

10/23

ПРЕПРИНТЫ



Ю. Н. Перевышин, П. Б. Коляденко

**ПОМОГАЮТ ЛИ ИНФЛЯЦИОННЫЕ
ОЖИДАНИЯ ПРОГНОЗИРОВАТЬ
ИНФЛЯЦИЮ В РОССИЙСКОЙ
ЭКОНОМИКЕ?**

ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ БЮДЖЕТНОЕ ОБРАЗОВАТЕЛЬНОЕ
УЧРЕЖДЕНИЕ ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ
«РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА И
ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ»
(РАНХиГС)

ПРЕПРИНТ

ПОМОГАЮТ ЛИ ИНФЛЯЦИОННЫЕ ОЖИДАНИЯ ПРОГНОЗИРОВАТЬ
ИНФЛЯЦИЮ В РОССИЙСКОЙ ЭКОНОМИКЕ?

Перевышин Ю.Н. Центр изучения проблем
центральных банков ИПЭИ РАНХиГС, с.н.с., к.э.н.,
ORCID 0000-0001-7507-8361,
perevyshin-yn@ranepa.ru

Коляденко П.Б. Центр изучения проблем
центральных банков, ИПЭИ РАНХиГС,
стажер-исследователь,
ORCID 0009-0002-6484-9794,
pkolyadenko-21@edu.ranepa.ru

Аннотация

В исследовании показано, что использование инфляционных ожиданий из опросов российских компаний, населения и аналитиков, не приводит к существенному улучшению точности прогноза инфляции в рамках факторных моделей, основанных на кривой Филлипса на протяжении последних 5 лет. Однако на отдельных горизонтах прогнозирования использование ожиданий тех или иных экономических агентов может приводить к повышению точности прогноза, но не более чем на 10%. Как правило, улучшение прогноза инфляции происходит на среднесрочном горизонте от 1-го года до 2-х лет при добавлении инфляционных ожиданий аналитиков или компаний. Итеративное прогнозирование инфляции в рамках кривой Филлипса оказывается точнее, чем построение прямого прогноза, прогноза на основе модели векторной авторегрессии, а также модели случайного блуждания. На основе оцененной VAR-модели построены функции импульсного отклика инфляции на шоки инфляционных ожиданий, свидетельствующие о том, что наибольшее влияние на динамику российской инфляции оказывают краткосрочные ожидания компаний и населения. Влияние этих шоков на инфляцию оказывается существенным на горизонте не менее 2-х кварталов. В связи с этим Банку России целесообразно направлять коммуникационную политику на стабилизацию ожиданий компаний и населения. С помощью методов эконометрического анализа установлено, что прогнозы инфляции Банка России влияют на инфляционные ожидания профессиональных прогнозистов на горизонте до 2-х лет. Использование долгосрочных ожиданий консенсус-прогноза аналитиков в качестве трендовой инфляции приводит к повышению точности прогноза инфляции в факторных моделях за счет перехода к прогнозированию инфляции в отклонениях от тренда.

Ключевые слова: прогнозирование инфляции, инфляция, инфляционные ожидания, кривая Филлипса, денежно-кредитная политика, коммуникационная политика, трендовая инфляция, прогнозирование в разрывах.

Коды JEL Classification: E31, E37, C53, D84.

THE RUSSIAN PRESIDENTIAL ACADEMY OF NATIONAL ECONOMY AND
PUBLIC ADMINISTRATION

Working Paper

DO INFLATION EXPECTATIONS IMPROVE MODEL-BASED INFLATION
FORECASTS IN RUSSIAN ECONOMY?

Perevyshin Yu.N. Center for the Study of Central Bank Problems, IAER, RANEPa,
Senior Researcher, Ph.D., perevyshin-yn@ranepa.ru

Kolyadenko P.B. Center for the Study of Central Bank Problems, IAER, RANEPa, Junior
Researcher, pkolyadenko-21@edu.ranepa.ru

Abstract

The paper shows that the use of inflation expectations from surveys of Russian companies, households and professional forecasters does not lead to a significant improvement in the accuracy of the inflation forecast in factor models based on the Phillips curve over the past 5 years. For some forecasting horizons expectations of certain economic agents can lead to an increase in the accuracy of the forecast, but not by more than 10%. There is an improvement in the inflation forecast in the medium-term horizon from 1 to 2 years, with the addition of inflation expectations of analysts or companies. Iterative forecasting of inflation within the Phillips curve turns out to be more accurate than constructing a direct forecast or forecast based on a vector autoregression model, as well as a random walk model. Based on the estimated VAR model, the impulse response function of inflation to the shocks of inflation expectations indicates that short-term expectations of companies and households have the greatest impact on the dynamics of inflation in Russia on the horizon for at least 2 quarters. The Bank of Russia should conduct its communication policy to stabilize the expectations of companies and households. Also we find that the inflation forecasts of the Bank of Russia affect the inflation expectations of professional forecasters on the horizon up to 2 years. The use of long-term expectations of the consensus forecast of analysts as trend inflation leads to an increase in the accuracy of the inflation forecast in factor models.

Key words: inflation forecasting, inflation, inflation expectations, Phillips curve, monetary policy, communication policy, trend inflation, forecasting in gaps

JEL Classification codes: E31, E37, C53, D84.

Список источников

ОГЛАВЛЕНИЕ

Аннотация.....	2
Введение.....	6
Прогнозирование инфляции и инфляционные ожидания в рамках кривой Филлипса	7
Использование долгосрочных инфляционных ожиданий при прогнозировании инфляции	20
Влияние прогнозов Банка России на инфляционные ожидания аналитиков.....	24
Заключение	34
Благодарности	36
Список источников	37

Введение

Инфляционные ожидания могут использоваться в качестве предикторов в факторных моделях прогнозирования инфляции. В современных теоретических моделях инфляционные ожидания играют важную роль в определении будущей динамики инфляции. Однако в эмпирической литературе отсутствует общепризнанное мнение о том, какие ожидания наиболее релевантны для целей прогнозирования инфляции. Наиболее дискуссионными в этом отношении являются два аспекта: во-первых, вопрос о том, инфляционные ожидания на какой срок использовать (поскольку в некоторых моделях акцентируется внимание на трендовой инфляции и ее связи с долгосрочными ожиданиями, а в других моделях рассматриваются кратко- и среднесрочный горизонты прогнозирования, на которых логичнее использовать краткосрочные инфляционные ожидания); и, во-вторых, вопрос о том, инфляционные ожидания каких экономических агентов использовать.

Вследствие этого в эмпирической литературе активно обсуждается вопрос о том, содержится ли в измеряемых на основе опросов или извлекаемых из показателей финансового рынка инфляционных ожиданиях информация, способная улучшить точность прогноза инфляции. Как правило, для ответа на этот вопрос проводят сравнение точности прогнозов инфляции с учетом и без учета инфляционных ожиданий, используя модели, построенные в парадигме кривой Филлипса или в рамках VAR-подхода. Примерами таких исследований являются работы [1], [2], [3], [4], посвященные прогнозированию инфляции в американской экономике, а также работы [5], [6], в которых исследовалась целесообразность использования инфляционных ожиданий при прогнозировании инфляции в еврозоне.

Результаты большинства эмпирических работ свидетельствуют о том, что добавление краткосрочных инфляционных ожиданий из опросных данных не приводит к существенному повышению точности прогноза инфляции, а наибольший прирост точности достигается при использовании инфляционных ожиданий экспертов или показателей финансового рынка причем на средне- и долгосрочном горизонте, однако этот выигрыш является небольшим [7], [5]. Использование ожиданий потребителей и фирм, а также краткосрочных ожиданий прогнозистов в

еврозоне не повышает точность модельных прогнозов инфляции [7], [5]. Кроме того, на данных еврозоны показано, что величина выигрыша в точности прогноза инфляции, возникающего при включении показателей ожиданий на основе опросов, существенно различается в зависимости от анализируемого периода. Также установлено, что эта величина снижается после кризиса суверенного долга в периферийных странах еврозоны [7]. Этот вывод также подтверждается в работе [6], в которой авторы обнаружили, что включение долгосрочных ожиданий прогнозистов в значимо повышает точность прогнозов инфляции с начала 2000-х годов до начала периода низкой инфляции 2013-2014 гг., на временном отрезке после 2014 г. включение этих ожиданий снижает точность прогноза инфляции.

В текущем исследовании проведено сравнение точности вневыборочного прогноза инфляции с учетом и без учета инфляционных ожиданий различных экономических агентов в парадигме кривой Филлипса (при прямом и итеративном методе прогнозирования), а также в рамках VAR-моделей на данных российской экономики. Кроме того, оценена связь между инфляционными ожиданиями и устойчивой компонентой инфляции.

1 Прогнозирование инфляции и инфляционные ожидания в рамках кривой Филлипса

Активное обсуждение целесообразности использования кривой Филлипса для прогнозирования инфляции началось с работы [1]. В этом исследовании авторы строили прогноза инфляции на горизонт 1 год на основе уравнения кривой Филлипса, в левой части которого находилось изменение инфляции через год по сравнению с ее текущим уровнем, а в правой части – отклонение текущего уровня безработицы от естественного уровня. Затем полученный прогноз сравнивался с наивным прогнозом на основе модели случайного блуждания. В исследовании [1] рассматривалось среднее значение инфляции за 4 предыдущих квартала, а прогноз делался только для одного временного горизонта: на один год вперед. Оценивание уравнения кривой Филлипса проводилось на квартальных данных, выборка охватывала период в 15 лет (1984-1999 гг.). Авторы [1] пришли к выводу, что прогнозирование инфляции с

использованием такой спецификации кривой Филлипса не приводит к улучшению точности прогноза по сравнению с наивным прогнозом.

