



Банк России



Ноябрь 2024 г.

О прогнозной силе показателя ценовых ожиданий на основе мониторинга предприятий

Аналитическая записка

М. Янулевич

ОГЛАВЛЕНИЕ

Резюме	3
Введение	4
1. Методология.....	5
1.1. Используемые данные	8
2. Отраслевая динамика ценовых ожиданий предприятий.....	10
2.1. Сельское хозяйство.....	10
2.2. Промышленное производство	11
2.3. Торговля	11
2.4. Транспортировка и хранение	12
2.5. Услуги	13
3. Анализ прогнозности показателя ценовых ожиданий	13
3.1. Ценовые ожидания и прогнозирование индекса потребительских цен.....	13
3.2. Ценовые ожидания и прогнозирование индекса цен производителей.....	23
Заключение	28
Литература	29
Приложение.....	31

Максим Янулевич

Экономический отдел Отделения по Иркутской области Сибирского главного управления
Центрального банка Российской Федерации

E-mail: 25headpost@cbr.ru

Автор выражает признательность А.Б. Заботкину, К.В. Юдаевой, И.С. Юдиной, И.В. Диваковой, Т.М. Подашовой, рецензентам, а также участникам научного семинара Департамента денежно-кредитной политики Банка России, коллегам из Департамента денежно-кредитной политики и Департамента исследований и прогнозирования за полезные замечания и предложения, позволившие улучшить настоящую аналитическую записку, а также идеи для дальнейшего развития исследования.

Содержание настоящей аналитической записки отражает личную позицию авторов. Результаты анализа являются предварительными и публикуются с целью стимулировать обсуждение и получить комментарии для возможной дальнейшей доработки материала. Содержание и результаты анализа не следует рассматривать, в том числе цитировать в каких-либо изданиях, как официальную позицию Банка России или указание на официальную политику или решения регулятора. Любые ошибки в данном материале являются исключительно авторскими.

Все права защищены. Воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

Фото на обложке: Shutterstock.com

Адрес: 107016, г. Москва, ул. Неглинная, 12
Телефон: +7 (495) 771-91-00; +7 (495) 621-64-65 (факс)
Официальный сайт Банка России: www.cbr.ru

© Центральный банк Российской Федерации, 2024

РЕЗЮМЕ

В настоящей аналитической записке исследуется вопрос о прогнозной силе показателя краткосрочных ожиданий предприятий относительно изменения цен на товары или услуги (ценовых ожиданий предприятий), ежемесячно получаемого из опросов Банка России. Оценивается способность информации о ценовых ожиданиях, добавляемой к моделям, приводить к снижению ошибки прогноза индекса потребительских цен и индекса цен производителей в краткосрочном периоде. Анализ осуществляется как по России в целом, так и в разрезе субъектов РФ.

По результатам проведенного анализа сформулированы следующие выводы.

1. Добавление переменной ценовых ожиданий к моделям, как правило, приводит к снижению ошибки прогноза (среднеквадратичной ошибки (RMSE) и средней абсолютной ошибки в процентах (MAPE)) индекса потребительских цен и индекса цен производителей.
2. Ценовые ожидания предприятий могут рассматриваться как один из опережающих индикаторов инфляционных процессов и использоваться на этапе краткосрочного прогнозирования.

Результаты данной работы подчеркивают важность использования результатов опросов предприятий, в том числе при построении макроэкономического прогноза, на основе которого Банк России принимает решения по денежно-кредитной политике.

ВВЕДЕНИЕ

В современной макроэкономической теории инфляционные ожидания играют одну из ключевых ролей в динамике инфляции. Данный факт находит свое подтверждение в результатах большого количества исследований, проводимых макроэкономистами (например, Грищенко и др., 2022; Feldkircher, Siklos, 2019; Sinclair, 2010; Mankiw, Reis, Wolfers, 2003). Кроме того, инфляционные ожидания учитываются при разработке денежно-кредитной политики как развитых стран (Brayton et al., 1997), так и стран с формирующимися рынками (Albagli, Grigoli, Luttini, 2022).

В этой связи оценка инфляционных ожиданий является актуальным направлением для исследования. Среди основных применяемых на практике методов измерения и оценки инфляционных ожиданий можно выделить следующие: использование биржевых индикаторов, построение эконометрических моделей и проведение опросов. Все эти подходы обладают как преимуществами, так и недостатками. При этом интересно понимать, дают ли результаты оценки ожиданий инфляции полезную информацию аналитикам, в том числе при прогнозировании динамики инфляции.

Банк России на протяжении 25 лет проводит регулярные опросы бизнеса, ежемесячно получая данные о показателях деловой активности широкого круга предприятий (на сегодняшний день около 15 тысяч). В мониторинге участвуют предприятия различных видов экономической деятельности, расположенные во всех субъектах Российской Федерации. Данные опросов позволяют качественно характеризовать различные показатели деятельности предприятий. Одним из таких показателей являются ценовые ожидания предприятий, оценка которых осуществляется по балансу ответов на вопрос: как изменятся в следующие три месяца цены на готовую продукцию предприятия (см. [Мониторинг нефинансовых предприятий: методология Банка России, 2022 год](#)). Респондентам предлагается выбрать ответ об изменении показателя из трех вариантов: «увеличатся», «не изменятся», «уменьшатся». Методика опроса позволяет рассматривать ценовые ожидания предприятий в качестве индикатора краткосрочных инфляционных ожиданий. В частности, в работе (Кобзев, Андреев, 2021) показано, что ценовые ожидания предприятий несут в себе значимую информацию об инфляционной динамике и могут рассматриваться в качестве опережающих индикаторов.

В рамках проводимого исследования анализируется возможность использования ценовых ожиданий предприятий для прогнозирования как инфляции, так и динамики цен производителей.

Раздел 1 аналитической записки посвящен методологии анализа прогнозной силы ценовых ожиданий предприятий. В разделе 2 показаны анализируемые данные об отраслевой динамике ценовых ожиданий предприятий. В разделе 3 приведены результаты, полученные в ходе анализа способности ценовых ожиданий предсказывать индекс потребительских цен, а также индекс цен производителей.

1. МЕТОДОЛОГИЯ

В литературе представлено большое количество работ, посвященных исследованию инфляционных ожиданий, в том числе получаемых на основе проводимых опросов разных экономических агентов. В частности, исследуется способность такой информации к улучшению прогноза инфляции. Особенно заинтересованы в этом центральные банки разных стран, где установлен режим инфляционного таргетирования.

Во-первых, можно отметить работу (Verbruggе, Zaman, 2021), где оценка проводилась на основе корреляционного анализа, а также путем добавления ожиданий в регрессионное уравнение. Результаты показали, что ожидания профессиональных экономистов и бизнеса обеспечивают более точные прогнозы инфляции. В работе (Grothe, Meyler, 2015), где осуществлялось сравнение с более простыми бенчмарками, представлены результаты исследования, которые показали, что и рыночные, и опросные показатели являются информативными предикторами инфляции.

Данные опросов в России также представляют большой интерес. В работе (Перевышин, 2024) проанализирована точность инфляционных ожиданий аналитиков из консенсус-прогноза Центра НИУ «Высшая школа экономики» при их использовании в качестве прямого прогноза инфляции. Оказалось, что консенсус-прогноз уступает по точности одномерным эконометрическим моделям прогнозирования на горизонте полугодия и не превосходит модельные прогнозы на более коротких горизонтах.

Исследованию индикаторов мониторинга предприятий посвящена работа (Кобзев, Андреев, 2021). Данные мониторинга в настоящее время не позволяют использовать их в качестве прямого прогноза инфляции, в отличие от консенсус-прогноза аналитиков, но они могут использоваться в модельном аппарате для прогнозирования. В работе (Кобзев, Андреев, 2021) исследование основывалось, в частности, на моделях ARIMA-X, а именно оценивалось, насколько добавление показателя ценовых ожиданий предприятий позволяет улучшить качество прогнозирования. Авторы вышеуказанной работы пришли к выводу о тесной связи ценовых ожиданий предприятий розничной торговли и сферы услуг с индексом потребительских цен.

В настоящей работе в основе применяемой методики лежит следующее. В случае если показатель ценовых ожиданий предприятий обладает прогнозной силой, то изменение его значений должно сопутствовать систематическому изменению (с некоторым лагом) значений прогнозируемой величины (индекс потребительских цен или индекс цен производителей). Наличие статистической связи можно оценить с помощью корреляции. Рассматривая временной ряд как реализацию стохастического процесса, для оценки устойчивости результатов корреляционного анализа будем задавать выборку в режиме «скользящего окна» длиной 2 года, 5 лет и 10 лет. При этом из выборки исключаются выбросы в периоды экономических кризисов.

Кроме того, для получения ответа на вопрос, обладают ли ценовые ожидания предприятий предсказательной силой в отношении выбранного показателя, в работе оценивается VAR-модель следующего вида:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q B_j x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

где y_t – вектор эндогенных переменных модели, x_t – вектор экзогенных переменных модели, а ε_t – вектор ошибок модели с нулевым математическим ожиданием и ковариационной матрицей Ω ($\varepsilon_t \sim iidN(0, \Omega)$), некоррелированный с объясняющими переменными (см. Stockhammar, Österholm, 2018; Villani, 2009). С помощью VAR-модели прогнозную силу ценовых ожиданий можно оценить несколькими способами.

Во-первых, понять, содержит ли показатель ценовых ожиданий предприятий информацию, полезную при прогнозировании другого временного ряда, можно путем тестирования на причинность по Грейнджеру (Kuersteiner, 2010; Granger, 1980). При этом наряду с традиционным тестом Грейнджера в работе применяется тест на причинность, основанный на VAR-модели (в том числе для размерности модели больше 2), где нулевая гипотеза несколько модифицируется, а ее проверка осуществляется с применением теста Вальда. Тест на причинность по Грейнджеру проверяет гипотезу о том, обладает ли один временной ряд способностью прогнозировать будущие значения другого. Данный подход иногда используется для выявления причинно-следственной связи, поскольку он опирается на предположение, что прошлое и настоящее могут стать причиной будущего, но будущее не может стать причиной прошлого (Granger, 1980). При этом наличие причинности по Грейнджеру не является достаточным условием существования причинно-следственной связи между временными рядами. В данном случае тестирование осуществляется на той же выборке, что и оценка параметров VAR-модели.

Во-вторых, для оценки прогнозной силы показателя ценовых ожиданий выборка разделяется на две составляющие – обучающую и тестовую. Анализ вне обучающей выборки позволяет исключить влияние информации о будущем на построение прогноза. Проверка точности прогнозов на тестовой выборке приближает нас к реальной ситуации, когда мы не знаем информацию о будущем, в отличие от других подходов, где разделения выборки не происходит. Таким образом, обучение модели и оценка полученного с помощью нее прогноза на разных выборках позволяют лучше оценивать прогнозную силу проверяемого показателя (см. Stockhammar, Österholm, 2018).

В этом контексте для того, чтобы показатель ценовых ожиданий предприятий обладал прогнозной силой по отношению к выбранному показателю, на тестовой выборке качество полученного с помощью VAR-модели прогноза должно быть лучше, чем с использованием такой же модели, но с исключением переменной ценовых ожиданий. В качестве такой оценки точности прогноза используются среднеквадратичная ошибка (RMSE) или средняя абсолютная ошибка в процентах (MAPE).

Для оценки прогнозной силы ценовых ожиданий предприятий в отношении индекса потребительских цен вектор y_t в уравнении (1) задан как $y_t = (r_t, p_t^e, \pi_t)$, где π_t – индекс потребительских цен (ИПЦ) на товары и услуги к предыдущему месяцу, r_t – темп роста номинального эффективного курса рубля к иностранным валютам к предыдущему месяцу (принимая во внимание влияние курса на инфляцию и инфляционные ожидания (Карлова, Пузанова, Богачева, Морозов, 2019), p_t^e – ценовые ожидания предприятий. Кроме того, в настоящей работе рассматривалась альтернативная VAR-модель (1) с добавлением переменной z_t (то есть $y_t = (r_t, z_t, p_t^e, \pi_t)$), характери-

зующей экономическую активность. В качестве такой переменной выбран разрыв выпуска товаров и услуг по базовым видам экономической деятельности, определяемый с использованием фильтра Ходрика – Прескотта. Включение большего количества переменных модели нецелесообразно, так как существенно повышает общее число оцениваемых параметров векторной авторегрессии, что приводит к росту ошибки оценивания, влияющей на прогноз.

В качестве экзогенных переменных включена информация о ключевой ставке, а также фиктивные переменные для периодов значительных экономических шоков (январь 2015 г., март 2022 г.). На прогнозном горизонте для экзогенной переменной берутся ее фактические значения, то есть в отношении ключевой ставки, устанавливаемой Банком России в ходе реализации проводимой им денежно-кредитной политики, рассматривается сценарий, который затем реализовался.

Наибольший лаг в модели векторной авторегрессии определяется таким образом, чтобы значение информационного критерия (SC, HQ, AIC или другое) было минимальным и отсутствовала автокорреляция остатков (проверка осуществлялась с помощью LM-теста).

В рамках примененного подхода оценка RMSE на горизонте от 1 до h осуществлялась по формуле (2):

$$RMSE_{t,h} = \left(\frac{1}{h} \sum_{i=1}^h (\hat{y}_{t+i} - y_{t+i})^2 \right)^{\frac{1}{2}},$$

с использованием которой оценивались ошибки прогноза, построенного в рамках одной оцененной модели на разных горизонтах. С помощью данного подхода проанализировано, как меняется точность в разные периоды.

Кроме того, для оценки статистической значимости отличия прогнозных значений двух сравниваемых моделей применяется тест Диболда – Мариано (Diebold, Mariano, 1995).

В рамках данного исследования результаты получены на основе оценок VAR-моделей. Другие подходы, в частности, связанные с оценкой моделей AR-X и ARIMA-X, использовались, например, в работах (Кобзев, Андреев, 2021; Lehmann, Reif, 2020). Выбор модельного аппарата в настоящей работе обусловлен большей связью VAR-моделей со структурными моделями, используемыми для поддержки принятия решений по денежно-кредитной политике. В ряде работ рассматривается взаимосвязь VAR- и DSGE-моделей (Del Negro, Schorfheide, 2024; Шарафутдинов, 2023; Giacomini, 2013). При этом можно построить отображение параметров DSGE-модели на параметры VAR-модели с использованием определенного преобразования. В этой связи, прежде чем проводить исследование прогнозности показателя ценовых ожиданий с использованием более сложных полуструктурных моделей, в настоящей работе предлагается применять модели векторной авторегрессии.

Основные отличия настоящей работы от ранее проведенного исследования индикаторов мониторинга предприятий (Кобзев, Андреев, 2021) состоят не только в применении другой модели, но и в более глубоком анализе прогнозности показателя ценовых ожиданий в отраслевом разрезе.

Принимая во внимание региональную неоднородность канала ожиданий трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики (см. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2025 год и период 2026 и 2027 годов¹), используемый в работе подход может быть применен для оценки прогнозной силы показателя ценовых ожиданий в разрезе субъектов РФ. В рамках настоящей работы на основе моделей вида (1) оценена доля дисперсии региональной инфляции.

