^2 и очень низкой статистикой Дарбина – Уотсона. Удивительно, что этот феномен встречается так часто в очень достойных работах, хотя практически каждый учебник по эконометрике предупреждает об опасностях, скрытых в автокоррелируемых остатках регрессии. В публикациях легко найти уравнение с $R^2 = 0,997$ и статистикой Дарбина – Уотсона $d = 0,53$. Мы предлагаем считать всецело ложными гораздо менее экстремальные регрессии. Высокий R^2 при низкой d , указывающей на сильную автокорреляцию остатков, не свидетельствует о подлинной связи [14, с. 111, 117].

условиях переменные сходятся в коинтегрирующем равновесии со скоростью, примерно равной $1/5$ максимальной скорости (-1), при которой равновесие не зашкаливает. Обратная λ ($1/\lambda$) показывает число периодов, требуемое для достижения нового равновесия. Величине ΔKPT требуется 6,2 квартала, включая текущий, или 1,5 года, чтобы вернуться к своему равновесному значению после изменения $\Delta ИПЦ$ в предыдущем квартале.

Пусть $\Delta ИПЦ$ вырос на 5 п., тогда ΔKPT сразу подрастет в текущем квартале на 1,5 п. ($5 \cdot 0,300$), демонстрируя краткосрочную реакцию на рост $\Delta ИПЦ$. Поскольку между ними существует долгосрочная равновесная связь, начиная с текущего квартала остаток пунктов будет умножаться на $-0,162$, снижаясь квартал за кварталом, и так до квартала 7, где он в сумме с «краткосрочными» 1,5 п. достигнет нуля. За 6,2 квартала ($1/\lambda$) или 1,5 года экономические агенты, формирующие предложение денег для банковских кредитов, нарастят его на 5 п., чтобы компенсировать равноценную потерю равновесия (табл. 6).

Итак, на российском РБК обнаружен неполный эффект Фишера. Этот вывод совпадает с выводом российских авторов о наличии неполного эффекта Фишера на рынке ГЦБ. Неполный эффект Фишера выгоден заемщикам, но не выгоден банкам. Поэтому банки, в первую очередь государственные банки, отыгрываются на своих кредиторах, удерживая реальные депозитные ставки в отрицательной зоне. Возглавляющий эту олигополию Сбербанк России манипулирует депозитным рынком, занижая ставки в 1,5 раза по сравнению со ставками других банков, сообщают менеджеры этих банков. В 2000–2014 гг. реальная доходность депозитов физических лиц превысила ноль только в 2009 и 2013 гг. Из-за этого владельцы депозитов недополучили от банков в среднем за год 3,5% покупательной способности общей суммы депозитов, а в сумме за 15 лет – 51,9% [16].

Результаты диагностического тестирования модели коррекции ошибок. Модель коррекции ошибок должна иметь следующие черты классической нормальной линейной регрессионной модели (КНЛРМ):

- модель является линейной;
- остатки распределены по нормальному закону;
- серийная корреляция остатков отсутствует;
- мультиколлинеарность отсутствует.

Поэтому выполнены тесты на нормальное распределение остатков, линейную зависимость, гетероскедастичность, автокорреляцию и мультиколлинеарность. Эти тесты дополнены тестами на адекватность спецификации модели, структурные сдвиги в конкретном квартале и наличие ARCH-процессов («пучков» волатильности). Оказалось, что МКО обладает тремя из четырех черт КНЛРМ, адекватно специфицирована, не имела структурных сдвигов и ARCH-процессов (табл. 7).

