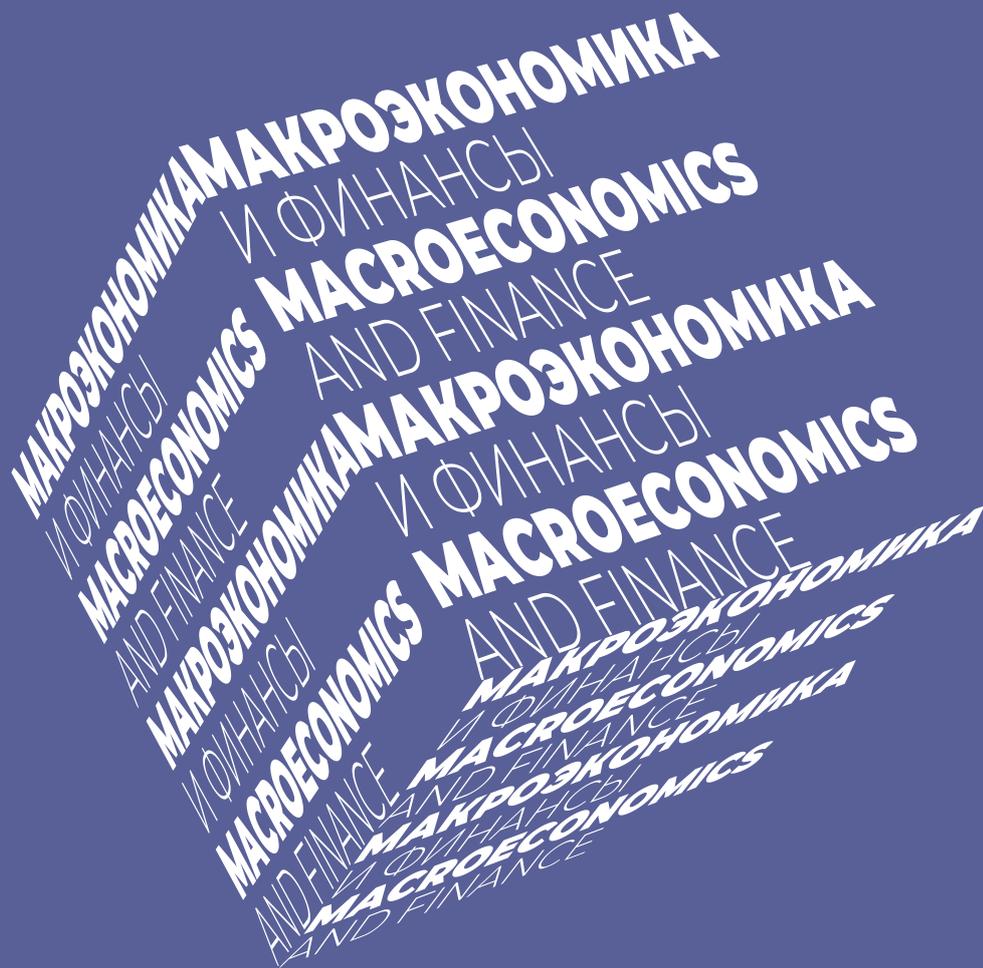


2/22

ПРЕПРИНТЫ



Ю. Н. Перевышин, С. М. Дробышевский
П. В. Трунин

**АНАЛИЗ АЛЬТЕРНАТИВНЫХ ПОДХОДОВ
К ОПРЕДЕЛЕНИЮ ЦЕЛЕВОГО УРОВНЯ ИНФЛЯЦИИ
БАНКОМ РОССИИ**

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

ПРЕПРИНТ

АНАЛИЗ АЛЬТЕРНАТИВНЫХ ПОДХОДОВ
К ОПРЕДЕЛЕНИЮ ЦЕЛЕВОГО УРОВНЯ ИНФЛЯЦИИ БАНКОМ РОССИИ

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

Дробышевский С.М., ИПЭИ РАНХиГС, зам. директора института по науке, д.э.н., доцент
dsm@iep.ru

Трунин П.В. Центр изучения проблем центральных банков, ИПЭИ РАНХиГС, директор научно-исследовательского центра, д.э.н., pt@iep.ru

Москва 2022

Аннотация

В работе исследовано свойство показателя базовой инфляции прогнозировать будущие значения общей инфляции, что является актуальной задачей при подготовке среднесрочного прогноза инфляции для поддержки принятия решений по денежно-кредитной политике. Для тестирования этого свойства (на примере базовой инфляции Росстата и инфляции за исключением плодоовощной продукции, нефтепродуктов и услуг ЖКХ) было применено два подхода. В рамках первого делался прогноз будущих значений общей инфляции на основе фактических значений *базовой* инфляции и исторической взаимосвязи между этими показателями, затем общая инфляция прогнозировалась на основе фактических значений *общей* инфляции. После этого проводилось сравнение точности этих двух прогнозов общей инфляции. В результате оказалось, что показатели базовой инфляции, начиная с 2011 г. лучше прогнозируют общую инфляцию на горизонте до года, чем текущие значения общей инфляции. Суть второго подхода заключалась в ответе на вопрос: повышается ли точность прогноза общей инфляции, если вместо него использовать прогноз базовой инфляции. Для этого в рамках определенного класса моделей строился прогноз базовой инфляции, который использовался в качестве прогноза общей инфляции, затем его точность сравнивалась с прогнозом на основе того же класса моделей, оцененных для общей инфляции. В результате выяснилось, что в рамках VAR, MA(1) и ARIMA моделей использование прогноза базовой инфляции вместо прогноза общей инфляции увеличивает точность прогноза. В работе построена VAR модель для прогнозирования базовой инфляции и выделения вклада факторов (разрыва выпуска, курса рубля и ставки монетарной политики) в ее динамику. Разложение инфляции на факторы позволило оценить величину ценового шока 1-го квартала 2022 г., не связанного с динамикой макроэкономических переменных, который составил 6,2 п.п. Прогноз инфляции на основе VAR-модели предполагает ее ускорение с 1,6% кв/кв SAAR в 4-м квартале 2022 г. до 4,1% в 1-м квартале и 6,0% во 2-м квартале 2023 г. с последующей стабилизацией на уровне 7% кв/кв SAAR к концу 2023 г.

Ключевые слова: прогнозирование инфляции, инфляция, денежно-кредитная политика, краткосрочное прогнозирование, базовая инфляция, модель векторной авторегрессии, декомпозиция инфляции, ценовой шок.

Коды JEL Classification: E31, E37, C53

THE RUSSIAN PRESIDENTIAL ACADEMY OF NATIONAL ECONOMY AND PUBLIC ADMINISTRATION

Working Paper

ANALYSIS OF ALTERNATIVE APPROACHES TO DETERMINING THE TARGET LEVEL OF INFLATION IN RUSSIA

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

Drobyshevsky S.M., IAER, RANEPА, deputy. Director of the Institute, Doctor of Economics, Associate Professor dsm@iep.ru

Trunin P.V. Center for the Study of Central Bank Problems, IAER, RANEPА, Director of the Research Center, Doctor of Economics, pt@iep.ru

Abstract

The paper examines the property of the core inflation indicator to predict future values of headline inflation, which is a critical task in preparing a medium-term inflation forecast to support decision-making on monetary policy. To test this property (on the example of the core inflation by Rosstat and inflation excluding fruits and vegetables, gasoline and housing and communal services), two approaches were applied. The first approach projected headline inflation based on actual core inflation and the historical relationship between these indicators, and then projected headline inflation based on actual headline inflation. The accuracy of the two headline inflation forecasts was then compared. As a result, it turned out that core inflation indicators, starting from 2011, better predict headline inflation than current headline inflation values over a horizon of up to a year. The second approach answer the question of whether the accuracy of the headline inflation forecast is improved if the core inflation forecast is used instead. To do this, within a certain class of models, a core inflation forecast was built, which was used as a headline inflation forecast, then its accuracy was compared with a forecast based on the same class of models estimated for headline inflation. As a result, it turned out that in the framework of VAR, MA(1) and ARIMA models, the use of a core inflation forecast instead of a headline inflation forecast increases the accuracy. We estimate VAR model and decompose core inflation by factors (output gap, ruble exchange rate, and monetary policy rate). It helps us to estimate the magnitude of the price shock in the 1st quarter of 2022 in Russian economy, which amounted to 6.2 p.p. Our inflation forecast based on the VAR model assumes its acceleration from 1.6% q/q SAAR in the 4th quarter of 2022 to 4.1% in the 1st quarter and 6.0% in the 2nd quarter of 2023, then it followed by stabilization at 7% QoQ SAAR by the end of 2023.

Key words: inflation forecasting, inflation, monetary policy, short-term forecasting, core inflation, vector autoregression model, inflation decomposition, price shock.

JEL Classification codes: E31, E37, C53

Оглавление

Введение	7
1. Использование прогноза базовой инфляции в качестве прогноза общей инфляции	10
2. Построение прогноза общей и базовой инфляции	19
3. Декомпозиция фактических и прогнозных значений устойчивой компоненты инфляции на факторы.....	21
Заключение.....	28
Благодарности.....	31
Список источников.....	32

Введение

Целью денежно-кредитной политики в большинстве современных экономик является поддержание стабильности цен в среднесрочной перспективе. Центральные банки в качестве количественной формулировки своей цели по достижению ценовой стабильности обычно используют показатели общей инфляции. В основном это обусловлено соображениями по сохранению благосостояния населения. Для потребителей важно сохранение покупательной способности доходов, измеряемой на основе наиболее репрезентативного и всеобъемлющего индекса цен.