1.1. Используемые данные

Для проведения эмпирического анализа использовались временные ряды ценовых ожиданий предприятий, ежемесячно оцениваемых в рамках мониторинга Банка России. Исследование проводилось на данных 177 наблюдений за период с января 2010 г. по сентябрь 2024 г. (см. [Мониторинг предприятий Банка России](#)).

Вместе с тем на первоначальном этапе рассматривались данные мониторинга предприятий Банка России за больший период – с 2002 года. При этом на данных ранее 2010 г. в отношении показателя ценовых ожиданий предприятий наблюдался детерминированный тренд, а в 2008–2009 гг. – существенный шок, вызванный глобальным финансово-экономическим кризисом. В этой связи для дальнейшего анализа данных принято ограничить выборку, начиная с 2010 года.

Показатель ценовых ожиданий предприятий анализируется как в целом по экономике России, так и в разрезе следующих отраслей: сельское и лесное хозяйство, промышленное производство, транспортировка и хранение, оптовая и розничная торговля, услуги.

Следует отметить, что на рассматриваемом в работе периоде выборка предприятий изменялась: какие-то предприятия исключались, при этом добавлялись новые. Вместе с тем Банк России стремится к тому, чтобы выборка оставалась репрезентативной. В настоящее время количество респондентов, ежемесячно опрашиваемых Банком России, составляет свыше 15 тыс. предприятий ключевых видов экономической деятельности. При этом каждое шестое предприятие участвует в мониторинге более 20 лет.

С целью исключения влияния сезонности на результаты анализа проведена сезонная корректировка временных рядов с использованием программного пакета X-13 ARIMA-SEATS, в котором реализован метод TRAMO/SEATS. Исключение сезонности показателя ценовых ожиданий предприятий осуществляется в соответствии с методикой Банка России². Динамика ценовых ожиданий в целом по экономике России представлена на рис. 1. Кроме того, в исследовании использовались данные Росстата об ИПЦ на товары и услуги и индексах цен производителей (ИЦП) к предыдущему месяцу, в том числе в разрезе отраслей и субъектов РФ (за период с января 2010 г. до августа 2024 г.). Кроме того, в качестве показателя, характеризующего экономическую активность, использовался индекс выпуска товаров и услуг по базовым видам

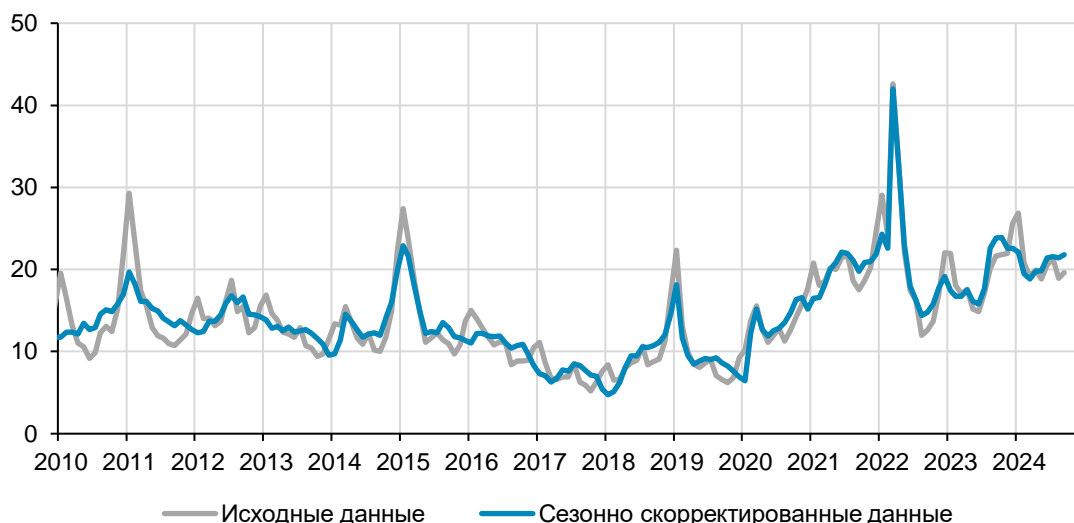
¹ [Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2025 год и период 2026 и 2027 годов.](#)

² [Мониторинг нефинансовых предприятий: методология Банка России \(2022\).](#)

экономической деятельности (за период с февраля 2013 г. до июля 2024 г.). Индексы цен, как и другие показатели на этапе подготовки данных, очищены от сезонности с использованием пакета X13-ARIMA-SEATS. Подробная методика сезонной корректировки ИПЦ представлена в (Андреев, Поршаков, Сапова, Шатило, 2020).

Источником данных о номинальном эффективном курсе рубля к иностранным валютам послужили основные производные показатели обменного курса рубля, ежемесячно рассчитываемые Банком России³.

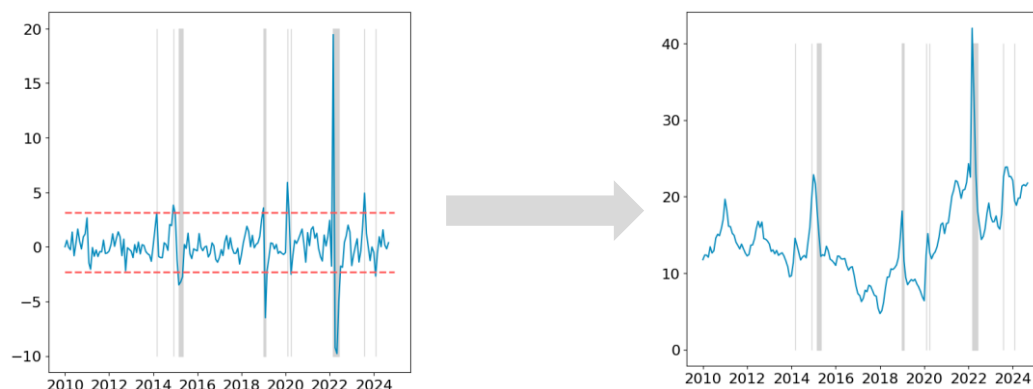
Рис. 1. Динамика ценовых ожиданий предприятий по экономике в целом



Источник: мониторинг предприятий (Банк России).

В качестве критерия определения выбросов для показателя ценовых ожиданий использовалась информация о межквартильном размахе (IQR) его изменения. При нахождении значений вне интервала: $x_t \in (Q_1 - 1.5 \cdot IQR, Q_3 + 1.5 \cdot IQR)$, где Q_1 и Q_3 – 1-й и 3-й квартили выборки соответственно, определялся выброс (см. рис. 2).

Рис. 2. Определение выбросов на примере показателя ценовых ожиданий предприятий по России (экономика, всего)



Источники: мониторинг предприятий (Банк России), расчеты автора.

В ходе анализа динамики показателя ценовых ожиданий предприятий можно выделить несколько выбросов, связанных с определенными шоками:

³ [Официальный сайт Банка России. Статистика внешнего сектора.](#)

- быстрый рост продовольственной инфляции из-за засухи и неурожая, ускорение роста цен на топливо (декабрь 2010 г. – февраль 2011 г.);
- резкое ослабление рубля по отношению к иностранным валютам, вызванное стремительным снижением мировых цен на нефть (декабрь 2014 г. – февраль 2015 г.);
- повышение налога на добавленную стоимость (декабрь 2018 г. – январь 2019 г.);
- рост заболеваемости COVID-19 и введение режима самоизоляции (февраль – апрель 2020 г.);
- дальнейший рост ценовых ожиданий в связи с постпандемическим восстановлением экономики, которое сопровождалось программами льготного кредитования для обеспечения финансирования пострадавших отраслей и поддержания их деятельности в сложный период (май 2020 г. – февраль 2022 г.);
- начало специальной военной операции и введение экономических санкций в отношении России (март – апрель 2022 г.);
- существенное ускорение роста цен на топливо, а также значительное ослабление рубля, курс которого достигал психологической отметки (август 2023 г.).

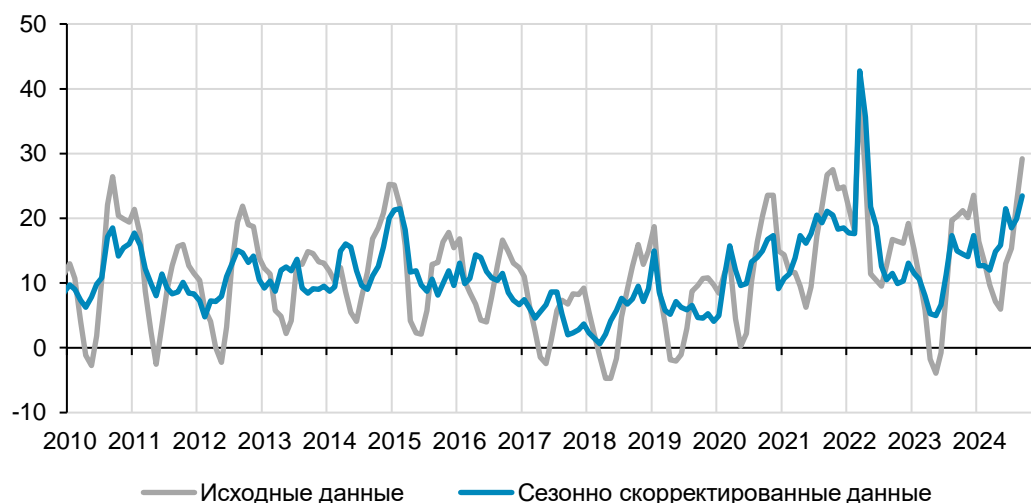
2. ОТРАСЛЕВАЯ ДИНАМИКА ЦЕНОВЫХ ОЖИДАНИЙ ПРЕДПРИЯТИЙ

В настоящем разделе представлена информация о динамике показателя ценовых ожиданий предприятий в отраслевом разрезе.

2.1. Сельское хозяйство

Динамика показателя ценовых ожиданий предприятий сельского хозяйства показана на рис. 3. В сравнении с другими отраслями в сельском хозяйстве анализируемый показатель имеет более выраженную сезонность, которая обусловлена особенностью отрасли, где имеется, в частности, сильная зависимость от погодных условий (времен года). Существенное отклонение погодных условий от средних значений может приводить к возникновению дополнительных шоков, кроме описанных в разделе 1.

Рис. 3. Динамика ценовых ожиданий предприятий сельского хозяйства

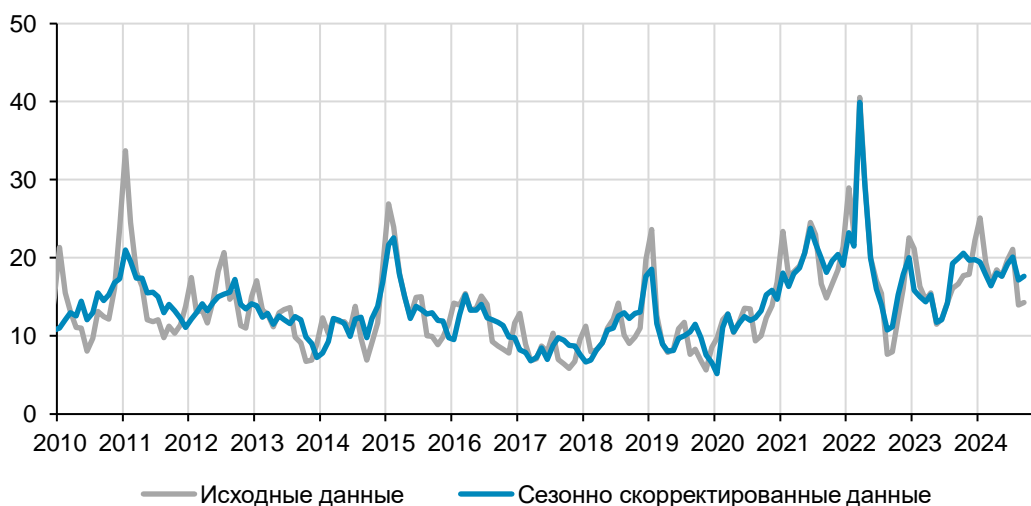


Источник: мониторинг предприятий (Банк России).

2.2. Промышленное производство

Сезонность показателя ценовых ожиданий предприятий промышленного производства, как видно на рис. 4, отличается от отрасли сельского хозяйства. В целом можно видеть, что предприятия промышленного производства сталкивались с теми же шоками, которые были перечислены в разделе 1.

Рис. 4. Динамика ценовых ожиданий предприятий промышленного производства



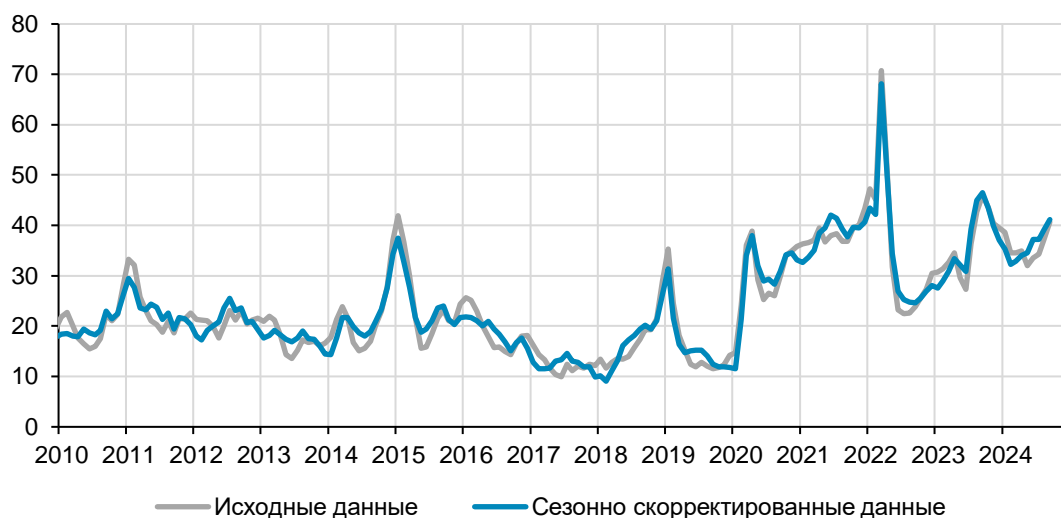
Источник: мониторинг предприятий (Банк России).

Среди предприятий промышленного производства для анализа прогнозной силы ценовых ожиданий в работе также рассматриваются три выделенных сектора: производство инвестиционных, потребительских и промежуточных товаров.

2.3. Торговля

На рис. 5 и 6 представлена динамика показателя ценовых ожиданий предприятий как в целом по торговле, так и в отдельно рассматриваемой отрасли розничной торговли.