Для оценки стабильности МКО были выполнены два теста на структурный разрыв. Структурный разрыв, то есть неожиданный пик/провал временного ряда с нарушением критических границ, оборачивается крупными ошибками прогноза и общей ненадежностью модели. Согласно тесту по критерию кумулятивной суммы остатков (CUSUM) на структурную стабильность H_0 изменений в параметрах нет. Статистика теста Харвея – Коллиера = $-0,310$, $p = 0,758$. Значит H_0 не опровергнута. Также был выполнен тест на стабильность параметров по критерию кумулятивной суммы квадратов остатков (CUSUMSQ), который показал, что 50% значений CUSUMSQ вышло за нижнюю границу доверительного интервала, продемонстрировав нестабильность параметров МКО в периоде наблюдения. В данном случае Фишер прав, утверждая, что не существует прямой и устойчивой связи ИПС с инфляцией.

Направленность причинно-следственной зависимости. Уточним причинно-следственную связь КРТ с ИПЦ. Для КРТ и ИПЦ определение причинности по Грэнджеру звучит так: ИПЦ влияет на КРТ, если совместная история ИПЦ и КРТ лучше предсказывает КРТ, чем одна лишь история КРТ. Тест отверг гипотезу о влиянии КРТ на ИПЦ и подтвердил гипотезу о влиянии ИПЦ на КРТ (табл. 8). Таким образом, причинно-следственная зависимость идет от ИПЦ к КРТ.

Заключение

Цель проведенного исследования – эмпирическая проверка гипотезы Фишера на российском рынке банковских кредитов. Для ее достижения были решены следующие задачи:

- определены теоретические рамки ожидаемой зависимости ИПС от инфляции;
- подобраны эмпирическая модель и временные ряды для ее оценивания;
- представлена эконометрическая методология;

- временные ряды проверены на стационарность;
- проведен коинтеграционный анализ временных рядов и оценена МКО;
- протестированы стабильность модели коррекции ошибок и ее соответствие КНЛРМ;
- уточнено направление причинно-следственной зависимости НПС от инфляции.

Для работы с нестационарными временными рядами в целях проверки гипотезы Фишера использованы расширенный тест Дики – Фуллера, тест Грэнджера – Энгла на коинтеграцию и логично вытекающая из этих тестов МКО, объединяющая в одном уравнении краткосрочную и долгосрочную реакции НПС на колебания инфляции. Направление причинно-следственной зависимости уточнено с помощью теста Грэнджера на причинность. Стабильность МКО и ее соответствие КНЛРМ протестированы стандартными способами диагностики качества эмпирических моделей.

Диаграммы автокорреляционных функций НПС и инфляции имеют типичный для нестационарного ряда рисунок. Расширенный тест Дики – Фуллера формально подтвердил нестационарность обеих переменных, а тест Грэнджера – Энгла обнаружил коинтеграцию, то есть долговременную равновесную связь НПС с инфляцией. Модель коррекции ошибок вскрыла медленную скорость восстановления равновесия. Например, после роста ИПЦ на 5 п. в предыдущем квартале экономическим агентам, формирующим предложение денег для банковских кредитов, потребовалось бы 1,5 года, чтобы нарастить его на 5 п. и тем самым компенсировать равноценную потерю равновесия. Тест Грэнджера на причинность показал, что инфляция влияет на НПС, а НПС не влияет на инфляцию.

Что касается диагностики МКО, то гипотеза о нормальном распределении остатков

опровергнута, а другие тесты на соответствие МКО КНЛРМ пройдены успешно. Модель коррекции ошибок адекватно специфицирована в кубах остатков, не имела структурных сдвигов и ARCH-процессов за период наблюдения. Результаты тестов на стабильность МКО подтверждают слова Фишера об отсутствии прямой и устойчивой связи НПС с инфляцией: по одному критерию МКО стабильна, по другому критерию – нет. Поэтому ошибки прогноза НПС на основе инфляции могут быть существенными.

Итак, на российском РБК обнаружен неполный эффект Фишера. Этот вывод совпадает с выводом российских авторов о наличии неполного эффекта Фишера на рынке ГЦБ. Как и предупреждал Фишер, реакция НПС на колебания ИПЦ крайне медленная, но не несколько лет, как у Фишера. Все-таки за последнюю четверть Россия добилась значительного прогресса в совершенствовании банковского дела и его регулировании. Однако эффект Фишера был бы полнее, а скорость восстановления равновесия выше, если бы банкиры и их клиенты не страдали «денежной иллюзией» и реакция НПС на колебания ИПЦ не затруднялась их нежеланием или неспособностью подстраивать предложение денег для банковских кредитов под очередное изменение инфляции.