Общая проблема, с которой сталкиваются лица, ответственные за принятие решений в области денежно-кредитной политики, заключается в том, что стандартные показатели цен часто подвержены влиянию трех основных типов шоков: ошибок измерения, регулярных сезонных колебаний и прочих немонетарных факторов, таких как, например, хороший или плохой урожай, либо резкие изменения мировых цен на энергоносители. В связи с этим возникает задача построения индикатора базовой (core) инфляции, который бы отражал устойчивое ценовое давление в экономике, обусловленное в первую очередь воздействием фундаментальных макроэкономических факторов (совокупный спрос, денежная масса и т. д.), на который могут влиять меры монетарной политики.

Существует множество способов измерения базовой инфляции. Хотя при их построении используются довольно разные методы, показатели базовой инфляции обычно преследуют общую цель: отфильтровать краткосрочную волатильность общей инфляции, чтобы своевременно выявить ее низкочастотную (трендовую) составляющую.

Так как устойчивая компонента инфляции не наблюдается напрямую, то существует большое количество различных подходов к ее измерению (в зависимости от способа построения), которые в литературе разделяют на статистические (использующие методы исключения, усечения) и структурные (использующие факторные модели) [1].

В официальной российской статистике на основе метода исключения рассчитывается базовый индекс потребительских цен (БИПЦ) путем удаления из потребительской корзины товаров, цены на которые подвержены существенным сезонным коле-

баниям (плодоовощная продукция), а также товаров и услуг, цены которых регулируются административно, (услуги ЖКХ, цены на бензин и т.д.). В 2022 г. из 558 наименований товаров и услуг, входивших в потребительскую корзину, при расчете БИПЦ учитывалось только 442 позиции.

Банк России в качестве целевого ориентира использует показатель общей инфляции. При построении среднесрочного прогноза также используется показатель общей инфляции¹. Однако в ежемесячных комментариях по инфляции регулятор приводит различные метрики базовой инфляции: БИПЦ Росстата, медианное значение, усеченная инфляция (без 20% волатильных компонент), трендовая инфляция, ИПЦ без плодоовощной продукции, нефтепродуктов и услуг ЖКХ².

Альтернативные показатели базовой инфляции для российской экономики оценены и подробно проанализированы в работах [2], [3]. Среди зарубежных исследователей этой темы стоит выделить работы [4], [5], [6], [7].

Так как показателей базовой инфляции можно построить большое количество, то возникает задача тестирования того, какая из мер устойчивой инфляции является наилучшей с точки зрения определенных критериев. Эти критерии можно разделить на несколько групп: а) статистические (проверяют свойства показателя базовой инфляции и сравнивают его с динамикой инфляции) [8], б) прогнозные (проверяют насколько хорошо показатель базовой инфляции предсказывает будущие значения общей инфляции, т.е. в какой мере он отражает будущий инфляционный тренд), в) экономическая интерпретируемость и содержательность (насколько хорошо динамика фундаментальных экономических факторов, таких как разрыв выпуска, безработица, изменение валютного курса могут объяснять историческую и прогнозную динамику показателя базовой инфляции) [1].

В исследованиях по российской экономике к показателям базовой инфляции в основном применялась первая группа тестов, в рамках которых проверялась несмещенность, аттрактивность, экзогенность [8] и прочие свойства метрик базовой инфляции (подробнее см. [2], [3]). По итогам применения этой группы тестов консенсус состоит в том, что показатели базовой инфляции, построенные методом исключения и

¹ https://www.cbr.ru/Collection/Collection/File/40972/2022_02_ddcp.pdf

² https://www.cbr.ru/Collection/Collection/File/40995/CPD_2022-04.pdf

усечения, занижают инфляцию в долгосрочном периоде, а также нет оснований полагать, что с использованием этих методов удастся построить показатель базовой инфляции с лучшими, чем у БИПЦ Росстата свойствами [2].

Однако преждевременно делать однозначный вывод о том, что метрики базовой инфляции бесполезны для целей денежно-кредитной политики. Так при принятии решений по ставке важным свойством для показателя базовой инфляции является его способность прогнозировать будущие значения общей инфляции (ценовое давление). Также полезным свойством для показателя базовой инфляции является экономическая интерпретируемость его динамики на историческом и прогнозном горизонтах на основе изменения макроэкономических факторов. Проверке этих свойств показателей базовой инфляции посвящено текущее исследование.

В 1-м разделе рассматриваемой работы приведены результаты тестирования способности показателей базовой инфляции прогнозировать общую инфляцию, во 2-м разделе построен среднесрочный прогноз общей инфляции с использованием показателей как базовой, так и общей инфляции. В 3-м разделе сравнивается декомпозиция общей и базовой инфляции на шоки макроэкономических факторов с точки зрения соответствия экономической интуиции. В заключении приведены выводы и рекомендации для процесса прогнозирования инфляции при подготовке решений по денежно-кредитной политике.

1. Использование прогноза базовой инфляции в качестве прогноза общей инфляции

Одним из критериев, которым должна удовлетворять хорошая метрика базовой инфляции, является ее способность прогнозировать будущие значения общей инфляции. Ответу на вопрос содержит ли текущая динамика базовой инфляции больше информации о будущей общей инфляции, чем текущая динамика общей инфляции посвящено большое число публикаций в зарубежной литературе [9], [10], [11], в частности по экономике США [12], [13], [14]. На основе сравнения ошибок прогноза авторы [12] пришли к выводу, что в экономике США использование показателей базовой инфляции не приводит к систематическому улучшению прогноза общей инфляции по сравнению с использованием показателя общей инфляции. Однако в работе [13], напротив, для большинства используемых моделей и горизонтов прогнозирования было установлено, что использование прогноза базовой инфляции в качестве прогноза общей инфляции оказывается точнее, даже если конечной целью является прогнозирование общей инфляции. В российской литературе такие исследования нам неизвестны.

С целью ответа на вопрос, целесообразно ли использование прогноза базовой инфляции, в качестве прогноза общей инфляции, было проведено аналогичное работе [13] исследование для российской экономики.

В качестве метрик базовой инфляции рассматривались: БИПЦ Росстата и ИПЦ с исключением плодоовощной продукции, нефтепродуктов и услуг ЖКХ. Выборка охватывала период с 1 квартала 2003 г. по 2 квартал 2022 г. Данные о сезонно-сглаженных показателях базовой и общей инфляции брались с сайта Банка России³. На их основе составлялись базисные индексы цен, из которых определялась квартальная аннуализированная инфляция по формуле $\pi_t = 400 * \log(p_t/p_{t-1})$, где p_t – соответствующий индекс цен.

Исходные данные об индексах цен приведены на *рисунке 1*. Из рисунка следует, что индексы базовой инфляции смещены вниз относительно общего уровня цен.

³ <https://www.cbr.ru/statistics/ddkp/aipd/>

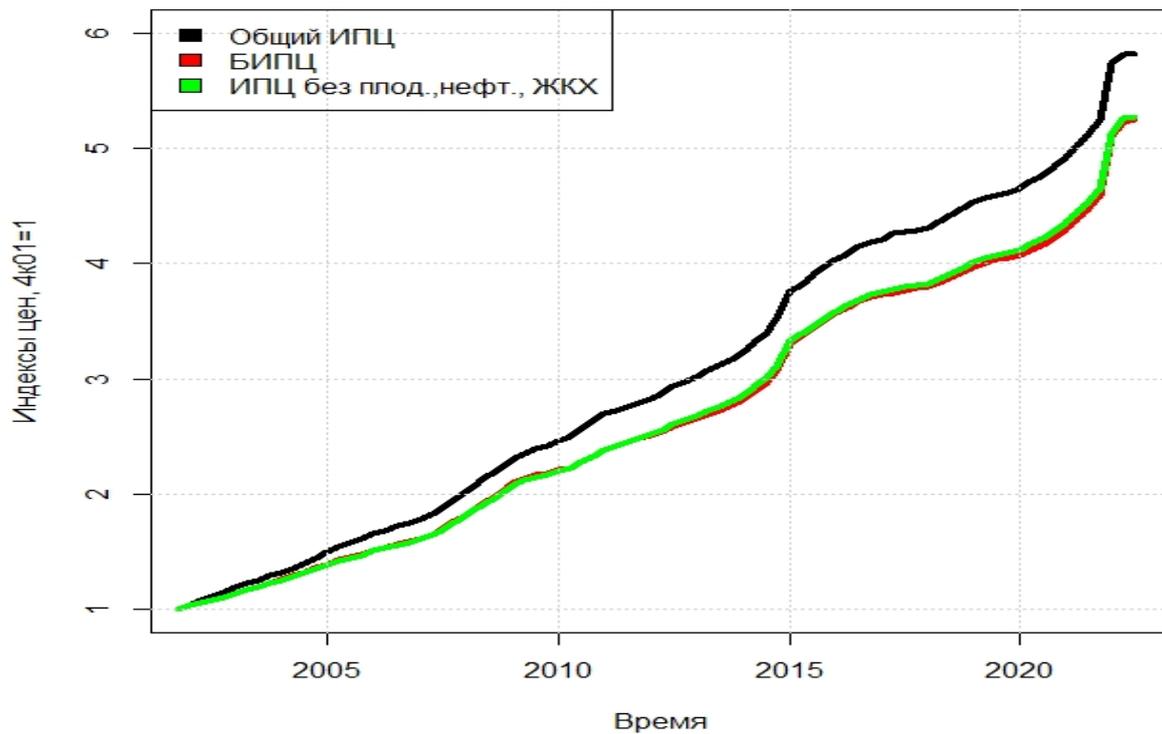


Рисунок 1. Динамика уровней цен в 2003-2022 гг.
Источник: построено авторами на основе данных Банка России