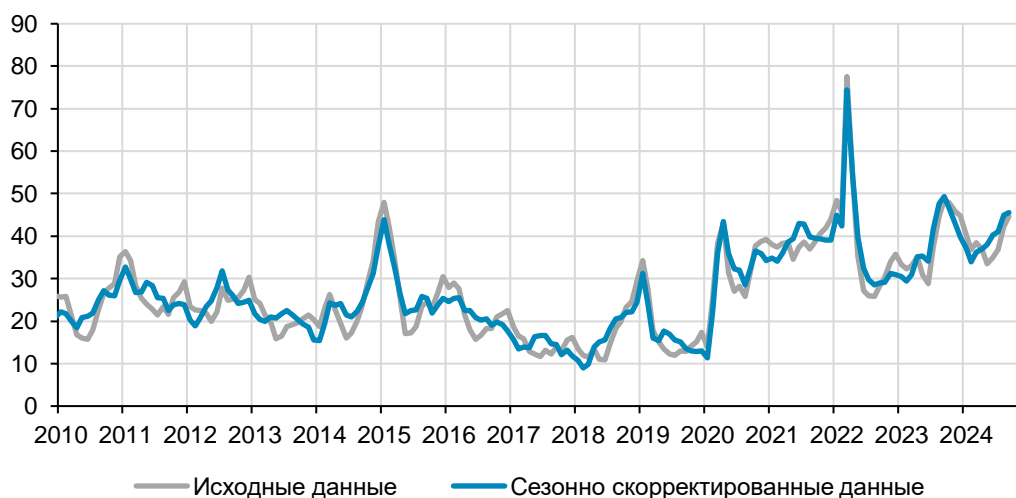
Рис. 5. Динамика ценовых ожиданий предприятий оптовой и розничной торговли



Источник: мониторинг предприятий (Банк России).

При этом сравнительный анализ показателя ценовых ожиданий предприятий торговли с тем же показателем в розничном сегменте в отдельности показывает схожесть динамики этих временных рядов.

Рис. 6. Динамика ценовых ожиданий предприятий розничной торговли



Источник: мониторинг предприятий (Банк России).

2.4. Транспортировка и хранение

Показатель ценовых ожиданий предприятий транспортировки и хранения обладает выраженной сезонностью (рис. 7). В частности, это связано с ростом издержек в зимний период, вызванным увеличением расхода топлива в холодное время года, а также сезонным увеличением расходов на отопление помещений для складского хозяйства.

Рис. 7. Динамика ценовых ожиданий предприятий транспортировки и хранения

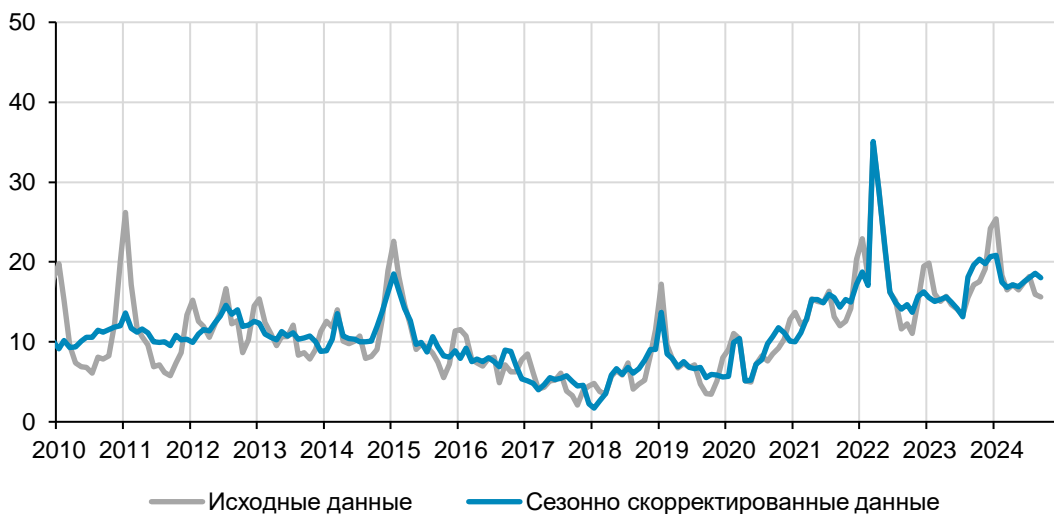


Источник: мониторинг предприятий (Банк России).

2.5. Услуги

В сфере услуг динамика показателя ценовых ожиданий представлена на рис. 8. Здесь также можно видеть влияние тех же шоков, что и в целом по экономике.

Рис. 8. Динамика ценовых ожиданий предприятий транспортировки и хранения



Источник: мониторинг предприятий (Банк России).

3. АНАЛИЗ ПРОГНОЗНОЙ СИЛЫ ПОКАЗАТЕЛЯ ЦЕНОВЫХ ОЖИДАНИЙ

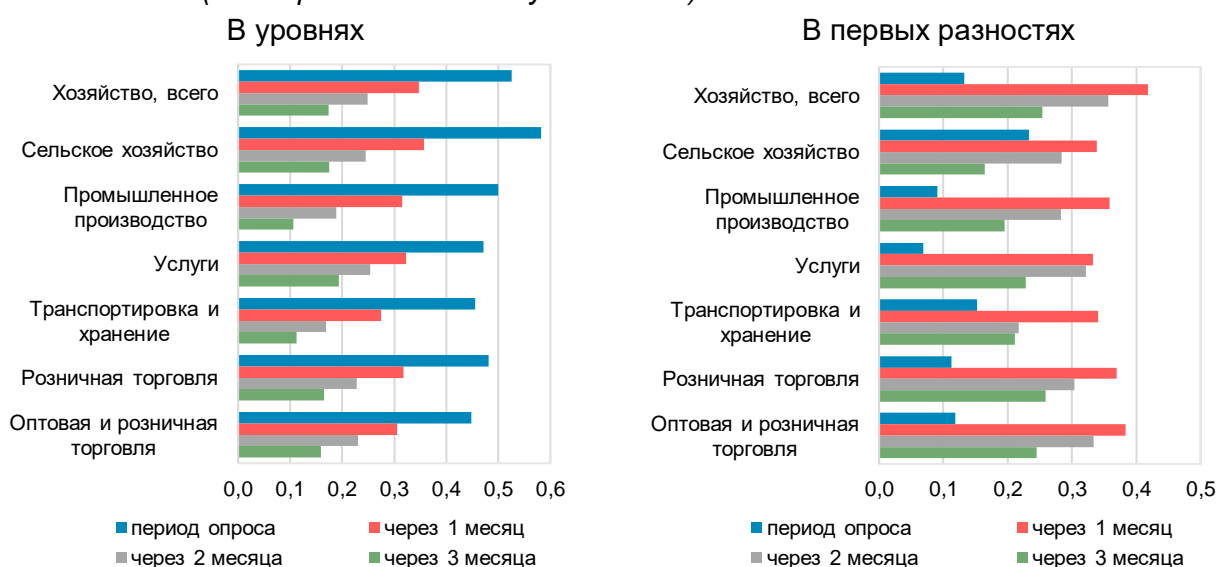
3.1. Ценовые ожидания и прогнозирование индекса потребительских цен

Результаты корреляционного анализа между показателями ценовых ожиданий предприятий в отраслевом разрезе и ИПЦ на товары и услуги (в период опроса, через 1, 2 и 3 месяца) с учетом сезонной корректировки временных рядов представлены на

рис. 9. При этом оценивалась корреляция как значений ценовых ожиданий (в уровнях), так и их изменений за один месяц (в первых разностях).

Наибольшая корреляция показателя ценовых ожиданий предприятий с ИПЦ по всем товарам и услугам к предыдущему месяцу достигается в месяце проведения опроса. Отчасти это связано с тем, что причины планируемого изменения цен, ожидаемого предприятиями на свою продукцию (см. Карлова, Пузанова, Богачева, Морозов, 2019), одновременно влияют на инфляционные ожидания экономических агентов. Как следствие, инфляционные ожидания приводят к изменению розничных цен на товары и услуги.

Рис. 9. Коэффициенты корреляции ИПЦ (м/м с.к.) по всем товарам и услугам с ценовыми ожиданиями предприятий (баланс ответов, с.к.) на следующие 3 месяца по видам деятельности в России (с января 2010 г. по август 2024 г.)



Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

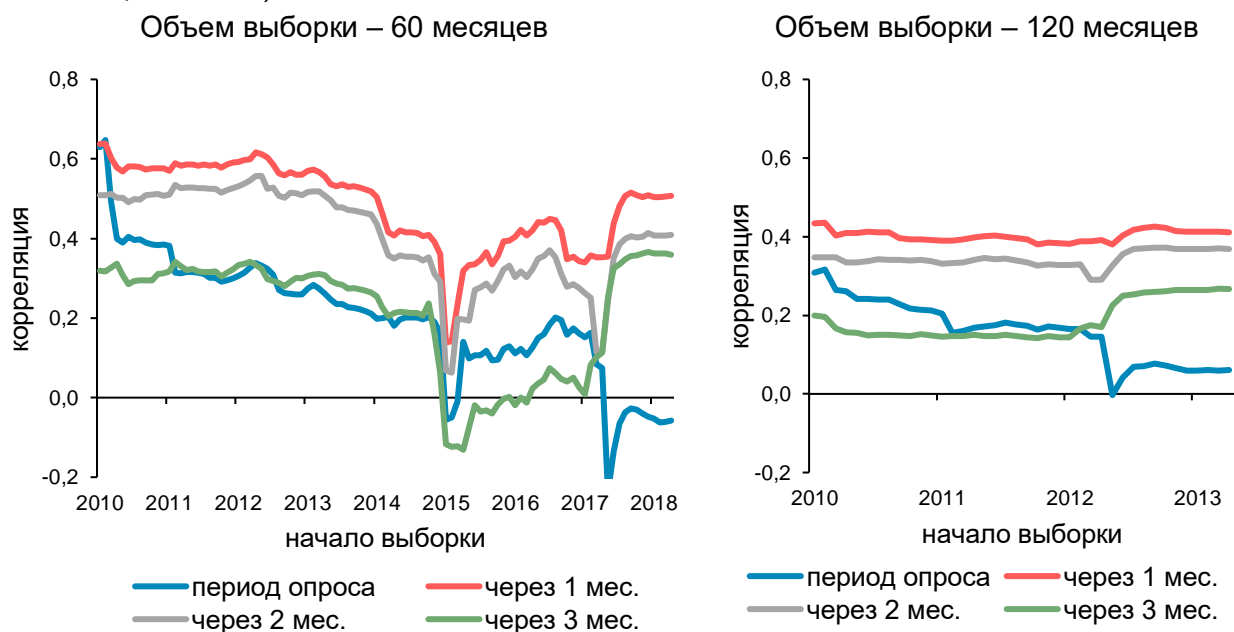
При разбивке ценовых ожиданий предприятий по видам деятельности в период опроса наибольшая корреляция наблюдается между ИПЦ и ценовыми ожиданиями предприятий сельского хозяйства. Данный факт подтверждается значительной долей продовольственных товаров в структуре ИПЦ. Кроме того, корреляция между изменением ожиданий бизнеса и ИПЦ в следующем месяце после опроса респондентов сильнее наблюдалась в целом по всей экономике, а также в торговле и промышленном производстве. Следует отметить, что, поскольку предприятия знают о планируемом повышении цен на продукцию, при ответе на вопрос об ожидании изменения цен в ближайшие 3 месяца наблюдается высокая одновременная корреляция.

Принимая во внимание, что результаты расширенного теста Дики – Фуллера (ADF-тест) и теста Квятковского – Филлипса – Шмидта – Шина (KPSS-тест) (Neuser, 2016) не позволяют сделать вывод о стационарности временных рядов ценовых ожиданий предприятий, проведен корреляционный анализ изменения показателя ожиданий (в первых разностях). В этом случае корреляция между ИПЦ и изменением ценовых ожиданий предприятий сильнее всего наблюдалась по экономике в целом. В отраслевом разрезе наблюдалась существенная корреляция между данными ИПЦ и

изменением ценовых ожиданий предприятий торговли. Данный факт объясняется тем, что в расчет ИПЦ принимается стоимость базового набора потребительской корзины, большая часть которой включает в себя продукты питания и непродовольственные товары. Кроме того, значимая корреляция наблюдается между данными ИПЦ в последующие два месяца после проведения опроса и изменением ценовых ожиданий не только предприятий торговли, но и сферы услуг. Полученные результаты свидетельствуют о том, что предприятия торговли и сферы услуг, как правило, постепенно реализуют планируемое повышение цен в ближайшие 3 месяца: ограничение со стороны потребительского спроса и более высокая конкуренция на рынке сдерживают перенос издержек в цены.

При изменении выборки в режиме «скользящего окна» (см. рис. 10) в целом корреляция между показателем ценовых ожиданий предприятий и ИПЦ является сильной и относительно стабильной на длинных выборках (длиной 60 и 120 месяцев). Как правило, изменение корреляции наблюдается в периоды кризисов. При использовании коротких выборок (длиной 24 месяца) корреляция менее устойчива (см. приложение, рис. А.4) и может становиться отрицательной со значениями ИПЦ через 2 или 3 месяца после проведения опроса.

Рис. 10. Динамика корреляции ценовых ожиданий предприятий (баланс ответов, с.к., в первых разностях) и ИПЦ (м/м с.к.) по всем товарам и услугам в России (на выборках в режиме «скользящего окна»)



Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

На выборках в режиме «скользящего окна» подтверждаются результаты, полученные выше: наибольшая корреляция наблюдается между ценовыми ожиданиями предприятий и значениями ИПЦ на товары и услуги непосредственно в месяце проведения опроса, в то время как изменение ценовых ожиданий больше коррелирует со значениями ИПЦ в последующие месяцы после опроса (см. приложение, рис. А.5–А.6). Следует отметить, что на выборках объемом 24 месяца, включающих данные с середины 2022 г., изменение ценовых ожиданий сильнее коррелирует с ИПЦ через

три месяца после опроса, чем со значениями в следующем месяце. Отчасти увеличение лага может быть связано с асимметричным влиянием факторов на изменение как ценовых ожиданий предприятий, так и инфляционных ожиданий экономических агентов. В качестве одного из таких факторов можно выделить динамику валютного курса рубля: ослабление рубля может оказывать более сильное давление на ценовые ожидания предприятий, чем их снижение. Кроме того, после перехода к режиму таргетирования инфляции со временем меняется влияние валютного курса на инфляционные ожидания: бизнес начинает иначе думать про будущее, воспринимая колебания курса как временные.

В табл. 1 представлены сравнительные результаты корреляционного анализа ценовых ожиданий предприятий в разрезе отраслей и разных компонентов ИПЦ (продовольственные и непродовольственные товары, услуги). При этом в дополнение рассматривалось скользящее среднее значение за 3 месяца сезонно скорректированного темпа месячного прироста ИПЦ, приведенного в годовом выражении (с.к.г.). Выбор среднего значения за 3 месяца обусловлен тем, что используемый показатель ценовых ожиданий строится на основе ответов респондентов об ожидаемом изменении цен в следующие 3 месяца. Дополнительно оценена корреляция изменения показателя ценовых ожиданий (в первых разностях) и ИПЦ (см. приложение, табл. А.8).

Табл. 1. Коэффициенты корреляции ИПЦ по товарам и услугам (с.к.г., среднее за 3 месяца) с ценовыми ожиданиями предприятий (баланс ответов, с.к.) на следующие 3 месяца по видам деятельности в России (с января 2010 г. по август 2024 г.)