Проведем аналогичное исследование для российской экономики, построив 2 вида прогнозов на основе кривой Филлипса: 1) в первой спецификации изменение инфляции через год будет зависеть только от разрыва выпуска в текущий момент времени; 2) во второй спецификации помимо разрыва выпуска будут добавлены инфляционные ожидания различных экономических агентов (фирм, домохозяйств и профессиональных прогнозистов). Первая спецификация задавалась уравнением:

$$\pi_{t+4} - \pi_t = \beta gap_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где π_t – инфляция за предыдущие 4 квартала, измеренная на основе ИПЦ,
 π_{t+4} – инфляция через 4 квартала,
 gap_t – разрыв выпуска в текущем квартале (измерен в % отклонения фактического ВВП от потенциального, построенного на основе фильтра Ходрика-Прескотта).

В уравнение второй спецификации добавлены инфляционные ожидания:

$$\pi_{t+4} - \pi_t = \beta gap_t + \gamma \pi_{t,i}^e + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где $\pi_{t,i}^e$ – инфляционные ожидания i -й группы экономических агентов (фирмы, домохозяйства, профессиональные прогнозисты), сформированные в момент времени t .

Рассматривались квантифицированные инфляционные ожидания фирм на 3 месяца вперед, ожидания домохозяйств на 12 месяцев вперед (измерены как медиана опроса ФОМ), средневзвешенные ожидания на один год вперед экспертов из консенсус-прогноза ЦР ВШЭ, долгосрочные ожидания из консенсус-прогноза ЦР ВШЭ (средние из прогноза на 4 и 5 лет вперед).

Выборка охватывает период с I квартала 2013 г. по II квартал 2023 г. Она разбивалась на 2 части: обучающую и тестовую. Уравнения (1) и (2) оценивались на подвыборке с расширяющимся окном с I квартала 2013 г. по III квартал 2018 г. Построение прогнозов проводилось с IV квартала 2018 г. по II квартал 2023 г., что позволяет сравнить точность вневыборочных прогнозов с фактическими данными на 15 точках: с IV квартала 2019 г. по II квартал 2023 г. На каждой итерации (расширении

обучающей выборки) коэффициенты регрессии в уравнениях переоценивались и делался прогноз инфляции из последней точки обучающей выборки на год вперед (4 квартала), затем эти прогнозы сравнивались с фактической инфляцией и рассчитывалась точность прогноза по критерию RMSE. Помимо сравнения прогнозных свойств моделей друг с другом также проводилось сравнение с точностью прогноза модели случайного блуждания, в рамках которой в качестве прогноза инфляции на следующие 4 квартала использовались фактические данные об инфляции за предыдущие 4 квартала.

Результаты сравнения точности прогнозов приведены в *таблице 1*.

Таблица 1.

Точность прогнозов инфляции на 1 год вперед с учетом и без учета инфляционных ожиданий

Модель прогнозирования	RMSE	MAE
Случайное блуждание	5.8	4.5
Кривая Филлипса с разрывом выпуска	7.9	6.2
Кривая Филлипса с разрывом выпуска и ожиданиями фирм	8.7	6.7
Кривая Филлипса с разрывом выпуска и ожиданиями домохозяйств	8.1	6.3
Кривая Филлипса с разрывом выпуска и ожиданиями прогнозистов	7.9	6.2

Источник: расчеты авторов

Из *таблицы 1* следует, что вывод, полученный в работе [1] для США оказывается справедливым и для российской экономики: прогноз инфляции на основе кривой Филлипса с разрывом выпуска оказывается менее точным, чем прогноз на основе случайного блуждания (точность снижается на 35%). При этом добавление в кривую Филлипса инфляционных ожиданий фирм или домохозяйств приводит к ухудшению точности прогноза, а включение инфляционных ожиданий прогнозистов не влияет на точность прогноза инфляции на основе простейшей версии кривой Филлипса.

Полученный результат оказывается устойчив к удалению из выборки прогноза, полученного на основе данных по разрыву выпуска во II квартале 2020 г. (период локдауна), который принимает существенное отрицательное значение (однако очевидно, что оно обусловлено не экономическими причинами), а прогноз на основе разрыва выпуска во II квартале 2020 г. предполагает дефляцию через год. В *таблице 2* приведены показатели точности прогноза с удалением аномального значения ошибки.

Таблица 2

Точность прогнозов инфляции на 1 год вперед с учетом и без учета инфляционных ожиданий

Модель прогнозирования	RMSE
Случайное блуждание	6.0
Кривая Филлипса с разрывом выпуска	6.3
Кривая Филлипса с разрывом выпуска и ожиданиями фирм	7.1
Кривая Филлипса с разрывом выпуска и ожиданиями домохозяйств	6.5
Кривая Филлипса с разрывом выпуска и ожиданиями прогнозистов	6.2

Источник: расчеты авторов

Как и следовало ожидать произошло снижение ошибки прогноза для факторных моделей. Однако качественно выводы не изменились, по-прежнему наилучшим является прогноз инфляции из модели случайного блуждания (однако степень его превосходства над другими моделями снизилась), добавление к разрыву выпуска инфляционных ожиданий фирм и домохозяйств по-прежнему ведет к ухудшению прогноза, а включение в модель ожиданий прогнозистов лишь незначительно улучшает точность прогноза модели с разрывом выпуска.

Возможным объяснением такого результата является фиксированный горизонт прогнозирования (на 1 год вперед) и отсутствие прошлых значений инфляции среди объясняющих переменных. Решение этих проблем состоит в оценивании так называемой «назадсмотрящей» (backward looking) или традиционной кривой Филлипса, в которой текущая инфляция зависит от показателя интенсивности экономической активности (economic slack, обычно аппроксимируется разрывом выпуска или разрывом безработицы) и прошлого значения инфляция. Такая спецификация довольно часто используется в литературе, в частности в работах Стока и Уотсона по США [2], [3] и Банбуры, Бобейко по еврозоне [6]. В рамках этого подхода оценивается кривая Филлипса, заданная уравнением:

$$\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + \beta gap_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

где π_t – квартальная аннуализированная сезонно-сглаженная инфляция;

gap_t – разрыв выпуска.

Из оцененной кривой Филлипса итеративно строится прогноз на h периодов вперед. Для его построения требуется прогноз разрыва выпуска (переменной gap_t),

который, как правило, получается на основе авторегрессионной модели порядка p (AR(p)), в работе [6] прогноз разрыва выпуска строился в рамках AR(4)-модели.

Альтернативой такому подходу является прямое прогнозирование инфляции на h периодов вперед на основе оценивания модели авторегрессии и распределенного лага (ARDL-модели), которую обычно задают следующим уравнением [3]:

$$\pi_{t+h} = \alpha(L)\pi_t + \beta(L)gap_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

где $\alpha(L)$ и $\beta(L)$ – полиномы от оператора лага (сдвига).

Наконец, еще одним подходом к прогнозированию инфляции в рамках кривой Филлипса является оценивание модели векторной авторегрессии (VAR), в которую в качестве эндогенных переменных входят инфляция и показатель интенсивности экономической активности, и построение прогноза инфляции из этой модели. Такой подход использовался в работах [8], [9] и основывался на оценивании VAR модели вида:

$$X_{t+1} = \Phi(L)X_t + \varepsilon_{t+1}, \quad (5)$$

где X_{t+1} – вектор эндогенных переменных, в который входит инфляция и показатель интенсивности экономической активности (разрыв выпуска или разрыв безработицы).

В дальнейшем для ответа на вопрос о целесообразности использования инфляционных ожиданий при прогнозировании инфляции в рамках кривой Филлипса сравнивалась точность прогноза на основе трех перечисленных спецификаций (прямой, итеративный и VAR - прогнозы) с прогнозом на основе тех же спецификаций, но с добавлением в рассмотренные модели в качестве одной из переменных инфляционных ожиданий различных экономических агентов.

Начнем с прямого прогнозирования инфляции в рамках модели ARDL(1,1). Рассматривался горизонт прогнозирования (h) от 1-го до 8-ми кварталов вперед. Выборка, начинавшаяся с I квартала 2013 г., была разделена на обучающую (с расширяющимся окном) и тестовую для вычисления точности вневыборочного прогноза. Последняя доступная на момент проведения исследования точка, по которой есть возможность сравнить инфляцию – II квартал 2023 г. Оцениваемая модель имеет вид:

$$\pi_{t+h} = \alpha\pi_t + \beta gap_t + \varepsilon_{t+h}. \quad (6)$$

Метрики точности прогноза инфляции, рассчитанные на основе показателя RMSE, на разные горизонты времени из прямой оценки кривой Филлипса без инфляционных ожиданий и при добавлении ожиданий различных экономических агентов приведены в *таблице 3*.

Таблица 3.