Неполный эффект Фишера оставляет центральному банку широкое поле деятельности для влияния на реальную экономику, прежде всего путем ослабления инфляции. Неполный эффект Фишера выгоден заемщикам, но не выгоден банкам. Поэтому банки, в первую очередь государственные, отыгрываются на своих кредиторах, удерживая реальные депозитные ставки в отрицательной зоне. Снижение инфляции в сочетании с либерализацией рынка, развитием конкуренции в банковском секторе и дальнейшей приватизацией государственных банков сократило бы банковскую инфляционную маржу к выгоде населения.

Таблица 1

Результаты теста Шапиро – Уилка на нормальность

Показатель	До логарифмирования		Решение
	Статистика теста	p	
КРТ	0,963	0,072	Распределение нормальное
ИПЦ	0,962	0,060	Распределение нормальное

Таблица 2

Трендовые характеристики КРТ и ИПЦ, оцененные методом наименьших квадратов

Переменная	Const	t	t^2	y_{t-1}	R^2
КРТ	1,926 (0,150)	-0,029 (0,506)	0,000 (0,592)	0,863 (0,000)	0,869
	–	–	–	0,980 (0,000)	0,990
ИПЦ	2,085 (0,239)	-0,084 (0,179)	0,001 (0,104)	0,882 (0,000)	0,859
	–	–	–	0,982 (0,000)	0,983

Примечание. Количество наблюдений $T = 58$ (I квартал 2001 г. – II квартал 2015 г.). В скобках указаны p -значения.

Таблица 3

Результаты теста Гранджера – Энгла на стационарность и коинтеграцию КРТ и ИПЦ ($T = 57$, тест с константой)

Шаг теста	Статистика теста*	Одностороннее p -значение
Шаг 1. ADF-тест на наличие единичного корня в КРТ. Порядок лага – 9 (максимум равен 10 по критерию Акаике)	-2,142	0,227
Шаг 2. ADF-тест на наличие единичного корня в ИПЦ. Порядок лага – 1 (максимум равен 10 по критерию Акаике)	-2,357	0,154
Шаг 3. См. табл. 4		
Шаг 4. ADF-тест на наличие единичного корня в ряде остатков коинтеграционного уравнения. Порядок лага – 1 (максимум равен 10 по критерию Акаике)	-3,344	0,049

* Критическое значение статистики теста равно -2,93 [15].

Таблица 4

Коинтегрирующее уравнение зависимой переменной КРТ

Регрессор	Коэффициент регрессии	Стандартная ошибка	t -статистика	p -значение
Const	3,897	0,778	5,009	< 0,0001
ИПЦ	0,677	0,065	10,370	< 0,0001

Примечание. Количество наблюдений $T = 59$ (IV квартал 2000 г. – II квартал 2015 г.). Метод оценивания – МНК. Исправленный $R^2 = 0,647$. $F(1, 57) = 107,554$. p -значение (F) < 0,0001. Статистика Дарбина – Уотсона = 0,422.

Таблица 5

Результаты оценивания модели коррекции ошибок

Коэффициент при регрессоре	Коэффициент	Стандартная ошибка	t -статистика	p -значение
β	0,300	0,094	3,164	0,003
λ	-0,162	0,062	-2,602	0,012

Примечание. Количество наблюдений $T = 58$ (I квартал 2001 г. – II квартал 2015 г.). Метод оценивания – МНК. Зависимая переменная – ΔKPT . Среднее значение $\Delta KPT = -0,139$. Стандартное отклонение $\Delta KPT = 1,225$. Стандартная ошибка модели = 1,098. Исправленный $R^2 = 0,206$. $F(3,56) = 7,909$. p -значение (F) = 0,001. Статистика Дарбина – Уотсона = 1,642.