	Месяц проведения опроса				Следующий месяц после проведения опроса			
	Все товары и услуги	Продовольственные товары	Непродовольственные товары	Услуги	Все товары и услуги	Продовольственные товары	Непродовольственные товары	Услуги
Ценовые ожидания предприятий по всей экономике	0,68	0,64	0,64	0,58	0,69	0,66	0,64	0,59
Ценовые ожидания предприятий сельского хозяйства	0,74	0,72	0,68	0,58	0,71	0,71	0,64	0,57
Ценовые ожидания предприятий промышленного производства	0,64	0,61	0,61	0,53	0,66	0,62	0,63	0,54
Ценовые ожидания предприятий в сфере услуг	0,68	0,63	0,64	0,65	0,66	0,62	0,60	0,64
Ценовые ожидания предприятий транспортировки и хранения	0,62	0,57	0,57	0,62	0,63	0,57	0,58	0,63
Ценовые ожидания предприятий розничной торговли (кроме торговли автотранспортными средствами)	0,61	0,59	0,59	0,45	0,64	0,61	0,61	0,47
Ценовые ожидания предприятий оптовой и розничной торговли	0,55	0,53	0,54	0,37	0,61	0,58	0,59	0,42

Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

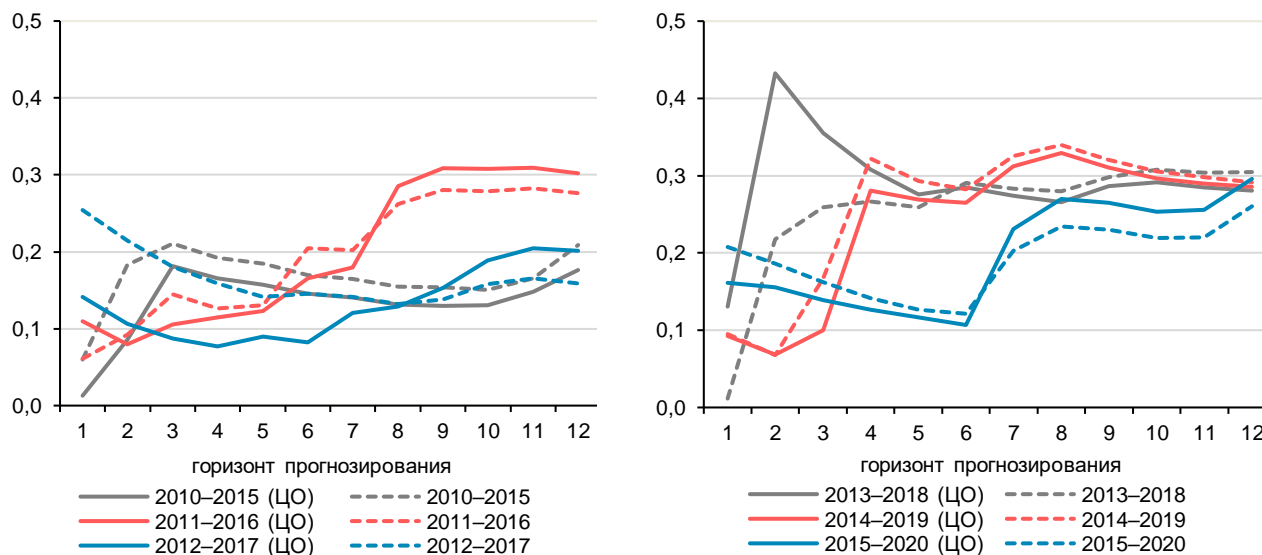
При сравнении с отдельными компонентами ИПЦ наблюдается значительная корреляция между ценовыми ожиданиями предприятий сельского хозяйства и ИПЦ

на продовольственные товары, что в свою очередь отражается и на связи с ИПЦ на товары и услуги, проиллюстрированной ранее на рис. 9. Таким образом, ценовые ожидания предприятий не только по всей экономике в целом, но и в отраслевом разрезе предоставлять информацию, в том числе полезную для прогнозирования отдельных ИПЦ.

Оценка модели векторной авторегрессии в соответствии с приведенной в разделе 1 методологией показала, что результаты теста на причинность по всей выборке (с января 2010 г. по июнь 2024 г.) свидетельствуют о том, что временной ряд ценовых ожиданий предприятий способствует прогнозированию инфляции. Таким образом, в рамках данного подхода включение информации об этих временных рядах в VAR-модель статистически значимо улучшает моделирование ИПЦ.

В соответствии с применяемой методологией на следующем этапе осуществляется анализ прогнозной силы ценовых ожиданий предприятий с разделением выборки. При этом учитываются среднеквадратичная ошибка (RMSE) и средняя абсолютная ошибка в процентах (MAPE) получаемого прогноза. Обучающая выборка составлялась следующим образом: первоначально – с января 2010 г. по декабрь 2015 г. и далее – путем поэтапного сдвига на следующие 12 месяцев. Результаты оценки RMSE и MAPE на разных горизонтах прогнозирования (от 1 до 12 месяцев) представлены в приложении.

Рис. 11. Среднеквадратичная ошибка (RMSE) прогноза инфляции в зависимости от выборки и горизонта прогнозирования



Источник: расчеты автора.

Для удобства сравнения среднеквадратичных ошибок (RMSE) прогноза инфляции на разных тестовых выборках полученные результаты представлены в графическом виде на рис. 11: пунктирной линией отображены ошибки прогноза без использования информации о ценовых ожиданиях предприятий, а сплошной линией – с включением этой информации в модель.

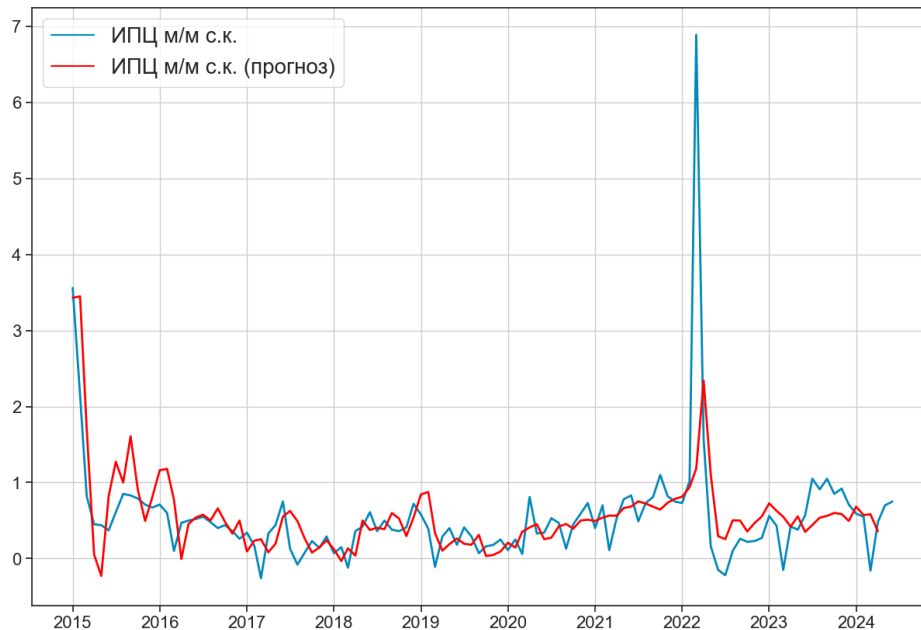
Полученные результаты свидетельствуют, что ценовые ожидания предприятий позволяют в целом улучшить прогнозную силу модели в краткосрочном периоде. При

использовании тестовых выборок в 2016 г. (обучающая выборка 2010–2015 гг.) и в 2017 г. (обучающая выборка 2011–2016 гг.) включение в модель ценовых ожиданий позволило уменьшить среднеквадратичную ошибку прогноза на горизонте до трех месяцев. При этом на примере 2017 г. (обучающая выборка 2011–2016 гг.) видно, что иногда добавление информации о ценовых ожиданиях может вносить шум в прогноз на горизонте 1 месяц, а в последующие месяцы происходит улучшение прогноза. Сдвиг выборки еще на 12 месяцев привел к расширению горизонта с улучшенным прогнозом до 7 месяцев. Вместе с тем результаты теста Диболда – Мариано подтверждают статистическую значимость отличия построенных прогнозов только на горизонте до 3 месяцев (см. приложение, табл. А.5).

Тем не менее при оценке модели на выборке 2013–2018 гг. добавление информации о ценовых ожиданиях предприятий не позволило улучшить качество прогноза инфляции на тестовой выборке 2019 г. на любом горизонте до 12 месяцев. Возможно, это связано с шоком, вызванным повышением с 1 января 2019 г. налога на добавленную стоимость (НДС). Ожидая этого изменения, предприятия уже в декабре 2018 г. значительно повысили свои ценовые ожидания, которые достигли локального максимума в январе 2019 года. При этом основной эффект переноса НДС в годовую инфляцию пришелся как раз на январь 2019 г. с момента вступления в силу изменений налогового законодательства. Подробный анализ вклада повышения НДС в инфляцию проведен, например, в работе (Куровский, 2022). Особенностью данного случая является то, что ожидания предприятий об изменении цен в ближайшие 3 месяца, находящиеся на высоком уровне, не привели к сильному росту цен в последующие месяцы (после опроса респондентов). Вместе с тем VAR-модель, включающая переменную ценовых ожиданий, определенным образом учитывает их инерцию. Это оправдано в большинстве случаев, поскольку предприятия одновременно не переносят свои издержки в цены на продукцию и услуги в условиях имеющегося ограничения со стороны спроса. Принимая во внимание, что случай повышения НДС выбивается из общей картины, прогнозная траектория инфляции (на 12 месяцев 2019 г.), полученная в рамках применяемой VAR-модели, была значимо выше фактической. В свою очередь это привело к росту оцениваемой ошибки прогноза (RMSE). Следует отметить, что дальнейший сдвиг обучающей и тестовой выборок приводит к небольшому улучшению прогноза инфляции с использованием ценовых ожиданий (на горизонте до полугода).

Для того чтобы отследить различие результатов в разные периоды и понять, как меняется ситуация и какая она сейчас, далее осуществляется построение прогноза в режиме «скользящего окна» на горизонте 1 месяц, результаты которого в сравнении с фактическими данными ИПЦ представлены на рис. 12.

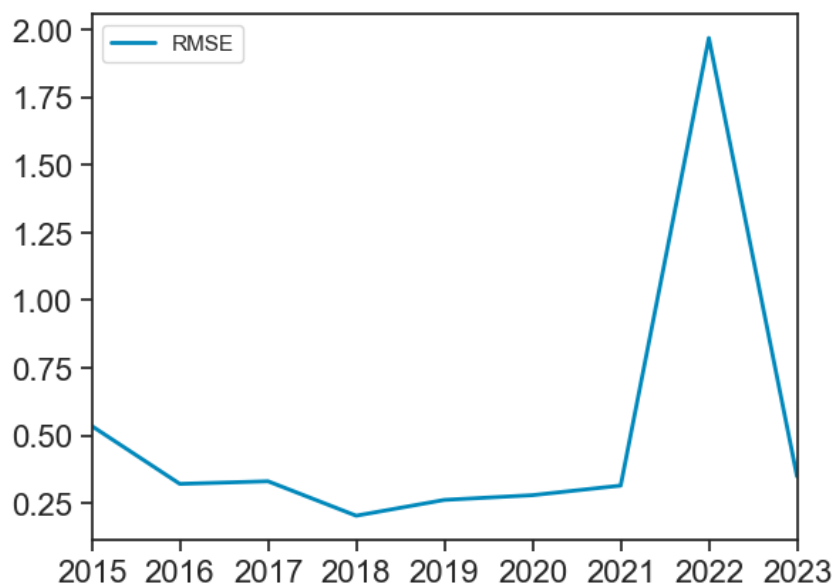
Рис. 12. Сравнение ИПЦ (м/м с.к.) и его прогноза, построенного в режиме «скользящего окна» с горизонтом прогнозирования 1 месяц



Источник: расчеты автора.

Следует отметить, что в спокойные периоды, когда отсутствуют шоки, среднеквадратичная ошибка прогноза меньше, чем в периоды, когда происходят существенные изменения. После шоков респонденты, как правило, завышают свои ценовые ожидания, что вносит вклад в изменение прогноза в рамках применяемого подхода. К примеру, такая ситуация наблюдалась в 2022 г. (см. рис 13). При этом по мере затухания экономических шоков уменьшается ошибка прогноза, полученного на основе модели с использованием информации о ценовых ожиданиях (в частности, в 2023 г.).

Рис. 13. Среднеквадратичная ошибка (RMSE) прогноза инфляции (с горизонтом прогнозирования 1 месяц) за 12 месяцев в зависимости от выбранного периода (года)

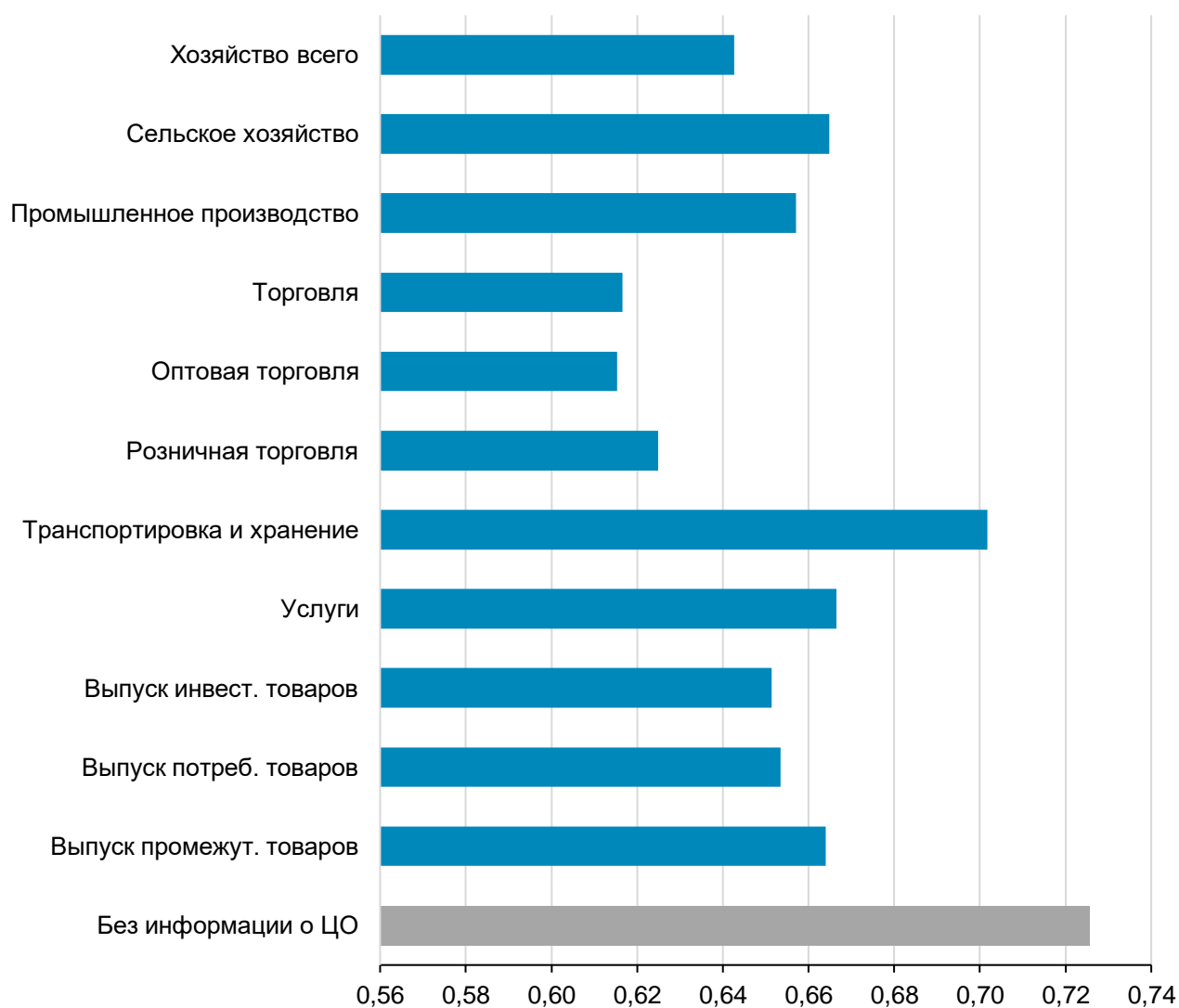


Источник: расчеты автора.

