

Помогают ли инфляционные ожидания аналитиков прогнозировать инфляцию в российской экономике¹

Юрий Перевышин, РАНХиГС

perevyshin-yn@ranepa.ru

В работе проанализирована точность инфляционных ожиданий аналитиков из консенсус-прогноза Центра развития НИУ «Высшая школа экономики» при их использовании в качестве прямого прогноза инфляции. Консенсус-прогноз уступает по точности одномерным эконометрическим моделям прогнозирования на горизонте в 6–8 кварталов и не превосходит модельные прогнозы на более коротких горизонтах. Среднесрочные ожидания профессиональных прогнозистов в российской экономике закорены на цели Банка России в 4% с 2017 г. Использование инфляционных ожиданий аналитиков не приводит к существенному улучшению точности прогноза инфляции в рамках кривой Филлипса в российской экономике на протяжении последних пяти лет. Итеративное прогнозирование инфляции в рамках кривой Филлипса оказывается точнее, чем построение прямого прогноза, прогноза на основе модели векторной авторегрессии первого порядка, а также модели случайного блуждания.

Ключевые слова:

инфляционные ожидания, инфляция, денежно-кредитная политика, кривая Филлипса, прогнозирование инфляции, одномерные модели временных рядов, точность прогноза

JEL Codes: E31, E37, C53, D84

Цитирование:

Perevyshin, Y. (2024). Analysts' Inflation Expectations vs Univariate Models of Inflation Forecasting in the Russian Economy. *Russian Journal of Money and Finance*, 83(2), pp. 54–76.

1. Введение

Важную роль в повышении действенности мер и работоспособности трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики играет динамика инфляционных ожиданий. Эта роль обычно отражается в «канале ожиданий», через который инфляционные ожидания экономических агентов оказывают влияние на установление цен и заработной платы. Не менее важными как с практической, так и с теоретической точки зрения являются вопросы о том, содержится ли в текущих инфляционных ожиданиях экономических агентов информация о будущей инфляции.

¹ Автор выражает благодарность двум анонимным рецензентам за ценные комментарии, которые позволили улучшить работу.

Статья подготовлена в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС.

Для ответа на этот вопрос можно использовать инфляционные ожидания в качестве прямого прогноза инфляции и анализировать, с какой точностью они были способны предсказать реализовавшуюся фактическую инфляцию. В эмпирической литературе имеются неоднозначные выводы по точности прямого прогноза инфляционных ожиданий. Например, в работе Ang et al. (2007) на данных США показано, что инфляционные ожидания профессиональных прогнозистов и домохозяйств, основанные на опросах, превосходят по точности интегрированные модели авторегрессии – скользящего среднего (Autoregressive Integrated Moving Average, ARIMA), а также прогнозы на основе кривой Филлипса и моделей векторной авторегрессии (Vector Autoregression, VAR). Однако более позднее исследование Trehan (2015) выявило, что точность прогнозов инфляции, полученных из опросов домохозяйств и профессиональных прогнозистов, ухудшилась и простые авторегрессионные (Autoregressive, AR) модели стали превосходить их по точности. Согласно исследованию Bauer and McCarthy (2015), в США инфляционные ожидания, полученные из показателей финансового рынка (индексируемых на инфляцию облигаций, инфляционных свопов), имели меньшую точность, чем прогноз инфляции на основе модели случайного блуждания (Random Walk, RW), простого постоянного уровня в 2%, а также прогноза, основанного на опросах профессиональных прогнозистов. В рамках обзора наиболее часто используемых для прогнозирования моделей Faust and Wright (2013) на данных США показали, что краткосрочные прогнозы инфляции, основанные на опросах профессиональных прогнозистов, превосходят по точности модельные прогнозы инфляции. Verbrugge and Zaman (2021) выявили, что наиболее близкими к фактической инфляции оказываются инфляционные ожидания аналитиков из опросов Blue Chip², а наиболее далекими – ожидания домохозяйств. В работе Cho and Oh (2023) на данных Южной Кореи показано, что точность ожиданий профессиональных прогнозистов и показателя вмененной инфляции находилась на уровне, сопоставимом с точностью наивного прогноза на основе RW, и превосходила точность прогноза, построенного на основе ожиданий домохозяйств. В работе Baumann et al. (2021) на данных по еврозоне проводилось сравнение точности прогнозов аналитиков, ожиданий из показателей финансового рынка с точностью прогнозов AR- и RW-моделей и постоянного прогноза в 2%. Результаты указывают на то, что ошибка прогноза аналитиков выше, чем ошибка AR(1)-модели, но меньше, чем у RW-модели и у прогноза постоянного уровня инфляции в 2%.

Помимо прямого прогноза инфляционные ожидания могут использоваться в качестве предикторов в факторных моделях прогнозирования инфляции. В современных теоретических моделях инфляционные ожидания играют важную роль в определении текущей и будущей инфляции, а их изменение зачастую транслируется в инфляцию в соотношении 1:1. Однако в эмпирической литературе отсутствует общепризнанное мнение о том, помогает ли включение инфляционных ожиданий улучшать прогнозы факторных моделей и какие ожидания наиболее релевантны для целей прогнозирования инфляции.

Как правило, для ответа на вопрос о прогностической способности инфляционных ожиданий проводится сравнение точности прогнозов инфляции с учетом и без учета инфляционных ожиданий с использованием моделей, построенных

² См. <https://www.wolterskluwer.com/en/solutions/blue-chip>

в парадигме кривой Филлипса или в рамках VAR-подхода. Примерами таких исследований являются работы Atkeson and Ohanian (2001), Stock and Watson (1999, 2008), Faust and Wright (2013), посвященные прогнозированию инфляции в американской экономике, а также работы Baumann et al. (2021), Bańbura and Bobeica (2022), 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 прогнозов достигается при использовании инфляционных ожиданий экспертов или показателей финансового рынка, причем на средне- и долгосрочном горизонте, однако этот выигрыш является небольшим. Использование ожиданий потребителей и фирм, а также краткосрочных ожиданий прогнозистов в еврозоне не повышает точность модельных прогнозов инфляции (Bańbura et al., 2021; Baumann et al., 2021). 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. Bańbura et al. (2021) также установлено, что эта величина снижается после кризиса суверенного долга в периферийных странах еврозоны. Этот вывод подтверждается в работе Bańbura and Bobeica (2022), авторы которой обнаружили, что включение долгосрочных ожиданий прогнозистов в модель значительно повышает точность прогнозов инфляции с начала 2000-х гг. до начала периода низкой инфляции 2013–2014 гг., на временном отрезке после 2014 г. включение этих ожиданий снижает точность прогноза инфляции.

В фокусе текущего исследования находятся инфляционные ожидания аналитиков в российской экономике. Сравняется точность прямого прогноза на основе кратко- и среднесрочных ожиданий экспертов с прогнозами инфляции одномерных бенчмарк-моделей, проводится сравнение точности прогноза инфляции с учетом и без учета инфляционных ожиданий аналитиков в парадигме кривой Филлипса (при прямом и итеративном методе прогнозирования), а также в рамках VAR-моделей на данных российской экономики.

2. Описание данных и методики

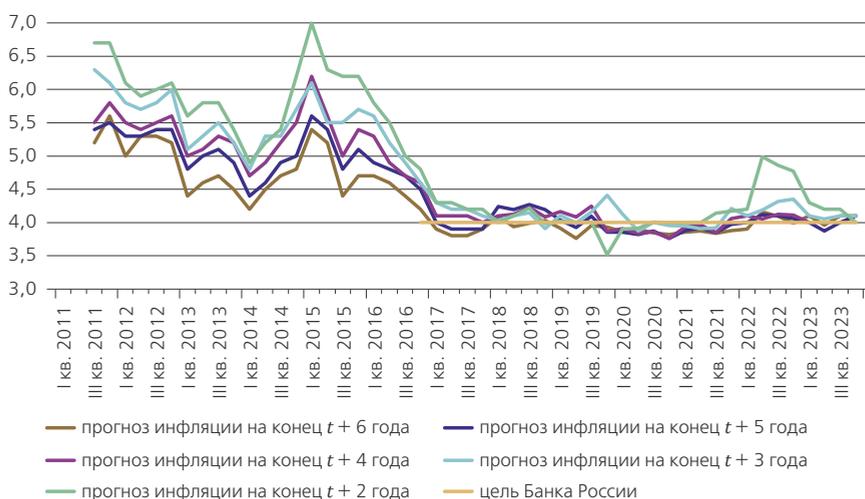
Одним из источников информации об инфляционных ожиданиях профессиональных прогнозистов в российской экономике, имеющих продолжительный временной охват, является ежеквартальный опрос, проводимый Центром развития НИУ «Высшая школа экономики» (ЦР НИУ ВШЭ)³. Опрос начал проводиться с I квартала 2000 г. Консенсус-прогноз в рамках этого опроса определяется на основе среднего значения прогнозов. В первом опросе приняли участие 10 экспертов, представлявших финансовые компании и научно-исследовательские центры и институты, к концу 2000 г. количество экспертов возросло до 19. В 2003–2007 гг. в опросе участвовали 25–35 представителей российских и международных финансовых организаций, крупнейших российских компаний реального сектора экономики, научно-исследовательских центров и институтов. В 2010-е гг. количество участников опроса стабилизировалось

³ См. https://dcenter.hse.ru/consensus_forecast (дата обращения: 12.12.2023).