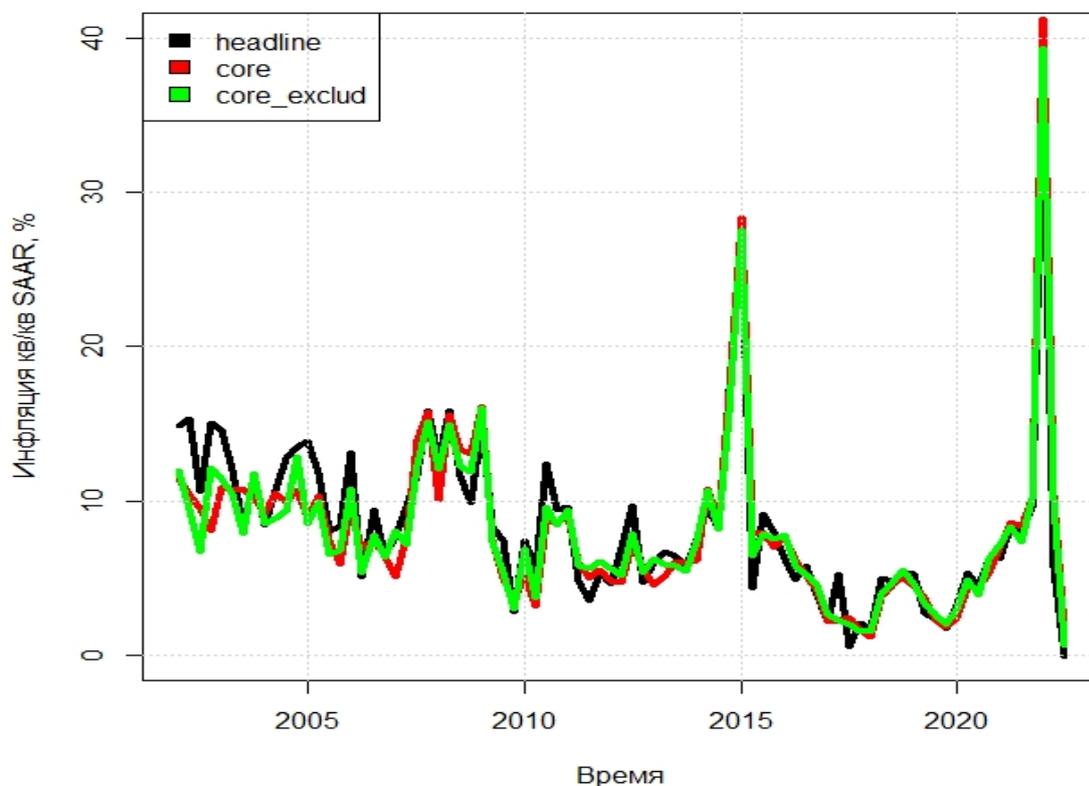


Рисунок 2. Динамика квартальной аннуализированной инфляции

Источник: построено авторами на основе данных Банка России

На *рисунке 2* приведена квартальная аннуализированная инфляция, измеренная с помощью различных показателей. Из этого графика хорошо видны периоды резкого ускорения инфляции, происходившие в 1-м квартале 2015 г. и в 1-м квартале 2022 г.

Рассматривалось 6 моделей прогнозирования инфляции: 5 одномерных (случайное блуждание (RW), выборочное среднее (Mean), авторегрессия первого порядка (AR(1)), скользящее среднее первого порядка (MA(1)), автоматически подбираемая модель ARIMA), а также модель векторной авторегрессии 1-го порядка VAR(1) с 4 эндогенными переменными (показатель инфляции, разрыв выпуска⁴, изменение курса рубля к доллару США, ставка RUONIA).

В качестве критерия сравнения качества прогнозов использовался квадратный корень из среднеквадратической ошибки вневыборочного прогноза (RMSE). Исходная выборка была разделена на подвыборку для оценивания (с 1к2003 по 4к2018) с расширяющимся окном и на подвыборку для тестирования. Тестовая выборка, в свою

⁴ Оценивался как процентное отклонение фактического ВВП от сглаженного фильтром Ходрика-Прескотта

очередь, делилась на 2 подвыборки: 1к2019-4к2021 и 1к2019-2к2022 для учета аномально высоких значений фактической инфляции в 1к2022. Прогноз строился на один, два, четыре, шесть и восемь кварталов вперед. В качестве тестового (истинного) значения показателя использовалась общая инфляция, независимо от того, какая переменная использовалась в оцениваемой модели: общая инфляция или базовая инфляция.

В *таблице 1* приведены ошибки прогноза общей инфляции, построенные с использованием альтернативных моделей прогнозирования, для случая, когда в выборку оценивания был включен показатель общей инфляции, а тестовая выборка заканчивалась 4-м кварталом 2021 г. Из таблицы 1 следует, что на горизонте прогнозирования в 1 квартал наилучшая точность у модели случайного блуждания. На горизонте 2-6 кварталов наилучший прогноз инфляции дает модель AR(1), а на двухлетнем горизонте – автоматически подбираемая модель ARIMA.

Таблица 1

RMSE прогноза общей инфляции (тестовая выборка 1к2019-4к2021)

ИПЦ	1 кв.	2 кв.	4 кв.	6 кв.	8 кв.
VAR(1)	2.04	2.55	3.03	3.25	3.41
RW	1.17	1.59	2.36	2.78	3.17
Mean	3.19	3.39	3.61	3.77	3.97
AR(1)	1.26	1.57	1.98	2.28	2.67
MA(1)	2.45	3.00	3.32	3.52	3.74
AutoARIMA	1.57	1.95	2.38	2.48	2.51

Источник: расчеты авторов

Включение в тестовую выборку 1-го и 2-го кварталов 2022 г. приводят к тому, что, во-первых, существенно возрастает ошибка прогноза, а во-вторых, на всех горизонтах прогнозирования наиболее точный прогноз инфляции дает модель AR(1) (см. *таблицу 2*).

Таблица 2

RMSE прогноза общей инфляции (тестовая выборка 1к2019-2к2022)

ИПЦ	1 кв.	2 кв.	4 кв.	6 кв.	8 кв.
VAR(1)	4.80	5.09	4.93	5.03	5.31
RW	4.98	4.28	4.52	4.96	5.53
Mean	4.89	5.87	5.47	5.44	5.66
AR(1)	4.49	4.18	4.05	4.26	4.76
MA(1)	5.02	5.50	5.23	5.24	5.48
AutoARIMA	4.59	4.70	4.70	4.86	5.17

Источник: расчеты авторов

Таким образом, если строить прогноз общей инфляции с использованием моделей, оцененных на прошлых значениях общей инфляции, то наилучшей точностью будет, как правило, обладать модель AR(1).

Теперь проведем сравнение прогноза общей инфляции, который делается на основе моделей, оцененных на прошлых значениях показателей базовой инфляции, с прогнозом общей инфляции, сделанного на основе прошлых значений общей инфляции.

В *таблице 3* приведено отношение ошибки прогноза общей инфляции из модели, которая оценивалась для показателя базовой инфляции Росстата, к ошибке прогноза общей инфляции из *той же* модели, которая оценивалась для показателя общей инфляции⁵. Если значение в *таблице 3* меньше единицы, то использование прогноза базовой инфляции в качестве прогноза общей инфляции оказывается предпочтительнее. Значения меньше единицы наблюдаются для моделей VAR(1), MA(1) и ARIMA для всех горизонтов прогнозирования. Следовательно, если в качестве модели прогнозирования инфляции выбирается VAR(1) модель, то использование прогноза базовой инфляции из этой модели в качестве прогноза общей инфляции приведет к снижению ошибки прогноза на 26,4% при горизонте прогнозирования на 1 квартал по сравнению с ситуацией, когда прогноз общей инфляции делается напрямую из этой же модели.