Таблица 6

Скорость возврата ΔKPT к своему равновесному значению после изменения $\Delta ИПЦ$ на 5 п. в квартале $t - 1$, пункты

Квартал	Входящий остаток	Изменение ΔKPT	Исходящий остаток
<i>Краткосрочная реакция ΔKPT</i>			
t	5	1,5	3,5
<i>Долгосрочная реакция ΔKPT^*</i>			
t	5	-0,8	4,2
$t + 1$	4,2	-0,7	3,5
$t + 2$	3,5	-0,6	2,9
$t + 3$	2,9	-0,5	2,5
$t + 4$	2,5	-0,4	2,1
$t + 5$	2,1	-0,3	1,7
$t + 6$	1,7	-0,3	1,5

* Из-за округления итог в некоторых кварталах не сходится.

Таблица 7

Результаты диагностического тестирования модели коррекции ошибок

Тест	Статистика теста	p	H_0
Тест на нормальное распределение остатков. H_0 – распределение нормальное	$\chi_2(2) = 17,355$	0,000	Отвергнута
Тест на нелинейность квадратов остатков. H_0 – зависимость линейна	$LM = 6,053$	0,050	Не отвергнута
Тест Бриша – Пэгана на гетероскедастичность. H_0 – гетероскедастичность отсутствует	$LM = 4,046$	0,305	Не отвергнута
Тест на автокорреляцию до порядка 5. H_0 – автокорреляция отсутствует	$LMF = 0,386$	0,817	Не отвергнута
Тест на мультиколлинеарность. Минимальное возможное значение равно 1; значения > 10 могут указывать на наличие мультиколлинеарности	$\Delta ИПЦ = 1,006$ Остатки = 1,006	–	Не отвергнута
Тест Рамсея. H_0 – спецификация адекватна	$F(1, 54) = 2,344$	0,080	Не отвергнута
Тест Чоу на структурные изменения в IV квартале 2007 г. H_0 – нет структурных изменений	$F(4, 51) = 0,447$	0,720	Не отвергнута
Тест на наличие ARCH-процессов порядка 4. H_0 – ARCH-процессы отсутствуют	$LM = 1,183$	0,881	Не отвергнута

Таблица 8

Результаты теста Грэнджера на причинность

H_0	F-статистика	p-значение
KPT не причина ИПЦ	0,303	0,740
ИПЦ не причина KPT	5,251	0,008

Примечание. Количество наблюдений $T = 59$ (IV квартал 2000 г. – II квартал 2015 г.). Метод оценивания – МНК. Порядок лага –2.

Рисунок 1

Автокорреляционные функции средневзвешенной ставки по банковским кредитам и индекса потребительских цен (критические границы $\pm 1,96/T2$):