Точность прямого прогноза квартальной инфляции в рамках кривой Филлипса

RMSE	1	2	3	4	5	6	7	8
Кривая Филлипса без ожиданий	8.3	9.1	9.8	11.2	7.8	8.4	8.5	8.8
С ожиданиями фирм на квартал	9.0	9.5	10.6	12.0	8.1	8.5	8.2	8.9
С ожиданиями домохозяйств на год	8.2	9.6	10.5	13.1	9.0	9.1	8.8	10.9
С ожиданиями экспертов на год	8.8	9.8	10.5	12.1	8.3	8.7	8.6	9.1
С LR ожиданиями экспертов	8.8	9.9	10.6	12.1	8.4	9.3	8.5	9.0

Источник: расчеты авторов

Из *таблицы 3* следует, что добавление инфляционных ожиданий не приводит к увеличению точности прямого прогноза инфляции в рамках ARDL(1,1) модели кривой Филлипса. Небольшое увеличение точности наблюдается для ожиданий домохозяйств при горизонте прогнозирования 1 квартал и для ожиданий фирм на горизонте прогнозирования в 7 кварталов. Во всех остальных случаях точность прогноза модели с инфляционными ожиданиями оказывается ниже, чем модели без ожиданий (см. *таблицу 4*).

Таблица 4.

Точность прямого прогноза квартальной инфляции в рамках кривой Филлипса с учетом ожиданий, относительно прогноза без учета ожиданий, %

	1	2	3	4	5	6	7	8
Кривая Филлипса без ожиданий	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
С ожиданиями фирм на квартал	109.5	104.0	107.3	106.4	104.5	101.3	97.3	100.9
С ожиданиями домохозяйств на год	98.7	104.9	106.4	116.6	115.6	108.1	103.9	123.5
С ожиданиями экспертов на год	106.0	107.0	106.9	107.5	107.0	102.9	102.0	103.7
С LR ожиданиями экспертов	106.7	108.0	107.4	107.4	108.6	109.8	100.7	102.6

Источник: расчеты авторов

Также для проверки устойчивости полученных результатов были проведены аналогичные расчеты для показателя годовой инфляции (т. е. за 4 предшествующих квартала). Рассчитанные для годовой инфляции метрики точности прогноза приведены в *таблице 5*.

Таблица 5.

Точность прямого прогноза годовой инфляции в рамках кривой Филлипса

RMSE	1	2	3	4	5	6	7	8
Кривая Филлипса без ожиданий	2.6	4.8	6.4	7.6	7.2	4.8	3.6	4.4
С ожиданиями фирм на квартал	2.7	4.3	6.7	7.3	7.5	5.0	3.9	5.0
С ожиданиями домохозяйств на год	2.7	4.9	6.7	8.0	8.1	5.8	3.8	4.7
С ожиданиями экспертов на год	2.8	5.1	7.2	7.4	7.3	4.9	3.6	4.4
С LR ожиданиями экспертов	2.7	5.2	6.9	7.8	7.3	5.2	3.9	4.5

Источник: расчеты авторов

Из *таблицы 5* следует, что для большей части горизонтов прогнозирования добавление инфляционных ожиданий не приводит к увеличению точности прогноза инфляции. Исключением является использование ожиданий фирм при прямом прогнозировании инфляции в парадигме кривой Филлипса на 2 и 4 квартала вперед, когда появляется возможность повысить точность прогноза инфляции на 10% по сравнению с моделью без добавления инфляционных ожиданий.

Итак, прямое прогнозирование инфляции на основе кривой Филлипса приводит к выводу о том, что лишь ожидания фирм позволяют улучшить точность прогноза и то на горизонте в полгода и год.

Далее перейдем к построению итеративного прогноза на основе кривой Филлипса. В рамках этого подхода текущее значение инфляции зависит от текущего уровня разрыва выпуска и прошлого (или прошлых) значения(й) инфляции. Таким образом, для построения прогноза инфляции на следующий квартал необходимо получить оценку разрыва выпуска в следующем квартале. Следуя подходам, применяемым в работах [6], [3], прогноз разрыва выпуска строится на основе модели авторегрессии. В текущем исследовании для прогнозирования разрыва используется AR(1)-модель без константы, что предполагает закрытие разрыва по мере увеличения горизонта прогнозирования. После того как получена оценка разрыва выпуска для следующего периода времени на основе оцененных коэффициентов *уравнения (3)* строится прогноз инфляции на следующий период времени. Для построения прогноза

на два периода вперед ($t+2$) процедура повторяется, при этом в качестве фактической инфляции следующего ($t+1$) периода используется ее спрогнозированное на 1-м шаге значение, поэтому процедура называется итеративной.

Сначала оценивалась модель кривой Филлипса без инфляционных ожиданий (см. уравнение (3)), на основе которой для горизонтов прогнозирования от 1-го до 8-ми кварталов строился прогноз инфляции и рассчитывался показатель RMSE. Затем в модель последовательно добавлялись инфляционные ожидания фирм, домохозяйств и экспертов как на год вперед (краткосрочных), так и долгосрочных. После чего проводился пересчет прогноза и расчет показателя RMSE. В общем случае кривая Филлипса с инфляционными ожиданиями принимает вид:

$$\pi_{t+h} = \alpha\pi_{t+h-1} + \beta gap_{t+h} + E_t\pi_{t+h,i} + \varepsilon_{t+h}. \quad (7)$$

Как и в предыдущих подходах проводилось сравнение точности вневыборочных прогнозов. Использовалась обучающая выборка с расширяющимся окном, а первые прогнозы строились, начиная с IV квартала 2018 г. Результаты итеративного прогноза инфляции в рамках кривой Филлипса приведены в *таблице 6*.

Таблица 6.
Точность итеративного прогноза квартальной инфляции в рамках кривой Филлипса

RMSE	1	2	3	4	5	6	7	8
Кривая Филлипса без ожиданий	4.1	5.1	5.9	6.6	7.2	7.0	7.0	7.0
С ожиданиями фирм на квартал	6.5	6.9	7.2	7.5	8.0	7.2	7.4	7.6
С ожиданиями домохозяйств на год	4.1	5.1	5.8	6.4	7.0	6.9	6.9	6.9
С ожиданиями экспертов на год	4.3	5.2	6.0	6.5	6.7	6.5	6.5	6.6
С LR ожиданиями экспертов	4.3	5.2	5.9	6.6	7.2	7.0	7.0	7.1

Источник: расчеты авторов

Качественно результаты, представленные в *таблице 6* отличаются от предыдущих. В рамках итеративной процедуры прогнозирования инфляции на основе кривой Филлипса инфляционные ожидания экспертов на 1 год вперед позволяют улучшить точность прогноза инфляции на горизонте от 5 кварталов до 2-х лет на 6-7% по сравнению с моделью без ожиданий. Также выигрыш в точности прогноза инфляции достигается при использовании ожиданий домохозяйств на 1 год вперед, в наибольшей степени точность прогноза возрастает как раз на горизонте 3-5 кварталов (т.е. около года) и составляет около 2-2,5%. Обращает на себя внимание значительное

снижение качества прогноза инфляции при использовании ожиданий фирм. Возможно, этот результат связан с очень коротким горизонтом формирования ожиданий (всего 1 квартал). Включение в модель прогнозирования долгосрочных инфляционных ожиданий профессиональных прогнозистов не приводит к значимому увеличению точности прогнозов.

Следующим подходом к прогнозированию инфляции с учетом и без учета инфляционных ожиданий в рассматриваемом исследовании стало оценивание VAR-модели. В качестве базовой модели использовалась VAR(1)-модель с четырьмя переменными: квартальная сезонно-сглаженная аннуализированная инфляция, разрыв выпуска, процентное изменение среднего за квартал курса рубля к доллару США, среднее за квартал значение ставки RUONIA. Эта модель оценивалась на квартальных данных в период с I квартала 2013 по IV квартал 2018 гг., после чего строился прогноз на горизонт от одного до восьми кварталов вперед на расширяющейся обучающей выборке и рассчитывалась точность этого вневыборочного прогноза на основе критерия RMSE.

Затем к эндогенным переменным добавлялась одна из метрик инфляционных ожиданий и процедура повторялась, начиная с переоценивания VAR(1)-модели уже для пяти переменных. Для каждого из видов инфляционных ожиданий рассчитывалась точность вневыборочного прогноза на 1-8 кварталов вперед по критерию RMSE после чего точность полученного прогноза сравнивалась с точностью VAR(1) модели без инфляционных ожиданий. Расчетные значения RMSE приведены в *таблице 7*.

Таблица 7.
Точность прогноза квартальной инфляции в рамках кривой Филлипса из VAR(1)-модели

RMSE	1	2	3	4	5	6	7	8
VAR без ожиданий	5,6	7,0	8,1	9,1	10,3	10,3	10,4	11,0
Ожидания фирм на квартал	7,4	7,9	8,3	9,0	10,0	8,9	9,1	9,8
Ожидания домохозяйств на год	5,9	7,3	8,3	9,4	10,5	11,4	11,8	12,9
Ожидания экспертов на год	6,1	7,3	8,2	9,1	9,9	10,3	10,5	11,2
LR ожидания экспертов	6,5	7,8	8,8	9,8	10,6	10,4	10,5	11,1

Источник: расчеты авторов

Из *таблицы 7* следует, что добавление инфляционных ожиданий в VAR(1) модель не приводит к повышению точности прогноза инфляции по сравнению с

моделью без инфляционных ожиданий на прогнозном горизонте в 1, 2, 3 квартала (т. е. краткосрочном горизонте). На горизонте прогнозирования от одного года до двух лет наибольшая точность прогноза инфляции отмечается в рамках VAR(1) модели с инфляционными ожиданиями фирм.