Таблица 3

Использование прогноза базовой инфляции Росстата в качестве прогноза общей инфляции (тестовая выборка 1к2019-4к2021)

БИПЦ	1 кв.	2 кв.	4 кв.	6 кв.	8 кв.
VAR(1)	0.736	0.882	0.973	0.994	0.925
RW	1.030	1.069	1.066	1.018	0.930
MEAN	0.912	0.904	0.888	0.883	0.887
AR(1)	1.009	1.147	1.158	1.231	1.094
MA(1)	0.760	0.854	0.865	0.860	0.868
AutoARIMA	0.860	0.970	0.957	0.923	0.918

Источник: расчеты авторов

Аналогичные выводы получаются для модели Mean, MA(1) и ARIMA. Для моделей случайного блуждания и AR(1) нет преимуществ от использования прогноза базовой инфляции в качестве прогноза общей. Расширение тестовой выборки на 1-й и

⁵ Интерпретация результатов *таблицы 3* возможна только по столбцам (в рамках одного класса моделей).

2-й кварталы 2022 г. значительно снижает выгоды от использования базовой инфляции в качестве прогноза общей, особенно на коротких горизонтах прогнозирования в 1-2 квартала (см. таблицу 4).

Таблица 4

Использование прогноза базовой инфляции Росстата в качестве прогноза общей инфляции (тестовая выборка 1к2019-2к2022)

БИПЦ	1 кв.	2 кв.	4 кв.	6 кв.	8 кв.
VAR	1.004	0.946	0.989	1.004	0.990
RW	1.080	1.010	1.017	1.019	0.997
MEAN	0.952	0.962	0.948	0.946	0.951
AR1	1.214	1.029	1.075	1.093	1.098
MA1	1.009	0.935	0.939	0.937	0.944
AutoARIMA	1.061	0.978	0.965	0.944	0.927

Источник: расчеты авторов

Если вместо базовой инфляции Росстата для оценивания моделей использовать показатель инфляции с исключением плодоовощной продукции, нефтепродуктов и услуг ЖКХ (*core_exclude*), то это улучшит прогноз в модели внутривыборочного среднего (Mean) и MA(1) на всех горизонтах (см. таблицу 5), сделает точнее прогноз моделей VAR(1) и ARIMA на горизонте 1 квартал, будет сопоставимо с прогнозом AR(1) и случайного блуждания в ситуации, когда они оцениваются для общей инфляции. Однако точность прогнозирования при использовании этой метрики базовой инфляции возрастает на меньшую величину, чем при использовании базовой инфляции Росстата.

Таблица 5

Использование прогноза инфляции (*core_exclude*) в качестве прогноза общей инфляции (тестовая выборка 1к2019-4к2021)

ИПЦ искл. плодоовощ., нефтепр., ЖКХ	1 кв.	2 кв.	4 кв.	6 кв.	8 кв.
VAR	0.959	1.006	1.054	1.061	1.008
RW	1.026	0.995	1.007	0.975	0.935
MEAN	0.920	0.912	0.897	0.893	0.896
AR1	0.996	0.992	1.046	1.005	0.946
MA1	0.876	0.900	0.894	0.886	0.891
AutoARIMA	0.995	1.042	1.077	1.136	1.171

Источник: расчеты авторов

Как и в случае базовой инфляции Росстата, добавление в тестовую выборку 1-го и 2-го кварталов 2022 г. приводит к снижению выигрыша в точности прогноза при использовании показателя *core_exclude* для тех моделей, где точность прогноза общей инфляции при замене его на прогноз базовой инфляции возрастала (см. таблицу 6).

В работе [12] приводится альтернативный подход к исследованию

Таблица 6

Использование прогноза инфляции (core_exclude) в качестве прогноза общей инфляции (тестовая выборка 1к2019-2к2022)

ИПЦ искл. плодо- овощ., нефтепр., ЖКХ	1 кв.	2 кв.	4 кв.	6 кв.	8 кв.
VAR	1.030	1.004	1.033	1.040	1.023
RW	1.052	1.001	0.992	0.996	0.983
MEAN	0.956	0.965	0.952	0.950	0.954
AR1	1.185	1.002	1.013	1.023	0.999
MA1	0.986	0.958	0.953	0.949	0.954
AutoARIMA	1.053	1.021	1.026	1.038	1.053

Источник: расчеты авторов

целесообразности использования показателей базовой инфляции при прогнозировании общей.

Суть подхода заключается в ответе на вопрос, содержит ли текущая динамика базовой инфляции больше информации о будущей общей инфляции, чем текущая динамика общей инфляции.

Формализация подхода состоит в сравнении ошибок прогноза общей инфляции, получаемого на основе следующего уравнения:

$$\pi_{t,t+h} = \alpha + \beta x_{t-4,t} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где $\pi_{t,t+h} = \left[\left(\frac{P_{t+h}}{P_t} \right)^{\frac{4}{h}} - 1 \right] * 100\%$ - аннуализированная общая инфляция между текущим кварталом (t) и кварталом t+h, h – горизонт прогнозирования, $x_{t-4,t} = \left(\frac{Y_t}{Y_{t-4}} - 1 \right) * 100\%$ - инфляция за прошлые 4 квартала, измеренная на основе одной из метрик инфляции (использовались три метрики: общая инфляция, базовая инфляция Росстата и инфляция с исключением плодоовощной продукции, нефтепродуктов и услуг ЖКХ – core_exclude). Выборка для оценивания - 8-ми летнее скользящее окно, начиная с 4-го квартала 2012 г. Тестовая выборка охватывала период 4к2020-3к2022, горизонт прогнозирования 1, 2, 4 и 6 кварталов.

В таблице 7 приведены результаты сравнения ошибок прогноза по критерию RMSE для уравнения (1) при использовании в качестве регрессоров показателей базовой инфляции относительно ошибок прогноза этого же уравнения при использовании

в качестве регрессора общей инфляции (таблица 7 разбита на 2 части: в верхней приведены результаты для короткой подвыборки, в нижней – для более длинной).

Таблица 7

Относительная точность прогноза общей инфляции с использованием различных метрик базовой инфляции

Показатель базовой инфляции	Обучающая выборка с 4к2012 8-ми летнее скользящее окно			
	1 кв.	2 кв.	4 кв.	6 кв.
Базовая Росстат	0.797	0.861	1.012	1.057
Базовая с искл. плодоов. нефт. и ЖКХ	0.830	0.874	0.991	1.023
	Обучающая выборка с 1к2003 16-ти летнее скользящее окно			
	1 кв.	2 кв.	4 кв.	6 кв.
Базовая Росстат	1.052	1.075	1.128	1.156
Базовая с искл. плодоов. нефт. и ЖКХ	1.005	1.028	1.074	1.099

Источник: расчеты авторов

Если значение в ячейке меньше 1, то фактические значения базовой инфляции лучше прогнозируют будущую общую инфляцию, чем фактические значения общей инфляции. Результаты верхней части таблицы 7 свидетельствуют о том, что показатели базовой инфляции позволяют улучшить прогноз общей инфляции на горизонте прогнозирования в 1-2 квартала (улучшение прогноза до 20%). Однако при расширении прогнозного горизонта до года и более выгоды от использования базовой инфляции при прогнозировании общей исчезают. Показатель базовой инфляции Росстата дает больший выигрыш в точности прогноза.

Из нижней части таблицы 7 следует, что при расширении обучающей выборки в два раза ни один из показателей базовой инфляции ни на одном из рассмотренных горизонтов прогнозирования не содержит больше информации о будущей общей инфляции, чем фактические значения общей инфляции за последние 4 квартала.

Краткое резюме результатов этого раздела можно изложить в 4-х пунктах.

Во-первых, наибольшая точность прогноза общей инфляции получается при использовании авторегрессионной модели первого порядка AR(1).

Во-вторых, для многомерных моделей и отдельных классов одномерных моделей использование прогноза базовой инфляции в качестве прогноза общей инфляции

повышает точность прогноза. Наибольший прирост точности прогноза достигается при использовании показателя базовой инфляции Росстата.

В-третьих, после 1-го квартала 2022 г. ошибка прогнозирования инфляции существенно возросла, а выигрыш от использования прогноза базовой инфляции вместо прогноза общей инфляции снизился.

В-четвертых, в период с 2012 г. метрики базовой инфляции: Росстата и инфляции с исключением плодоовощной продукции, нефтепродуктов и услуг ЖКХ содержат больше информации о будущей общей инфляции в следующие 1-2 квартала, чем текущее значение общей инфляции. Однако на горизонте свыше полугода ни одна из рассмотренных метрик базовой инфляции не содержит больше информации о будущей общей инфляции, чем текущее значение общей инфляции.

2. Построение прогноза общей и базовой инфляции

Как следует из предыдущего раздела, если для прогнозирования инфляции используется факторная модель (например, VAR), то лучше вместо прогноза общей инфляции использовать прогноз одного из показателей устойчивой ценовой динамики, например, базовой инфляции Росстата. Этот трюк позволит повысить точность прогноза общей инфляции.

На *рисунках 3-4* приведены прогнозы общей инфляции в годовом и квартальном выражении на горизонте до четвертого квартала 2024 для российской экономики, построенные из моделей векторной авторегрессии для базовой инфляции Росстата и общей инфляции (набор эндогенных переменных такой же, как и в предыдущем разделе), а также прогноз для общей инфляции из модели AR(1) (прогнозы построены в середине октября 2022 г., когда полные данные по экономике были доступны за второй квартал).

