

**ПАРАМЕТРЫ ЭМИССИИ ОФЗ-ИН С УЧЕТОМ ОЖИДАЕМОЙ ИНФЛЯЦИИ\*****Максим Александрович БУНДИН**

исследователь Аналитического центра финансовых исследований,  
 Научно-исследовательский финансовый институт Министерства финансов Российской Федерации,  
 Москва, Российская Федерация  
 bundin@nifi.ru

**История статьи:**

Получена 10.11.2016  
 Получена в доработанном  
 виде 18.11.2016  
 Одобрена 25.11.2016  
 Доступна онлайн  
 28.06.2019

УДК 338.2

JEL: E37, E62

**Аннотация**

**Предмет.** Моделирование инфляции на потребительском рынке с учетом инфляционных и девальвационных ожиданий. Рассматривается применение результатов прогнозирования инфляции в оценке параметров ОФЗ-ИН 52001 при погашении.

**Цели.** Прогноз динамики годовой инфляции на потребительском рынке до 2017 г. и базисного индекса потребительских цен – до даты погашения ОФЗ-ИН 52001. Оценка основных параметров эмиссий выпуска ОФЗ-ИН 52001. Обосновать корректность отобранных для модели инфляции переменных. Провести оценку регрессионной статистики и исключить незначимые переменные из набора регрессоров. Прогнозные значения индекса потребительских цен в годовом выражении преобразовать в базисный (в знаменателе индекса – среднегодовые цены 2000 г.) и по полученному ряду аппроксимировать полиномиальный тренд. Рассчитать с учетом полученных данных основные показатели ОФЗ-ИН 52001 на момент погашения

**Методология.** Корреляционный и регрессионный анализы временных рядов с применением программного обеспечения Demetra+ и Gretl.

**Результаты.** До 2017 г. ожидается постепенное замедление темпов роста потребительских цен, однако о целевом уровне (4%) говорить рано. К концу 2016 г. можно ожидать инфляцию на уровне 5,8–6,4% в годовом сопоставлении, к концу 2017 г. – 5–5,5%. Применение результатов моделирования инфляции к оценке будущих параметров инфляционного линкера ОФЗ-ИН 52001 позволило рассчитать его среднегодовую номинальную доходность (7,7–8%) и номинальную стоимость облигации к моменту погашения в зависимости от даты доразмещения выпуска.

**Ключевые слова:**

инфляция, инфляционные  
 ожидания, прогнозирование,  
 облигации, внутренний  
 долг бюджетирования

**Выводы.** Эмитируемые Минфином России облигации с индексированным по инфляции номиналом (ОФЗ-ИН 52001), исходя из данных по их номинальной доходности, рассчитанной с учетом прогнозных значений инфляции, могут рассматриваться лишь в качестве средства страховки от последней.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2016

**Для цитирования:** Бундин М.А. Параметры эмиссии ОФЗ-ИН с учетом ожидаемой инфляции // Дайджест-Финансы. – 2019. – Т. 24, № 2. – С. 162 – 179.  
<https://doi.org/10.24891/df.24.2.162>

**Введение**

Как известно, облигации с индексированным по инфляции номиналом (также инфляционные «линкеры») – довольно непривычное явление для российского долгового рынка. Они

представляют собой инструменты, номинальная стоимость которых привязана к изменениям темпов роста потребительских цен. Данный вид облигаций рассматривается как средство страхования от инфляции: спрос на них среди разных групп инвесторов, в особенности стратегических (ПИФ, НПФ и др.), в кризисные периоды, характеризующиеся высокой инфляцией,

\* Статья подготовлена по материалам журнала «Финансовая аналитика: проблемы и решения», 2016, т. 9, вып. 44.  
 URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/parametry-emissii-ofz-in-s-uchetom-ozhidaemoy-inflyatsii>

возрастает. Решение Минфина России относительно выпуска облигаций федерального займа, индексируемых на инфляцию (ОФЗ-ИН 52001)<sup>1</sup>, очевидно, было обусловлено необходимостью принятия оперативных мер по возмещению потерь федерального бюджета от сократившейся доли нефтегазовых доходов и сжатия платежеспособного спроса. Рассматривая этот вопрос с позиции циклического развития экономики, И.Ю. Варьяш среди основных причин образовавшейся дисфункции бюджета указывает падение мировых цен на нефть и газ, а также ухудшение условий внешней торговли [1]. Высокую чувствительность федерального бюджета к колебаниям внешней конъюнктуры отмечал и А.Ю. Михайлов в работе [2]. Коллектив авторов в исследовании работе [3] увязывает возникновение бюджетной разбалансированности (дисфункции) с нестабильностью (частой корректировкой) макроэкономических прогнозов. Вследствие возникшей дисфункции населению и предприятиям был необходим инструмент для сбережения доходов, а Минфину России – заимствования (внутренние и внешние) как основные источники покрытия дефицита бюджета. Опираясь на исследование Всемирного банка<sup>2</sup>, Т.Р. Урумов [4] рассматривает модели управления государственным долгом, проводит анализ их эффективности и отмечает, что финансовое состояние государства напрямую зависит от качества стратегии управления государственным долгом и рисками, политики раскрытия данных и эффективного наблюдательного режима для финансового управления.

<sup>1</sup> Приказ Минфина России от 15.07.2015 № 214 «Об эмиссии облигаций федерального займа с индексируемым номиналом № 52001RMFS».

<sup>2</sup> Currie E., Dethier J.-J., Togo E. Institutional arrangements for public debt management. World Bank Policy Research Working Paper 3021, 2003.

В июле 2015 г. Минфином России было проведено первичное размещение ОФЗ-ИН 52001. Спрос рынка ОФЗ довольно быстро снизился, поскольку доходность по данному инструменту оказалась, во-первых, ниже ожидаемой, и, во-вторых, ниже, чем по альтернативным бумагам с постоянным и переменным купонным доходом (ОФЗ-ПД и ОФЗ-ПК); инфляция, в соответствии с которой косвенно индексируется номинальная стоимость ОФЗ-ИН, недолго тестировала высокие значения. Более того, Банк России установил «таргет» по инфляции до 2017 г. – 4%, что делает инфляционный линкер неинтересным для основной группы инвесторов: методика индексирования номинала ОФЗ-ИН построена таким образом, что его заметные изменения возможны только при условии высоких темпов роста потребительских цен (номинал данного долгового инструмента изменяется в соответствии с динамикой базисного индекса потребительских цен<sup>3</sup>, взятой с лагом в три месяца). Подробно методика расчета стоимости ОФЗ-ИН 52001 изложена на официальном сайте Минфина России<sup>4</sup> и приводить ее здесь нецелесообразно.