Из *таблицы 7* следует, что на горизонте прогнозирования в 1,5-2 года использование в модели краткосрочных инфляционных ожиданий фирм позволяет повысить точность прогноза инфляции в рамках модели VAR(1) более чем на 10%, по сравнению со спецификацией без инфляционных ожиданий. Также из *таблицы 7* следует, что включение в VAR(1)-модель инфляционных ожиданий профессиональных прогнозистов на 1 год вперед позволяет незначительно улучшить точность прогноза инфляции на горизонте 4-5 кварталов. Добавление в модель инфляционных ожиданий домохозяйств приводит к значимому ухудшению точности прогноза инфляции (от 3 до 16%). Аналогичный вывод получается и для модели с долгосрочными инфляционными ожиданиями экспертов, причем по мере расширения горизонта прогнозирования точность прогноза инфляции в модели с долгосрочными ожиданиями экспертов сближается с точностью прогноза VAR(1) модели без учета инфляционных ожиданий.

Итак, проведенное сравнение точности прогноза инфляции, построенного в парадигме кривой Филлипса, без использования инфляционных ожиданий и с включением в модели инфляционных ожиданий различных экономических агентов позволяет сформулировать следующие результаты. Использование инфляционных ожиданий, полученных из опросов российских фирм, домохозяйств и экспертов, не приводит к систематически значимому улучшению точности прогноза инфляции на протяжении последних 5 лет. При этом в отдельных спецификациях на отдельных горизонтах прогнозирования использование ожиданий тех или иных экономических агентов может приводить к повышению точности прогноза, но не более чем на 10%. Чаще всего улучшение прогноза инфляции происходило на среднесрочном горизонте от 1 до 2 лет при использовании в моделях инфляционных ожиданий профессиональных прогнозистов на 1 год вперед, а также квантифицированных ожиданий фирм на 3 месяца вперед.

Прогноз инфляции в рамках кривой Филлипса, предполагающей зависимость инфляции только от разрыва выпуска, проигрывает по точности прогнозу в модели случайного блуждания при прогнозировании на 4 квартала вперед. Итеративное

прогнозирование инфляции в рамках кривой Филлипса оказывается точнее, чем построение прямого прогноза и прогноза на основе модели векторной авторегрессии. При этом итеративный прогноз на основе кривой Филлипса с лагированным значением инфляции и текущим уровнем разрыва выпуска оказывается точнее, чем прогноз модели случайного блуждания на горизонте 2-5 кварталов на 2-11% и сопоставим с ним по точности на других горизонтах (см. *таблицу 8*).

Таблица 8.

Точность прогноза инфляции из факторных моделей без учета ожиданий

RMSE	1	2	3	4	5	6	7	8
RW	4.1	5.3	6.3	7.2	8.1	6.8	6.9	7.0
Прямой	8.3	9.1	9.8	11.2	7.8	8.4	8.5	8.8
Итеративный	4.1	5.1	5.9	6.6	7.2	7.0	7.0	7.0
VAR(1)	5.6	7.0	8.1	9.1	10.3	10.3	10.4	11.0
Прямой, % от RW	201.3	173.8	156.7	157.2	96.5	123.5	122.6	125.4
Итеративный, % от RW	100.2	97.9	94.4	92.0	88.9	102.6	100.8	99.7
VAR(1), % от RW	136.5	133.1	128.9	127.3	127.7	151.0	150.6	156.6

Источник: расчеты авторов

Интересным также представляется анализ функций импульсного отклика шока инфляционных ожиданий на инфляцию и декомпозицию дисперсии ошибки прогноза инфляции на составляющие.

На *рисунке 1* приведены функции импульсного отклика инфляции на шок инфляционных ожиданий фирм, домохозяйств и профессиональных прогнозистов соответственно. Из *рисунка 1* следует, что шок ожиданий фирм оказывает значимое влияние на инфляцию 2 квартала, причем во 2-й квартал его влияние больше по величине, чем в 1-й квартал. Шок ожиданий домохозяйств значимо воздействует на инфляцию 2 квартала, но довольно быстро затухает. Шоки ожиданий экспертов значимо влияют только один квартал, причем шок краткосрочных ожиданий имеет большее влияние, чем шок долгосрочных.

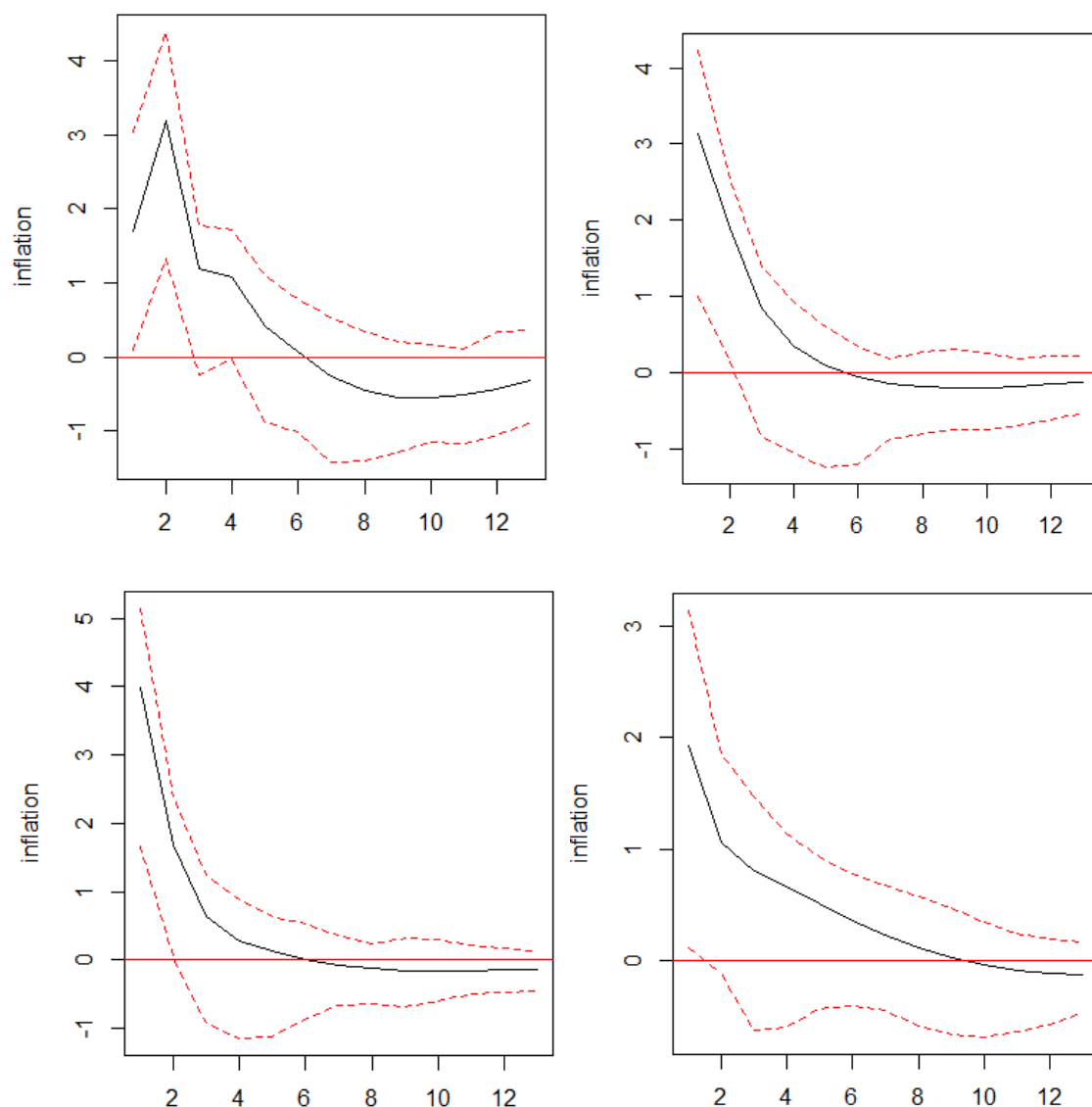


Рисунок 1. Функции импульсного отклика инфляции на шок инфляционных ожиданий различных экономических агентов

Слева-направо сверху-вниз шоки инфляционных ожиданий соответственно фирм, домохозяйств, краткосрочных ожиданий прогнозистов, долгосрочных ожиданий прогнозистов. Пунктирные линии соответствуют 95% доверительному интервалу
 Источник: Построено авторами.

Таким образом, наибольшее значение для инфляции имеют шоки инфляционных ожиданий фирм и домохозяйств, поэтому монетарным властям целесообразно выстраивать коммуникацию таким образом, что не допускать резких изменений в ожиданиях компаний и населения.

2 Использование долгосрочных инфляционных ожиданий при прогнозировании инфляции

Многие центральные банки по всему миру отслеживают долгосрочные инфляционные ожидания и рассматривают стабилизацию этих ожиданий на целевом уровне как важнейший фактор формирования устойчивой компоненты инфляции. Зачастую трендовая инфляция как раз и ассоциируется с долгосрочными ожиданиями экономических агентов.

В исследовании [10] анализируется изменение взаимосвязи между инфляционными ожиданиями и инфляцией с течением времени в американской экономике. Авторы рассматривали инфляционные ожидания профессиональных прогнозистов на 1 год и 10 лет вперед. На основе данных по ИПЦ экономики США в период с 1982 по 2008 гг. авторы оценили трендовую инфляцию на основе модели с ненаблюдаемой компонентой. Оказалось, что долгосрочные ожидания прогнозистов практически в точности совпали с полученной оценкой устойчивой компоненты инфляции, а изменение долгосрочных ожиданий оказывало существенное влияние на инфляцию в последующие периоды времени.