a – КРТ; b – ИПЦ

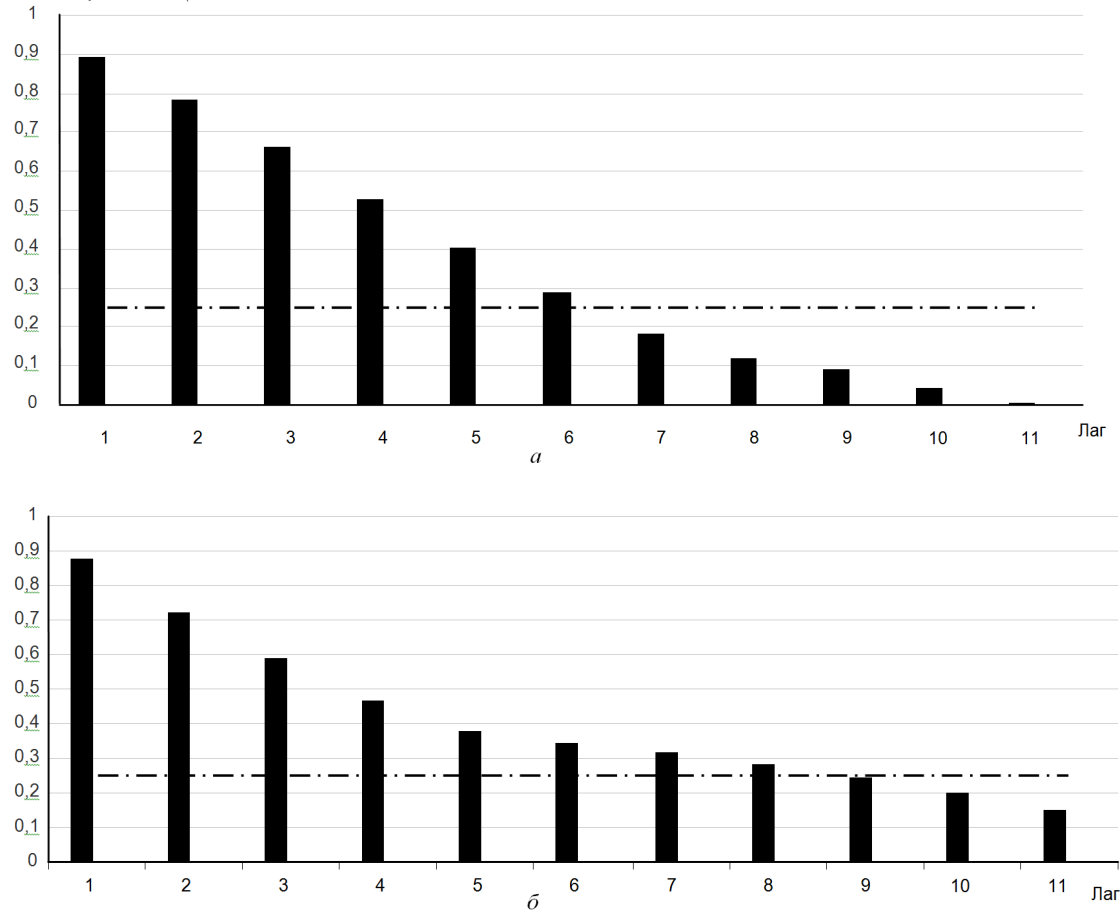
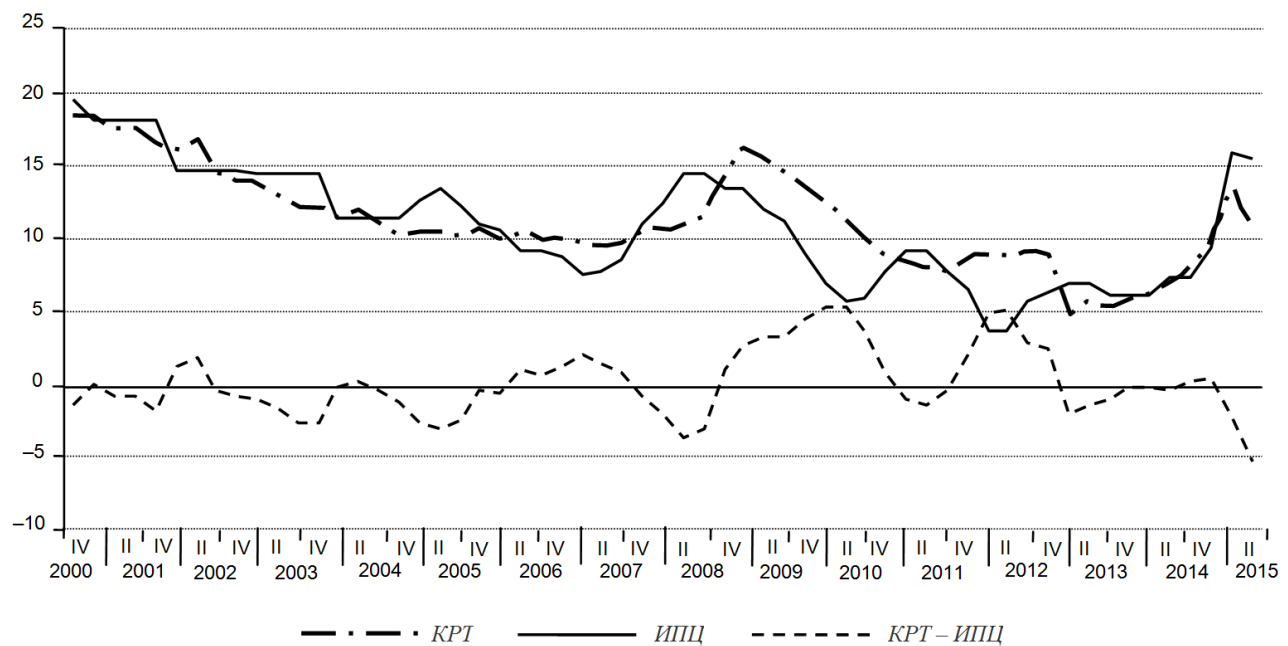