### Моделирование инфляции с учетом ожиданий<sup>5</sup>

Рассмотрим применение разработанной автором и апробированной в НИФИ в рамках научно-исследовательских работ<sup>6</sup>

<sup>3</sup> Базисный период – среднегодовые цены 2000 г.

<sup>4</sup> Информация официального сайта Министерства финансов Российской Федерации. URL: [http://minfin.ru/ru/document/?id\\_4=64938](http://minfin.ru/ru/document/?id_4=64938)

<sup>5</sup> Представленные в статье расчеты проведены с применением ПО Demetra+ и Gretl. В первом случае – для подготовки отобранных переменных (устранение сезонности, построение авторегрессий), во втором – для подбора и тестирования различных спецификаций модели.

<sup>6</sup> НИР НИФИ по теме «Анализ динамических прогнозных условий реализации бюджетной политики». М.: НИФИ, Отчет о научно-исследовательской работе. 2015. С. 158–202; НИР НИФИ по теме «Учет фактора цикличности экономики при разработке и реализации государственной

методики прогнозирования инфляции, которая основывается на анализе как монетарных, так и немонетарных факторов.

Проблема подбора факторов, наиболее корректно отражающих инфляционную динамику, рассматривалась в научных исследованиях таких ученых, как А.О. Баранов и И.А. Сомова, О. Дмитриева и Д. Ушаков, В.М. Гильмундинов и А.О. Денисов [5–7]. В работе [5] авторы, рассматривая инфляцию за два временных отрезка (с 1994 по 1999 г. и с 2000 по 2013 г.) пришли к выводу, что в отличие от первого (когда динамика инфляции определялась вариациями темпов роста денежного агрегата М2 и номинального курса доллара США), второй временной период характеризуется утратой монетарными факторами прежней значимости и возрастающим влиянием немонетарных факторов (в частности, инфляционных ожиданий). В работе [6] к основным немонетарным факторам инфляции авторы относят тарифы на коммунальные услуги и изменение условий оплаты труда в добывающей промышленности и секторе производства и распределения электроэнергии, газа и воды. Также свой взгляд на наиболее значимые немонетарные факторы инфляционной динамики изложили В.М. Гильмундинов и А.О. Денисов, согласно которому наибольший вклад в рост цен на потребительском рынке привносят изменения тарифов нефтегазового комплекса [7]. Изучая вопросы эффективности монетарных методов антиинфляционной политики Г.Г. Фетисов [8] сформулировал три основных ее недостатка, среди которых выделил преимущественное использование монетарных методов воздействия на рост

цен. Данная точка зрения ранее была отражена Л.Н. Красавиной в работе [9].

В спецификации предложенной автором модели приоритет отдается немонетарным факторам, таким как инфляционные и девальвационные ожидания. Спецификация основывается на предположении о зависимости между эндогенной переменной (инфляцией) и экзогенными переменными (табл. 1). В левом столбце таблицы указан тип зависимости между ИПЦ и объясняющими переменными.

Приведем краткое обоснование включения в модель ИПЦ указанных переменных.

### **Обоснование включения переменных в модель**

*Инфляционные ожидания.* Порождаемые привычкой прогнозировать будущее в зависимости от предыдущего развития экономики, инфляционные ожидания учитываются экономическими агентами при принятии решений и, таким образом, как отмечает И.Н. Гуров [10], оказывают значимое влияние на объем предложения финансовых ресурсов и инвестиций в реальные активы. Зависимость между ростом инфляционных ожиданий и ликвидностью инструментов, которые экономические агенты выбирают для инвестирования своих денежных доходов, рассматривает А.Г. Коломиец [11]. Мотивы предпочтения ликвидности, как факторы характера инфляционных ожиданий, были описаны Дж.М. Кейнсом в работе [12].

Вопросами ежемесячного анализа и интерпретации инфляционных ожиданий экономических агентов на протяжении длительного периода времени занимается Банк России, согласно данным которого в период с марта по август 2015 г. инфляционные ожидания тестировали более низкие уровни в сравнении с реальными темпами роста

долговой/заемной политики». М.: НИФИ, Отчет о научно-исследовательской работе. 2016. С. 102–120.

потребительских цен (рис. 1)<sup>7</sup>. Как отмечается в работе [13], для реального сектора экономики (в частности, для промышленного производства) увеличение спреда между фактом и ожиданиями могло бы стать сигналом к снижению цен на основные факторы производства и, соответственно, позволило бы говорить о последующем снижении себестоимости продукции за счет сокращения издержек.

Обозначенный сценарий имел бы место при положительных, либо «нулевых» темпах роста производства, так как продолжительное сокращение денежной массы приводит к возрастанию соотношения количества произведенных товаров и услуг к денежному предложению, и, соответственно, к снижению инфляции [14]. Однако с марта по август 2015 г. наблюдалась противоположная картина: промышленное производство в годовом выражении в среднем сократилось на 4,1% в сравнении с аналогичным периодом 2014 г., в то время как денежная масса за тот же период увеличилась на 7,4% (рис. 2). С сентября 2015 г. по сентябрь 2016 г. началось стремительное увеличение разрыва между ожиданиями населения и реальным уровнем потребительских цен. Это может свидетельствовать о возрастающем недоверии к официально публикуемой Росстатом информации о росте цен, а также сигнализировать об увеличении издержек производства, в первую очередь по причине необходимости индексации заработных плат. Показатель инфляционных ожиданий, используемый в модели, отчасти согласно общепринятой практике, исчисляется как среднеарифметическое значений взятого с лагом в один месяц ИПЦ и медианы по

прямым оценкам инфляции, полученным в исследовании Банка России.