В отраслевом разрезе среднеквадратичная ошибка прогноза различается. Наилучшие результаты получились при включении в модель ценовых ожиданий предприятий торговли (рис. 14). Следующими по качеству результатов прогноза оказались ценовые ожидания предприятий в целом по экономике. При этом использование в модели информации о показателе ценовых ожиданий любой из отраслей позволяет улучшить прогноз ИПЦ.

Следует отметить, что результаты теста Диболда – Мариано свидетельствуют об отсутствии значимого отличия прогнозов ИПЦ, полученных с использованием информации о ценовых ожиданиях как оптовой или розничной торговли, так и предприятий торговли в целом (рис. 14).

Рис. 14. Среднеквадратичная ошибка (RMSE) прогноза инфляции в разрезе отраслей (с горизонтом прогнозирования 1 месяц)



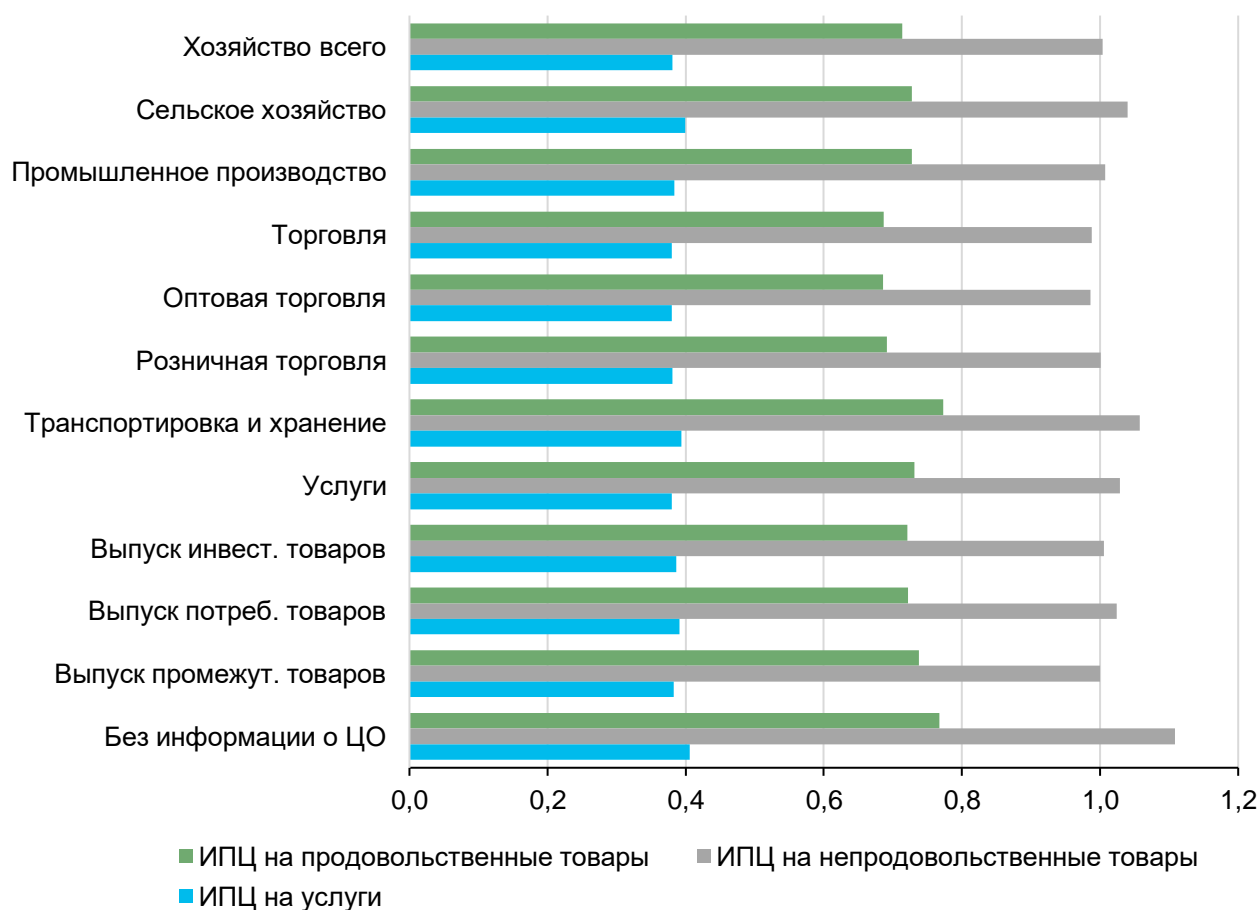
Источник: расчеты автора.

Таким образом, включение в модель векторной авторегрессии ценовых ожиданий предприятий позволяет повысить качество прогноза индекса потребительских цен

на товары и услуги. Следует отметить, что данный вывод согласуется, например, с результатами исследования в работе (Кобзев, Андреев, 2021), в которой осуществлялось сравнение с моделями случайного блуждания и моделями ARIMA-X.

При сравнении прогнозной силы показателя ценовых ожиданий в разрезе отраслей для компонентов ИПЦ (продовольственные и непродовольственные товары, услуги) получены схожие результаты с результатами без разделения на компоненты (рис. 15). Минимальные значения ошибки наблюдались при включении в модель ценовых ожиданий в торговле, что позволяет использовать показатели ценовых ожиданий этой отрасли при прогнозировании как ИПЦ в целом, так и отдельных его компонентов. При этом в отношении ИПЦ на услуги добавление в модель показателя ценовых ожиданий сферы услуг приводит к сопоставимым результатам прогноза без дополнительного улучшения его качества.

Рис. 15. Среднеквадратичная ошибка (RMSE) прогноза компонентов инфляции в разрезе отраслей

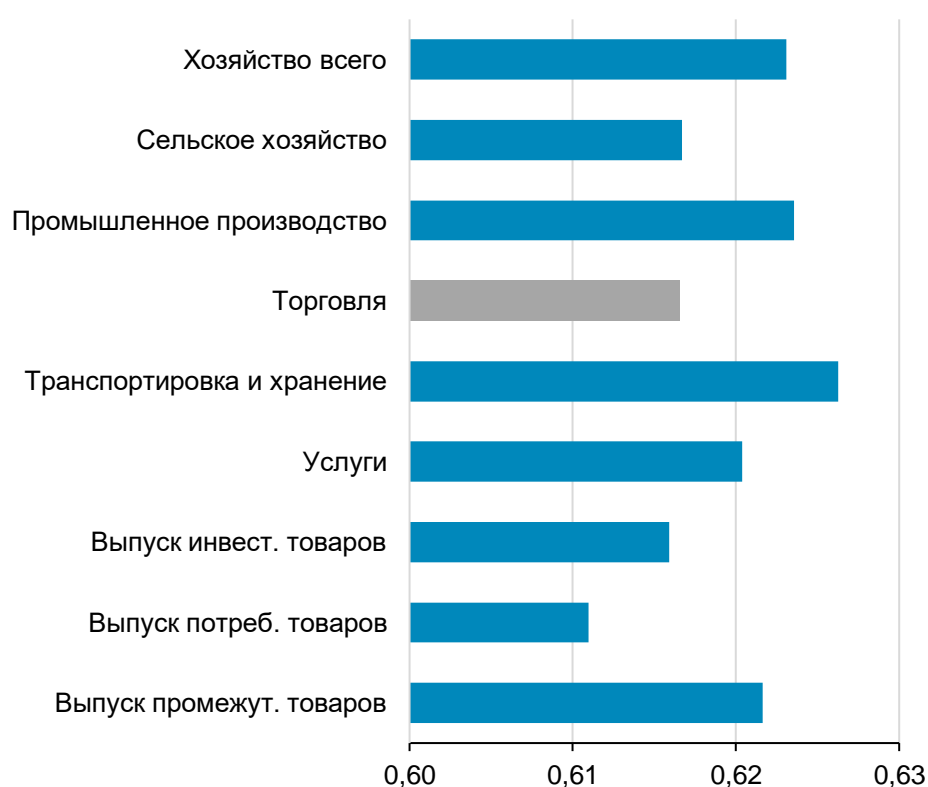


Источник: расчеты автора.

Для ответа на вопрос, улучшает ли качество прогноза одновременное добавление показателей ценовых ожиданий нескольких отраслей или только повышает шум, в VAR-модель дополнительно включались показатели ценовых ожиданий других отраслей, очищенные от уже используемой информации (только та их часть, которая

вносит новую информацию). В частности, с этой целью использовались остатки регрессии, где в качестве объясняющей переменной рассматривался показатель ценовых ожиданий в торговле, который обеспечивает наилучшее качество прогноза ИПЦ (ортогонализация фактора). Результаты показали (рис. 16), что небольшое улучшение прогноза обеспечивает дополнительное включение информации о ценовых ожиданиях производителей потребительских товаров. Вместе с тем в большинстве случаев включение информации о ценовых ожиданиях других отраслей лишь повышает шум, что приводит к увеличению среднеквадратичной ошибки прогноза.

Рис. 16. Среднеквадратичная ошибка (RMSE) прогноза инфляции с включением в модель показателя ценовых ожиданий в торговле и дополнительной информации о ценовых ожиданиях других отраслей



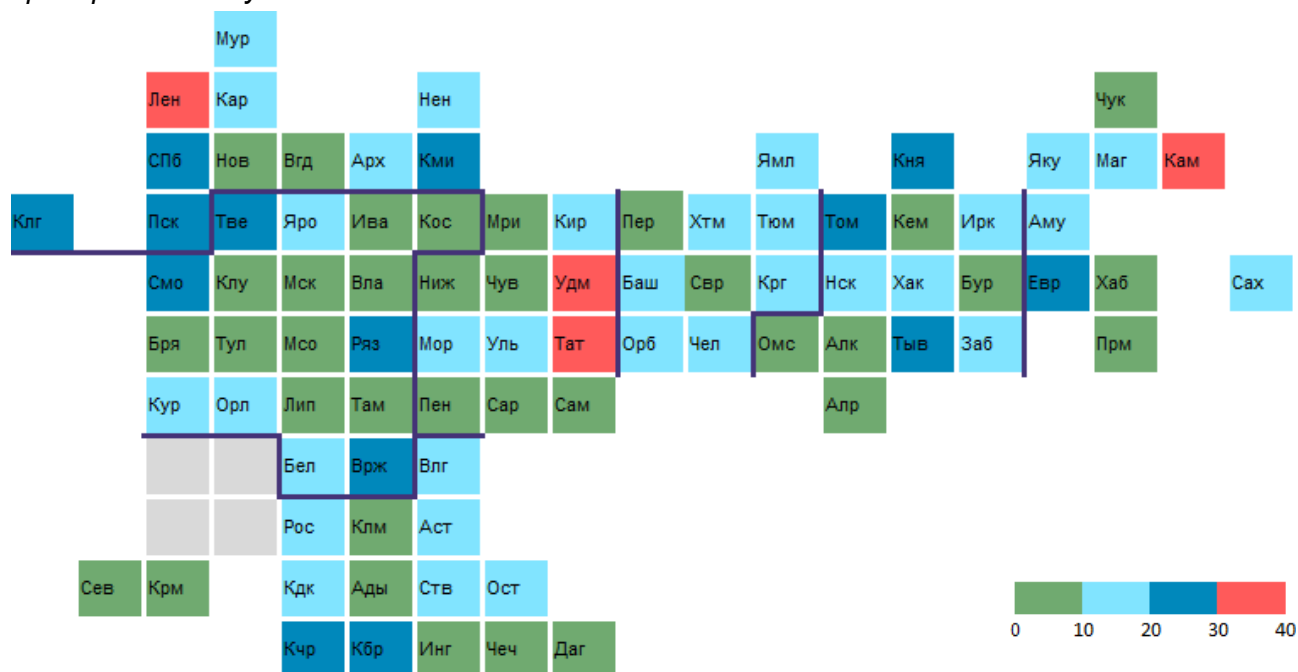
Источник: расчеты автора.

В соответствии с применяемой методикой, основанной на построении VAR-моделей, проанализирована прогнозная сила ценовых ожиданий предприятий с использованием данных в разрезе субъектов РФ. Результаты показали, что добавление в модель информации о ценовых ожиданиях позволяет повысить прогнозную силу моделей (улучшить прогноз инфляции) на краткосрочном горизонте и для субъектов РФ.

Кроме того, оценена доля дисперсии региональной инфляции (Neuser, 2016), объясняемая ценовыми ожиданиями предприятий в субъектах РФ в рамках моделей, применяемых в соответствии с методологией (см. раздел 1). На рис. 17 представлена тепловая карта полученных результатов, где осуществлена кластеризация субъектов РФ в зависимости от влияния ценовых ожиданий предприятий на инфляцию. В регионах, где ценовые ожидания предприятий объясняют большую долю дисперсии ИПЦ,

зачастую этот показатель, добавляемый в модель, статистически значимо позволяет улучшить получаемый прогноз на краткосрочном горизонте. В условиях региональной неоднородности инфляционных процессов ценовые ожидания предприятий субъектов РФ могут способствовать улучшению прогноза инфляции по стране в целом.

Рис. 17. Тепловая карта доли дисперсии инфляции, объясняемой ценовыми ожиданиями предприятий в субъектах РФ*



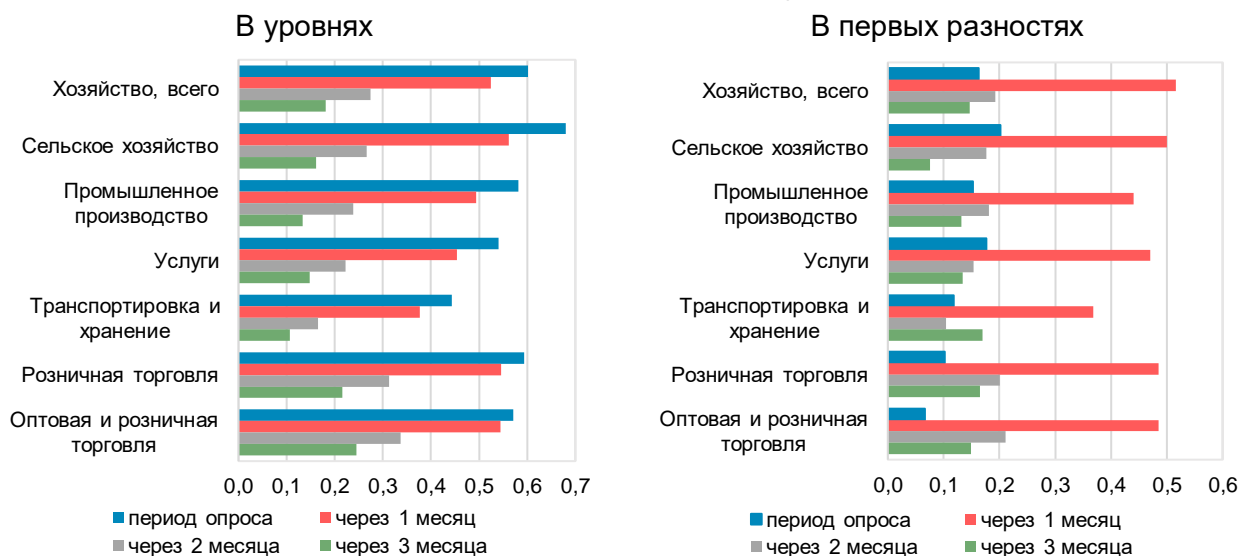
* Данные отсутствуют по Донецкой Народной Республике (ДНР), Луганской Народной Республике (ЛНР), Запорожской и Херсонской областям.