Рисунок 2

Динамика средневзвешенной ставки по банковским кредитам *КРТ*, индекса потребительских цен *ИПЦ* и разницы между ними за 2000–2015 гг., % годовых



Список литературы

1. *Fisher I.* The Theory of Interest As Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It. New York: The Macmillan Co., 1930.
URL: <http://www.econlib.org/library/YPDBooks/Fisher/fshToICover.html>.
2. *Канторович Г.Г.* Анализ временных рядов // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2003. № 1. С. 79–103.
3. *Uddin G.S., Alam M., Alam R.A.* An Empirical Evidence of Fisher Effect in Bangladesh: A Time-Series Approach // ASA University Review. 2008. Vol. 2. № 1.
4. *Tobin J.* Money and Economic Growth // *Econometrica*. 1965. Vol. 33. № 4. P. 671–684.
5. *Fried J., Howitt P.* The Effects of Inflation on Real Interest Rates // *American Economic Review*. 1983. Vol. 73. P. 968–979.
6. *Duck N.* Some International Evidence on the Quantity Theory of Money // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1993. Vol. 25. P. 1–12.
7. *Ray S.* Empirical Testing of International Fishers Effect in United States and Selected Asian Economies // *Advances In Information Technology and Management*. 2012. № 2. P. 216–372.
8. *Родионова А.В.* Формирование долгосрочного уровня доходности: эффект Фишера на рынках государственного долга развивающихся стран // *Экономическая политика*. 2014. № 1. С. 116–139.
9. *Аршавский А., Родионова А.В.* Формирование номинальной доходности на российском рынке государственных ценных бумаг: исследование эффекта Фишера // *Экономическая политика*. 2012. № 4. С. 68–84.
10. *Granger C.W.J., Newbold P.* Spurious Regressions in Econometrics // *Journal of Econometrics*. 1974. Vol. 2. Iss. 2. P. 111–120.
11. *Engle R.F., Granger C.W.J.* Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // *Econometrica*. 1987. March. P. 251–276.
12. *Sriram S.S.* Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models. IMF Working Paper, 1999. Vol. 99.
13. *Ssekuma R.* A Study of Cointegration Models with Applications. University of South Africa, 2011.
14. *Granger C.W.J.* Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods // *Econometrica*. 1969. Vol. 37. № 3. P. 424–438.
15. *MacKinnon J.* Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests // *Journal of Applied Econometrics*. 1996. Vol. 11. Iss. 6. P. 601–618.
16. *Алехин Б.И.* Рынок срочных депозитов в России // *Экономический журнал*. 2015. № 2. С. 23–34.