*Девальвационные ожидания.* Основная гипотеза при включении этого расчетного показателя в набор регрессоров основывалась на предположении о спекулятивной составляющей в поведении экономических агентов, их способности адекватно оценивать перспективы экономической ситуации в стране. Очевидно, что при увеличении количества информации в СМИ, к примеру, о повышении курса доллара США, динамика покупки валюты ускоряется, и наоборот. А поскольку цены на потребительском рынке России напрямую зависят от курса доллара, эта переменная позволяет косвенно учесть возможные колебания ценовой динамики.

*Динамика курса доллара США.* Уместность использования в моделировании инфляции этого показателя не требует какой-либо развернутой аргументации. Курс доллара традиционно в наибольшей степени определяет будущую динамику цен на потребительском рынке, поскольку российская экономика с переходом к рыночной модели функционирования находится под влиянием осуществляемых в долларах США экспортно-импортных операций.

*Индекс потребительских цен основных внешнеэкономических партнеров РФ (рис. 3).* Зависимость российской экономики от импорта продукции обуславливает ее подверженность курсовым колебаниям. Однако в большей степени интересует эффект переноса цен<sup>8</sup> основных внешнеэкономических партнеров на внутренний рынок России, или так называемое инфляционное заражение. Если принято, что динамика

<sup>7</sup> Инфляционные ожидания и потребительские настроения населения.  
URL: [https://www.cbr.ru/DKP/standart\\_system/infl\\_exp\\_16-09.pdf](https://www.cbr.ru/DKP/standart_system/infl_exp_16-09.pdf)

<sup>8</sup> Добрынская В.В. Эффект переноса в российской экономике. Сборник докладов конференции «Конкурентоспособность и модернизация экономики» / под ред. Е.Г. Ясина. М.: ГУ-ВШЭ, 2004. С. 286–300.

курса доллара США воздействует на рост цен с лагом в один-два месяца, то цены основных внешнеэкономических партнеров могут иметь отличную от указанной срочность воздействия (динамические показатели потребительских цен для каждой страны взяты с определенным в ходе корреляционного анализа лагом). Среднее значение показателя инфляции на потребительском рынке по группе стран-импортеров, в которую в соответствии с занимаемой ими долей в общем объеме импорта были включены Германия, Италия, Нидерланды, Польша, Франция, Китай, Республика Корея, США, Япония, совокупный вклад которых в российский импорт по состоянию на август 2016 г. составляет 61,2% (с января по август – 56,5%), с начала 2016 г. и до текущего момента колебалось в пределах от 0,2 до 0,5% в годовом выражении.

Проблема слабой степени взаимосвязи между средним по индексам цен указанных стран и российским ИПЦ (коэффициент корреляции для выборки из 60 точек равен  $-0,52$ ) была решена присвоением весов каждому отдельно взятому индексу цен<sup>9</sup> сообразно доле соответствующей страны в структуре российского импорта. Для сглаживания волатильности полученного ряда значений рассчитано скользящее среднее значение (по пяти и по трем точкам). Проведенные расчеты позволили повысить коэффициент корреляции до  $-0,86$  для того же объема выборки, что свидетельствует о целесообразности включения данного показателя в набор объясняющих переменных.

*Разрывы между динамикой промышленного производства и денежным предложением*<sup>10</sup>. Заметим, что в

<sup>9</sup> Предварительно лагированному.

<sup>10</sup> Под денежным предложением понимается денежный агрегат M2.

вопросе определения факторов динамики цен на потребительском рынке некорректно рассматривать денежную массу в отдельности от динамики производства товаров и услуг. В качестве последнего примем за наиболее близкий по экономическому смыслу к ВВП – показатель динамики промышленного производства. Здесь же отметим, что, к примеру, С. Блинов<sup>11</sup>, отдельно рассматривая денежную массу как фактор инфляции, пришел к выводу, что статистически значимой зависимости между показателями нет и увеличение денежного предложения влечет за собой рост ВВП. Однако в соответствии с монетаристской концепцией<sup>12</sup> рост денежной массы при неизменном (тем более, замедляющемся) уровне производства и неизменной (или по крайней мере стабильной) скорости обращения денежных единиц естественно способствует ускорению темпов роста цен (при условии отсутствия других значимых внешних (геополитических) и внутренних факторов, например, изменения законодательства). Проиллюстрируем это на примере динамики инфляции в 2006–2016 гг., когда рост денежной массы (M2) в годовом сопоставлении существенно превышал темпы роста промышленного производства (см. рис. 2).

Наблюдавшиеся увеличения разрывов между денежным предложением и динамикой производства с определенным лагом воздействовали на рост цен вследствие снижения меры обеспеченности денег, находящихся в обращении. Это особенно хорошо видно в период с 2006 по 2008 г., когда разрыв между производством и денежным предложением продолжительностью в

<sup>11</sup> Блинов С. Ошибка доктора Кудрина // Эксперт Online. 2015. № 23. URL: <http://expert.ru/expert/2015/23/oshibka-doktora-kudrina/>

<sup>12</sup> Уравнение обмена И. Фишера:  $MV = PQ$ .

четыре года, с лагом более чем в один год, вызвал инфляционный всплеск.

*Динамика денежного агрегата М0 в совокупности с депозитами населения до востребования.* Включение данного расчетного показателя в набор регрессоров, а не общепринятого – денежной массы М2, обусловливается тем, что потребительские ожидания наилучшим образом характеризуются расширением или сжатием объема наличных денег в обращении. Поведение этого показателя близко к банковским депозитам населения до востребования: оба характеризуют доверие населения к банковской системе. Также, данные показатели рассматриваются как материальная основа спроса населения, что отражается в работе М.Ш. Марьясина [14]. Это свидетельствует о целесообразности включения указанной переменной в модель ИПЦ.