в районе 20–25. В феврале 2022 г. в опросе ЦР НИУ ВШЭ участвовали 26 респондентов, в мае их количество сократилось до 23. Начиная с III квартала 2022 г. ЦР НИУ ВШЭ перестал раскрывать информацию об участниках своего опроса.

В первоначальной версии опроса ЦР НИУ ВШЭ аналитикам задавались вопросы об уровне инфляции на конец текущего года и на конец следующего года. Недостаток такого подхода в том, что по мере проведения опросов внутри года происходит сужение временного горизонта инфляционных ожиданий: так, отвечая на вопрос об уровне инфляции к концу текущего года в I квартале, аналитики формируют инфляционные ожидания на год, а когда необходимо ответить на этот же вопрос в IV квартале, то горизонт инфляционных ожиданий сокращается до одного квартала, так как аналитикам уже известна фактическая инфляция за девять месяцев. В III квартале 2011 г. в опрос были добавлены вопросы о средне- и долгосрочных инфляционных ожиданиях: на конец $t + 2$, $t + 3$, $t + 4$, $t + 5$ и $t + 6$ года, где t – год проведения опроса (Рис. 1).

Рисунок 1. Среднесрочные инфляционные ожидания консенсус-прогноза аналитиков, %



Источник: ЦР НИУ ВШЭ

По мере увеличения горизонта прогнозирования снижается среднее значение и волатильность инфляционных ожиданий (см. Табл. 1). Стандартное отклонение инфляционных ожиданий на шестилетнем горизонте в 2 раза меньше, чем на двухлетнем.

Начиная с 2017 г. инфляционные ожидания на горизонте три года и более не выходят из диапазона 3,5–4,5%, а двухлетние инфляционные ожидания вышли из этого диапазона только после инфляционного всплеска в I квартале 2022 г., однако уже в I квартале 2023 г. снизились до 4,3%. Это указывает на заякоренность среднесрочных инфляционных ожиданий профессиональных прогнозистов на цели Банка России в 4%, о чем говорится в работе Грищенко и др. (2022). Аналитики уверены в том, что, несмотря на возможные ценовые шоки и повышенный инфляционный фон в текущем периоде, в среднесрочной перспективе Банк России сможет вернуть инфляцию к цели.

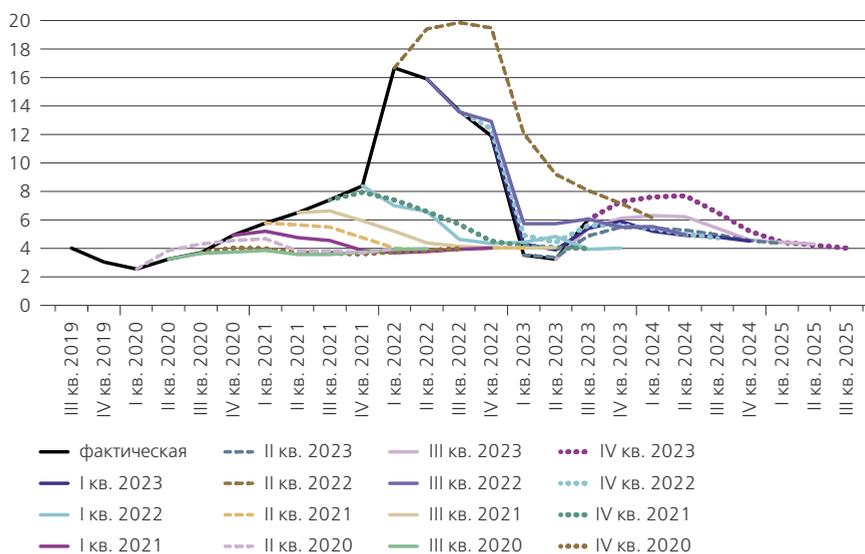
Таблица 1. Характеристики инфляционных ожиданий консенсус-прогноза аналитиков на разных временных горизонтах в период с III квартала 2011 г. по IV квартал 2023 г.

	Горизонт прогнозирования, годы						
	t	$t + 1$	$t + 2$	$t + 3$	$t + 4$	$t + 5$	$t + 6$
Среднее	6,7	5,2	4,9	4,7	4,6	4,4	4,3
Стандартное отклонение	3,4	1,3	1,0	0,8	0,7	0,6	0,5
Минимум	2,6	3,4	3,5	3,9	3,8	3,8	3,8
Максимум	20,1	7,6	7,0	6,3	6,2	5,6	5,6
Минимум с 2017 г.	2,6	3,4	3,5	3,9	3,8	3,8	3,8
Максимум с 2017 г.	20,1	7,6	5,0	4,4	4,2	4,3	4,2

Источник: ЦР НИУ ВШЭ, расчеты автора

Начиная со II квартала 2020 г. ЦР НИУ ВШЭ стал собирать не только годовые, но и квартальные прогнозы, в том числе по инфляции на текущий и семь последующих кварталов. Опрос проводится, как правило, в середине квартала, поэтому экспертам доступна информация о фактической инфляции за первый месяц квартала, но они не знают, какой уровень инфляции сложится по его итогам. В целом формат опроса похож на тот, который проводит Федеральный резервный банк Филадельфии в США – Survey of Professional Forecasters (SPF), отличие состоит в том, что опрос SPF предполагает ответы о динамике будущей инфляции в терминах квартального сезонно сглаженного аннуализированного (SAAR) темпа роста потребительских цен, а в опросе ЦР НИУ ВШЭ эксперты дают прогноз годовой (за 12 прошлых месяцев) инфляции, которая, по их мнению, сложится в конце соответствующего квартала (Рис. 2).

Рисунок 2. Фактическая годовая инфляция и квартальный консенсус-прогноз по данным опроса ЦР НИУ ВШЭ, %



Источник: Росстат, ЦР НИУ ВШЭ

Из Рис. 2 следует, что с IV квартала 2020 г. по I квартал 2022 г. инфляционные ожидания аналитиков оказывались ниже фактической инфляции, а после произошедшего в марте 2022 г. ценового шока начиная со II квартала 2022 г. – выше. Среднесрочные инфляционные ожидания аналитиков (на 6–8 кварталов вперед) до II квартала 2022 г. находились на цели Банка России в 4% (то есть были заякорены). Однако во II квартале 2022 г. уверенность аналитиков в том, что регулятор сможет вернуть инфляцию к цели на горизонте двух лет, пошатнулась, и двухлетние ожидания выросли до 6,1%, однако уже к I кварталу 2023 г. снизились до 4,5%.

Еще одним источником информации об инфляционных ожиданиях профессиональных прогнозистов в российской экономике является опрос агентства «Интерфакс», в рамках которого ежемесячно с 2005 г. экспертов просят спрогнозировать годовую инфляцию в конце текущего и следующего годов. Неудобством такого подхода к проведению опроса (как и в первоначальной версии опросов ЦР НИУ ВШЭ) является постоянно сужающийся временной горизонт, на который формируется прогноз: в январе эксперты, отвечая на вопрос об инфляции на конец текущего и следующего годов, формируют ожидания на 12 и 24 месяца соответственно, а в декабре горизонт прогноза сужается до 1 и 13 месяцев соответственно. Поэтому для корректного сопоставления консенсус-прогноза «Интерфакса» и модельных прогнозов подходят прогнозы, сделанные в январе, что приводит к годовой частотности данных. База данных с консенсус-прогнозом «Интерфакса» предоставляется по запросу, что затрудняет репликацию результатов. Тем не менее мы провели расчет точности консенсус-прогноза «Интерфакса» по критерию среднеквадратической ошибки (Root Mean Squared Error, RMSE) на двух горизонтах – 12 и 24 месяца начиная с 2006 г. и аналогичный расчет по базе данных консенсус-прогноза ЦР НИУ ВШЭ. Точность прогнозов оказалась сопоставимой; наблюдается лишь небольшой перевес в точности у прогнозов ЦР НИУ ВШЭ: на горизонте один год – на 0,1 процентного пункта (п. п.), а на горизонте два года – на 0,2 п. п.