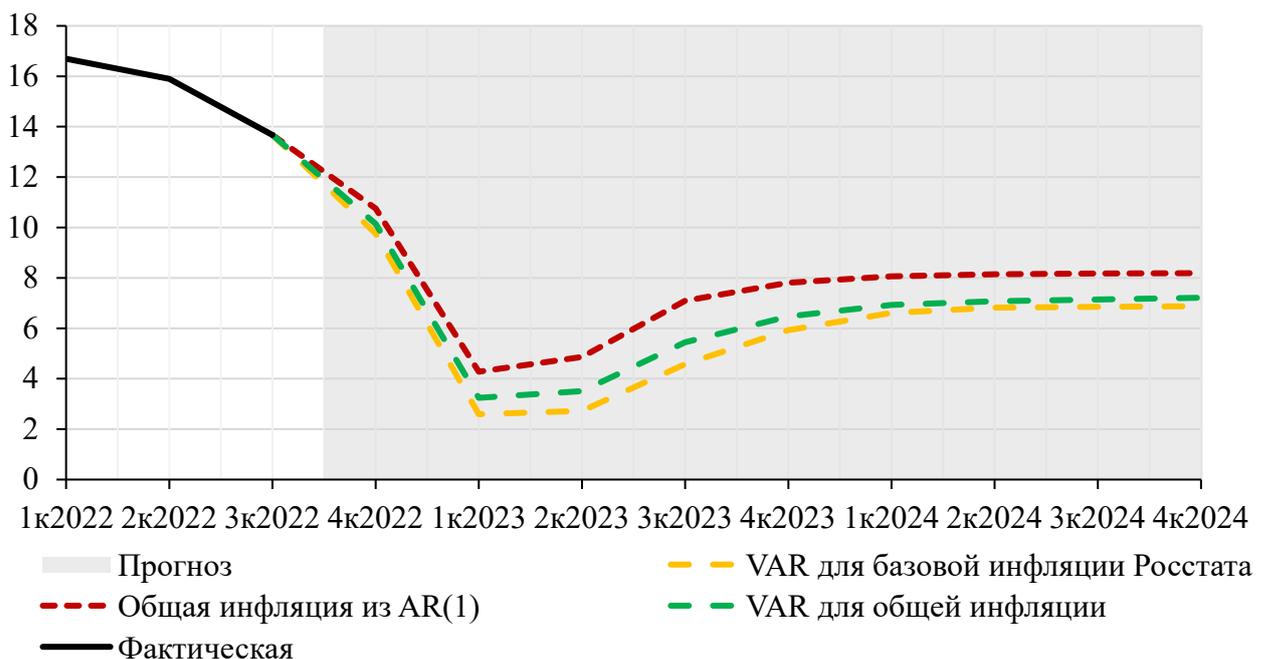


Рисунок 3. Прогнозы общей инфляции на 2023-2024, г/г %

Источник: расчеты авторов

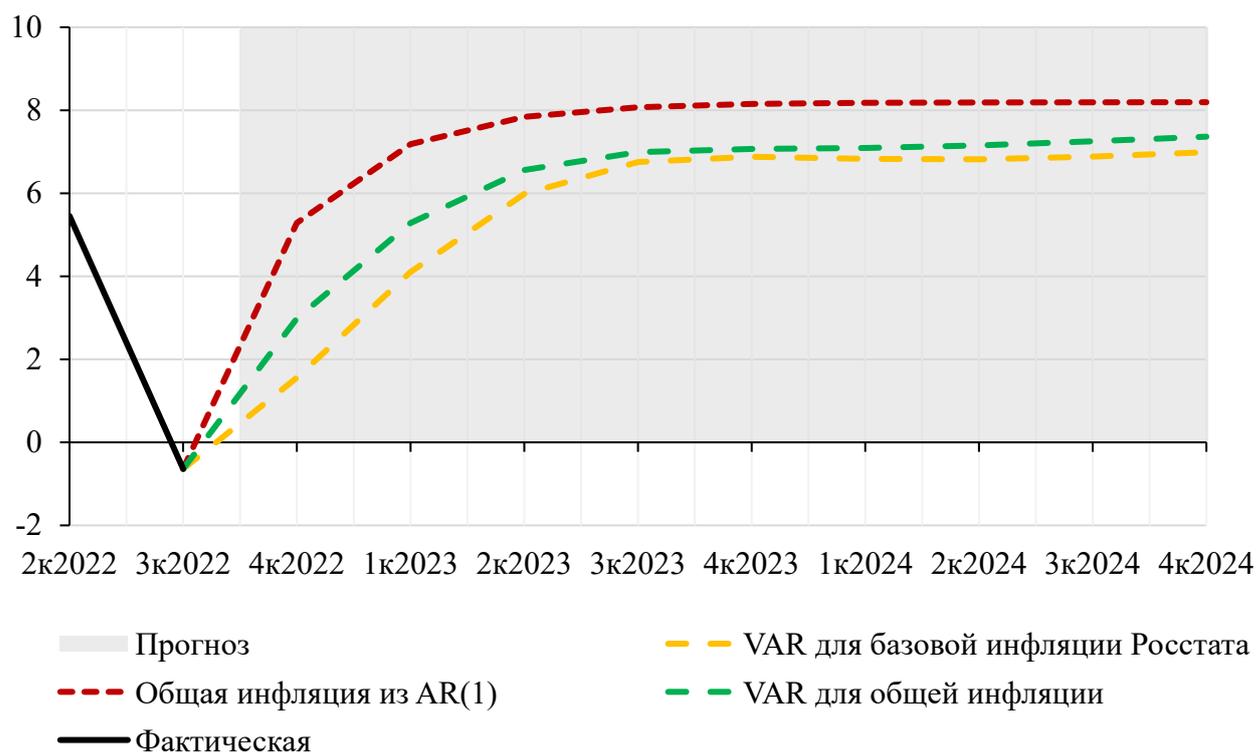


Рисунок 4. Прогнозы общей инфляции на 2023-2024, кв/кв % SAAR

Источник: расчеты авторов

Возникает логичный вопрос, какой версии прогноза общей инфляции уделять наибольшее внимание при принятии решения по ставке. Результаты, полученные в текущем исследовании, свидетельствуют в пользу прогноза общей инфляции на основе VAR модели для базовой инфляции (желтая линия), т.к. именно она в наибольшей степени отражает ценовое давление в экономике, которое будет нарастать до конца 2023 г., достигнув уровня 6,9% кв/кв SAAR в 4-м квартале 2023 г., а затем стабилизируется на 7% уровне. Если ориентироваться на прямой прогноз общей инфляции, полученный из модели AR(1), то это приведет к переоценке роста цен в четвертом квартале 2022 г. (5,3% кв/кв SAAR в сравнении с 1,6% кв/кв SAAR для устойчивой компоненты), а также к переоценке ценового давления на среднесрочном горизонте прогнозирования, в котором общая инфляция возвращается к своему выборочному среднему 8,2% кв/кв SAAR. Также неплохим ориентиром при среднесрочном прогнозировании является прямой прогноз общей инфляции на основе VAR модели, который также, как устойчивая компонента стабилизируется в окрестности 7% в среднесрочном периоде. Однако надо принимать во внимание тот факт, что при прогнозировании общей инфляции напрямую возникает зашумленность ценового давления, особенно на коротком горизонте прогнозирования.

3. Декомпозиция фактических и прогнозных значений устойчивой компоненты инфляции на факторы

Одним из критериев, которому должна соответствовать метрика базовой инфляции является экономическая интерпретируемость используемого показателя. Другими словами, полезный для целей денежно-кредитной политики показатель базовой инфляции должен обладать динамикой, которая тесно связана с фундаментальными макроэкономическими факторами, такими как разрыв выпуска, уровень безработицы, валютный курс и ставка процента. С целью тестирования этого критерия в текущем разделе проведена декомпозиция общей инфляции и базовой инфляции Росстата на макроэкономические факторы в парадигме VAR моделей.

Выделение вклада факторов инфляции является важным с точки зрения анализа причин роста цен, а также для понимания будущей динамики инфляции. Один из способов декомпозиции инфляции на факторы доступен в рамках VAR моделей путем исторической декомпозиции значений эндогенной переменной на шоки, как рассматриваемой переменной, так и других эндогенных показателей, входящих в VAR модель.

Формальный алгоритм исторической декомпозиции детально изложен в работе [15]. Рассмотрим его на примере модели векторной авторегрессии с одним лагом⁶. Записывается уравнение VAR(1) в матричном виде:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma), \quad (2)$$

где y_t ($n \times 1$) – вектор эндогенных переменных, A_1 ($n \times n$) – матрица коэффициентов перед лагом эндогенных переменных, ε_t ($n \times 1$) – вектор ошибок эндогенных переменных,

Σ ($n \times n$) – ковариационная матрица ошибок эндогенных переменных.

Отматывая в «прошлое» уравнение (2), можно получить представление эндогенных переменных в текущий момент времени через их значения в начальный момент времени и линейную комбинацию их ошибок с начального до t-1 периода времени:

$$\begin{aligned} y_t &= A_1 y_{t-1} + \varepsilon_t = A_1 (A_1 y_{t-2} + \varepsilon_{t-1}) + \varepsilon_t = \\ &= A_1 A_1 y_{t-2} + A_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t = A_1 A_1 (A_1 y_{t-3} + \varepsilon_{t-2}) + \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} = \\ &= A_1 A_1 A_1 y_{t-3} + \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + A_1 A_1 \varepsilon_{t-2} = (A_1)^t y_0 + \sum_{j=0}^{t-1} (A_1)^j \varepsilon_{t-j}, \end{aligned} \quad (3)$$

⁶ Этот алгоритм обобщается на модель с n эндогенными переменными и лагами в количестве p при этом происходит усложнение алгебраических вычислений.