### Калибровка модели инфляции

Для построения эконометрической модели индекса потребительских цен введем следующие обозначения переменных уравнения модели:

$a_{1-n}$  – коэффициенты при экзогенных переменных с порядковым номером от 1 до  $n$ ;

$INFEXP_{it}$  – инфляционные ожидания (данные опросов населения Банком России, прогнозы Thomson Reuters);

$DEVEXP_{it-j}$  – девальвационные ожидания (динамика расходов населения на покупку валюты) с лагом  $j$ ;

$USDRUB_{it-j}$  – курс доллара США к рублю с лагом  $j$ ;

$ACPI_{it-j}$  – динамика агрегированного показателя инфляции на потребительском рынке основных внешнеторговых партнеров России с лагом  $j$ ;

$MPD_{it-j}$  – динамика денежного агрегата М0 + депозиты населения до востребования с лагом  $j$ ;

$(1 + \Delta IPIM2)_{it-j}$  – разрывы между динамикой промышленного производства и денежным агрегатом М2, взятые с лагом  $j$ ;

$\square_t$  – ошибка регрессионной модели.

Таким образом, оцениваемая модель имеет следующий вид:

$$CPI_t = a_0 + a_1 INFEXP_{it} + a_2 DEVEXP_{it-j} + a_3 USDRUB_{it-j} + a_4 ACPI_{it-j} + a_5 MPD_{it-j} + a_6 (1 + \Delta IPIM2)_{it-j} + \square_t. \quad (1)$$

Как показали расчеты по уравнению (1), параметр  $a_0$  имеет малую статистическую значимость, что позволяет сократить размерность модели без потерь для качества ее оценивания. Таким образом, модель приняла следующий вид:

$$CPI_t = a_1 INFEXP_{it} + a_2 DEVEXP_{it-j} + a_3 USDRUB_{it-j} + a_4 ACPI_{it-j} + a_5 MPD_{it-j} + a_6 (1 + \Delta IPIM2)_{it-j} + \square_t. \quad (2)$$

В связи с введением в регрессионное уравнение условия о нулевой константе ( $a_0 = 0$ ), возможность использования статистики Фишера утрачивается. Однако, мы все еще можем оценить точность аппроксимации ряда динамики  $CPI_t$  комбинацией факторов, указанных в правой части уравнения.

В ходе расчетов по уравнению вида (2) были получены оценки, приведенные в табл. 2.

Несмотря на высокие значения коэффициентов детерминации  $R^2$  (0,999) и  $R^2_{adj}$  (0,981), свидетельствующие о том, что для данной выборки инфляция на потребительском рынке примерно на 99% определялась вариацией инфляционных и девальвационных ожиданий, курса рубля к доллару, агрегированного показателя инфляции на потребительском рынке

основных внешнеторговых партнеров России, денежного агрегата М0 и показателем разрывов между динамикой денежной массы и промпроизводства, переменная *USDRUB* является незначимой для модели (уровень значимости *t*-статистики существенно превышает 5%-ный уровень) и должна быть исключена из композиции факторов. Таким образом, модель приняла следующий вид:

$$CPI_t = a_1 INFEXP_{it} + a_2 DEVEXP_{it-j} + a_3 ACPI_{it-j} + a_4 MPD_{it-j} + a_5 (1 + \Delta IPIM2)_{it-j} + \square_t \quad (3)$$

Результаты оценивания модели по уравнению вида (3) представлены в табл. 3. После исключения из модели переменной *USDRUB*, значения коэффициентов детерминации  $R^2$  и  $R^2_{adj}$  составили 0,999 и 0,982, соответственно.

Наибольшее среди прочих *P*-значение (0,07), полученное для переменной *MPD*, указывает на низкую степень ее статистической значимости для объясняемой переменной. Однако торопиться с ее исключением мы не будем, а применим процедуру робастного оценивания параметров  $a_1 \dots a_5$ . Данная методика используется для сглаживания негативного влияния зашумленности исходной информации. Применение указанной процедуры оценивания рассматривается в работе [15], где отмечается, что зачастую параметр регрессии статистически незначимый по классическому методу наименьших квадратов (или на «нулевой» итерации процедуры робастного оценивания), становится значимым после определенного количества итераций. Результаты применения, подтверждающие данную гипотезу, представлены в табл. 4.

Таким образом, удалось обеспечить статистическую значимость всех параметров модели на пятилетнем

временном интервале (сентябрь 2011 г. – август 2016 г.). Уменьшилась сумма квадратов остатков (с 50,42 до 41,88) и стандартная ошибка модели (с 0,96 до 0,87). Построенная модель позволяет сформировать прогноз инфляции помесячно до декабря 2017 г. Результаты прогнозирования представлены на рис. 4.

Тестирование модели на временном периоде с января 2011 г. по август 2016 г. подтвердило высокую сходимость между прогнозируемыми с учетом ожиданий и наблюдаемыми значениями инфляции на потребительском рынке.

### Применение результатов прогнозирования для оценки будущих параметров эмиссии выпуска ОФЗ-ИН 52001

Итак, применим полученные значения динамики инфляции в оценке доходности выпуска ОФЗ 52001. Для этого оценки годовой инфляции (в том числе прогнозные) преобразовывались в цепные индексы, после чего выстраивался индекс потребительских цен, базой отсчета которого являются среднегодовые цены 2000 г. По полученному ряду аппроксимировался полиномиальный тренд в целях получения значений динамики инфляции до месяца погашения ОФЗ. Трендовая инфляция до августа 2023 г. (дата погашения ОФЗ-ИН 52001) представлена на рис. 5.

Подставленные значения инфляции позволили получить оценки эмиссий выпуска ОФЗ-ИН 52001, согласно которым среднегодовая номинальная доходность облигаций по рассматриваемым аукционам находится в пределах от 7,7 до 7,98%, что подтверждает статус данного инструмента, как средства страховки от инфляции (и не более того).

## Выводы

Анализ факторов инфляционной динамики позволил прийти к выводу, что в наибольшей степени она определяется вариацией инфляционных и девальвационных ожиданий, динамикой инфляции основных внешнеэкономических партнеров России на потребительском рынке и динамикой денежного агрегата М0 в совокупности с депозитами населения до востребования. Фактор переноса курса доллара США в общем наборе отобранных для анализа факторов оказался незначимым, в основном за счет того, что он уже учтен в ценах основных внешнеэкономических партнеров России.

Результаты моделирования указывают на постепенное замедление темпов роста цен, однако о целевом уровне (4%) пока рано

говорить. К концу 2016 г. можно ожидать замедления инфляции до 5,8–6,4% в годовом сопоставлении, к концу 2017 г. – 5–5,5%.