Таблица 2. Сравнение RMSE консенсус-прогнозов «Интерфакса» и ЦР НИУ ВШЭ

Консенсус-прогноз	RMSE прогноза (п. п.) на горизонте	
	1 год	2 года
ЦР НИУ ВШЭ	2,4	3,0
Интерфакс	2,5	3,2

Источник: «Интерфакс», ЦР НИУ ВШЭ, расчеты автора

Этот результат довольно ожидаем, так как почти все участники опроса «Интерфакса» являются участниками опроса ЦР НИУ ВШЭ. Однако опрос ЦР НИУ ВШЭ охватывает больше респондентов (в опросах «Интерфакса» их количество не превышает 20 и зачастую составляет около 10 респондентов).

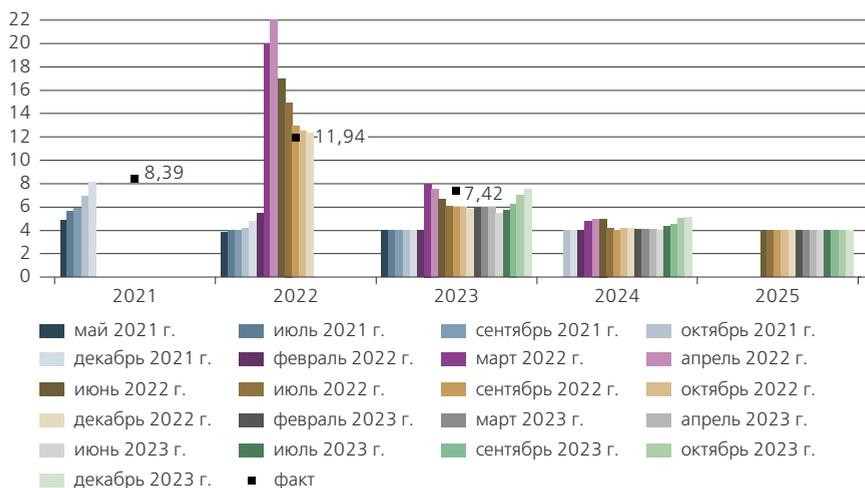
С мая 2021 г. опрос аналитиков, в том числе об инфляционных ожиданиях, проводит Банк России⁴. Опросы проводятся примерно за две недели до плановых заседаний по ключевой ставке, поэтому к концу 2023 г. общее количество проведенных опросов составило 21. В этих опросах принимают участие крупнейшие представители финансовой сферы, а также исследовательские институты, центры и авторы

⁴ См. https://www.cbr.ru/statistics/ddkp/mo_br/

Telegram-каналов экономической направленности. Аналитиков просят спрогнозировать инфляцию на конец текущего и два последующих года (в середине года добавляется прогноз на третий год). Консенсусом является медиана.

На Рис. 3 приведены инфляционные ожидания аналитиков из опроса Банка России. Из опросных данных с мая 2021 г. по февраль 2022 г. следует, что аналитики были уверены в том, что Банк России вернет инфляцию к 4% уже к концу 2023 г. (см. Рис. 3). Однако в марте – апреле 2022 г., в период рекордной за последние 20 лет месячной инфляции, ожидания аналитиков по инфляции к концу 2024 г. (то есть на горизонте 2,5 года) выросли до 5%. На этом же уровне они оставались и в июне 2022 г., при этом ожидания по инфляции к концу 2025 г. вернулись к целевому уровню. Однако уже к июлю 2022 г., после минимальной за всю историю наблюдений месячной инфляции в мае и июне 2022 г., ожидания аналитиков по темпу роста потребительских цен к концу 2024 г. вернулись к 4% и оставались вблизи этого уровня вплоть до сентября 2023 г. (когда выросли до 4,5%), а к концу 2023 г. повысились до 5,1%. При этом инфляционные ожидания аналитиков на 2025 г. в период с июля 2022 г. по декабрь 2023 г. оставались закоренными на цели Банка России.

Рисунок 3. Консенсус-прогноз инфляции на конец года по опросу Банка России и фактическая инфляция, декабрь к декабрю, %



Источник: Банк России, Росстат

Из-за того что консенсус-прогноз в опросах Банка России строится на конец года, а опрос начал проводиться в середине 2021 г., его точность можно рассчитывать максимум по трем точкам, так как на момент проведения исследования фактические данные об инфляции на конец года известны за 2021, 2022 и 2023 гг. Покажем, что консенсус-прогноз в опросах Банка России по инфляции на конец текущего года является не лучшим, чем консенсус-прогноз по опросу ЦР НИУ ВШЭ, сделанный в сопоставимый момент времени. В Табл. 3 приведены значения инфляции из консенсус-прогноза в опросах Банка России и ЦР НИУ ВШЭ на конец соответствующего года, сделанные в середине II, III и IV кварталов,

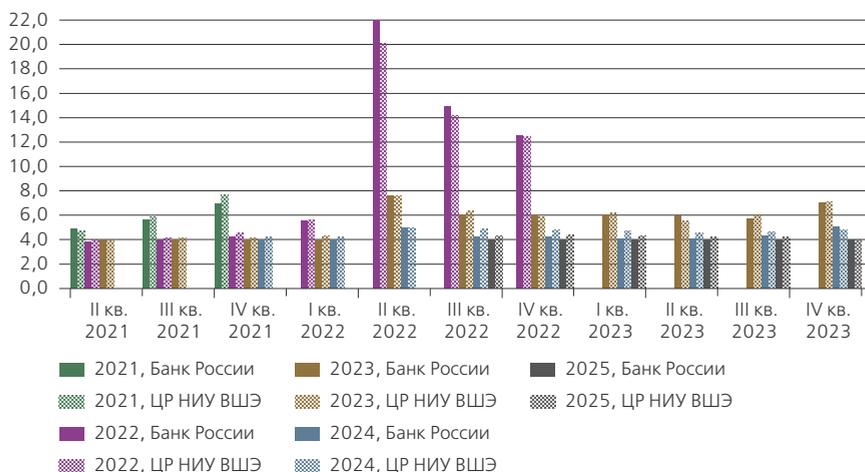
фактические значения инфляции в конце года, а также метрики качества прогноза – RMSE и средняя абсолютная процентная ошибка (Mean Absolute Percentage Error, MAPE). Со всей условностью, с которой нужно относиться к результатам сравнения прогнозов по трем точкам, можно говорить о том, что точность консенсус-прогноза по опросу Банка России не выше точности консенсус-прогноза ЦР НИУ ВШЭ.

Таблица 3. Сравнение консенсус-прогноза годовой инфляции, рассчитанного по опросам Банка России и ЦР НИУ ВШЭ, % (если не указано иначе)

	Май/апрель (h = 3 квартала)			Август/июль (h = 2 квартала)			Ноябрь/октябрь (h = 1 квартал)			Фактическая инфляция, декабрь, год к году
	Банк России	ЦР НИУ ВШЭ		Банк России	ЦР НИУ ВШЭ		Банк России	ЦР НИУ ВШЭ		
		годовые	квартальные		годовые	квартальные		годовые	квартальные	
2021	4,9	4,7	4,7	5,6	5,8	5,9	7,0	7,7	7,9	8,4
2022	22,0	20,1	19,5	15,0	14,2	12,9	12,5	12,4	12,4	11,9
2023	5,9	5,5	5,5	5,7	6,0	6,1	7,0	7,1	7,3	7,4
RMSE, п. п.	5,0	4,6	4,4	2,5	2,1	1,6	0,8	0,5	0,3	
MAPE	48,8	46,1	44,4	27,2	22,7	18,5	9,2	5,6	3,6	

Источник: Банк России, ЦР НИУ ВШЭ, Росстат, расчеты автора

Рисунок 4. Консенсус-прогноз по инфляции на конец года по опросам Банка России и ЦР НИУ ВШЭ, декабрь к декабрю, %



Примечание: сплошными линиями отмечен консенсус-прогноз по опросу Банка России, линиями с точками – ЦР НИУ ВШЭ.

Источник: Банк России, ЦР НИУ ВШЭ

Одна из причин этого состоит в том, что в целом выборки профессиональных прогнозистов, участвующих в опросах ЦР НИУ ВШЭ, Банка России и информацион-

ных агентств, существенно пересекаются. Так, из 31 респондента, которому Банк России рассылает свой опросник, в опросе ЦР НИУ ВШЭ во II квартале 2022 г. участвовали 13 (из 23). Поэтому результаты опросов оказываются хорошо согласованы друг с другом (см. Рис. 4).

Однако существенным преимуществом опроса ЦР НИУ ВШЭ является наличие квартальных прогнозов на два года вперед, что позволяет проводить сопоставления с модельными прогнозами на большей по величине тестовой выборке (порядка 20 точек), а опросы «Интерфакса» и Банка России подходят для сопоставления прогнозов инфляции на 12, 24 и 36 (применительно к опросу Банка России) месяцев. Возможно, Банку России стоит включить в опрос прогноз квартальной SAAR инфляции, что позволит сформировать базу данных по ожиданиям профессиональных прогнозистов, сопоставимую с SPF, и помочь в проведении научных исследований в дальнейшем.