В более поздней работе [11] этот вывод немного смягчается, авторы приходят к заключению, что долгосрочные инфляционные ожидания помогают при оценивании трендовой инфляции и ее прогнозировании, но простое приравнивание долгосрочных ожиданий к трендовой инфляции дает худшие результаты при оценивании и прогнозировании устойчивой компоненты инфляции, т. к. взаимосвязи между этими переменными сложнее и при определенных условиях могут меняться во времени. Построенная в работе [11] модель, опираясь на информацию, содержащуюся как в прошлых значениях инфляции, так и в долгосрочных инфляционных ожиданиях, позволяет получить более плавную траекторию трендовой инфляции, чем в одномерной модели UCSV [12]. В результате динамика трендовой инфляции оказывается более стабильной и оказывается ниже долгосрочных инфляционных ожиданий экспертов в периоды замедления фактической инфляции [11].

Выделение устойчивой компоненты инфляции на основе долгосрочных инфляционных ожиданий используется при прогнозировании инфляции в отклонениях от тренда. Такой подход применялся в работе [4] на данных по США и в

исследованиях [7], [6] на данных еврозоны, где в качестве трендовой составляющей использовались долгосрочные (на 5 лет и более) инфляционные ожидания.

Используем долгосрочные ожидания профессиональных прогнозистов из опроса ЦР НИУ ВШЭ в качестве аппроксимации трендовой составляющей инфляции в российской экономике. Так же, как и в работе [4] под долгосрочными ожиданиями прогнозистов будем понимать среднее из их 4-х и 5-тилетних ожиданий. На *рисунке 2* приведена динамика этого показателя, а также фактическая квартальная сезонно-сглаженная инфляция.

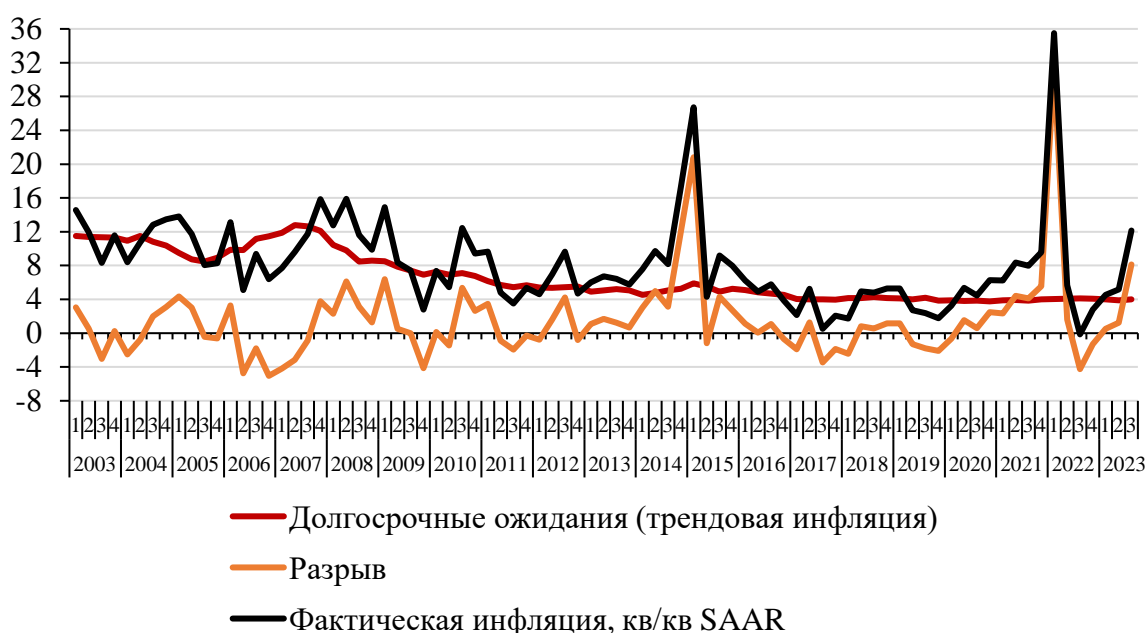


Рисунок 2 – Долгосрочные ожидания профессиональных прогнозистов и фактическая квартальная инфляция, %.

Источник: Построено авторами.

На *рисунке 2* прослеживается тенденция по снижению долгосрочных инфляционных ожиданий прогнозистов более чем в 3 раза за период с 2007 по 2017 гг., когда ожидания аналитиков по инфляции на горизонте 4-5 лет снизились с 12% до 4%. Разрыв инфляции (отклонение фактических данных от ожиданий) на всем рассматриваемом горизонте с 2003 года был положительным и составлял в среднем 1,5 п.п. Если выборку ограничить периодом таргетирования инфляции (с I квартала 2015 г.), то разрыв увеличивается до 2,2 п. п. Таким образом в своих долгосрочных ожиданиях профессиональные прогнозисты скорее недооценивают инфляцию.

Для ответа на вопрос, помогают ли долгосрочные инфляционные ожидания в прогнозировании инфляции в российской экономике, сравним точность прогноза инфляции в отклонениях от тренда с точностью прогноза инфляции в уровнях из VAR(1)-модели, назадсмотрящей кривой Филлипса (PC), прямого прогноза инфляции на основе прошлых значений (D_f) и AR(1) модели на горизонте от 1 до 8 кварталов.

Сравнение проводится по критерию RMSE, строится вневыборочный прогноз, обучающая выборка с расширяющимся окном охватывает период с I квартала 2003 г. по IV квартал 2018 г. Тестовая выборка соответствует периоду с I квартала 2019 г. по II квартал 2023 г.

В *таблице 9* приведены средние значения RMSE вневыборочного прогноза инфляции на 1 квартал вперед в период (с I квартала 2019 г. по II квартал 2023 г.) на основе 4-х перечисленных выше моделей в 2-х ситуациях: когда инфляция прогнозируется в разрывах и когда инфляция прогнозируется в уровнях¹.

Таблица 9.

Точность прогнозов инфляции на 1 квартал вперед для уровня и разрыва инфляции.

Момент прогноза	В разрывах				В уровнях			
	VAR	PC	D_f	AR(1)	VAR	PC	D_f	AR(1)
Среднее	4.1	4.0	3.6	4.7	4.0	4.3	4.2	4.7
Среднее без 1П22	1.7	1.6	1.6	2.4	1.7	2.0	2.3	2.0

Источник: расчеты авторов

Ошибки прогноза в I-II кварталах 2022 г. увеличивают среднее значение RMSE всей тестовой выборки более чем в 2 раза (см. строку среднее без ошибки прогноза в 1-м полугодии 2022 г.). С устранением аномальных значений ошибки ее среднее значение за квартал колеблется от 1,6 до 2,4 п.п. в аннуализированном представлении (что соответствует 0,4-0,6 п. п. темпа роста цен за квартал). При этом огромные значения ошибки прогноза I и II квартала 2022 г. не влияют на выводы относительно того, помогает или нет прогнозирование в отклонениях повышать точность прогноза инфляции по сравнению с прогнозированием в уровнях на горизонте в 1 квартал. Для

¹ После построения прогноза отклонения инфляции от тренда к нему добавлялся прогноз трендовой составляющей, который равен долгосрочным ожиданиям в последней точке обучающей выборки

прогнозирования в рамках назадсмотрящей кривой Филлипса и прямого прогноза инфляции на основе ее прошлых значений точность прогноза увеличивается (ошибка снижается на 10-20%). При прогнозировании в рамках VAR(1)-модели, либо AR(1)-модели прогнозирование инфляции в отклонениях от долгосрочных ожиданий не приводит к повышению точности прогноза по сравнению с прогнозированием в уровнях.

Однако последний вывод (о том, что переход к прогнозированию инфляции в разрывах не улучшает точность прогноза VAR(1) и AR(1) моделей) не устойчив к расширению горизонта прогнозирования. Как следует из *таблицы 10* при прогнозировании инфляции на 8 кварталов вперед использование долгосрочных инфляционных ожиданий в качестве трендовой компоненты инфляции позволяет снизить ошибку прогноза в VAR(1) и AR(1) моделях на 10-30%, если в тестовую выборку не включать период с 2022 г. (т. к. горизонт прогнозирования охватывает 2 года, то I и II кварталы 2022 г. будут попадать в прогнозы, сделанные с II квартала 2020 г. по I квартал 2022 гг.). Если же тестовую выборку не очищать от периода высокой инфляции, то выигрыш от прогнозирования инфляции в разрывах с использованием VAR(1) и AR(1) моделей нивелируется.

Таблица 10.

Точность прогнозов инфляции на 2-7 кварталов вперед для уровня и разрыва инфляции.

Модель	RMSE	Инфляция	h=2	h=3	h=4	h=5	h=6	h=7	h=8
VAR	Среднее	Уровень	5.0	5.7	6.3	7.0	7.0	6.9	7.0
		Разрыв	5.0	5.7	6.4	7.1	7.1	7.1	7.2
	Среднее без аномалий	Уровень	2.1	2.4	2.7	3.0	3.1	3.1	3.3
		Разрыв	2.0	2.2	2.3	2.5	2.5	2.1	2.2
AR(1)	Среднее	Уровень	5.9	7.0	8.0	8.4	7.4	7.5	7.6
		Разрыв	5.8	6.7	7.3	7.7	7.2	6.3	7.4
	Среднее без аномалий	Уровень	2.4	2.7	3.2	2.7	2.9	3.0	2.9
		Разрыв	2.8	3.1	3.1	2.6	2.7	2.5	2.2

Источник: расчеты авторов

Аналогичные расчеты для этих двух моделей были выполнены на горизонтах 2-7 кварталов. В *таблице 10* приведены средние значения RMSE, как с исключением

из тестовой выборки I-II кварталов 2022 г., так и без. При удалении аномальных значений ошибок инфляции из тестовой выборки использование долгосрочных инфляционных ожиданий для прогноза инфляции в отклонениях приводит к улучшению точности прогноза в рамках VAR(1) модели на горизонтах от 2-х до 7 кварталов: ошибка прогноза снижается от 7% до 30% в зависимости от горизонта прогноза. Прогнозирование инфляции в разрывах с помощью модели AR(1) при исключении аномалий приводит к улучшению точности прогноза на горизонте свыше 1 года: ошибка прогноза снижается в диапазоне от 3% до 16%.