Применение результатов моделирования инфляции к оценке будущих параметров инфляционного линкера ОФЗ-ИН 52001 позволило получить значения номинала облигаций (разных аукционов) к моменту погашения, суммы купонных выплат по одной облигации и среднегодовой номинальной доходности облигации. Среднегодовая номинальная доходность по ОФЗ-ИН находится в пределах от 7,7 до 8% (табл. 5) в зависимости от даты доразмещения (чем меньше срок обращения, тем, естественно, меньше и доходность). Номинальная стоимость облигации к моменту погашения составит от 1 569 до 1 644,2 руб.

**Таблица 1**  
Объясняющие переменные регрессионной модели ИПЦ

**Table 1**  
Independent values of the regression model of CPI

Зависимость	Переменная	Источник
Прямая	Инфляционные ожидания	Расчеты автора по данным опросов населения Банком России и прогнозам Thomson Reuters
Прямая	Девальвационные ожидания, динамика расходов населения на покупку валюты	Расчеты автора по данным Росстата
Прямая	Динамика курса доллара США	Данные Банка России
Обратная	Индекс потребительских цен основных внешнеэкономических партнеров Российской Федерации	Расчеты автора по данным ФТС, OECD
Прямая	Разрывы между динамикой промышленного производства и денежным предложением (денежный агрегат М2)	Расчеты автора по данным Росстата, Банка России
Обратная	Динамика суммы денежного агрегата М0 и депозитов населения до востребования	Расчеты автора по данным Банка России

Источник: авторская разработка

Source: Authoring



**Таблица 2**

Оценки, полученные методом наименьших квадратов (по уравнению вида (2)). Использованы наблюдения с января 2011 г. по август 2016 г. (T = 60)

**Table 2**

Estimates made through the least squares method (equation (2)). Observations from January 2011 through August 2016 (T = 60)

Показатель	Коэффициент	Статистическая ошибка	t-статистика	P-значение
Константа	0	–	–	–
INFEXP	0,7239	0,1045	6,9281	5,39E – 09
DEVEXP	0,7134	0,3214	2,2197	0,0307
USDRUB	0,01407	0,0133	1,0558	0,2958
АСPI	–0,9097	0,2081	–4,3723	5,64E – 05
MPD	–0,0722	0,0426	–1,6953	0,0958
1+DIPIM2	0,4995	0,2054	2,4317	0,0184
Сумма квадратов остатков	49,4019	–	–	–
R-квадрат	0,9999	–	–	–
F	128 863,9516	–	–	–
Статистическая ошибка модели	–	0,9565	–	–
Исправленный R-квадрат	0,9814	–	–	–
P-значение (F)	–	–	–	1,76E – 108

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

**Таблица 3**

Оценки, полученные методом наименьших квадратов (по уравнению вида (3)). Использованы наблюдения с января 2011 г. по август 2016 г. (T = 60)

**Table 3**

Estimates made through the least squares method (equation (3)). Observations from January 2011 through August 2016 (T = 60)

Показатель	Коэффициент	Статистическая ошибка	t-статистика	P-значение
Константа	0	–	–	–
INFEXP	0,7894	0,0841	9,3841	5,17E – 13
DEVEXP	0,7475	0,3201	2,3349	0,0232
USDRUB	–1,0298	0,1744	–5,9045	2,29E – 07
АСPI	–0,0776	0,0423	–1,8341	0,0721
MPD	0,5304	0,2035	2,6065	0,0117
1+DIPIM2	0,00	–	–	–
Сумма квадратов остатков	50,4217	–	–	–
R-квадрат	0,9999	–	–	–
F	154 314,7648	–	–	–
Статистическая ошибка модели	–	0,9575	–	–
Исправленный R-квадрат	0,9817	–	–	–
P-значение (F)	–	–	–	7,37E – 111

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

**Таблица 4****Робастные оценки. Использованы наблюдения с января 2011 г. по август 2016 г. (T = 60)****Table 4****Robust estimates. Observations from January 2011 through August 2016 (T = 60)**

Показатель	Коэффициент	Статистическая ошибка	t-статистика	P-значение
Константа	0	–	–	–
INFEXP	0,7983	0,0497	16,0621	2,01E – 22
DEVEXP	0,7916	0,1873	4,2268	9,01E – 05
USDRUB	–1,0933	0,089	–12,2822	2,15E – 17
АСPI	–0,08	0,0233	–3,4328	0,0011
MPD	0,5402	0,1095	4,9337	7,84E – 06
1 + DIPIM2	0	–	–	–
Сумма квадратов остатков	41,881	–	–	–
R-квадрат	0,9999	–	–	–
F	1 061 822,934	–	–	–
Статистическая ошибка модели	–	0,8726	–	–
Исправленный R-квадрат	0,9818	–	–	–
P-значение (F)	–	–	–	1,78E – 133

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

**Таблица 5****Оценка основных показателей по выпуску ОФЗ-ИН 52001 с учетом прогноза инфляции****Table 5****Key estimates of issue 52001 of index-linked federal loan bonds in line with the inflation forecast**

Показатель	Дата аукциона					
	17.07.2015	14.10.2015	11.11.2015	09.12.2015	03.02.2016	30.03.2016
Размещенный объем выпуска, млрд руб.	75	20,2	30,5	13,6	8,2	2
Ставка купона, %	2,5	2,5	2,5	2,5	2,5	2,5
Цена отсечения (первичного размещения), %	91	95,6	99,2	99,2	99,8	101,3
Выручка от размещения, млрд руб.	68,3	19,3	30,5	13,6	8,3	2
Без учета сезонности ИПЦ						
Сумма купонного дохода по одной облигации на момент погашения, руб.	268	258,9	255,5	247,2	245,6	238,3
Номинал облигации на момент погашения, руб.	1 644,2	1 626,2	1 616,9	1 610,7	1 591,2	1 569
Доходность, которая будет достигнута за период владения, %	64,42	62,62	61,69	61,07	59,12	56,9
Среднегодовая доходность облигации, %	7,96	7,98	7,94	7,94	7,84	7,7