Из-за того что в эконометрических моделях инфляция прогнозируется в терминах квартального SAAR темпа роста цен, а консенсус-прогноз ЦР НИУ ВШЭ формулируется в терминах годовой инфляции, возникает проблема сопоставления точности модельных и экспертных прогнозов. Возможны два варианта ее решения:

1) с использованием модельных прогнозов построить базисный сезонно сглаженный (SA) индекс потребительских цен (P_t) и на его основе определить годовую инфляцию (π_t) на конец соответствующего квартала по формуле:

$$\pi_t = 100 \times \ln \frac{P_t}{P_{t-4}};$$

2) перевести прогноз инфляции экспертов из годовой инфляции в квартальную SAAR инфляцию и напрямую сравнить с модельным прогнозом.

В текущем исследовании реализованы оба способа. В рамках первого для построения бенчмарк-моделей используются данные о сезонно сглаженной потребительской инфляции, публикуемые Банком России⁵ и имеющие месячную периодичность. На основе этих значений вычисляется квартальная SAAR инфляция. Бенчмарк-модели оцениваются на данных этого временного ряда, после чего строится прогноз квартальной SAAR инфляции, затем с его помощью формируется прогноз базисного индекса потребительских цен, из которого уже определяется годовая инфляция. Полученный прогноз бенчмарк-модели сопоставляется с фактически значениями годовой инфляции в конце соответствующего квартала с помощью RMSE. Консенсус-прогноз аналитиков сравнивается с фактически реализовавшейся годовой инфляцией напрямую с помощью RMSE.

$$RMSE^h = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^h (\hat{\pi}_{t+i} - \pi_{t+i})^2}{h}}, \quad (1)$$

где h – горизонт прогнозирования в кварталах, π_{t+h} – фактическое значение инфляции через h периодов времени, $\hat{\pi}_{t+h}$ – прогнозное значение инфляции через h периодов времени.

⁵ См. https://www.cbr.ru/Content/Document/File/108632/indicators_cpd.xlsx (дата обращения: 12.12.2023).

В рамках второго способа консенсус-прогноз годовой инфляции переводится в прогноз квартальной SAAR инфляции. Для решения этой задачи предполагается, что, когда эксперт в середине определенного квартала делает прогноз годовой инфляции на конец этого квартала, он использует доступные данные о фактической инфляции за три предыдущих квартала. В таком случае для прогноза годовой инфляции на конец текущего квартала ему достаточно спрогнозировать темп роста потребительских цен в текущем квартале. Следовательно, появляется возможность восстановить консенсус-прогноз квартальной инфляции в текущем квартале.

Таблица 4. Консенсус-прогноз ЦР НИУ ВШЭ восстановленной квартальной SAAR инфляции, %

Дата прогноза	2020			2021				2022				2023				2024	
	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	
II кв. 2020	8,4	4,1	2,4	3,8	4,9	4,5	1,5	4,6									
III кв. 2020	5,7	4,0	1,9	3,6	4,7	4,4	2,1	4,2	5,1								
IV кв. 2020		4,2	2,7	3,1	4,7	4,3	2,3	3,4	5,3	4,4							
I кв. 2021			6,4	4,3	4,1	3,8	3,2	3,3	4,7	3,9	2,8						
II кв. 2021				6,6	5,3	3,9	3,0	3,5	4,9	3,8	2,6	3,8					
III кв. 2021					8,8	4,9	3,3	3,4	5,6	3,6	2,2	3,3	6,0				
IV кв. 2021						8,1	8,2	4,3	5,8	4,0	2,5	3,0	5,5	5,2			
I кв. 2022							10,0	7,2	6,8	4,4	3,1	4,4	5,4	4,9	3,6		
II кв. 2022								42,9	19,6	9,3	7,7	10,6	8,2	6,0	5,0	6,4	
III кв. 2022									6,1	-0,7	6,7	9,8	6,4	1,8	5,2	9,9	
IV кв. 2022										-0,4	4,3	8,5	4,3	5,7	5,0	7,7	
I кв. 2023											2,6	7,8	4,7	6,9	5,2	5,1	
II кв. 2023												4,6	5,8	6,9	5,7	4,3	
III кв. 2023													5,2	9,7	6,0	5,4	
IV кв. 2023															12,2	8,4	5,8

Примечание: в затененных ячейках приведены фактические значения квартальной SAAR инфляции (в соответствующий названию столбца квартал).

Источник: расчеты автора, ЦР НИУ ВШЭ, Росстат, Банк России

Проводя аналогичные рассуждения (и предполагая, что эксперты последовательны в своих прогнозах, то есть при прогнозе на два квартала вперед используется информация о прогнозе на один квартал вперед и т. д.), можно восстановить прогноз квартальной инфляции на следующий квартал и т. д., пока не получим прогноз на последний в горизонте прогнозирования квартал.

Полученный прогноз квартальной инфляции подвергается сезонному сглаживанию⁶ и аннуализируется.

В Табл. 4 приведены восстановленные значения консенсус-прогноза аналитиков, опрашиваемых ЦР НИУ ВШЭ, квартальной аннуализированной инфляции. Из Табл. 4 следует, что начиная со II квартала 2022 г. инфляционные ожидания экспертов на 6–7 кварталов вперед отклонились вверх от цели Банка России и стали более волатильными.

Точность прогнозов экспертов сравнивается с точностью вневыборочных прогнозов стандартных одномерных бенчмарк-моделей: RW и ее модификации из работы

⁶ Использовался сезонный фактор, полученный из сопоставления фактических и сезонно сглаженных показателей ценовой динамики, публикуемых на сайте Банка России, см. <https://www.cbr.ru/statistics/ddkp/aipd/>

Atkeson and Ohanian (2001) RW-AO, AR(1), скользящего среднего первого порядка (Moving Average, MA(1)) и автоматически подбираемой модели AutoARIMA(p, d, q). Одномерные бенчмарк-модели прогнозирования оцениваются на данных с I квартала 2003 г. с расширяющимся окном. Тестовая выборка начинается со II квартала 2020 г. (что обусловлено началом сбора данных о прогнозах экспертов) и заканчивается III кварталом 2023 г., также рассматривался тестовый подпериод со II квартала 2020 г. по IV квартал 2021 г. (чтобы отсечь моменты повышенной волатильности инфляции в I–II кварталах 2022 г.).

3. Использование инфляционных ожиданий в качестве прямого прогноза инфляции

Результаты сравнения прямого прогноза инфляции из инфляционных ожиданий аналитиков с модельными прогнозами по 1-му методу приведены в Табл. 5–6.

Из Табл. 5 следует, что в относительно стабильный период 2020–2021 гг. точность прогнозов экспертов оказывалась ниже большинства бенчмарк-моделей на всех прогнозных горизонтах. При этом ошибка прогноза экспертов была на 120–240% выше, чем ошибка наилучшей из рассмотренных моделей AR(1) (последняя строка Табл. 5).

Помимо сопоставления точности модельных и экспертных прогнозов по критерию RMSE проводилось попарное сравнение точности экспертного прогноза с каждым модельным прогнозом с помощью теста Диболда – Мариано (Diebold and Mariano, 2002).

Таблица 5. Точность прогнозов годовой инфляции экспертов и бенчмарк-моделей по критерию RMSE на тестовой выборке со II квартала 2020 г. по IV квартал 2021 г.

	Горизонт прогнозирования, кварталы						
	$h = 1$	$h = 2$	$h = 3$	$h = 4$	$h = 5$	$h = 6$	$h = 7$
Консенсус-прогноз	0,61	1,26	1,66	2,00	2,30	2,42	2,53
AR(1)	0,28	0,37*	0,54*	0,64	0,81	1,02	0,97*
MA(1)	0,39	0,58	0,82	1,04	1,25	1,54	1,60*
AutoARIMA(p, d, q)	0,47	0,77*	1,26*	1,67*	1,98	2,10	2,27
RW	0,39*	0,53*	0,93*	1,28	1,79	1,84	2,83
RW-AO	0,55	0,98	1,53	2,13	2,69	3,11	3,60
Консенсус/AR(1)	2,23	3,43	3,10	3,14	2,83	2,37	2,60

Примечание: в таблице приведены значения RMSE; * обозначены RMSE, которые, согласно тесту Диболда – Мариано, ниже, чем RMSE консенсус-прогноза, на 5%-ном уровне значимости.