Если же тестовую выборку не очищать от высоких значений инфляции I-II кварталов 2022 г., то переход к прогнозированию в отклонениях от тренда не приводит к улучшению точности в рамках VAR(1), но улучшает точность прогноза модели AR(1) на 2-15% (в зависимости от горизонта прогнозирования) по сравнению с построением прогноза для уровней инфляции.

Таким образом, использование долгосрочных ожиданий консенсус-прогноза аналитиков в качестве трендовой инфляции в российской экономике будет приводить к существенной недооценке устойчивого инфляционного давления. Однако даже такой смещенный вниз показатель трендовой инфляции позволяет улучшить точность прогноза инфляции в факторных моделях за счет перехода к прогнозированию инфляции не в уровнях, а в отклонениях от тренда.

3 Влияние прогнозов Банка России на инфляционные ожидания аналитиков

В начале XXI века в экономической литературе стали появляться исследования о том, как коммуникация центральных банков влияет на прогнозы инфляции в частном секторе, т. е. инфляционные ожидания. Одним из наиболее мощных инструментов воздействия центральных банков на инфляционные ожидания частного сектора является публикация прогнозов. В работе [13] исследуется влияние прогнозов Банка Японии на изменение медианы инфляционных ожиданий профессиональных аналитиков из частного сектора и независимых исследовательских институтов. В качестве зависимой переменной авторы рассматривали изменение инфляционных

ожиданий прогнозистов на следующий год, измеренных в период до и после обновления прогноза Банком Японии ($\Delta\pi_{t,ny}^e$). Ключевой объясняющей переменной было различие между обновленным прогнозом регулятора и ожиданиями аналитиков, сформированных до момента заседания Банка Японии ($\pi_{t-1,ny}^{boj} - \pi_{t-1,ny}^e$). В качестве контрольных переменных в исследовании [13] использовались: прошлое значение зависимой переменной ($\Delta\pi_{t-1,ny}^e$), величина инфляционного сюрприза ($InfSurp_t$), которая рассчитывалась как разность между фактически реализовавшейся и ожидаемой инфляцией, изменение между двумя соответствующими опросами ожидаемого курса иены к доллару ($\Delta e_{t,ny}^e$), изменение спотовой или фьючерсной цены нефти (Δoil_t^{ny}), а также несколько дамми-переменных: момент официального перехода к таргетированию инфляции, момент острой фазы мирового финансового кризиса (крах банка Lehman Brothers'). Базовое регрессионное уравнение в работе [13] имело вид:

$$\Delta\pi_{t,ny}^e = \alpha + \beta_1\Delta\pi_{t-1,ny}^e + \beta_2InfSurp_t + \beta_3\Delta e_{t,ny}^e + \beta_4\Delta oil_t^{ny} + \beta_5(\pi_{t-1,ny}^{boj} - \pi_{t-1,ny}^e) + u_t. \quad (8)$$

Авторы [13] обнаружили, что оценка коэффициента β_5 является статистически значимой на 1% уровне и положительной. Про этом коэффициенты перед контрольными переменными имели соответствующий теории знак и были значимыми. Количественная оценка указывает на то, что в ответ на каждый процентный пункт увеличения различий между прогнозом Банка Японии и ожиданиями прогнозистов в следующем периоде ожидания прогнозистов увеличатся на 0,17 п. п.

Банк России стал регулярно публиковать прогнозы инфляции на текущий и следующие 2-3 года (в зависимости от квартала, в котором публикуется прогноз) с середины 2015 г. Первый доклад о денежно-кредитной политике, в котором была приведена таблица с прогнозами ключевых макроэкономических переменных был опубликован 16 июня 2015 г.² при этом в этом докладе содержалась информация о предыдущем прогнозе, сделанном по итогам мартовского заседания, однако

² https://www.cbr.ru/Collection/Collection/File/7846/2015_02_ddcp.pdf

параметры этого прогноза для широкой общественности были раскрыты только в июньском докладе. Обычно Банк России обновляет свой среднесрочный прогноз на опорных заседаниях, проведение которых предусмотрено 4 раза в год (примерно раз в квартал). Однако в 2019 г. регулятор обновлял свои прогнозы 5 раз, в 2023 г. вероятнее всего прогноз также будет обновляться 5 раз, т. к. Банк России в условиях ускоряющейся инфляции обновил прогноз по итогам неопорного заседания 15 сентября, чтобы убедить участников рынка в серьезности своих намерений по борьбе с инфляцией. Таким образом, с середины 2015 г. до начала октября 2023 г. имеется 36 прогнозов регулятора.

Наибольший интерес в рамках текущего исследования представляют прогнозы инфляции на конец текущего и следующего года и их влияние на прогнозы аналитиков на соответствующие периоды времени. Также регулятор приводит прогнозы инфляции на конец $t+2$ года и $t+3$ года (появляется в прогнозах на 4-м опорном заседании в году), однако они маловариативны и практически всегда равны 4%, что отражает приверженность Банка России к достижению цели по инфляции на среднесрочном горизонте. С 2019 г. прогноз стал публиковаться не в докладе о денежно-кредитной политике, который выходил через несколько дней после заседания Совета директоров по ключевой ставке, а в момент публикации пресс-релиза в день опорных заседаний.

В исследовании использовался прогноз инфляции на текущий и следующий годы, если прогноз давался в интервалах, то определялась середина интервала. На *рисунке 3* приведена динамика прогноза инфляции на текущий и следующий годы Банка России. Из рисунка следует, что в своем прогнозе регулятор практически всегда предполагает возвращение годовой инфляции к целевому уровню к концу следующего года (отклонения наблюдались только в середине 2022 г., что объяснялось периодом структурной трансформации, середине 2015 г., когда фактическая инфляция была на повышенных уровнях и не ожидалось ее возвращение к цели к концу 2016 г., а также во 2-й половине 2018 г., когда появилась информация о повышении базовой ставки НДС с начала 2019 г. и были основания полагать, что инфляция сложится выше 4% к концу 2019 г.). Прогнозы регулятора на текущий год более волатильны и колеблются в диапазоне от 3,5% до 20,5%. Логично предположить, что если прогноз регулятора и влияет на ожидания профессиональных

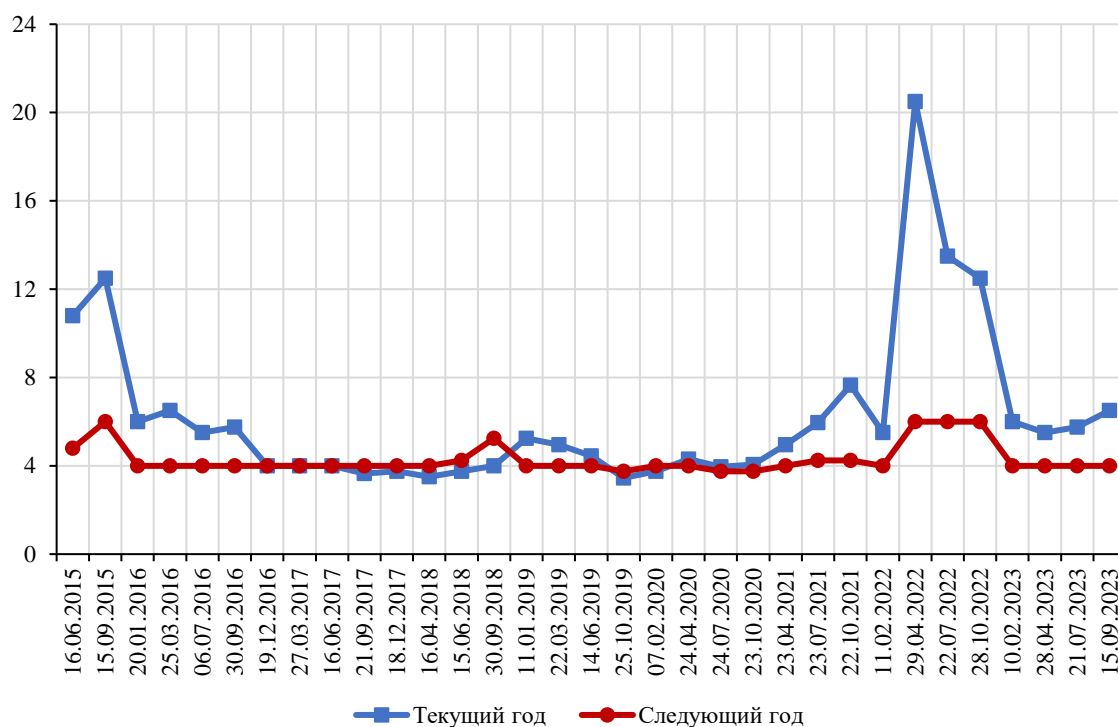


Рисунок 3. Прогноз инфляции Банка России по итогам опорных раундов, % декабрь к декабрю предыдущего года

Источник: построено авторами на основе данных Банка России

прогнозистов, то с большей вероятностью это будет происходить на коротком горизонте прогнозирования текущего года.