Источник: расчеты автора.

3.2. Ценовые ожидания и прогнозирование индекса цен производителей

Наряду с анализом прогнозной силы ценовых ожиданий по отношению к индексу потребительских цен в аналитической записке исследуется вопрос о способности показателя ценовых ожиданий предприятий предсказывать индексы цен производителей (ИЦП, м/м с.к.) промышленных товаров, в том числе в отраслевом разрезе. Следует отметить, что наблюдается высокая корреляция между показателем ценовых ожиданий предприятий по экономике в целом и ИЦП пищевых продуктов (см. рис. 18). В ходе рассмотрения ценовых ожиданий в разрезе отраслей вполне естественно отмечается сильная корреляция ИЦП пищевых продуктов и ценовых ожиданий предприятий сельского хозяйства, от продукции которых зависит производство этой обрабатывающей отрасли. Принимая во внимание нестационарность временных рядов ценовых ожиданий, которая отмечалась ранее, при изучении вопроса оценивалась корреляция как между ИЦП и значениями показателя ценовых ожиданий (в уровнях), так и между ИЦП и изменениями ценовых ожиданий за один месяц (в первых разностях).

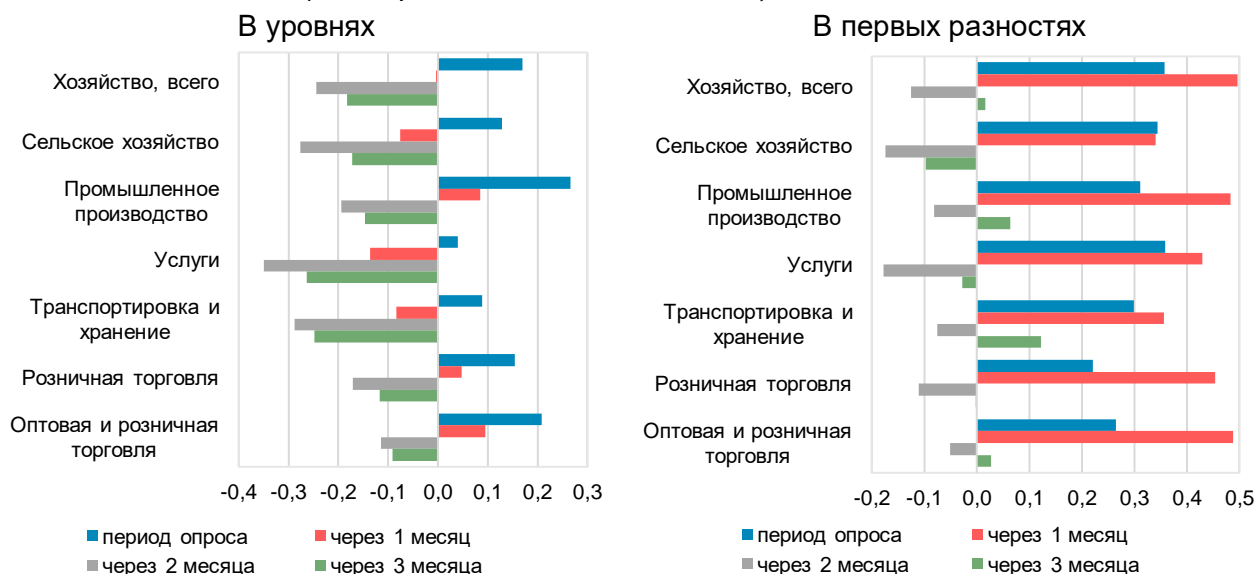
Рис. 18. Коэффициенты корреляции ИЦП (м/м с.к., производство пищевых продуктов) с ценовыми ожиданиями предприятий на следующие 3 месяца (баланс ответов, с.к.) по видам деятельности в России (с января 2010 г. по июль 2024 г.)



Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

Результаты оценки корреляции ИЦП промышленного производства в целом и ценовых ожиданий предприятий разных отраслей представлены на рис. 19. Естественным образом наибольшая корреляция наблюдается между ценовыми ожиданиями предприятий промышленного производства и ИЦП промышленного производства. Кроме того, ИЦП в промышленности хорошо коррелирует с изменениями цен, ожидаемыми предприятиями оптовой и розничной торговли.

Рис. 19. Коэффициенты корреляции ИЦП (м/м с.к., промышленное производство) с ценовыми ожиданиями предприятий на следующие 3 месяца (баланс ответов, с.к.) по видам деятельности в России (с января 2010 г. по июль 2024 г.)



Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

Принимая во внимание, что ценовые ожидания предприятий отражают ожидаемое изменение цен в ближайшие 3 месяца после опроса респондентов, важно учитывать лаг, с которым бизнес переносит свои издержки в цены. Как в месяце проводимого опроса, так и в следующем месяце наблюдается положительная корреляция ИЦП и ценовых ожиданий предприятий промышленности в целом. При дальнейшем увеличении лага коэффициент корреляции становится отрицательным. В частности, это может говорить о том, что повышение цен, произошедшее 2-3 месяца назад, сдерживает дальнейший рост цен на продукцию промышленного производства в целом. Этот результат отличается от того, что наблюдалось выше при оценке корреляции ценовых ожиданий предприятий и индекса потребительских цен, где положительная корреляция сохранялась на горизонте до трех месяцев.

В целом по результатам проведенного анализа ценовых ожиданий предприятий можно сделать вывод, что показатели больше коррелируют с индексом потребительских цен, чем с индексом цен производителей.

Дополнительно в табл. 2 приведены результаты корреляционного анализа ценовых ожиданий предприятий промышленного производства в разрезе трех секторов: производства инвестиционных, потребительских и промежуточных товаров. Согласно полученным оценкам подтверждается взаимосвязь ИЦП инвестиционных и потребительских товаров с ценовыми ожиданиями предприятий соответствующих секторов по данным мониторинга предприятий. При этом наибольшая корреляция наблюдается в секторе производства потребительских товаров. В то же время в отношении цен производителей промежуточных товаров показатели ценовых ожиданий могут обладать меньшей прогнозной силой.

Табл. 2. Коэффициенты корреляции ИЦП (м/м с.к.) с ценовыми ожиданиями предприятий промышленного производства на следующие 3 месяца (баланс ответов, с.к.) по 3 секторам (с января 2010 г. по июль 2024 г.)

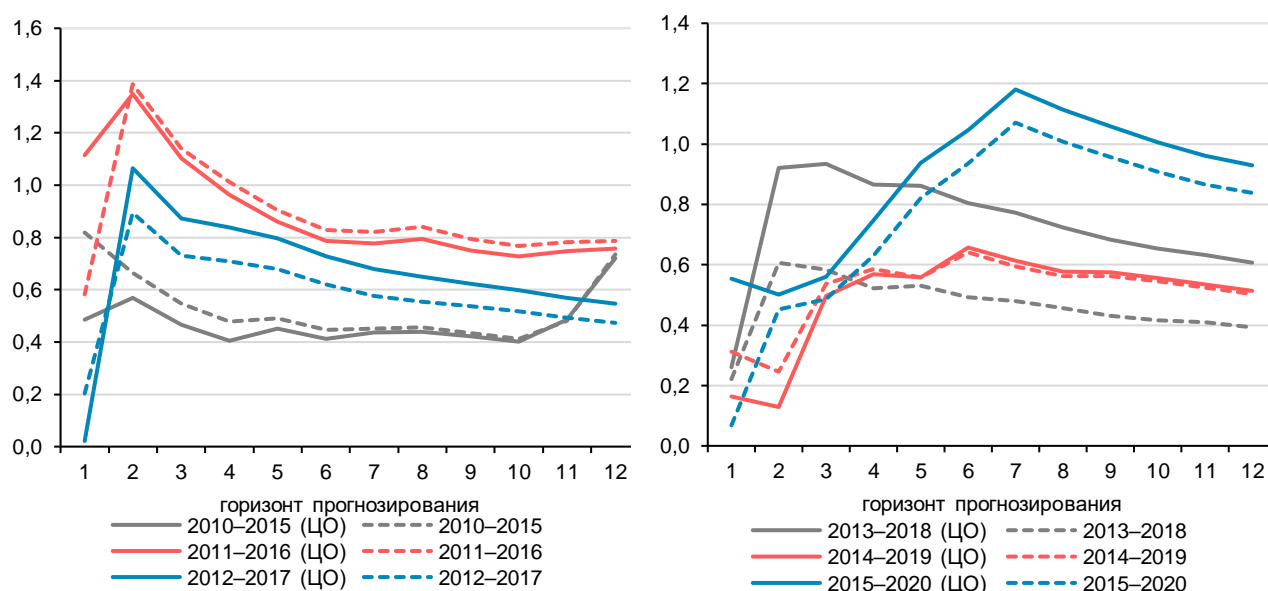
	Месяц проведения опроса			Следующий месяц после проведения опроса		
	Производство инвестиционных товаров	Производство потребительских товаров	Производство промежуточных товаров	Производство инвестиционных товаров	Производство потребительских товаров	Производство промежуточных товаров
Ценовые ожидания предприятий промышленного производства	0,63	0,64	0,22	0,51	0,53	0,12
Ценовые ожидания производителей инвестиционных товаров	0,62	0,57	0,11	0,47	0,48	0,03
Ценовые ожидания производителей потребительских товаров	0,54	0,77	0,07	0,42	0,68	0,06
Ценовые ожидания производителей промежуточных товаров	0,64	0,58	0,38	0,62	0,56	0,27

Источники: мониторинг предприятий (Банк России), расчеты автора.

В соответствии с методологией, описанной в разделе 1, проведена оценка VAR-моделей для производителей инвестиционных и потребительских товаров. В частности, результат теста Грейнджера на причинность внутри всей выборки (с января 2010 г. по июль 2024 г.) подтверждает наличие прогнозной силы ценовых ожиданий предприятий (является причиной по Грейнджеру) в отношении индекса цен производителей как потребительских, так и инвестиционных товаров.

Вместе с тем дальнейший анализ с разделением выборки (на обучающую и тестовую) и оценкой точности полученного прогноза на выборке в режиме «скользящего окна» (рис. 20) не дает устойчивого результата, позволяющего сделать вывод о способности улучшать прогноз ИЦП производителей инвестиционных товаров даже в краткосрочном периоде. В период экономических шоков при добавлении показателя ценовых ожиданий в модель может наблюдаться увеличение ошибки прогноза. Например, на тестовой выборке в 2019 г. (обучающая выборка 2013–2018 гг.) ситуация, по-видимому, связана с повышением НДС, а на тестовой выборке в 2021 г. ухудшение прогноза было связано с пандемией коронавируса. Более подробное описание такой же причины приведено в подразделе 3.1. При этом на тестовой выборке 2020 г. (обучающая выборка 2014–2019 гг.) до ввода жестких ограничений в конце марта 2020 г. добавление временного ряда ценовых ожиданий в VAR-модель позволяло значительно улучшить прогноз индекса цен производителей инвестиционных товаров.

Рис. 20. Среднеквадратичная ошибка (RMSE) прогноза инфляции в зависимости от выборки и горизонта прогнозирования (для индекса цен производителей инвестиционных товаров)

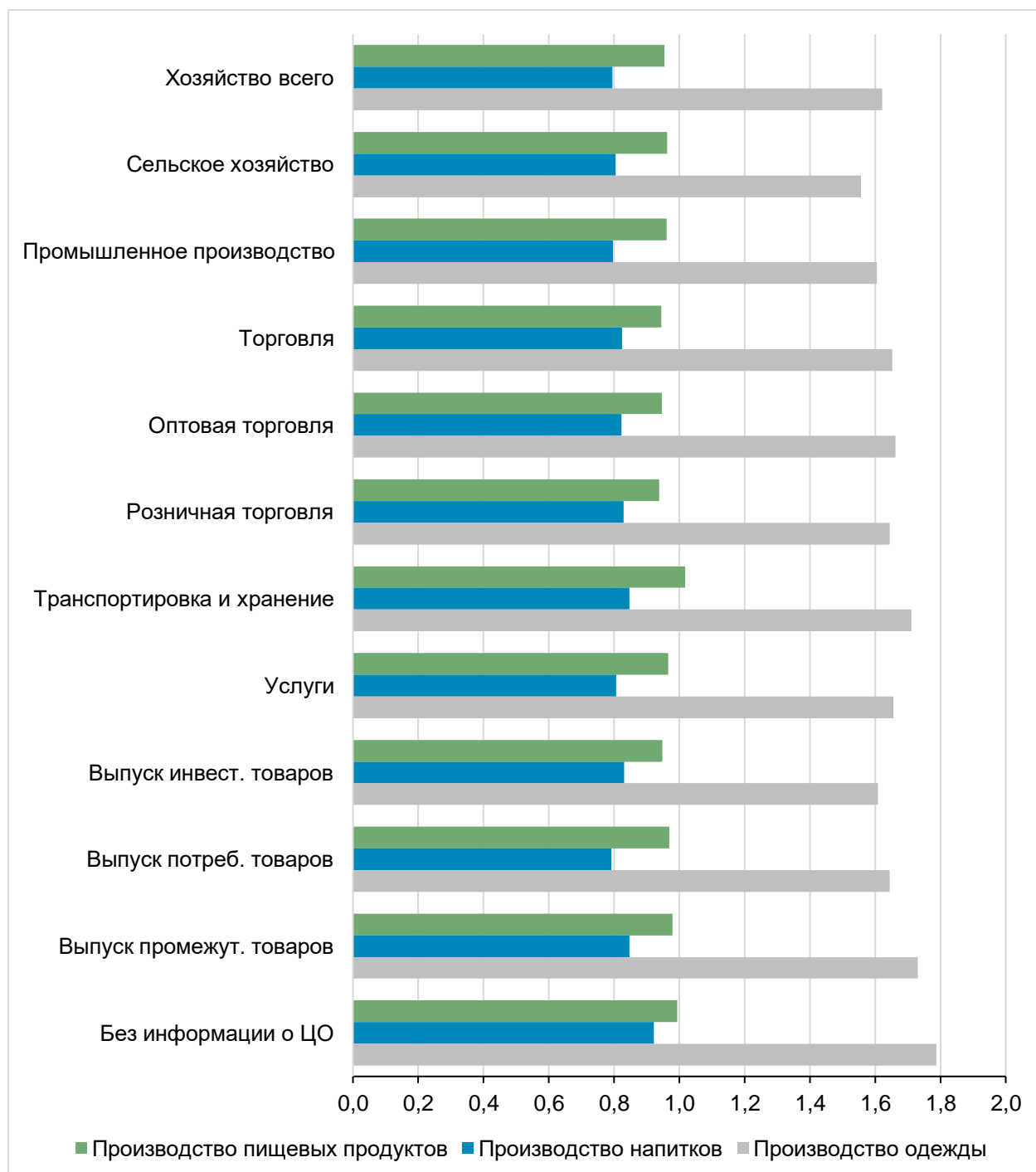


Источник: расчеты автора.