Источник: Росстат, ЦР НИУ ВШЭ, расчеты автора

В рамках этого теста нулевой является гипотеза об одинаковой точности обоих прогнозов, а в качестве альтернативной использовалась гипотеза о том, что модельный прогноз точнее, чем экспертный. Из Табл. 5 следует, что на горизонте от одного до трех кварталов в период 2020–2021 гг. экспертный прогноз был хуже (статистически значимо), чем наивный прогноз, соответствующий модели случайного блуждания.

Из Табл. 6 следует, что ситуация меняется при добавлении в тестовую выборку периода волатильной инфляции первой половины 2022 г.: точность прогноза экспертов

на текущий квартал становится выше, чем прогноз одномерных бенчмарк-моделей, а экспертный прогноз на два и три квартала вперед оказывается сопоставимым с модельным прогнозом. Однако среднесрочный прогноз бенчмарк-моделей на 4–8 кварталов вперед по-прежнему выше точности консенсус-прогноза аналитиков, но отставание экспертов от моделей снизилось. Причина различий результатов в том, что на точность модельного прогноза негативно повлиял инфляционный шок I квартала 2022 г., а эксперты адаптировались к этому шоку быстрее. Модельные прогнозы оказываются точнее и по формальному тесту Диболда – Мариано на среднесрочном горизонте в 6–8 кварталов.

Таблица 6. Точность прогнозов годовой инфляции экспертов и бенчмарк-моделей по критерию RMSE на тестовой выборке со II квартала 2020 г. по III квартал 2023 г.

	Горизонт прогнозирования, кварталы							
	$h = 1$	$h = 2$	$h = 3$	$h = 4$	$h = 5$	$h = 6$	$h = 7$	$h = 8$
Консенсус-прогноз	1,29	2,34	3,28	4,30	5,21	6,03	6,41	6,92
AR(1)	1,46	2,30	3,12	3,86	4,43	4,78	4,26*	4,48*
MA(1)	1,44	2,20	2,94	3,59	4,02	4,36*	4,32*	4,48*
AutoARIMA(p, d, q)	1,75	2,77	3,83	4,92	5,76	6,02	5,79*	6,29*
RW	1,72	2,91	4,24	5,56	6,57	7,71	5,28*	5,72*
RW-AO	1,93	3,19	4,38	5,48	6,06	6,14	5,97	6,47
Консенсус/AR(1)	0,88	1,02	1,05	1,11	1,18	1,26	1,50	1,54

Примечание: в таблице приведены значения RMSE; * обозначены RMSE, которые, согласно тесту Диболда – Мариано, ниже, чем RMSE консенсус-прогноза, на 5%-ном уровне значимости.

Источник: Росстат, ЦР НИУ ВШЭ, расчеты автора

Также на горизонте 2020–2023 гг. наибольшей точностью среди одномерных моделей, как правило, обладает MA(1)-модель, а не AR(1).

Полученный результат отличается от того, что наблюдается в развитых странах. В частности, для США отмечается, что эксперты формируют существенно более точный прогноз на текущий квартал в сравнении с модельными прогнозами и не уступающий модельным прогнозам на горизонт до года (см. Faust and Wright, 2013).

Результаты сравнения экспертных и модельных прогнозов по второму методу (сравнение квартальной SAAR инфляции) приведены в Табл. 7 и 8.

Из Табл. 7 следует, что в относительно стабильный период 2020–2021 гг. точность прогнозов экспертов оказывалась ниже любой бенчмарк-модели на любом прогнозном горизонте. При этом ошибка прогноза экспертов была на 120–190% выше, чем ошибка прогноза AR(1)-модели (наилучшей из рассмотренных, см. последнюю строку Табл. 7). Применение теста Диболда – Мариано на сравнение качества прогнозов свидетельствует о том, что консенсус-прогноз аналитиков хуже, чем наивный прогноз на горизонте 1–6 кварталов, и хуже, чем прогноз модели AR(1), практически на всех горизонтах прогнозирования.

Из Табл. 8 следует, что при добавлении в тестовую выборку периода волатильной инфляции первой половины 2022 г. выводы немного меняются: точность прогноза экспертов на горизонте в один квартал по критерию RMSE оказывается выше точности модельных прогнозов. Однако это превышение не является статистически значимым: согласно тесту Диболда – Мариано, невозможно отклонить

нулевую гипотезу об одинаковой точности прогнозов экспертов и любой из одномерных моделей на горизонте в один квартал.

Таблица 7. Точность прогнозов квартальной SAAR инфляции экспертов и бенчмарк-моделей по критерию RMSE на тестовой выборке со II квартала 2020 г. по IV квартал 2021 г.

	Горизонт прогнозирования, кварталы						
	$h = 1$	$h = 2$	$h = 3$	$h = 4$	$h = 5$	$h = 6$	$h = 7$
Консенсус-прогноз	2,5	3,6	3,8	3,7	3,8	3,8	4,3
AR(1)	1,1*	1,3*	1,3*	1,3*	1,4*	1,5	1,5*
MA(1)	1,6	1,8	1,8*	1,8	1,9	2,1	2,1*
AutoARIMA(p, d, q)	1,9	2,3*	2,8*	3,1*	3,3	3,3	3,4
RW	1,6*	1,6*	2,1*	2,5*	3,1*	3,0	4,0
RW-AO	2,2	2,7*	3,2	3,6	4,1	4,4	4,9
Консенсус/AR(1)	2,23	2,77	2,82	2,82	2,72	2,49	2,88

Примечание: в таблице приведены значения RMSE; * обозначены RMSE, которые, согласно тесту Диболда – Мариано, ниже, чем RMSE консенсус-прогноза, на 5%-ном уровне значимости.

Источник: Росстат, ЦР НИУ ВШЭ, расчеты автора

Расширение горизонта прогнозирования на два квартала и более приводит к тому, что точность экспертного прогноза оказывается ниже модельного по критерию RMSE, причем на горизонте 7–8 кварталов одномерные модели прогнозируют квартальную инфляцию значимо лучше, чем эксперты. Так же, как и при прогнозе годовой инфляции, наилучшая точность прогноза, как правило, у модели MA(1).

Таблица 8. Точность прогнозов квартальной SAAR инфляции экспертов и бенчмарк-моделей по критерию RMSE на тестовой выборке со II квартала 2020 г. по III квартал 2023 г.

	Горизонт прогнозирования, кварталы							
	$h = 1$	$h = 2$	$h = 3$	$h = 4$	$h = 5$	$h = 6$	$h = 7$	$h = 8$
Консенсус-прогноз	5,4	7,5	8,8	9,9	11,3	12,5	13,7	14,3
AR(1)	6,0	7,2	8,2	9,2	10,4	11,6	12,0*	12,7*
MA(1)	5,9	6,9	7,8	8,8	9,9	11,1	12,1*	12,7*
AutoARIMA(p, d, q)	7,2	8,3	9,4	10,6	11,9	12,6	13,1*	13,8*
RW	7,1	8,9	10,5	12,0	13,4	15,0	12,9*	13,5*
RW-AO	7,9	9,4	10,4	11,4	12,3	12,8	13,4	14,0
Консенсус/AR(1)	0,89	1,05	1,07	1,08	1,09	1,08	1,14	1,13

Примечание: в таблице приведены значения RMSE; * обозначены RMSE, которые, согласно тесту Диболда – Мариано, ниже, чем RMSE консенсус-прогноза, на 5%-ном уровне значимости.

Источник: Росстат, ЦР НИУ ВШЭ, расчеты автора

Если в качестве метрики точности прогноза использовать среднее абсолютной ошибки прогноза (Mean Absolute Error, MAE), то это не приводит к изменению выводов работы (см. Табл. 9). Все так же экспертные прогнозы оказываются точнее модельных на горизонте в один квартал (что неудивительно, так как при прогнозировании на один период вперед значения метрик RMSE и MAE совпадают), но уже на горизонте в два и более кварталов модельный прогноз начинает превосходить по точности консенсус экспертов.

Таблица 9. Точность прогнозов годовой инфляции экспертов и бенчмарк-моделей по критериям MAE и MAPE на тестовой выборке со II квартала 2020 г. по III квартал 2023 г.