В консенсус-прогнозе аналитиков, который проводит ЦР НИУ ВШЭ на ежеквартальной основе, также присутствует прогноз инфляции на конец текущего и следующего года. Опрашиваемые аналитики также формируют ожидания по темпу росту ВВП, уровню обменного курса и мировой цены нефти.

Для ответа на вопрос о том, влияют ли изменения прогноза Банка России по инфляции, а также переход к публикации прогноза ставки процента, на консенсус-прогноз профессиональных аналитиков в текущем исследовании использовалась стратегия из работы [13]. Зависимой переменной является разность консенсус-прогноза инфляции профессиональных аналитиков, сформированного после опорного заседания Банка России по ставке и прогноза до заседания ($\Delta\pi_t^e$). Ключевой, с точки зрения текущего исследования, объясняющей переменной является отклонение между обновленным по итогам опорного заседания прогнозом инфляции

Банка России и консенсус-прогнозом, сформированным до этого заседания ($\pi_t^{CBRF} - \pi_{t-1}^e$).

В период с середины 2015 г. по сентябрь 2019 г. зависимая переменная это просто разность между последовательными квартальными консенсус-прогнозами. Однако прогнозы Банка России в рамках последнего в году опорного раунда в 2015 и 2018 гг. публиковались в январе следующего года, когда была известна фактическая инфляция, поэтому для этих точек прогноз инфляции на текущий и следующий годы сдвигался на 1 год вперед. Аналогично было сделано и для 2016 и 2017 гг., т. к. эти прогнозы ЦБ сравнивались с опросами, проведенными уже в феврале 2017 и 2018 гг., когда экспертам предлагалось оценить инфляцию на конец 2017 и 2018 гг. соответственно.

В сентябре и октябре 2019 г. ЦБ РФ по итогам соответствующих заседаний последовательно обновил свои прогнозы, но ЦР НИУ ВШЭ опрашивал экспертов 19-29 июля и 21-29 октября, соответственно потенциальное влияние сентябрьского изменения прогноза отследить не получится, т.к. октябрьский опрос проводился на неделе после октябрьского заседания Банка России. Поэтому точка с сентябрьским прогнозом 2019 г. ЦБ РФ удаляется из выборки. Аналогичная ситуация с прогнозом, опубликованным 13 декабря 2019 г., т. к. следующее обновление прогноза Банк России провел раньше (7 февраля 2020 г.), чем прошел опрос ЦР НИУ ВШЭ (10-17 февраля 2020 г.), а также прогнозом ЦБ РФ от 12 февраля 2021 г.

В 2020 г. сложилась обратная ситуация: Банк России обновлял прогноз 4 раза в соответствии с графиком, а опрос ЦР НИУ ВШЭ проводился 5 раз, т. к. в начале апреля был проведен внеочередной опрос, чтобы получить от аналитиков оценки последствий коронавирусных ограничений для российской экономики. Банк России обновил свой прогноз 24 апреля, а плановый опрос ЦР НИУ ВШЭ во II квартале проводился 6-12 мая. Таким образом, для этого периода зависимая переменная рассчитывалась как разность между регулярным опросом 6-12 мая и внеочередным 6-7 апреля, а объясняющая переменная интереса – разность между апрельским прогнозом Банка России и внеочередным опросом ЦР НИУ ВШЭ.

Далее зависимая переменная и независимая переменная интереса рассчитываются по стандартной схеме, т. к. опросы прогнозистов проходят после заседаний Банка России. Последний из доступных на момент проведения исследования прогноз ЦР НИУ ВШЭ проводился 7-17 августа 2023 г. Таким образом

для регрессионного анализа доступны 32 точки данных (в работе [13] использовалось 38 наблюдений).

На *рисунке 4* приведена диаграмма рассеяния между зависимой переменной и объясняющей переменной интереса для ожидаемой к концу текущего года инфляции.



Рисунок 4. Диаграмма рассеяния между изменением консенсус-прогноза инфляции на текущий год и отклонением прошлого прогноза экспертов от прогноза ЦБ РФ, п.п.

Источник: построено авторами на основе данных Банка Росси и ЦР НИУ ВШЭ

Из *рисунка 4* следует практически функциональная связь между переменными с коэффициентом детерминации 97%. При этом на рисунке видны 3 аномальных значения пересмотра ожиданий, которые наблюдаются в моменты шоков, происходивших в российской экономике: это пересмотр прогноза во II квартале 2022 г. почти на 15 п.п., резкое снижение ожиданий в следующем квартале (после неожиданного замедления инфляции в летние месяцы 2022 г.), а также изменение высокоинфляционного на низкоинфляционный «текущий год» в I квартале 2023 г. Если убрать из выборки эти периоды, то парная связь между зависимой и независимой переменными будет не столь тесной, но все равно значительной. К тому же существенно снижается величина пересмотра консенсус-прогноза, которая укладывается в диапазон ± 2 п. п.

Связь между пересмотром аналитиками прогноза инфляции на следующий год и изменением прогноза Банка России на следующий год примерно в два раза слабее, чем на текущий год (см. рисунок 5).

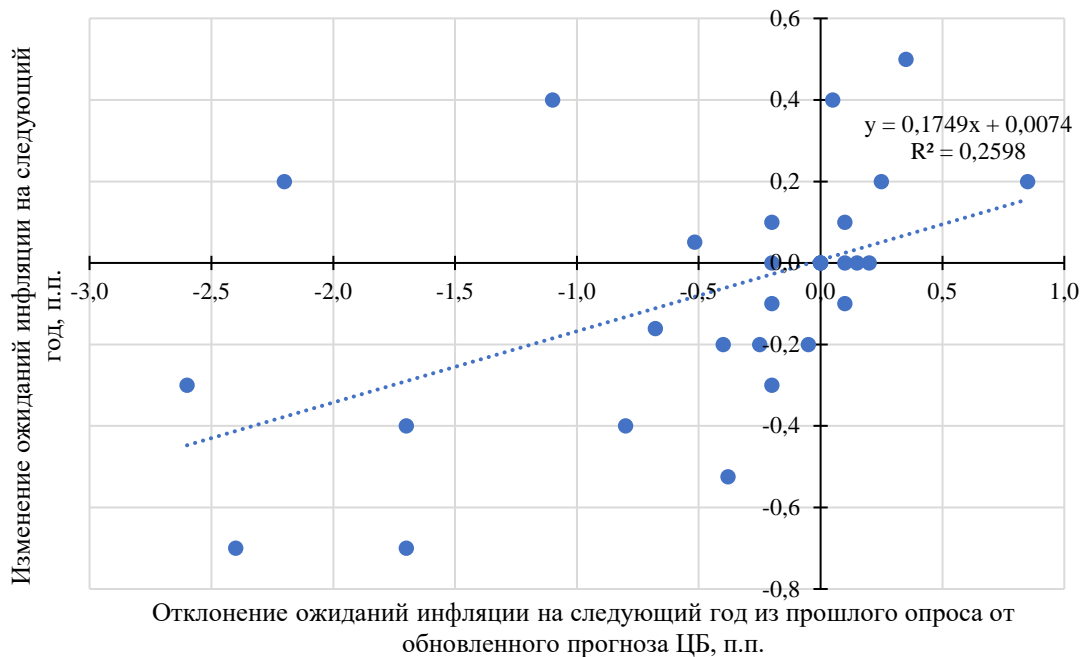


Рисунок 5. Диаграмма рассеяния между изменением консенсус-прогноза инфляции на следующий год и отклонением прошлого прогноза экспертов от прогноза ЦБ РФ (выбросы удалены), п.п.

Источник: построено авторами на основе данных Банка России и ЦР НИУ ВШЭ

Однако высокая связь между переменными может быть связана с пропущенной информацией, поэтому в регрессионном анализе будут использоваться контрольные переменные: изменение прогноза ВВП между текущей и прошлой волной опросов аналитиков (Δy_t^e), изменение прогноза курса рубля к доллару США (Δe_t^e) и изменение прогноза мировой цены на нефть марки Urals (Δoil_t^e) соответственно на текущий и следующий годы.

В рамках регрессионного анализа появляется возможность учесть влияние прочих факторов на изменение прогноза аналитиков и с большей достоверностью определить вклад монетарных властей в этот пересмотр. Последовательно добавляя контрольные переменные, оценивалось следующее уравнение:

$$\Delta \pi_t^e = \alpha + \beta_1 \Delta y_t^e + \beta_2 \Delta e_t^e + \beta_3 \Delta oil_t^e + \beta_5 (\pi_t^{CBRF} - \pi_{t-1}^e) + u_t. \quad (9)$$

Результаты оценивания регрессионного уравнения (9) приведены в таблице 11.

Таблица 11.

Влияние прогноза Банка России на изменение инфляционных ожиданий консенсус-прогноза на текущий год (выбросы удалены)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Константа	-0.089 (0.166)	-0.166 (0.14)	-0.192 (0.143)	0.149 (0.095)
Изменение темпа роста ВВП, п. п.	-0.202 (0.207)	-0.178 (0.172)	-0.21 (0.176)	-0.207 (0.101)
Изменение курса рубля к доллару США, %		0.103** (0.028)	0.112** (0.03)	0.042* (0.02)
Изменение цены нефти Urals, долл.			0.027 (0.03)	-0.038 (0.02)
Разницы между прогнозом ЦБ РФ и ожиданиями в прошлом опросе				0.677** (0.094)
R-squared	0.034	0.36	0.38	0.805
N	29	29	29	29

*, ** - коэффициент значим на 5% и 1% уровне соответственно; в скобках приведены стандартные ошибки коэффициентов

Источник: оценки авторов

Из таблицы 11 следует ряд выводов. Во-первых, пересмотр прогноза инфляции профессиональными аналитиками не связан с пересмотром прогноза ВВП. Возможным объяснением этого результата является тот факт, что целесообразнее учитывать изменение прогноза разрыва выпуска, как меры экономической активности, но ожидания по этой переменной не собираются. Использование темпа роста ВВП в качестве прокси-переменной для этих целей приводит к тому, что в каких-то случаях пересмотр ВВП объясняется расширением производства и уменьшением инфляционного давления, а в некоторых случаях, наоборот, ростом спроса и увеличением инфляционного давления. В итоге в большинстве

спецификаций коэффициент перед этой переменной оказывается статистически незначимым.