THE FISHER EFFECT IN RUSSIA

Boris I. ALEKHIN

Russian State University for the Humanities, Moscow, Russian Federation

b.i.alekhin@gmail.com

Article history:

Received 10 November 2015

Accepted 25 November 2015

JEL classification: E17, E31,
E43

Keywords: Fisher effect, co-
integration, rate, bank loan

Abstract

Importance The Fisher effect means an assumption that the nominal interest rate is a sum of the real interest rate and expected inflation. Researchers demonstrate an ongoing and high interest to empirically check the Fisher effect mostly due to an important role of money in the economy.

Objectives The research presents an empirical verification of the Fisher hypothesis in the Russian market of bank loans and relies upon 59 observations starting from Q4 2000 up to Q2 2015.

Methods I applied the econometric methodology encompassing the extended Dickey–Fuller test for the unit root, Engle–Granger test for co-integration, Error Correction Model and the Granger casualty test.

Results I detected the co-integration of non-stationary nominal interest rates and inflation, and slowly recovering balance between them. The inflation influences nominal interest rates, while they have no effect on the inflation.

Conclusions and Relevance The Russian market of bank loans experiences the incomplete Fisher effect with a very slow correction. The incomplete Fisher effect is beneficial for borrowers, rather than banks. The conclusions call for the market liberalization, competition development in the banking sector and further privatization of State banks and other firms with high public interest. It is extremely important to reduce the inflation.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2015

References

1. Fisher I. The Theory of Interest as Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It. New York, The Macmillan Co., 1930. Available at: <http://www.econlib.org/library/YPDBooks/Fisher/fshToICover.html>.
2. Kantorovich G.G. Analiz vremennykh ryadov [Time series analysis]. *Ekonomicheskii zhurnal Vysshei shkoly ekonomiki = HSE Economic Journal*, 2003, no. 1, pp. 79–103.
3. Uddin G.S., Alam M., Alam R.A. An Empirical Evidence of Fisher Effect in Bangladesh: A Time-Series Approach. *ASA University Review*, 2008, vol. 2, no. 1.
4. Tobin J. Money and Economic Growth. *Econometrica*, 1965, vol. 33, no. 4, pp. 671–684.
5. Fried J., Howitt P. The Effects of Inflation on Real Interest Rates. *American Economic Review*, 1983, vol. 73, no. 5, pp. 968–979.
6. Duck N. Some International Evidence on the Quantity Theory of Money. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1993, vol. 25, no. 1, pp. 1–12.
7. Ray S. Empirical Testing of International Fishers Effect in United States and Selected Asian Economies. *Advances in Information Technology and Management*, 2012, no. 2, pp. 216–372.
8. Rodionova A.V. Formirovanie dolgosrochnogo urovnya dokhodnosti: effekt Fishera na rynkakh gosudarstvennogo dolga razvivayushchikhsya stran [The formation of the long-term profitability level: the Fisher effect in the sovereign debt markets of emerging economies]. *Ekonomicheskaya politika = Economic Policy*, 2014, no. 1, pp. 116–139.
9. Arshavskii A., Rodionova A.V. Formirovanie nominal'noi dokhodnosti na rossiiskom rynke gosudarstvennykh tsennykh bumag: issledovanie effekta Fishera [Nominal yields generation in the Russian

- government bond market: the analysis of the Fisher effect]. *Ekonomicheskaya politika = Economic Policy*, 2012, no. 4, pp. 68–84.
10. Granger C.W.J., Newbold P. Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 1974, vol. 2, iss. 2, pp. 111–120.
 11. Engle R.F., Granger C.W.J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 1987, vol. 55, iss. 2, pp. 251–276.
 12. Sriram S.S. Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models. *IMF Working Paper*, 1999, vol. 99.
 13. Ssekuma R. A Study of Cointegration Models with Applications. University of South Africa, 2011.
 14. Granger C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 1969, vol. 37, no. 3, pp. 424–438.
 15. MacKinnon J. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 1996, vol. 11, iss. 6, pp. 601–618.
 16. Alekhin B.I. Rynok srochnykh depozitov v Rossii [The market of time deposits in Russia]. *Ekonomicheskii zhurnal = Economic Journal*, 2015, no. 2, pp. 23–34.