Если собственные значения матрицы A_1 меньше единицы по модулю, то первое слагаемое $(A_1)^t y_0$ в уравнении (3) будет стремиться к нулю по мере удаления текущего момента времени t от начального. Эндогенные переменные постепенно «забывают» свои начальные значения, а их текущие уровни определяются происшедшими в прошлом структурными шоками, что позволяет разложить значения эндогенных переменных в каждый момент времени на вклад шоков этих эндогенных переменных.

Для анализа влияния макроэкономических факторов на инфляцию построены модели векторной авторегрессии с четырьмя эндогенными переменными: один из показателей инфляции (общая инфляция, либо базовая инфляция Росстата); разрыв выпуска, валютный курс рубля к доллару США⁷ и ставка процента.

Оценивание моделей и декомпозиция инфляции проводилось на временном интервале с 1-го квартала 2003 года по 2-й квартал 2022 года. Частота данных – квартальная. Показатели инфляции в этих моделях получены из сезонно-сглаженных базисных индексов потребительских цен и представлены в аннуализированном виде.

Для обеих метрик инфляции оптимальная глубина лага векторной модели авторегрессии, согласно информационным критериям, составляла 1 квартал. В *таблице 8* приведены собственные значения матрицы A для двух VAR(1) моделей, соответствующих разным показателям инфляции.

Таблица 8

Собственные значения матрицы A в модели векторной авторегрессии

Переменная	1 корень	2 корень	3 корень	4 корень
Общая инфляция	0,817	0,817	0,455	0,455
Базовая инфляция Росстата	0,818	0,818	0,498	0,498

Источник: расчеты автора

Так как все собственные значения по модулю меньше единицы, то модели векторной авторегрессии устойчивы, обратимы и могут быть представлены в виде скользящего среднего, что позволяет провести декомпозицию эндогенных переменных на шоки факторов.

Так как VAR-модели оценивались с константой (долгосрочный уровень инфляции), которая не несет информации о вкладе факторов в инфляцию, то декомпозиция

⁷ Представлен в прямой котировке: повышение показателя соответствует ослаблению рубля, понижение – укреплению.

проводилась для центрированных значений инфляции. На *рисунке 5* приведено разложение общей инфляции на вклад факторов в каждый момент времени.

Из *рисунка 5* следует, что разрыв выпуска вносил положительный вклад в динамику инфляции с 3-го квартала 2006 г. по 4-й квартал 2008 г., затем с 1-го квартала 2012 г. по 2-й квартал 2016 г., а также с 4-го квартала 2018 г. по 1-й квартал 2020 г. и с 3-го квартала 2021 г. по 2-й квартал 2022 г. Существенный отрицательный вклад разрыва выпуска в инфляцию наблюдался в кризисные моменты и периоды посткризисного восстановления: мировой финансовый кризис 2008 г. обеспечил отрицательный вклад разрыва выпуска в инфляцию с 1-го квартала 2009 г. по 3-й квартал 2011 г., а последствия пандемии коронавируса с 2-го квартала 2020 г. по 2-й квартал 2021 г. Также отрицательный вклад в инфляцию разрыв выпуска вносил в период активного восстановления российской экономики с 2003 г. по 1-й квартал

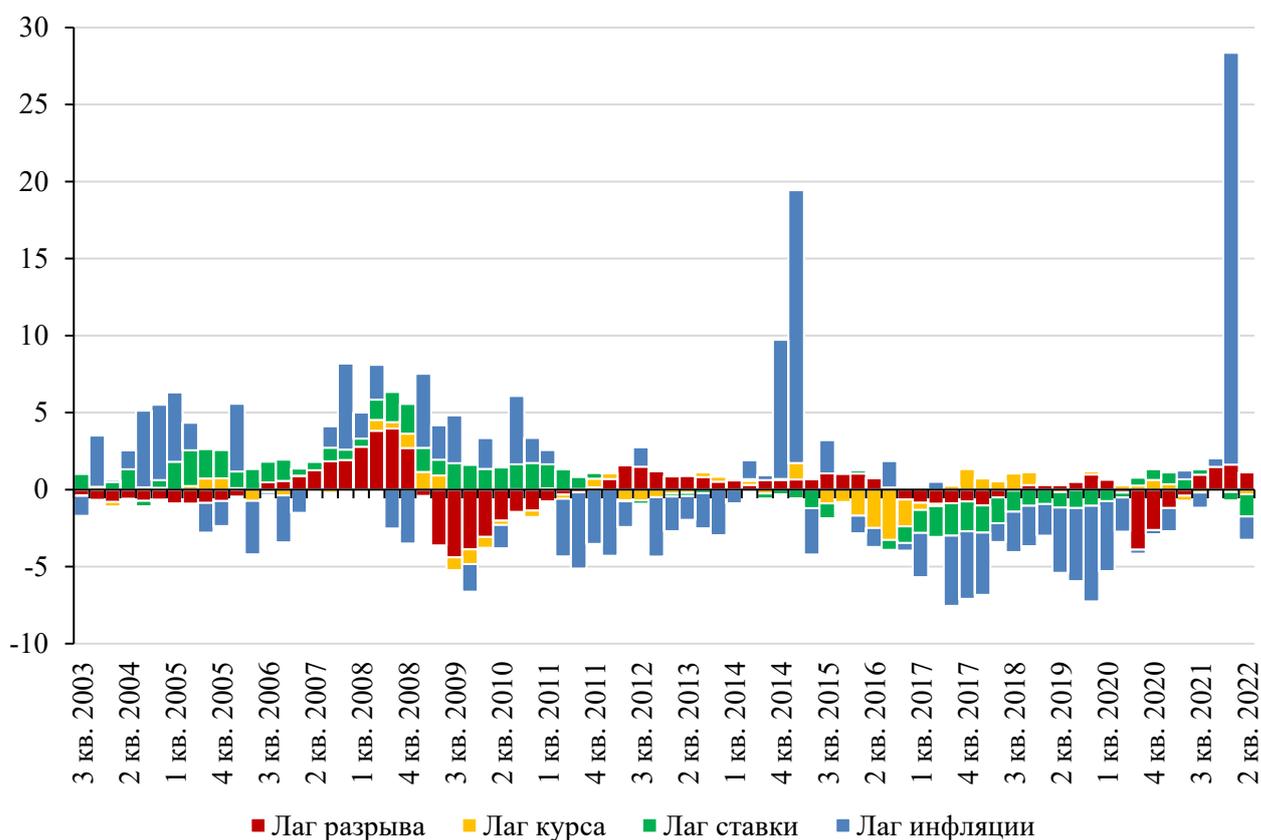


Рисунок 5. Декомпозиция общей центрированной инфляции (SAAR) на факторы, П.П.

Источник: расчеты авторов.

2006 г. и период стагнации российской экономики с 4-го квартала 2016 г. по 2-й квартал 2018 г.

Помимо вклада разрыва выпуска из рисунка 5 следует, что валютный курс рубля к доллару США вследствие эффекта переноса приводил к ускорению инфляции в периоды: с 2-го квартала 2008 г. по 2-й квартал 2009 г., 1-й квартал 2015 г. и наиболее продолжительный отрезок времени с 3-го квартала 2017 г. по 1-й квартал 2021 г. Таким образом, большую часть периода таргетирования инфляции и режима плавающего курса эффект переноса вносил положительный вклад в инфляцию. Однако величина вклада от ослабления рубля даже в пиковые моменты (4к2017) не превышала 1,5 п.п. в квартальную аннуализированную инфляцию. Наибольший отрицательный вклад от укрепления курса в общую инфляцию наблюдался в период его возврата к равновесным значениям после резкого обесценения (перелета) в конце 2014 г., этот период продолжался с 3-го квартала 2015 г. по 1-й квартал 2017 г. Также отрицательный вклад курс вносил после окончания острой фазы мирового финансового кризиса: в период с 3-го квартала 2009 г. по 2-й квартал 2011 г.

Динамика ставки денежно-кредитной политики в период с 2003 г. до конца 2011 г. вносила положительный вклад в инфляцию, однако с 3-го квартала 2014 г. устойчиво перешла в отрицательную зону, в которой оставалась до 2-го квартала 2020 г., когда с целью стимулирования спроса в пандемию коронавируса ключевая ставка активно снижалась, достигнув значения 4,25% (находилась на этом уровне с 24 июля 2020 г. до 19 марта 2021 г.). Вновь сдерживающей инфляцию денежно-кредитная политика стала с 4-го квартала 2021 г. Таким образом, в период инфляционного таргетирования мягкая денежно-кредитная политика в российской экономике продолжалась всего пять кварталов: 3-4 кварталы 2020 г. и 1-3 кварталы 2021 г. В остальное время ключевая ставка Банка России вносила отрицательный вклад в темп роста потребительских цен, который на пике (3-й квартал 2017 г.) вычитал 2,1 п.п. из квартальной аннуализированной инфляции.