При сравнении прогнозной силы показателя ценовых ожиданий в разрезе видов деятельности для ИЦП потребительских отраслей были получены результаты, представленные на рис. 21. В частности, для прогноза ИЦП пищевых продуктов наибольшей прогнозной силой обладает показатель ценовых ожиданий предприятий розничной торговли. В отношении ИЦП напитков минимальные значения ошибки

наблюдались при включении в модель ценовых ожиданий производителей потребительских товаров.

Рис. 21. Среднеквадратичная ошибка (RMSE) прогноза ИЦП (м/м с.к.) для отдельных потребительских отраслей в зависимости от добавления информации о показателе ценовых ожиданий предприятий (баланс ответов, с.к.) различных видов деятельности



Источник: расчеты автора.

Для оценки возможности улучшения прогнозной силы показателя ценовых ожиданий предприятий требуется проведение дополнительных исследований. Например, совершенствование квантификации ценовых ожиданий предприятий может позволить повысить прогнозную силу показателей.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Ценовые ожидания предприятий, ежемесячно получаемые из опросов Банка России, являются важной информацией, которую можно использовать в процессе прогнозирования как индекса потребительских цен, так и индекса цен производителей. Добавление ценовых ожиданий к моделям, как правило, приводит к снижению среднеквадратичной ошибки (RMSE) и средней абсолютной ошибки в процентах (MAPE) прогноза в краткосрочный период. Вместе с тем в отдельные периоды, во время которых возникали шоки, добавление данных может вносить шум, ухудшая при этом прогноз. При этом ошибка прогноза с использованием информации о ценовых ожиданиях уменьшается по мере затухания экономических шоков. В отраслевом разрезе для прогнозирования ИПЦ наиболее ценный сигнал дают ценовые ожидания предприятий торговли вне зависимости от того, прогнозируется ИПЦ в целом или отдельные его компоненты. При этом дополнительная информация о ценовых ожиданиях производителей потребительских товаров также способствует повышению точности прогноза ИПЦ. В отношении ИЦП показатель ценовых ожиданий предприятий также обладает прогнозной силой. В целом ценовые ожидания предприятий могут рассматриваться в качестве опережающего индикатора инфляционных процессов и использоваться на этапе краткосрочного прогнозирования (Могилат, Селезнев, Жабина, 2021).

В условиях незаякоренности инфляционных ожиданий использование оперативной информации, в частности полученной из опросов предприятий, способствует выработке эффективной реакции со стороны денежно-кредитной политики. Такая информация учитывается Банком России, в том числе в ходе работы по актуализации сценариев макроэкономического прогноза.

С помощью полученных результатов планируется развитие исследования в направлении сравнения прогнозной силы ценовых ожиданий предприятий и инфляционных ожиданий домохозяйств, в том числе с применением расширенного множества моделей-бенчмарков.

Дальнейшее исследование, направленное на совершенствование показателей, получаемых на основе данных мониторинга предприятий Банка России, повышение их прогнозной силы и включение этой информации в модели, будет способствовать улучшению точности прогнозов показателей инфляции и повышать эффективность денежно-кредитной политики, проводимой Банком России.

ЛИТЕРАТУРА

1. Андреев А., Поршаков А., Сапова А., Шатило Е. Методика сезонной корректировки индекса потребительских цен Банка России. – 2020. – С. 1–15. – URL: http://www.cbr.ru/Content/Document/File/108630/meth_cpi.pdf
2. Грищенко В., Кадрева О., Поршаков А., Чернядьев Д. Оценка заякоренности инфляционных ожиданий для России // Аналитическая записка Банка России. – 2022. – С. 1–14. – URL: http://www.cbr.ru/Content/Document/File/139272/analytic_note_20220728_dip.pdf
3. Карлова Н., Пузанова Е., Богачева И., Морозов А. Природа инфляционных ожиданий предприятий: результаты опроса // Аналитическая записка Банка России. – 2019. – URL: http://www.cbr.ru/Content/Document/File/62914/analytic_note_190215_dip.pdf
4. Кобзев А., Андреев А. Индикаторы деловой активности и инфляции на основе мониторинга предприятий // Аналитическая записка Банка России. – 2021. – С. 1–20. – URL: http://www.cbr.ru/Content/Document/File/119543/analytic_note_20210322.pdf
5. Куровский Г. Оценка вклада повышения НДС в годовую инфляцию // Аналитическая записка Банка России. – 2019. – С. 1–23. – URL: http://www.cbr.ru/Content/Document/File/94684/analytic_note_20191217_ddcp_01.pdf
6. Могилат А., Селезнев С., Жабина С. О подготовке сценарного макроэкономического прогноза и модельном аппарате Банка России. – 2021. – URL: http://www.cbr.ru/Content/Document/File/118793/inf_note_mar_0521.pdf
7. Мониторинг предприятий: методология Банка России. – 2022. – URL: http://www.cbr.ru/Content/Document/File/130872/mm_br.pdf
8. Перевышин Ю.Н. Помогают ли инфляционные ожидания аналитиков прогнозировать инфляцию в российской экономике // Деньги и кредит. – 2024. – Т. 83, № 2. – С. 5476.
9. Сайт Банка России. – URL: <https://cbr.ru/>
10. Шарафутдинов А. Прогнозирование российских ВВП, инфляции, ставки процента и обменного курса с помощью модели DSGE-VAR // Деньги и кредит. – 2023. – № 3. – С. 62–86.
11. Albagli E., Grigoli F., Luttini E. Inflation Expectations and the Supply Chain // IMF Working Papers. – 2022. – No. WP/22/161. – pp. 1–40.
12. Beechey M., Österholm P. Forecasting inflation in an inflation targeting regime: A role for informative steady-state priors // International Journal of Forecasting. – 2010. – V. 26, No. 2. – pp. 248–264.
13. Bobeica E., Jarosiński M. Missing disinflation and missing inflation: A VAR perspective // International Journal of Central Banking. – 2019. – Vol. 15, No. 57. – pp. 199–232.
14. Brayton F., Mauskopf E., Reifschneider D.L., Tinsley P., Williams J. The Role of Expectations in the FRB/US Macroeconomic Model / In: Federal Reserve Bulletin. – February 1997. – pp. 227–245.
15. Del Negro M., Schorfheide F. Priors from general equilibrium models for VARs // International Economic Review. 2004. Vol. 45. No. 2. pp. 643–673
16. Diebold F.X., Mariano R.S. Comparing predictive accuracy // Journal of Business & Economic Statistics. – 1995. – V. 13, No. 3. – pp. 253–263.
17. Faust J., Wright J.H. Forecasting inflation. – In: Handbook of economic forecasting. Vol. 2. – Elsevier, 2013. – pp. 2–56.
18. Feldkircher M., Siklos P.L. Global inflation dynamics and inflation expectations // International Review of Economics and Finance. – 2019. – V. 64. – pp. 217–241.

19. Giacomini R. The relationship between DSGE and VAR models // *VAR Models in Macroeconomics – New Developments and Applications: Essays in Honor of Christopher A. Sims. (Advances in Econometrics, Vol. 32).* – 2013. — pp. 1–25.
20. Granger C.W.J. Testing for causality: A personal viewpoint // *Journal of Economic Dynamics and Control.* – 1980. – V. 2. – pp. 329–352.
21. Grothe M., Meyler A. Inflation forecasts: Are market-based and survey-based measures informative? – ECB, 2015.
22. Kuersteiner G.M. Granger-Sims causality // In: Durlauf S.N., Blume L.E. (eds) *Macroeconometrics and Time Series Analysis.* – London: Palgrave Macmillan, 2010.
23. Lehmann R., Reif M. Tracking and Predicting the German Economy: ifo vs. PMI // *CESifo Working Paper.* – 2020. – No. 8145. – С. 1–16.
24. Mankiw G., Reis R., Wolfers J. Disagreement about inflation expectations // *NBER Macroeconomics.* – 2003. – V. 18. – pp. 209–248.
25. Neuser K. *Time series econometrics* // Cham: Springer. – 2016. – 352 p.
26. Sinclair P. (ed.) *Inflation expectations.* – London, New York: Routledge, 2010. – 254 p.
27. Stock J., Watson M. Forecasting inflation // *Journal of Monetary Economics.* – 1999. – V. 44. – pp. 2933–35.
28. Stockhammar P., Österholm P. Do inflation expectations Granger cause inflation? // *Economia Politica.* – 2018. – V. 35. – pp. 403–431.
29. Verbrugge R., Zaman S. *Whose inflation expectations best predict inflation?* – FEB Cleveland, 2021.
30. Villani M. Steady-state priors for vector autoregressions // *Journal of Applied Econometrics.* – 2009. – V. 24. – pp. 630–650.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Табл. А.1. Результаты оценки среднеквадратичной ошибки (RMSE) прогноза инфляции в зависимости от выборки и горизонта прогнозирования

Обучающая выборка	2010–2015		2011–2016		2012–2017		2013–2018	
Тестовая выборка	2016		2017		2018		2019	
Горизонт	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО
1	0,01	0,06	0,11	0,06	0,14	0,25	0,13	0,01
2	0,09	0,18	0,08	0,09	0,11	0,21	0,43	0,22
3	0,18	0,21	0,11	0,14	0,09	0,18	0,36	0,26
4	0,17	0,19	0,11	0,13	0,08	0,16	0,31	0,27
5	0,16	0,18	0,12	0,13	0,09	0,14	0,28	0,26
6	0,15	0,17	0,17	0,20	0,08	0,15	0,29	0,29
7	0,14	0,16	0,18	0,20	0,12	0,14	0,27	0,28
8	0,13	0,16	0,28	0,26	0,13	0,13	0,27	0,28
9	0,13	0,15	0,31	0,28	0,15	0,14	0,29	0,30
10	0,13	0,15	0,31	0,28	0,19	0,16	0,29	0,31
11	0,15	0,17	0,31	0,28	0,20	0,17	0,28	0,30
12	0,18	0,21	0,30	0,28	0,20	0,16	0,28	0,30

Источник: расчеты автора.

Табл. А.2. Результаты оценки среднеквадратичной ошибки (RMSE) прогноза инфляции в зависимости от выборки и горизонта прогнозирования

Обучающая выборка	2014–2019		2015–2020		2016–2021		2017–2022	
Тестовая выборка	2020		2021		2022		2023	
Горизонт	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО
1	0,09	0,09	0,16	0,21	0,05	0,07	0,08	0,06
2	0,07	0,07	0,16	0,19	0,26	0,32	0,08	0,06
3	0,10	0,17	0,14	0,16	3,97	3,55	0,57	0,58
4	0,28	0,32	0,13	0,14	3,44	3,09	0,58	0,58
5	0,27	0,29	0,12	0,13	3,10	2,76	0,58	0,59
6	0,27	0,28	0,11	0,12	3,23	2,80	0,59	0,59
7	0,31	0,33	0,23	0,20	3,01	2,60	0,83	0,83
8	0,33	0,34	0,27	0,23	2,83	2,45	0,96	0,95
9	0,31	0,32	0,27	0,23	2,75	2,36	1,11	1,10
10	0,30	0,31	0,25	0,22	2,79	2,44	1,15	1,14
11	0,29	0,30	0,26	0,22	2,70	2,38	1,21	1,19
12	0,29	0,29	0,30	0,26	2,58	2,28	1,22	1,19

Источник: расчеты автора.

Табл. А.3. Результаты оценки средней абсолютной ошибки в процентах (MAPE) для прогноза инфляции в зависимости от выборки и горизонта прогнозирования

Обучающая выборка	2010–2015		2011–2016		2012–2017		2013–2018	
Тестовая выборка	2016		2017		2018		2019	
Горизонт	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО
1	0,01	0,06	0,11	0,06	0,14	0,25	0,01	0,06
2	0,07	0,15	0,07	0,09	0,10	0,21	0,07	0,15
3	0,14	0,19	0,09	0,13	0,07	0,16	0,14	0,19
4	0,13	0,17	0,10	0,11	0,06	0,14	0,13	0,17
5	0,13	0,17	0,11	0,11	0,07	0,11	0,13	0,17
6	0,12	0,15	0,14	0,16	0,06	0,12	0,12	0,15
7	0,12	0,14	0,16	0,17	0,09	0,12	0,12	0,14
8	0,10	0,13	0,22	0,21	0,10	0,11	0,10	0,13
9	0,10	0,13	0,25	0,23	0,12	0,11	0,10	0,13
10	0,11	0,13	0,25	0,23	0,15	0,13	0,11	0,13
11	0,12	0,14	0,26	0,24	0,16	0,14	0,12	0,14
12	0,14	0,17	0,25	0,24	0,16	0,13	0,14	0,17

Источник: расчеты автора.

Табл. А.4. Результаты оценки средней абсолютной ошибки в процентах (MAPE) для прогноза инфляции в зависимости от выборки и горизонта прогнозирования

Обучающая выборка	2014–2019		2015–2020		2016–2021	
Тестовая выборка	2020		2021		2022	
Горизонт	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО
1	0,13	0,01	0,09	0,09	0,16	0,21
2	0,36	0,16	0,06	0,06	0,15	0,18
3	0,26	0,21	0,09	0,13	0,14	0,16
4	0,20	0,23	0,20	0,24	0,12	0,12
5	0,17	0,23	0,20	0,21	0,11	0,10
6	0,19	0,26	0,21	0,22	0,09	0,10
7	0,19	0,26	0,25	0,26	0,16	0,15
8	0,19	0,26	0,27	0,28	0,20	0,18
9	0,22	0,27	0,24	0,25	0,20	0,18
10	0,23	0,29	0,23	0,23	0,19	0,17
11	0,23	0,28	0,23	0,23	0,20	0,18
12	0,23	0,29	0,23	0,23	0,23	0,20

Источник: расчеты автора.

Табл. А.5. Результаты сравнения прогнозных траекторий с использованием теста Диболда – Мариано (на примере прогноза ИПЦ с горизонтом прогнозирования 1 месяц)

Forecast Evaluation

Combination tests

Null hypothesis: Forecast i includes all information contained in others

Forecast	F-stat	F-prob
CPI_F1	38.01913	0.1024
CPI_F2_WITH_PE	17.79110	0.1482

Diebold-Mariano test (HLN adjusted)

Null hypothesis: Both forecasts have the same accuracy

Accuracy	Statistic	<> prob	> prob	< prob
Abs Error	4.385491	0.0483	0.9759	0.0241
Sq Error	1.878040	0.2012	0.8994	0.1006

Evaluation statistics

Forecast	RMSE	MAE	MAPE	SMAPE	Theil U1	Theil U2
CPI_F1	0.180047	0.163653	0.163579	0.163417	0.000899	0.807604
CPI_F2_WITH_PE	0.101500	0.086166	0.086143	0.086092	0.000507	0.466130

Источник: расчеты автора.