	Горизонт прогнозирования, кварталы							
	<i>h</i> = 1	<i>h</i> = 2	<i>h</i> = 3	<i>h</i> = 4	<i>h</i> = 5	<i>h</i> = 6	<i>h</i> = 7	<i>h</i> = 8
MAE, п. п.								
Консенсус ЦР НИУ ВШЭ	1,3	2,1	2,9	3,7	4,4	5,0	5,1	5,4
AR(1)	1,5	2,1	2,8	3,4	3,8	3,9	3,3	3,3
MA(1)	1,4	2,0	2,6	3,1	3,4	3,5	3,4	3,4
RW	1,7	2,7	3,7	4,8	5,6	6,6	4,2	4,4
MAPE, %								
Консенсус ЦР НИУ ВШЭ	13,6	22,0	29,5	40,1	46,9	49,7	44,7	45,7
AR(1)	13,9	20,5	29,3	43,5	51,1	51,1	37,2	37,2
MA(1)	15,3	22,3	30,6	40,0	43,3	43,4	39,2	39,3
RW	16,1	25,5	38,3	68,2	91,5	104,3	47,6	46,7

Источник: Росстат, ЦР НИУ ВШЭ, расчеты автора

Использование метрики MAPE для сравнения прогноза инфляции в годовом выражении указывает на то, что экспертный прогноз сопоставим по точности с модельным на чуть большем горизонте (вплоть до года), однако при расширении горизонта до 5–8 кварталов начинает уступать модельному прогнозу. Объясняется этот результат быстрым замедлением инфляции во II квартале 2022 г. после ее всплеска в I квартале. Процентное отклонение модельных прогнозов (предполагающих высокую инерционность инфляции, наблюдавшуюся в прошлом) от фактической инфляции во II квартале 2022 г. оказывается существенным, а экспертные прогнозы в этот период адаптировались к меняющейся ситуации гораздо быстрее, что и позволяет им в терминах относительных отклонений дольше выдерживать конкуренцию с модельным прогнозом. Интересным артефактом при использовании метрики MAPE для сравнения не годовых, а квартальных сезонно сглаженных прогнозов инфляции является околонулевое значение SAAR инфляции в III квартале 2023 г.: в результате даже небольшим абсолютным ошибкам прогноза в этот период придается очень существенный вес, что свидетельствует о неустойчивости этой метрики качества прогноза при приближении фактических значений прогнозируемой переменной к 0. Если исключить из тестовой выборки период после IV квартала 2021 г., то и по показателю MAE, и по показателю MAPE консенсус-прогноз экспертов будет существенно уступать модельным прогнозам.

Сравнение консенсус-прогноза экспертов ЦР НИУ ВШЭ, в котором консенсус считается на основе среднего, с консенсус-прогнозом из опроса Банка России, использующего медиану в качестве консенсуса ожиданий, указывает на то, что причина более низкой точности прогноза аналитиков заключается не в способе агрегирования результатов опросов, а в том, что, во-первых, довольно сложно улучшить прогноз российской инфляции по сравнению с одномерными бенчмарк-моделями (см., например, Styurin, 2019). Во-вторых, в рассматриваемой тестовой выборке фактическая инфляция была преимущественно выше целевого уровня Банка России, а коммуникационная политика регулятора, стремящегося стабилизировать инфляционные ожидания, и его оптимистичные прогнозы по стабилизации инфляции очевидно влияли на прогнозы аналитиков, которые, следуя заявлениям монетарных

властей и консенсусу, могли корректировать в сторону снижения свои модельные прогнозы инфляции, что привело к формированию систематически более низких инфляционных ожиданий.

4. Добавление инфляционных ожиданий при прогнозировании инфляции в рамках кривой Филлипса

Помимо прямого прогноза инфляции инфляционные ожидания из рассчитанных по опросным данным консенсус-прогнозов могут использоваться при прогнозировании инфляции на основе кривой Филлипса. Далее в этом разделе рассматриваются краткосрочные (средневзвешенное по горизонту прогнозирования из ожиданий на конец текущего и следующего годов) и долгосрочные (среднее из ожиданий на четыре и пять лет) ожидания аналитиков из консенсус-прогноза ЦР НИУ ВШЭ.

В текущей работе оценивается так называемый назадсмотрящий (backward looking) вариант кривой Филлипса, в котором текущая инфляция зависит от показателя интенсивности экономической активности (economic slack, обычно аппроксимируется разрывом выпуска или разрывом безработицы) и прошлого значения инфляции. Подобная спецификация часто используется в эмпирической литературе, например, в работах по США (см. Stock and Watson, 1999, 2008) и еврозоне (см. Bańbura and Boberica, 2022). В рамках этого подхода оценивается кривая Филлипса, заданная уравнением:

$$\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + \beta gap_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где π_t – квартальная SAAR 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 AR-модели порядка p (AR(p)), например, в работе Bańbura and Boberica (2022) прогноз разрыва выпуска строился в рамках AR(4)-модели.

Альтернативой такому подходу является прямое (direct) прогнозирование инфляции на h периодов вперед на основе оценивания модели авторегрессии с распределенными лагами (Autoregression with Distributed Lags, ARDL), которую обычно задают следующим уравнением (см. Stock and Watson, 2008):

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

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

В текущем исследовании модели кривой Филлипса оцениваются на выборке, начинающейся с I квартала 2013 г., которая 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, – III квартал 2023 г. Сравнение точности вневыборочных прогнозов инфляции производится на основе критерия RMSE. Используется обучающая выборка с расширяющимся окном, а первые прогнозы строятся

начиная с IV квартала 2018 г. Прогнозы инфляции строятся на основе оцененных вариаций кривой Филлипса с добавлением и без добавления в модель инфляционных ожиданий.

Еще одним подходом к прогнозированию инфляции является оценивание VAR-модели, в которую в качестве эндогенных переменных входят инфляция и показатель интенсивности экономической активности. Такой подход используется в работах Hubrich (2005) и Garratt et al. (2014) и основывается на оценивании VAR-модели вида:

$$X_{t+1} = \Phi(L)X_t + \varepsilon_{t+1}, \quad (4)$$

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

В текущем исследовании оценивается VAR(1)-модель с четырьмя переменными: квартальная SAAR инфляция, разрыв выпуска, процентное изменение среднего за квартал курса рубля к доллару США и среднее за квартал значение ставки RUONIA в период с I квартала 2013 г. по IV квартал 2018 г., после чего строится прогноз на горизонт от одного до восьми кварталов вперед на расширяющейся обучающей выборке и рассчитывается точность этого вневыборочного прогноза на основе критерия RMSE.

Затем к эндогенным переменным добавляется одна из метрик инфляционных ожиданий, и процедура повторяется, начиная с переоценивания VAR(1)-модели уже для пяти переменных. Для каждого из видов инфляционных ожиданий рассчитывается точность вневыборочного прогноза на 1–8 кварталов вперед по критерию RMSE, после чего точность полученного прогноза сравнивается с точностью VAR(1)-модели без инфляционных ожиданий.

Для проверки результатов на устойчивость оценивание модели проводится на двух наборах данных. В первоначальной выборке проводится сглаживание инфляции и оценка разрыва выпуска на всем доступном временном интервале с I квартала 2013 г. по III квартал 2023 г., то есть в обучающей выборке не возникает проблемы «последней точки» при оценке разрыва выпуска и сглаживании инфляции (модель как бы «заглядывает вперед») и в каждой обучающей выборке используются одинаковые значения разрыва выпуска и инфляции. В альтернативном варианте сезонная корректировка инфляции и оценка разрыва выпуска проводятся только на интервале обучающей выборки (то есть модель не может «заглядывать вперед» для более точной фильтрации разрыва выпуска и сезонного сглаживания инфляции, что в большей степени соответствует прогнозированию в «режиме реального времени»), в результате на концах обучающих выборок значения разрыва и сезонно сглаженной инфляции могут различаться.

Метрики точности прямого прогноза инфляции на основе кривой Филлипса на горизонте прогнозирования (h) от одного до восьми кварталов вперед без инфляционных ожиданий и при добавлении кратко- и долгосрочных ожиданий аналитиков приведены в Табл. 10 (в верхней части таблицы оценка разрыва выпуска и сезонная корректировка инфляции проводились сразу на всей выборке, а в нижней – итеративно для каждой обучающей подвыборки).

Из Табл. 10 следует, что добавление инфляционных ожиданий аналитиков не приводит к увеличению точности прямого прогноза инфляции в рамках ARDL(1, 1)-модели кривой Филлипса. Подход к выделению разрыва выпуска (сразу на всей выборке или итеративно по мере расширения обучающей выборки) не оказывает существенного влияния на результат.

Таблица 10. RMSE прямого прогноза квартальной инфляции в рамках кривой Филлипса, п. п.