На графике декомпозиции выделяются периоды резких ценовых шоков, происходивших в конце 2014 – начале 2015 гг., а также в 1-м квартале 2022 г. Последний шок вносил в квартальную аннуализированную инфляцию порядка 27 п.п., что эквивалентно однократному резкому росту потребительских цен на 6,2%. Этот результат близок к оценкам, полученным в работе [16]. В период относительно низкой инфляции 2017-2019 гг., согласно приведенной декомпозиции, ценовые шоки вносили отрицательный вклад в квартальную инфляцию.

Представленная декомпозиция общей инфляции в целом согласуется с экономической интуицией и динамикой экономической активности в российской экономике за исключением некоторых эпизодов ослабления курса рубля к доллару США, в которые, согласно модели, вклад курса в инфляцию был отрицательным, в частности в период 3-го квартала 2015 г. – второго квартала 2016 г.

На *рисунке 6* приведена декомпозиция центрированной квартальной аннуализированной базовой инфляции Росстата на шоки эндогенных переменных. Периоды отрицательного и положительного вклада шоков макроэкономических факторов в базовую инфляцию в большинстве случаев совпадают с моментами времени позитивных и негативных вкладов этих же факторов в общую инфляцию. Незначительно отличаются периоды и величины вклада курса рубля в базовую инфляцию по сравнению с общей. Так курс вносил отрицательный вклад в базовую инфляцию на протяжении всего 2015 г., когда происходило его последовательное ослабление.

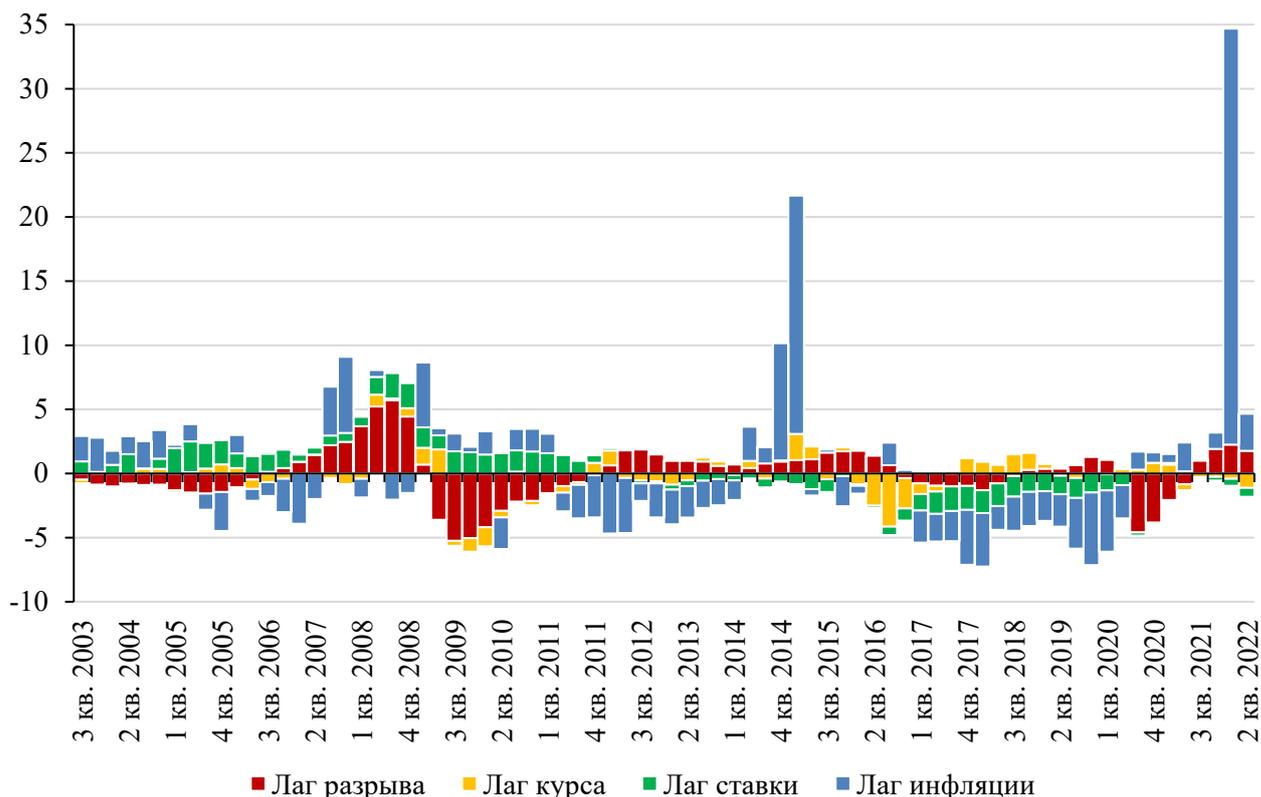


Рисунок 6. Декомпозиция базовой центрированной инфляции (SAAR) на факторы,

п.п.

Источник: расчеты авторов.

Этот результат является более интуитивным, чем при разложении базовой инфляции. Также более выражен эффект переноса ослабления рубля в период пандемии

в базовую инфляцию в конце 2020 г. – начале 2021 г., и укрепления рубля во 2-м квартале 2022 г. в замедление базовой инфляции 2-го квартала (подорожавший рубль вычитал из базовой аннуализированной инфляции 2-го квартала 1,1 п.п.). Также для базовой инфляции, рассчитываемой Росстатом положительный вклад курса более выражен в период перехода к свободно плавающему курсу в конце 2014 г., когда пиковое значение вклада этой переменной в квартальную аннуализированную инфляцию достигало 2,0 п.п. (в 1-м квартале 2015 г.). В первой половине 2009 г. (после значительного ослабления курса в четвертом квартале 2008 г. в результате острой фазы мирового финансового кризиса для российской экономики) вклад курса в базовую инфляцию также оказался большим, чем в общую инфляцию. Таким образом в периоды резких скачков обменного курса его вклад в показатель базовой инфляции оказывается больше, чем в общую инфляцию (т.е. базовая инфляция более чувствительна к резким изменениям курса, чем общая инфляция).

Однако с точки зрения денежно-кредитной политики гораздо важнее различия вклада разрыва выпуска в общую и базовую инфляцию. В среднем базовая инфляция более чувствительна к разрыву выпуска, чем общая (чувствительность выше примерно на 45%).

На *рисунке 7* приведено сравнение вкладов шока разрыва выпуска в базовую и общую инфляцию в период инфляционного таргетирования. Из рисунка следует, что для подавляющего большинства периодов вклад разрыва выпуска в базовую инфляцию был выше, чем в общую (красные столбики длиннее желтых). Наибольший отрицательный вклад в инфляцию (на этом подпериоде) разрыв выпуска вносил в период пандемии коронавируса (3к2020-2к2021), вычитая из квартальной аннуализированной базовой инфляции от 4,6 п.п. до 0,8 п.п. Начиная с середины 2021 г. и до середины 2022 г. вклад разрыва выпуска в динамику инфляции был положительным.

Сравнение декомпозиций базовой и общей инфляции показало, что более интуитивной с экономической точки зрения является разложение на факторы показателя базовой инфляции, также этот показатель более чувствителен к разрыву выпуска, а, следовательно, в большей степени подвержен воздействию монетарной политики.

Вклад разрыва выпуска в общую и базовую инфляцию,
п.п.