Источник: авторская разработка

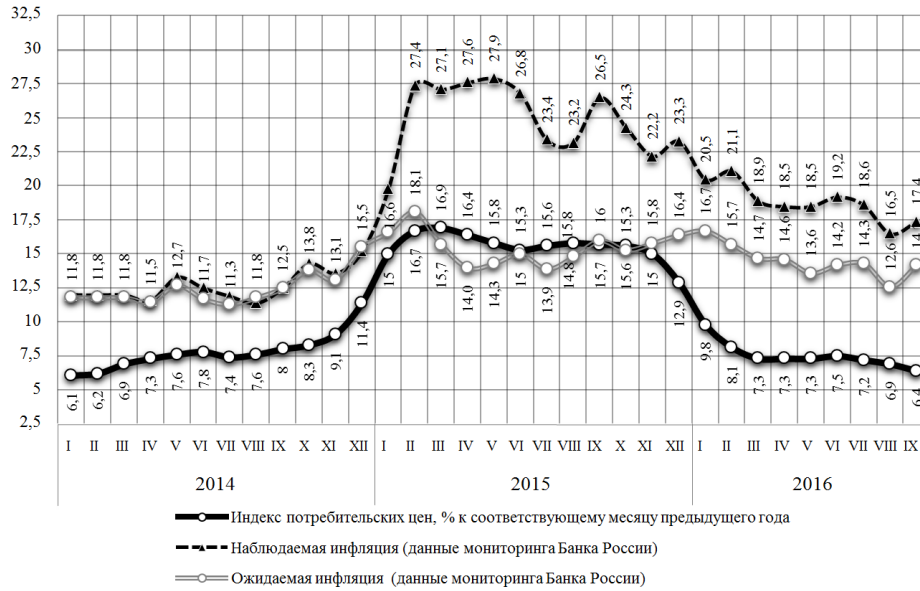
Source: Authoring

**Рисунок 1**

**Реальная и ожидаемая инфляция в 2014–2016 гг., %**

**Figure 1**

**Real and expected inflation in 2014–2016, percentage**



Источник: авторская разработка

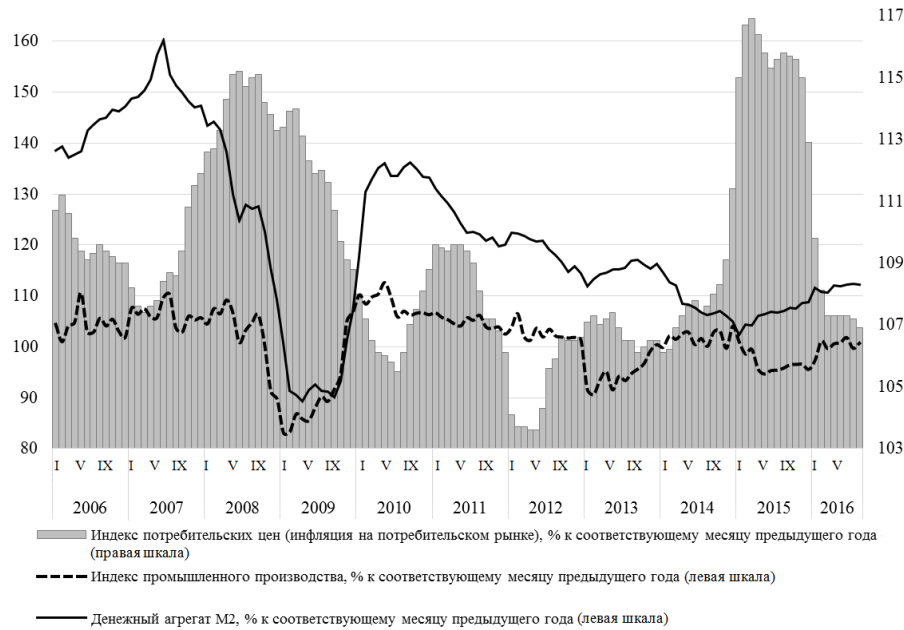
Source: Authoring

**Рисунок 2**

**Инфляция на потребительском рынке в 2006–2016 гг. в сопоставлении с динамикой промышленного производства и денежной массы в национальном определении**

**Figure 2**

**Inflation in the consumer market in 2006 through 2016 as compared with trends in the industrial production and money supply nationwide**



Источник: авторская разработка

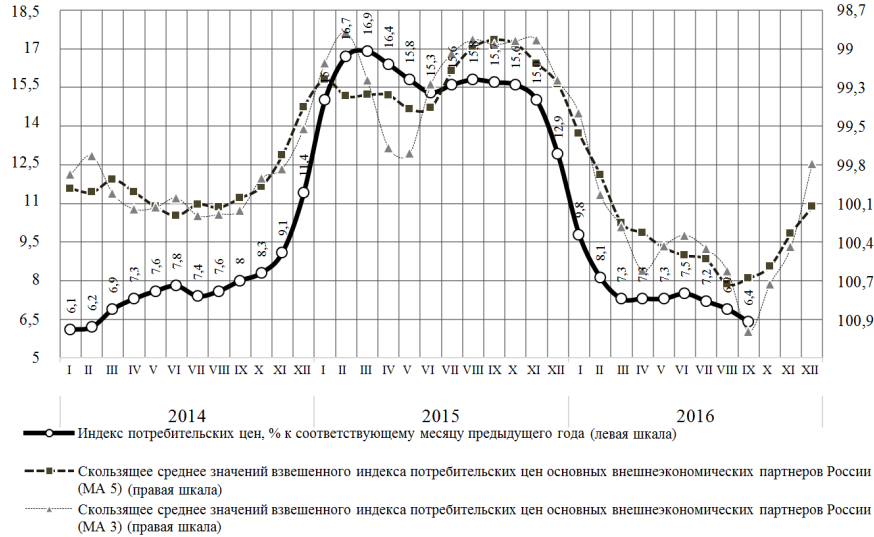
Source: Authoring

**Рисунок 3**

**Сопоставление динамики агрегированного показателя потребительских цен основных внешнеэкономических партнеров и индекса потребительских цен России (2014–2016 гг.)**

**Figure 3**

**Comparison of trends in aggregate Consumer Price Index of key foreign trade partners and consumer prices in Russia (in 2014 through 2016)**