Оценка разрыва выпуска	Спецификация	Горизонт прогнозирования, кварталы							
		$h = 1$	$h = 2$	$h = 3$	$h = 4$	$h = 5$	$h = 6$	$h = 7$	$h = 8$
На всей доступной выборке	Кривая Филлипса без ожиданий	8,1	9,0	9,7	11,0	7,5	8,3	9,8	8,5
	С краткосрочными ожиданиями	8,6	9,6	10,4	11,8	8,0	8,5	10,4	8,9
	С долгосрочными ожиданиями	8,7	9,8	10,4	11,8	8,2	9,2	10,3	8,8
Итеративно по мере расширения обучающей выборки	Кривая Филлипса без ожиданий	8,1	9,1	9,6	11,0	7,6	8,4	9,8	8,6
	С краткосрочными ожиданиями	8,7	9,7	10,2	11,7	8,1	8,6	10,5	8,9
	С долгосрочными ожиданиями	8,8	9,9	10,3	11,7	8,1	9,2	10,3	8,8

Источник: расчеты автора

Далее строится итеративный прогноз инфляции на основе кривой Филлипса. В рамках этого подхода текущее значение инфляции зависит от текущего уровня разрыва выпуска и прошлых значений инфляции. Для построения прогноза инфляции на следующий квартал необходимо получить оценку разрыва выпуска в следующем квартале. Следуя подходам, применяемым в работах Bańbura and Bobeica (2022) и Stock and Watson (2008), прогноз разрыва выпуска строится на основе AR(1)-модели 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 (2) строится прогноз инфляции на следующий период времени. Для построения прогноза на два квартала вперед ($h = 2$) процедура повторяется, при этом в качестве фактической инфляции следующего ($h = 1$) квартала используется ее спрогнозированное на первом шаге значение, поэтому процедура называется итеративной.

Сначала оценивается модель кривой Филлипса без инфляционных ожиданий, на основе которой для горизонтов прогнозирования от одного до восьми кварталов строится прогноз инфляции и рассчитывается показатель RMSE. Затем в модель последовательно добавляются инфляционные ожидания аналитиков (краткосрочные и долгосрочные). После чего проводится пересчет прогноза и расчет показателя RMSE.

Результаты итеративного прогноза инфляции в рамках кривой Филлипса приведены в Табл. 11.

Качественно результаты, представленные в Табл. 11, практически не отличаются от предыдущих. В рамках итеративной процедуры прогнозирования инфляции на основе кривой Филлипса инфляционные ожидания аналитиков на один год

вперед позволяют незначительно улучшить точность прогноза инфляции на горизонте от пяти до восьми кварталов (улучшение составляет порядка 5% на горизонте 6–8 кварталов, но не является статистически значимым). Включение в модель прогнозирования долгосрочных инфляционных ожиданий аналитиков не приводит к значимому увеличению точности прогнозов. Однако количественно точность итеративного прогноза инфляции с использованием кривой Филлипа оказывается существенно выше, чем при прямом прогнозировании. Подход к выделению разрыва выпуска так же, как и при прямом прогнозировании, не оказывает существенного влияния на результат.

Таблица 11. RMSE итеративного прогноза квартальной инфляции в рамках кривой Филлипа, п. п.

Оценка разрыва выпуска	Спецификация	Горизонт прогнозирования, кварталы							
		<i>h</i> = 1	<i>h</i> = 2	<i>h</i> = 3	<i>h</i> = 4	<i>h</i> = 5	<i>h</i> = 6	<i>h</i> = 7	<i>h</i> = 8
На всей доступной выборке	Кривая Филлипа без ожиданий	4,1	5,0	5,8	6,4	7,0	7,5	7,3	7,3
	С краткосрочными ожиданиями	4,5	5,3	5,9	6,5	7,0	7,1	6,9	7,0
	С долгосрочными ожиданиями	4,4	5,2	5,9	6,5	7,1	7,5	7,4	7,5
Итеративно по мере расширения обучающей выборки	Кривая Филлипа без ожиданий	4,2	5,2	5,9	6,5	7,1	7,5	7,3	7,4
	С краткосрочными ожиданиями	4,6	5,4	6,1	6,6	7,1	7,4	7,2	7,2
	С долгосрочными ожиданиями	4,5	5,4	6,1	6,7	7,2	7,7	7,4	7,4

Источник: расчеты автора

Наконец, в Табл. 12 приведены результаты прогнозирования инфляции в рамках VAR(1)-модели без включения и с включением в список эндогенных переменных инфляционных ожиданий профессиональных прогнозистов.

Таблица 12. RMSE прогноза квартальной инфляции в рамках VAR(1)-модели, п. п.

Оценка разрыва выпуска	Спецификация	Горизонт прогнозирования, кварталы							
		<i>h</i> = 1	<i>h</i> = 2	<i>h</i> = 3	<i>h</i> = 4	<i>h</i> = 5	<i>h</i> = 6	<i>h</i> = 7	<i>h</i> = 8
На всей доступной выборке	VAR без ожиданий	5,2	6,6	7,6	8,6	9,6	10,8	10,5	11,1
	С краткосрочными ожиданиями	4,7	5,8	6,8	7,8	8,7	9,6	10,4	10,8
	С долгосрочными ожиданиями	4,3	5,3	6,2	7,1	8,1	9,2	10,3	10,6
Итеративно по мере расширения обучающей выборки	VAR без ожиданий	5,3	6,9	8,0	9,1	10,2	11,5	11,4	12,2
	С краткосрочными ожиданиями	4,7	5,8	6,8	7,8	8,8	9,8	10,7	11,2
	С долгосрочными ожиданиями	4,3	5,3	6,2	7,1	8,1	9,2	10,3	10,6

Источник: расчеты автора

Из Табл. 12 следует, что добавление как краткосрочных, так и долгосрочных инфляционных ожиданий в VAR(1)-модель приводит к повышению точности

прогноза инфляции по сравнению с моделью без инфляционных ожиданий, причем наибольший прирост точности прогноза (до 20%) достигается при прогнозировании на горизонте до шести кварталов. Причем VAR-модель без инфляционных ожиданий, которая «не видит» будущих значений выпуска, прогнозирует инфляцию хуже, чем в случае оценки разрыва выпуска сразу на всей выборке, а для VAR-моделей с инфляционными ожиданиями различия в подходах к выделению разрыва выпуска не оказывают существенного влияния на результат. Следствием этого становится еще большее повышение точности прогноза инфляции в VAR-модели с инфляционными ожиданиями (до 25% по сравнению со спецификацией без инфляционных ожиданий). Возможным объяснением этого является учет в VAR(1)-модели как прямого влияния инфляционных ожиданий на инфляцию, так и обратного воздействия фактической инфляции на инфляционные ожидания. Еще одно объяснение может состоять в том, что в VAR(1)-модели в явном виде учитывается ключевая ставка Банка России, которая реагирует на изменение инфляционных ожиданий, что позволяет отделить проинфляционное воздействие увеличения ожиданий от дезинфляционного влияния увеличения процентной ставки.

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.

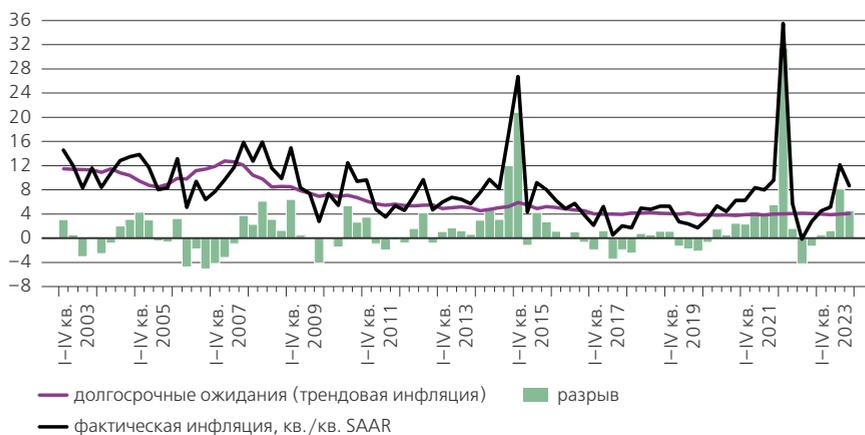
Выделение устойчивой компоненты инфляции на основе долгосрочных инфляционных ожиданий используется при прогнозировании инфляции в отклонениях от тренда. Такой подход применялся в работе Faust and Wright (2013) на данных по США и в исследованиях Bańbura et al. (2021) и Bańbura and Bobeica (2022) на данных еврозоны, где в качестве трендовой составляющей использовались долгосрочные (на пять лет и более) инфляционные ожидания.

В текущей работе мы используем долгосрочные ожидания профессиональных прогнозистов из опроса ЦР НИУ ВШЭ в качестве аппроксимации трендовой составляющей инфляции в российской экономике. Так же как Faust and Wright (2013), под долгосрочными ожиданиями прогнозистов мы понимаем среднее из их четырех- и пятилетних ожиданий. На Рис. 5 приведена динамика этого показателя, а также фактическая квартальная сезонно сглаженная инфляция.

На Рис. 5 прослеживается тенденция по снижению долгосрочных инфляционных ожиданий прогнозистов почти в 1,5 раза за период с 2011 по 2017 г., когда ожидания аналитиков по инфляции на горизонте 4–5 лет снизились с 5,7 до 4%. Разрыв инфляции (отклонение фактических данных от ожиданий) на всем рассматриваемом горизонте с 2003 г. 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, мы сравниваем точность прогноза инфляции в отклонениях от тренда с точностью прогноза инфляции в уровнях из VAR(1)-модели и AR(1)-модели на горизонте от одного до восьми кварталов.