Во-вторых, пересмотр курса рубля к доллару США в сторону ослабления российской валюты во всех спецификациях приводит к повышению прогноза инфляции, что вполне логично объясняется эффектом переноса курса рубля в цены. Эта связь является статистически значимой.

В-третьих, изменение цен на нефть марки Urals в половине спецификаций не оказывает влияния на пересмотр прогноза по инфляции на текущий год, а в половине – указывает на то, что при улучшении мировой конъюнктуры аналитики склонны пересматривать прогноз по инфляции вниз. Этот результат может объясняться эффектами от расширения производства и укрепления рубля. При этом рост мировых цен на нефть не приводит к их переносу в удорожание нефтепродуктов на внутреннем рынке в силу административного регулирования цен на бензин и дизельное топливо.

В-четвертых, коэффициент перед переменной интереса является положительным и статистически значимым и находится в диапазоне 0,4-0,7, что указывает на то, что если прогноз регулятора по инфляции на текущий год будет выше (ниже) последнего консенсус-прогноза на 1 п. п., то в следующей после заседания волне опросов ожидания профессиональных прогнозистов будут скорректированы на 0,4-0,7 п. п. вверх (вниз) по сравнению с прошлым опросом. Таким образом, ожидания профессиональных аналитиков по инфляции на текущий год существенно зависят от прогноза Банка России по этому показателю.

Теперь оценим спецификацию (9) для прогноза инфляции на конец следующего года. Результаты приведены в *таблице 12*.

Таблица 12.

Влияние прогноза Банка России на изменение инфляционных ожиданий консенсус-прогноза на следующий год (выбросы удалены)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Константа	-0.079 (0.056)	-0.099* (0.042)	-0.101* (0.041)	-0.018 (0.037)
Изменение темпа роста ВВП, п. п.	-0.200 (0.243)	0.085 (0.189)	0.036 (0.189)	-0.134 (0.150)
Изменение курса рубля к доллару США, %		0.051** (0.011)	0.054** (0.011)	0.045** (0.008)
Изменение цены нефти Urals, долл.			0.014 (0.010)	-0.003 (0.009)
Разницы между прогнозом ЦБ РФ и ожиданиями в прошлом опросе				0.184** (0.043)
R-squared	0.025	0.487	0.524	0.730
N	29	29	29	29

*, ** - коэффициент значим на 5% и 1% уровне соответственно; в скобках приведены стандартные ошибки коэффициентов

Источник: оценки авторов

Из *таблицы 12* следует, что при пересмотре прогноза экспертами на следующий год перестает играть какую-либо роль изменение цены на нефть. При этом высокую значимость демонстрирует изменение прогноза курса. Коэффициент перед изменением курса рубля к доллару близок к 0,05, что соответствует оценкам эффекта переноса, которые Банк России транслировал в публичное пространство³. Чувствительность изменения инфляционных ожиданий профессиональных прогнозистов на следующий год, снижается и составляет порядка 0,17-0,18, но

³<https://www.cbr.ru/press/event/?id=16939#:~:text=%D0%A1-%D0%9D%D0%90%D0%91%D0%98%D0%A3%D0%9B%D0%9B%D0%98%D0%9D%D0%90%3A.%E2%80%930%2C6%20%D0%BF%D1%80%D0%BE%D1%86%D0%B5%D0%BD%D1%82%D0%BD%D0%BE%D0%B3%D0%BE%20%D0%BF%D1%83%D0%BD%D0%BA%D1%82%D0%B0>

остаётся статистически значимой. Таким образом и на инфляционные ожидания следующего года изменение прогноза ЦБ РФ оказывает существенное влияние.

Таким образом, изменение прогноза инфляции на текущий и следующий годы Банком России влияет на изменения инфляционных ожиданий профессиональных аналитиков.

Заключение

Использование инфляционных ожиданий при прогнозировании инфляции в российской экономике в рамках факторных моделей не приводит к существенному повышению точности прогнозов. Однако в некоторых спецификациях включение инфляционных ожиданий приводит к росту точности прогноза инфляции. Наибольший выигрыш приносит использование ожиданий профессиональных прогнозистов на срок 1 год при итеративной процедуре прогнозирования в рамках кривой Филлипса на среднесрочном горизонте (от 1 года до 2-х лет). Также в определенных случаях повышается точность прогноза инфляции при использовании краткосрочных инфляционных ожиданий фирм. При этом максимальная величина, на которую происходит улучшение прогноза не превышает 10%.

Долгосрочные инфляционные ожидания консенсус-прогноза в российской экономике оказываются смещенными вниз относительно фактической инфляции примерно на 2 п. п. Однако их использование в качестве трендовой компоненты инфляции позволяет повысить точность прогноза инфляции в факторных моделях.

Шок инфляционных ожиданий фирм оказывает статистически значимое влияние на инфляцию на протяжении 2-х кварталов, причем во 2-м квартале влияние шока больше по величине, чем в 1-м. Следующим по значимости для динамики инфляции являются инфляционные ожидания домохозяйств, шоки которых также оказываются значимыми на протяжении не менее чем 2-х кварталов.

Следовательно, с точки зрения прогностической способности использование существующих в российской практике показателей инфляционных ожиданий не приводит к существенным выгодам при построении прогноза инфляции. Однако это не отменяет того факта, что инфляционные ожидания, прежде всего фирм и домохозяйств, являются значимым фактором инфляции в российской экономике. В

связи с этим Банку России целесообразно направлять коммуникационную политику на стабилизацию ожиданий компаний и населения.

Установлено, что публикация прогнозов Банка России по инфляции на текущий и следующий годы оказывает влияние на инфляционные ожидания профессиональных прогнозистов на соответствующие горизонты. Этот результат свидетельствует о повышении уровня доверия профессиональных аналитиков к прогнозам российского монетарного регулятора.

Благодарности

Материал подготовлен в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС на 2023 год.

СПИСОК ИСТОЧНИКОВ

1. Atkeson A., Ohanian L., "Are Phillips curves useful for forecasting inflation?," Federal Reserve bank of Minneapolis quarterly review, Vol. 25, No. 1, 2001. pp. 2-11.
2. Stock J., Watson M., "Forecasting inflation," Journal of Monetary Economics, Vol. 44, No. 2, 1999. pp. 293-335.
3. Stock J., Watson M., "Phillips curve inflation forecasts," NBER, Vol. Working Paper 14322, 2008. pp. 1-84.
4. Faust J., Wright J. Forecasting inflation // In: Handbook of economic forecasting. Elsevier, 2013. pp. 2-56.
5. Baumann U., Westermann T., Paries M., and Riggi M., "Inflation expectations and their role in Eurosystem forecasting," ECB, 2021. pp. 1-146.
6. Bańbura M., Bobeica E., "Does the Phillips curve help to forecast euro area inflation?," International Journal of Forecasting, 2022.
7. Bańbura M., Leiva-Leon D., and Menz J., "Do inflation expectations improve model-based inflation forecasts?," European Central Bank, Working Paper, No. 2604, October 2021. pp. 1-75.
8. Hubrich K., "Forecasting euro area inflation: Does aggregating forecasts by HICP component improve forecast accuracy?," International Journal of Forecasting, Vol. 21, No. 1, 2005. pp. 119-136.
9. Garratt A., Mitchell J., and Vahey S., "Measuring output gap nowcast uncertainty," International Journal of Forecasting, Vol. 30, No. 2, 2014. pp. 268-279.
10. Clark T., Davig T., "The relationship between inflation and inflation expectations," memo to the FOMC, Vol. 30, November 2009. pp. 1-17.
11. Chan J., Clark T., and Koop, G., "A new model of inflation, trend inflation, and long-run inflation expectations," Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 20, No. 1, 2018. pp. 5-53.
12. Stock J., Watson M., "Why has US inflation become harder to forecast?," Journal of Money, Credit and banking, Vol. 39, 2007. pp. 3-33.
13. Hattori M., Kong S., Packer F., and Sekine T., "The effects of a central bank's inflation forecasts on private sector forecasts: Recent evidence from Japan," BIS Working Papers, Vol. No 585, 2016. pp. 1-25.

В СЕРИИ ПРЕПРИНТОВ
РАНХиГС РАССМАТРИВАЮТСЯ
ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ
И ПРАКТИЧЕСКИЕ ПОДХОДЫ
К СОЗДАНИЮ, АКТИВНОМУ
ИСПОЛЬЗОВАНИЮ
ВОЗМОЖНОСТЕЙ
ИННОВАЦИЙ В РАЗЛИЧНЫХ
СФЕРАХ ЭКОНОМИКИ
КАК КЛЮЧЕВОГО УСЛОВИЯ
ЭФФЕКТИВНОГО УПРАВЛЕНИЯ



РАНХиГС

РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА
И ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ
ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