Источник: авторская разработка

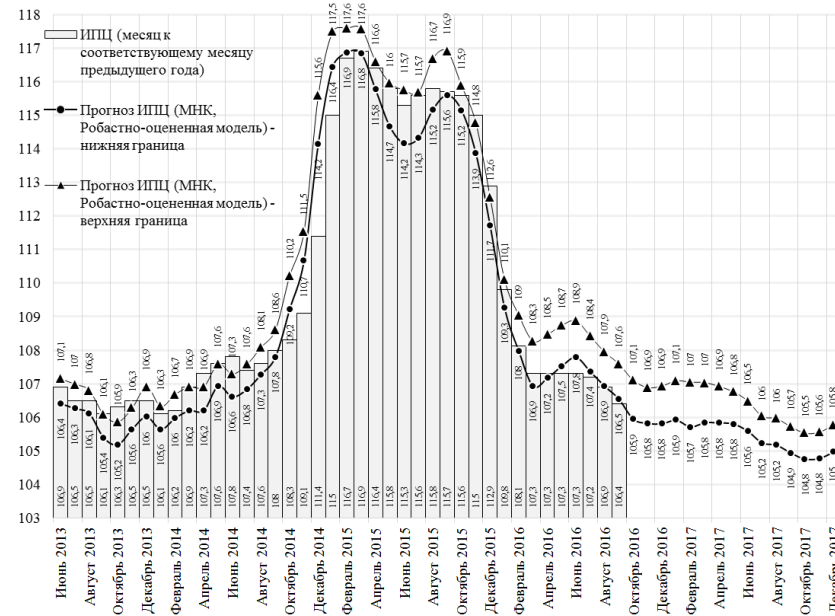
Source: Authoring

**Рисунок 4**

**Инфляция на потребительском рынке в 2013–2017 гг.**

**Figure 4**

**Inflation in the consumer market in 2013–2017**



Источник: авторская разработка

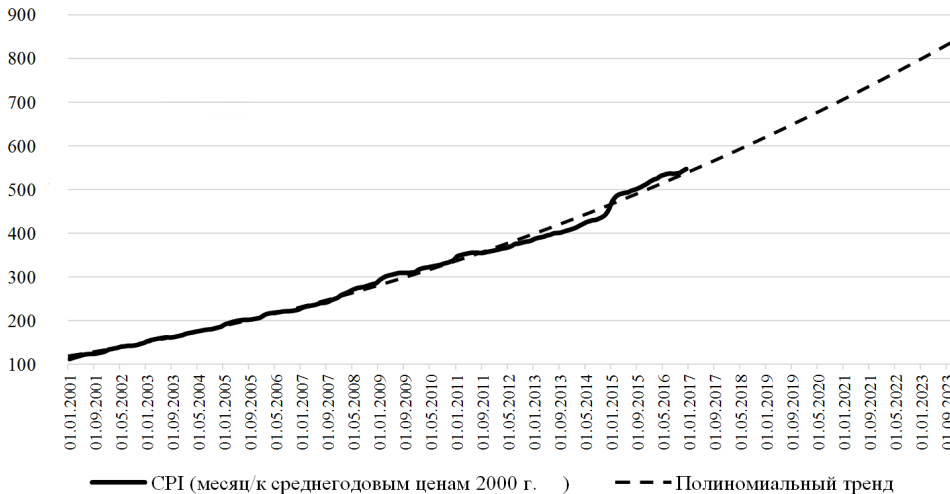
Source: Authoring

**Рисунок 5**

**Базисный индекс цен к среднегодовому значению 2000 г. в сопоставлении с полиномиальным трендом до 2023 г., %**

**Figure 5**

**Baseline price index against the average annual index of 2000 as compared with polynomial trend up to 2023, percentage points**



*Источник:* авторская разработка

*Source:* Authoring

**Список литературы**

1. *Варьяш И.Ю.* Циклические условия монетарной политики // Научно-исследовательский финансовый институт. Финансовый журнал. 2015. № 4. С. 53–61.
2. *Михайлов А.Ю.* Нефтегазовые доходы бюджета в 2015 году: прогноз и риски // Научно-исследовательский финансовый институт. Финансовый журнал. 2015. № 2. С. 52–59.
3. *Варьяш И.Ю., Швандар К.В., Бурова Т.Ф.* Актуализация макроэкономических прогнозов в бюджетном процессе // Научно-исследовательский финансовый институт. Финансовый журнал. 2014. № 4. С. 118–128.
4. *Урумов Т.Р.* Практика управления государственным долгом в условиях глобализации // Научно-исследовательский финансовый институт. Финансовый журнал. 2013. № 4. С. 129–134.
5. *Баранов А.О., Сомова И.А.* Анализ основных факторов инфляционной динамики в России // Проблемы прогнозирования. 2015. № 2. С. 16–32.
6. *Дмитриева О., Ушаков Д.* Инфляция спроса и инфляция издержек: причины формирования и формы распространения // Вопросы экономики. 2011. № 3. С. 40–52.
7. *Гильмундинов В.М., Денисов А.О.* Влияние немонетарных факторов на инфляцию в России // ЭКО. 2012. № 1. С. 116–129.

8. *Фетисов Г.Г.* К использованию немонетарных методов антиинфляционной политики // *Российский экономический журнал*. 2011. № 6. С. 32–45.
9. *Красавина Л.Н.* Необходим комплекс мер для снижения темпа инфляции в России // *Банковское дело*. 2006. № 8. С. 25–31.
10. *Гуров И.Н.* Инфляционные ожидания как фактор инвестиционной привлекательности финансовых активов в России // *Научные исследования экономического факультета. Электронный журнал МГУ им. М.В. Ломоносова*. 2014. Т. 6. Вып. 1. 2014. С. 79–90. URL: <http://archive.econ.msu.ru/sys/raw.php?o=3477&p=attachment>
11. *Коломиец А.Г.* Инфляция и банковский процент в современной российской экономике // *Вопросы экономики*. 2014. № 12. С. 101–115.
12. *Кейнс Дж.М.* Избранные произведения. М.: Экономика, 1993. 543 с.
13. *Бундин М.А.* Разнообразие монетарных методов воздействия на немонетарную инфляцию // *Банковское дело*. 2015. № 12. С. 19–23.
14. *Марьясин М.Ш.* Проблемы методического обеспечения таргетирования инфляции в российской экономике // *Деньги и кредит*. 2001. № 5. С. 64–70.