Рисунок 5. Долгосрочные ожидания профессиональных прогнозистов и фактическая квартальная инфляция, %



Примечание: до III квартала 2011 г. долгосрочные ожидания рассчитывались на основе средней за следующие восемь кварталов фактической годовой инфляции, с III квартала 2011 г. – как среднее из четырех- и пятилетних ожиданий аналитиков.

Источник: Банк России, ЦР НИУ ВШЭ, построено автором

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 Табл. 13 приведены средние значения RMSE вневыборочного прогноза инфляции на один квартал вперед (в период с I квартала 2019 г. по II квартал 2023 г.) в двух ситуациях: когда инфляция прогнозируется в разрывах и когда инфляция прогнозируется в уровнях⁷.

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 первом полугодии 2022 г.»). Однако высокие значения ошибки прогноза в I и II кварталах 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 1–2 квартала. В рамках VAR(1)- и AR(1)-моделей прогнозирование инфляции в отклонениях от долгосрочных ожиданий не приводит к повышению точности прогноза по сравнению с прогнозированием в уровнях на горизонте до полугодия.

Но этот результат оказывается неустойчив к расширению горизонта прогнозирования. Из Табл. 13 следует, что при прогнозировании инфляции на восемь 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. (так как горизонт прогнозирования охватывает два года, то I и II кварталы 2022 г. будут попадать

⁷ После построения прогноза отклонения инфляции от тренда к нему добавлялся прогноз трендовой составляющей, который равен долгосрочным ожиданиям в последней точке обучающей выборки.

в прогнозы, сделанные со 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 13. Точность прогнозов инфляции для уровня и разрыва инфляции

Модель	RMSE	Инфляция	Горизонт прогнозирования, кварталы							
			$h = 1$	$h = 2$	$h = 3$	$h = 4$	$h = 5$	$h = 6$	$h = 7$	$h = 8$
VAR	Среднее	Уровень	4,0	5,0	5,7	6,3	7,0	7,0	6,9	7,0
		Разрыв	4,1	5,0	5,7	6,4	7,1	7,1	7,1	7,2
	Среднее без ошибки прогноза в первом полугодии 2022 г.	Уровень	1,7	2,1	2,4	2,7	3,0	3,1	3,1	3,3
		Разрыв	1,7	2,0	2,2	2,3	2,5	2,5	2,1	2,2
AR(1)	Среднее	Уровень	4,7	5,9	7,0	8,0	8,4	7,4	7,5	7,6
		Разрыв	4,7	5,8	6,7	7,3	7,7	7,2	6,3	7,4
	Среднее без ошибки прогноза в первом полугодии 2022 г.	Уровень	2,0	2,4	2,7	3,2	2,7	2,9	3,0	2,9
		Разрыв	2,4	2,8	3,1	3,1	2,6	2,7	2,5	2,2

Источник: расчеты автора

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. Причина такого результата состоит в том, что прогноз факторных моделей инфляции в уровнях возвращает ее значение к среднеисторическому значению на обучающей выборке, а на протяжении 2000-х – 2020-х гг. наблюдалась тенденция к замедлению инфляции в российской экономике. Следствием этого является более высокое среднее значение в обучающей выборке и более низкое – в тестовой. Прогнозирование инфляции в отклонениях от тренда позволяет обойти эту проблему, а одним из способов выделения трендовой составляющей является использование долгосрочных ожиданий профессиональных прогнозистов.

5. Заключение

В проведенном исследовании показано, что использование инфляционных ожиданий аналитиков в качестве прямого прогноза инфляции не улучшает точность прогноза инфляции по сравнению с одномерными моделями даже в краткосрочном периоде. Однако с течением времени расхождение между ошибкой прогноза аналитиков и модельным прогнозом сокращается. Среднесрочные ожидания профессиональных прогнозистов в российской экономике заякорены на уровне цели Банка России по инфляции в 4%, но они систематически недооценивали инфляцию в период 2017–2023 гг. Целесообразно проводить опрос аналитиков об ожидаемой в ближайшие восемь кварталов инфляции в терминах квартальной сезонно сглаженной аннуализированной инфляции, что может привести к большей согласованности экспертных и модельных прогнозов и значительно упростит сопоставление этих прогнозов.

Включение инфляционных ожиданий аналитиков не приводит к существенному улучшению точности прогноза инфляции в рамках факторных моделей, основанных на кривой Филлипса (зависимости между инфляцией и разрывом выпуска), на протяжении последних пяти лет. Повышение точности прогноза инфляции при добавлении инфляционных ожиданий профессиональных прогнозистов наблюдается лишь на горизонтах прогнозирования от пяти до восьми кварталов и не более чем на 5%.

Итеративное прогнозирование инфляции в рамках кривой Филлипса оказывается точнее, чем построение прямого прогноза и прогноза на основе модели векторной авторегрессии. 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.

Список литературы

- Гриценко В., Кадрева О., Поршаков А., Чернядьев Д.** Оценка заякоренности инфляционных ожиданий для России // Банк России. Аналитические записки. – 2022.
URL: https://www.cbr.ru/content/document/file/139272/analytic_note_20220728_dip.pdf
(дата обращения: 12.12.2023).
- Ang A., Bekaert G., Wei M.** Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better? // Journal of Monetary Economics. – 2007. – Vol. 54(4). – pp. 1163–1212.
doi: 10.1016/j.jmoneco.2006.04.006
- Atkeson A., Ohanian L.** Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation? Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review. – 2001. – Vol. 25(1). – pp. 2–11.
doi: 10.21034/qv.2511
- Bañbura M., Bobeica E.** Does the Phillips Curve Help to Forecast Euro Area Inflation? // International Journal of Forecasting. – 2022. – Vol. 39(1). – pp. 364–390.
doi: 10.1016/j.ijforecast.2021.12.001
- Bañbura M., Leiva-León D., Menz J.** Do Inflation Expectations Improve Model-Based Inflation Forecasts? ECB Working Paper Series. – 2021. – N 2604.
- Bauer M., McCarthy E.** Can We Rely on Market-Based Inflation Forecasts? // FRBSF Economic Letter. – 2015. – N 30.
- Baumann U., Westermann T., Paries M., Riggi M.** Inflation Expectations and Their Role in Eurosystem Forecasting // ECB Occasional Paper Series. – 2021. – N 264.
- Cho D., Oh W.** Predictive Abilities of Inflation Expectations and Implications on Monetary Policy in Korea // Korean Economic Review. – 2023. – Vol. 39. – pp. 257–276.
doi: 10.22841/kerdoi.2023.39.1.009
- Diebold F., Mariano R.** Comparing Predictive Accuracy // Journal of Business and Economic Statistics. – 2002. – Vol. 20(1). – pp. 134–144.
- Faust J., Wright J.** Forecasting Inflation // Handbook of Economic Forecasting, Vol. 2, Part A / Elliott G., Timmermann A., eds. – Elsevier, 2013. – pp. 2–56.
doi: 10.1016/B978-0-444-53683-9.00001-3

-
- Garratt A., Mitchell J., Vahey S.** Measuring Output Gap Nowcast Uncertainty // International Journal of Forecasting. – 2014. – Vol. 30(2). – pp. 268–279. doi: 10.1016/j.ijforecast.2013.07.012
- Hubrich K.** Forecasting Euro Area Inflation: Does Aggregating Forecasts by HICP Component Improve Forecast Accuracy? // International Journal of Forecasting. – 2005. – Vol. 21(1). – pp. 119–136. doi: 10.1016/j.ijforecast.2004.04.005
- Stock J., Watson M.** Forecasting Inflation // Journal of Monetary Economics. – 1999. – Vol. 44(2). – pp. 293–335. doi: 10.1016/S0304-3932(99)00027-6
- Stock J., Watson M.** Phillips Curve Inflation Forecasts // NBER Working Paper. – 2008. – N 14322.
- Styrin K.** Forecasting Inflation in Russia Using Dynamic Model Averaging // Russian Journal of Money and Finance. – 2019. – Vol. 78(1). – pp. 3–18. doi: 10.31477/rjmf.201901.03
- Trehan B.** Survey Measures of Expected Inflation and the Inflation Process // Journal of Money, Credit and Banking. – 2015. – Vol. 47(1). – pp. 207–222. doi: 10.1111/jmcb.12174
- Verbrugge R., Zaman S.** Whose Inflation Expectations Best Predict Inflation? // Federal Reserve Bank of Cleveland. – 2021. – N 19. doi: 10.26509/frbc-ec-202119