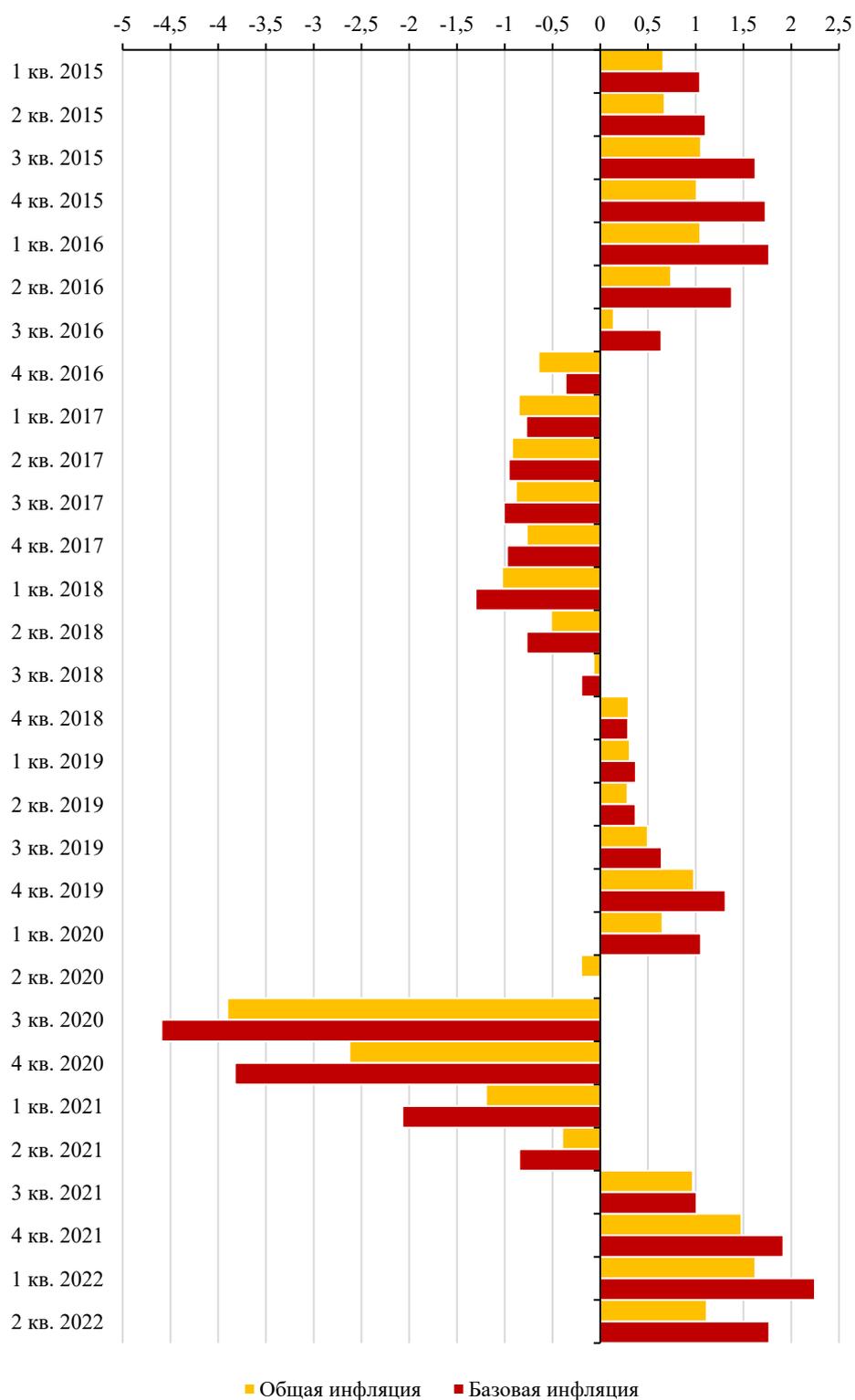


Рисунок 7. Вклад разрыва выпуска в общую и базовую инфляцию, п.п.
Источник: Расчеты авторов, Росстат.

Заключение

В текущей научно-исследовательской работе внимание было сосредоточено на показателях базовой инфляции, полученных в рамках метода исключения: базовой инфляции, публикуемой Росстатом, и инфляции за исключением плодоовощной продукции, нефтепродуктов и услуг ЖКХ.

Предпочтение тому или иному показателю базовой инфляции отдается на основе эмпирических тестов и критериев, которым должна удовлетворять хорошая метрика устойчивой инфляции. Критериев и тестов в современной литературе разработано большое количество, но их можно разделить на 3 группы: статистические критерии (предполагают, что показатель базовой инфляции соответствует определенным статистическим свойствам и характеристикам); прогностические критерии (оценивают способность показателя базовой инфляции прогнозировать будущие ценовые тенденции); критерии экономической интерпретируемости (возможность объяснить динамику показателя базовой инфляции с помощью фундаментальных макроэкономических переменных).

В работе рассматриваемые метрики базовой инфляции проверялись на соответствие 2-й и 3-й группе критериев. Первая группа критериев подробно изучена в российской литературе, а консенсусом является тот факт, что показатели базовой инфляции занижают фактический темп роста цен в 2002-2022 гг. Если бы один из этих показателей использовался Банком России в качестве таргета по инфляции, то это привело бы к завышению уровня покупательной способности среднестатистического российского потребителя по сравнению с использованием общего индекса потребительских цен. Если задачей монетарных властей является поддержание устойчивой инфляции с целью обеспечения определенной покупательной способности населения, то в качестве таргета логичнее использовать инфляцию, измеренную на основе общего уровня цен.

Однако таргетирование общей инфляции вовсе не означает, что и прогнозировать эффективнее именно этот показатель. Одним из критериев, которым должна удовлетворять хорошая метрика базовой инфляции, является ее способность прогнозировать/предсказывать будущие значения общей инфляции, желательно, чтобы прогноз общей инфляции на основе базовой был точнее, чем прямой прогноз общей инфляции.

В ходе исследования установлено, что метрики базовой инфляции: Росстата и инфляции с исключением плодоовощной продукции, нефтепродуктов и услуг ЖКХ лучше прогнозируют общую инфляцию на горизонте до года, чем текущие значения общей инфляции. Таким образом, в качестве краткосрочного прогноза общей инфляции в российской экономике целесообразно использовать прогноз одного из показателей базовой инфляции на соответствующий горизонт. Кроме того, в рамках определенного класса моделей (например, VAR моделей) лучшая точность прогноза достигается при использовании прогноза базовой инфляции вместо прогноза общей инфляции.

Что касается соответствия критерию экономической интерпретируемости и возможности объяснить динамику цен с помощью изменений фундаментальных факторов, то наилучшие результаты достигаются при использовании базовой инфляции Росстата. Базовая инфляция имеет большую чувствительность к разрыву выпуска (чем общая инфляция), а также характеризуется соответствующей экономической интуиции исторической декомпозицией на факторы.

Таким образом, если задачей монетарных властей является декомпозиция динамики будущей инфляции по факторам, обуславливающим рост цен, то более предпочтительным будет использование прогноза базовой инфляции Росстата, т. к., во-первых, его прогноз в модели векторной авторегрессии будет точнее, чем прогноз общей инфляции. Во-вторых, историческая декомпозиция базовой инфляции на факторы в рамках VAR модели будет в большей степени соответствовать экономической интуиции, чем декомпозиция общей инфляции.

Практические рекомендации при проведении денежно-кредитной политики, полученные в рамках текущего исследования можно резюмировать следующим образом.

Во-первых, целесообразно в качестве среднесрочного таргета продолжать использовать показатель общей инфляции, т.к. метрики базовой инфляции занижают рост потребительских цен на долгосрочном горизонте.

Во-вторых, в целях краткосрочного прогнозирования на основе одномерных моделей выгоднее использовать прогноз базовой инфляции, рассчитываемой Росстатом, вместо прогноза общей инфляции.

В-третьих, для факторного анализа причин инфляции на историческом горизонте лучше использовать показатель базовой инфляции Росстата.

В-четвертых, если требуется построить прогноз будущей инфляции на основе факторной модели, то для этой цели выгоднее, с точки зрения точности, использовать прогноз базовой инфляции Росстата, вместо прямого прогнозирования общей инфляции.

Благодарности

Материал подготовлен в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС»

Список источников

1. Deryugina E., Ponomarenko E., Sinyakov A., and Sorokin C., "Evaluating underlying inflation measures for Russia," *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economie*, Vol. 11, No. 2, 2018. pp. 124-145.
2. Дементьев А.В., Бессонов И.О., "Индексы базовой инфляции в России," *Экономический журнал Высшей школы экономики*, Т. 16, № 1, 2012. С. 58-87.
3. Сапова А., "Сравнительный анализ показателей базовой инфляции для России," *Статистика и экономика*, № 5, 2016. С. 63-71.
4. Amstad M., Potter S., and Rich R., "The New York Fed Staff Underlying Inflation Gauge (UIG)," *Economic Policy Review*, No. 23-2, 2017. pp. 1-32.
5. Bryan M., Cecchetti S., "The consumer price index as a measure of inflation," *NBER*, No. Working Paper 4505, October 1993. pp. 1-23.
6. Eckstein O. Core inflation. Prentice Hall, 1981. 121 pp.
7. Parkin M., "On core inflation by Otto Eckstein: A review essay," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 4, No. 2, 1984. pp. 251-264.
8. Marques C., Neves P., and Sarmento L., "Evaluating core inflation indicators," *Economic modelling*, Vol. 20, No. 4, 2003. pp. 765-775.
9. Le Bihan H., Sedillot F., "Do core inflation measures help forecast inflation?: Out-of-sample evidence from French data," *Economics Letters*, Vol. 69, No. 3. pp. 261-266.
10. Bermingham C., D'Agostino A., "Understanding and forecasting aggregate and disaggregate price dynamics," *Empirical Economics*, Vol. 46, No. 2, 2014. pp. 765-788.
11. Pincheira-Brown P., Selaive J., and Nolazco J., "Forecasting inflation in Latin America with core measures," *International Journal of Forecasting*, Vol. 35, No. 3, 2019. pp. 1060-1071.
12. Crone T., Khettry N., Mester L., and Novak J., "Core measures of inflation as predictors of total inflation," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 45, No. 2-3, 2013. pp. 505-519.
13. Faust J., Wright J. Forecasting inflation // In: Handbook of economic forecasting. Elsevier, 2013. pp. 2-56.
14. Liu D., Smith J., "Inflation forecasts and core inflation measures: Where is the information on future inflation?," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 54, No. 1, 2014. pp. 133-137.
15. Dieppe A., Legrand R., Van Roye B. The BEAR toolbox. ECB, 2016. Working Paper 1934.
16. Перевышин Ю., "Краткосрочное прогнозирование инфляции в российской экономике," *Экономическая политика*, Т. 17, № 5, 2022. С. 1-18.

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