#### **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.

## ISSUE OF INDEX-LINKED FEDERAL LOAN BONDS IN LINE WITH EXPECTED INFLATION: SOME ASPECTS

Maksim A. BUNDIN

Financial Research Institute under Ministry of Finance of Russian Federation, Moscow, Russian Federation  
bundin@nifi.ru

### Article history:

Received 10 November 2016  
Received in revised form  
18 November 2016  
Accepted 25 November 2016  
Available online  
28 June 2019

**JEL classification:** E37, E62

**Keywords:** inflation, inflation expectations, forecasting, bonds, internal debt

### Abstract

**Subject** The research pursues modeling the inflation in the consumer market in line with inflation and devaluation expectations. It also reviews how it would be possible to use results of inflation forecast for evaluating the parameters of index-linked federal loan bonds upon their redemption.

**Objectives** The research forecasts annual inflation trends in the consumer market up to 2017 and baseline Consumer Price Index until the redemption of the index-linked federal loan bonds. I also evaluate the basic parameters of issue 52001 of index-linked federal loan bonds.

**Methods** The research involves a correlation and regression analysis of time series, using the Demetra+ and Gretl software.

**Results** The growth rate of consumer prices are expected to gradually slow down until 2017. Applying results of the inflation modeling to evaluate future parameters of the inflation linkage of federal loan bonds, I estimated their average annual yield and par value of the bonds as of the redemption date and the date before the issue.

**Conclusions and Relevance** Issued by the Ministry of Finance of the Russian Federation, index-linked bonds can be considered as anti-inflation safeguards in regard with data on their nominal yield assessed in line with projected inflation..

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2016

**Please cite this article as:** Bundin M.A. Issue of Index-Linked Federal Loan Bonds in Line with Expected Inflation: Some Aspects. *Digest Finance*, 2019, vol. 24, iss. 2, pp. 162–179.  
<https://doi.org/10.24891/df.24.2.162>

## Acknowledgments

The article was prepared as part of the 2014–2018 Activity Plan of the Ministry of Finance of the Russian Federation, complying with assignment 07.02, *Management of Sovereign Debt and Financial Assets, as part of the research, Attention to the Cyclical Nature of Economy for Formulating and Implementing State Policies on Debts and Borrowings*.

The article was adapted from the *Financial Analytics: Science and Experience* journal, 2016, vol. 9, iss. 44. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/mezhbyudzhethnye-transferty-subektam-rossiyskoy-federatsii-sovremennye-problemy-i-priority>



## References

1. Var'yash I.Yu. [Cyclical conditions of the monetary policy]. *Nauchno-issledovatel'skii finansovyi institut. Finansovyi zhurnal = Financial Research Institute. Financial Journal*, 2015, no. 4, pp. 53–61. (In Russ.)
2. Mikhailov A.Yu. [Oil and gas revenue of the Russian budget in 2015: forecast and risks]. *Nauchno-issledovatel'skii finansovyi institut. Finansovyi zhurnal = Financial Research Institute. Financial Journal*, 2015, no. 2, pp. 52–59. (In Russ.)
3. Var'yash I.Yu., Shvandar K.V., Burova T.F. [Updating macroeconomic forecasts in the budgeting process]. *Nauchno-issledovatel'skii finansovyi institut. Finansovyi zhurnal = Financial Research Institute. Financial Journal*, 2014, no. 4, pp. 118–128. (In Russ.)
4. Urumov T.R. [The practice of public debt management during globalization]. *Nauchno-issledovatel'skii finansovyi institut. Finansovyi zhurnal = Financial Research Institute. Financial Journal*, 2013, no. 4, pp. 129–134. (In Russ.)
5. Baranov A.O., Somova I.A. [Analyzing principal factors of inflation trends in post-Soviet Russia]. *Problemy prognozirovaniya = Problems of Forecasting*, 2015, no. 2, pp. 16–32. (In Russ.)
6. Dmitrieva O., Ushakov D. [Demand-pull inflation and cost-push inflation: factors of origination and forms of expansion]. *Voprosy Ekonomiki*, 2011, no. 3, pp. 40–52. (In Russ.)
7. Gil'mundinov V.M., Denisov A.O. [The impact of non-monetary factors on the inflation in Russia]. *EKO = ECO*, 2012, no. 1, pp. 116–129. (In Russ.)
8. Fetisov G.G. [The use of non-monetary factors of anti-inflationary policies]. *Rossiiskii ekonomicheskii zhurnal = Russian Economic Journal*, 2011, no. 6, pp. 32–45. (In Russ.)
9. Krasavina L.N. [The need in a set of measures to curb the inflation in Russia]. *Bankovskoe delo = Banking*, 2006, no. 8, pp. 25–31. (In Russ.)
10. Gurov I.N. [Inflation expectations as a factor of investment capabilities of financial assets in Russia]. *Nauchnye issledovaniya ekonomicheskogo fakul'teta. Elektronnyi zhurnal MGU*, 2014, vol. 6, iss. 1, pp. 79–90. (In Russ.)  
URL: <http://archive.econ.msu.ru/sys/raw.php?o=3477&p=attachment>
11. Kolomiets A.G. [Inflation and the bank interest rate in contemporary economy of Russia]. *Voprosy Ekonomiki*, 2014, no. 12, pp. 101–115. (In Russ.)
12. Keynes J.M. *Izbrannye proizvedeniya* [Russian edition. Selected works]. Moscow, Ekonomika Publ., 1993, 543 p.
13. Bundin M.A. [A variety of techniques to influence non-monetary policies]. *Bankovskoe delo = Banking*, 2015, no. 12, pp. 19–23. (In Russ.)

14. Mar'yasin M. Sh. [Issues of the methodological framework for inflation targeting in the Russian economy]. *Den'gi i kredit = Money and Credit*, 2001, no. 5, pp. 64–70. (In Russ.)

**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.