Табл. А.6. Результаты оценки среднеквадратичной ошибки (RMSE) прогноза индекса цен производителей инвестиционных товаров в зависимости от выборки и горизонта прогнозирования

Обучающая выборка	2010–2015		2011–2016		2012–2017		2013–2018	
Тестовая выборка	2016		2017		2018		2019	
Горизонт	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО
1	0,49	0,82	1,12	0,58	0,02	0,20	0,26	0,22
2	0,57	0,67	1,35	1,39	1,06	0,89	0,92	0,61
3	0,46	0,55	1,10	1,14	0,87	0,73	0,93	0,58
4	0,40	0,48	0,96	1,01	0,84	0,71	0,87	0,52
5	0,45	0,49	0,86	0,91	0,80	0,68	0,86	0,53
6	0,41	0,45	0,79	0,83	0,73	0,62	0,80	0,49
7	0,44	0,45	0,78	0,82	0,68	0,58	0,77	0,48
8	0,44	0,46	0,79	0,84	0,65	0,55	0,72	0,46
9	0,42	0,43	0,75	0,79	0,62	0,54	0,68	0,43
10	0,40	0,41	0,73	0,77	0,60	0,52	0,65	0,42
11	0,49	0,48	0,75	0,78	0,57	0,49	0,63	0,41
12	0,72	0,74	0,76	0,79	0,55	0,47	0,61	0,39

Источник: расчеты автора.

Табл. А.7. Результаты оценки среднеквадратичной ошибки (RMSE) прогноза индекса цен производителей инвестиционных товаров в зависимости от выборки и горизонта прогнозирования

Обучающая выборка	2014–2019		2015–2020		2016–2021	
Тестовая выборка	2020		2021		2022	
Горизонт	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО	с ЦО	без ЦО
1	0,16	0,31	0,55	0,07	0,15	0,27
2	0,13	0,25	0,50	0,45	0,57	0,54
3	0,50	0,54	0,56	0,49	1,20	1,60
4	0,57	0,58	0,75	0,63	1,06	1,45
5	0,56	0,56	0,94	0,82	2,51	3,46
6	0,66	0,64	1,05	0,93	2,33	3,34
7	0,61	0,59	1,18	1,07	2,42	3,14
8	0,58	0,56	1,11	1,01	2,35	2,95
9	0,57	0,56	1,06	0,96	2,64	3,33
10	0,56	0,55	1,01	0,91	2,66	3,35
11	0,53	0,52	0,96	0,87	3,86	4,20
12	0,51	0,50	0,93	0,84	3,81	4,05

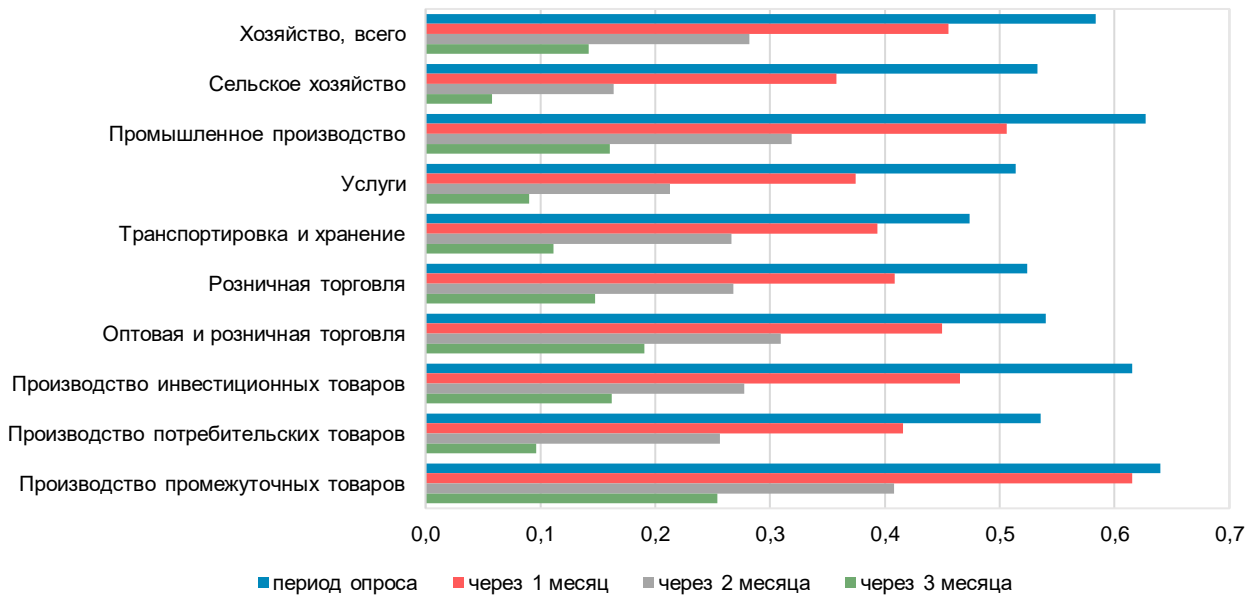
Источник: расчеты автора.

Табл. А.8. Коэффициенты корреляции ИПЦ по товарам и услугам (с.к.г., среднее за 3 месяца) с изменением ценовых ожиданий предприятий (баланс ответов, с.к., в первых разностях) на следующие 3 месяца по видам деятельности в России (с января 2010 г. по август 2024 г.)

Изменение ценовых ожиданий предприятий	Первый месяц после проведения опроса				Второй месяц после проведения опроса				Третий месяц после проведения опроса			
	Все товары и услуги	Продовольственные товары	Непродовольственные товары	Услуги	Все товары и услуги	Продовольственные товары	Непродовольственные товары	Услуги	Все товары и услуги	Продовольственные товары	Непродовольственные товары	Услуги
Хозяйство, всего	0,26	0,25	0,25	0,21	0,45	0,45	0,45	0,26	0,22	0,30	0,15	0,07
Сельское хозяйство	0,30	0,28	0,31	0,23	0,40	0,42	0,39	0,21	0,17	0,25	0,09	0,03
Промышленное производство	0,24	0,24	0,22	0,20	0,42	0,41	0,44	0,24	0,19	0,26	0,13	0,06
Сфера услуг	0,28	0,26	0,27	0,22	0,41	0,41	0,41	0,23	0,20	0,27	0,14	0,07
Транспортировка и хранение	0,17	0,18	0,14	0,12	0,30	0,31	0,29	0,15	0,19	0,24	0,14	0,05
Розничная торговля	0,18	0,18	0,16	0,17	0,42	0,42	0,42	0,25	0,23	0,30	0,16	0,09
Оптовая и розничная торговля	0,16	0,15	0,14	0,15	0,40	0,40	0,39	0,24	0,24	0,31	0,16	0,09

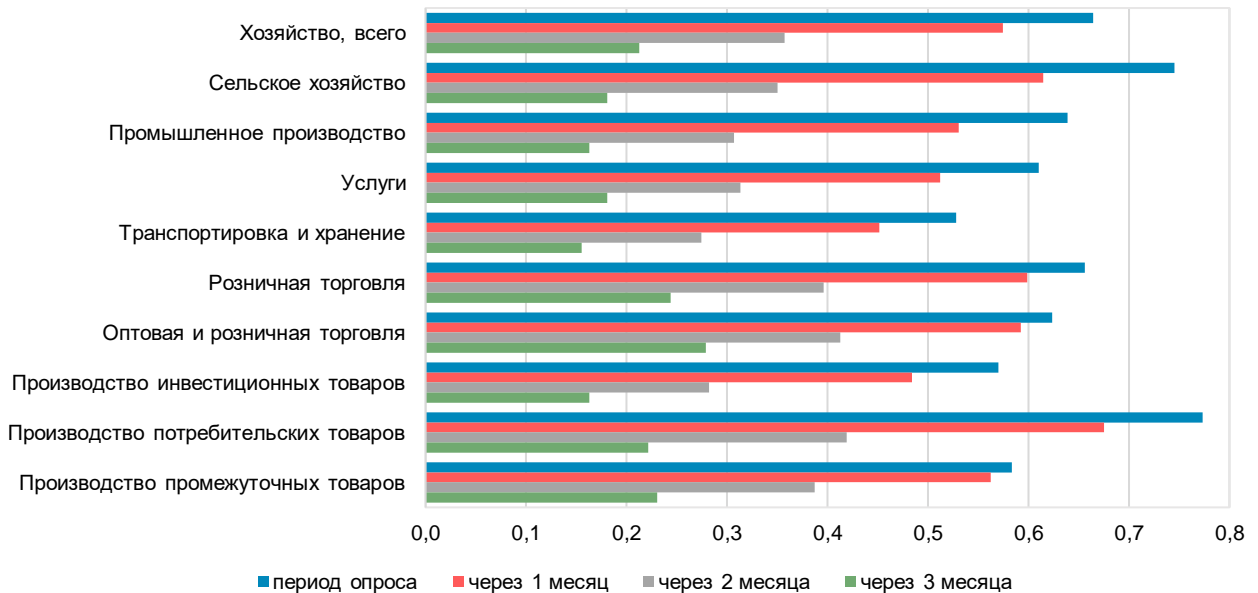
Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

Рис. А.1. Коэффициенты корреляции ценовых ожиданий предприятий по видам деятельности и индекса цен производителей инвестиционных товаров (текущие и будущие значения) в России с учетом сезонной корректировки (с января 2010 г. по август 2024 г.)



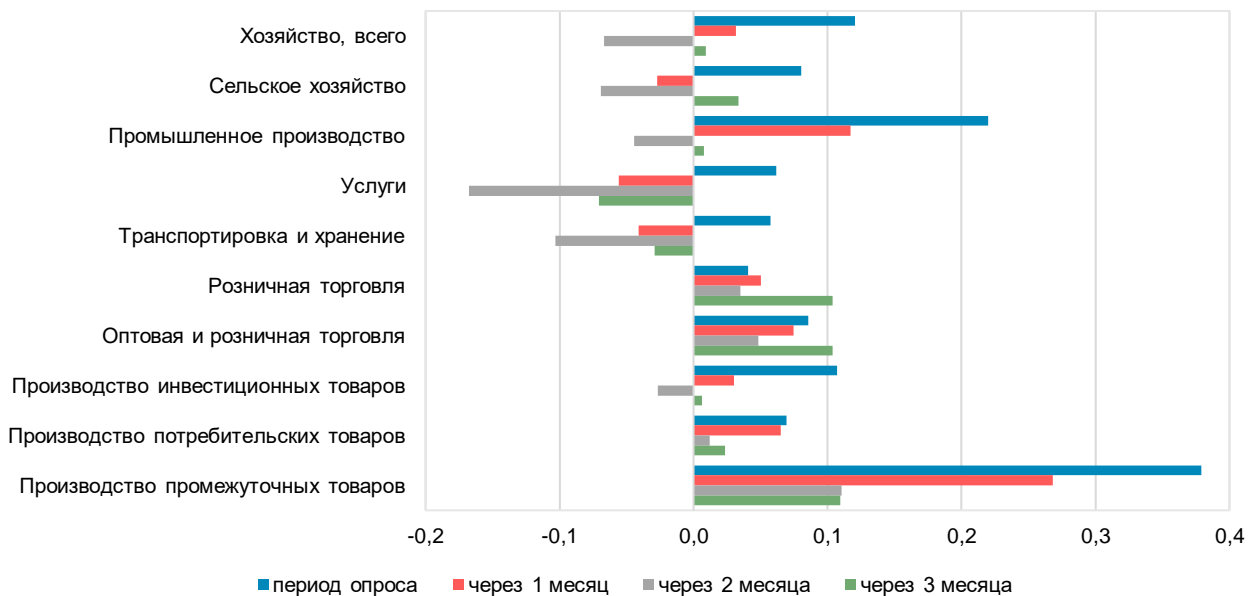
Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

Рис. А.2. Коэффициенты корреляции ценовых ожиданий предприятий по видам деятельности и индекса цен производителей потребительских товаров (текущие и будущие значения) в России с учетом сезонной корректировки (с января 2010 г. по август 2024 г.)



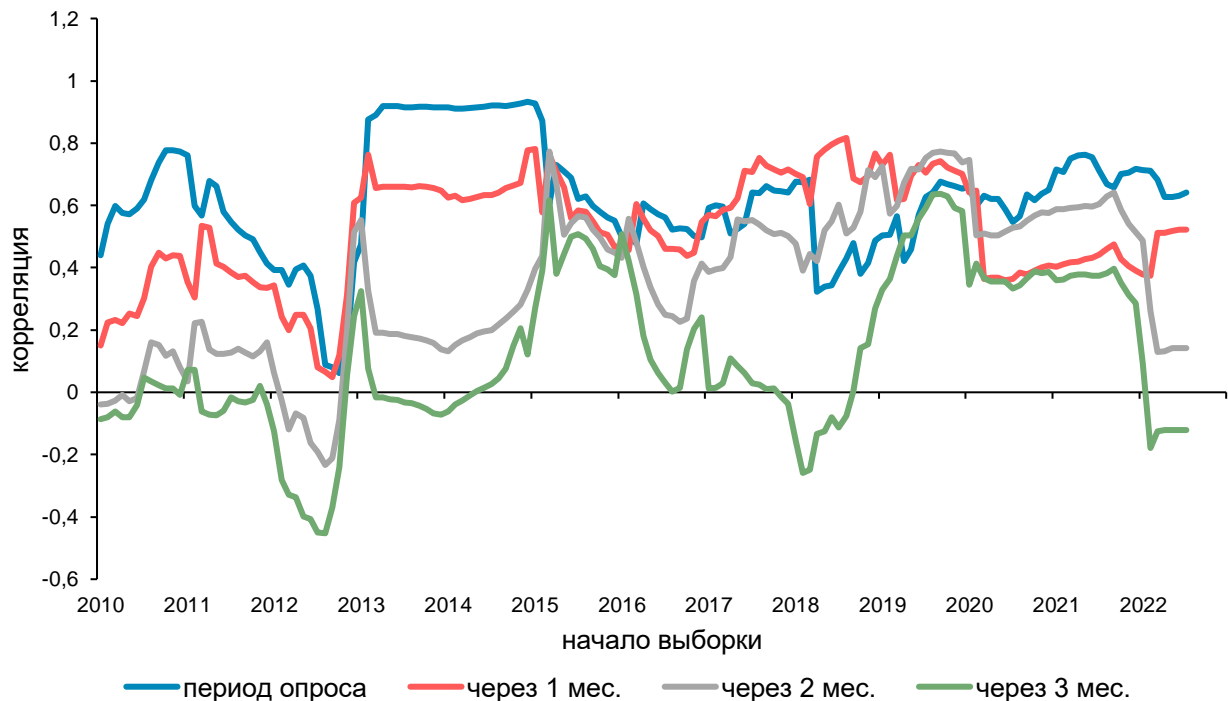
Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

Рис. А.3. Коэффициенты корреляции ценовых ожиданий предприятий по видам деятельности и индекса цен производителей промежуточных товаров (текущие и будущие значения) в России с учетом сезонной корректировки (с января 2010 г. по август 2024 г.)



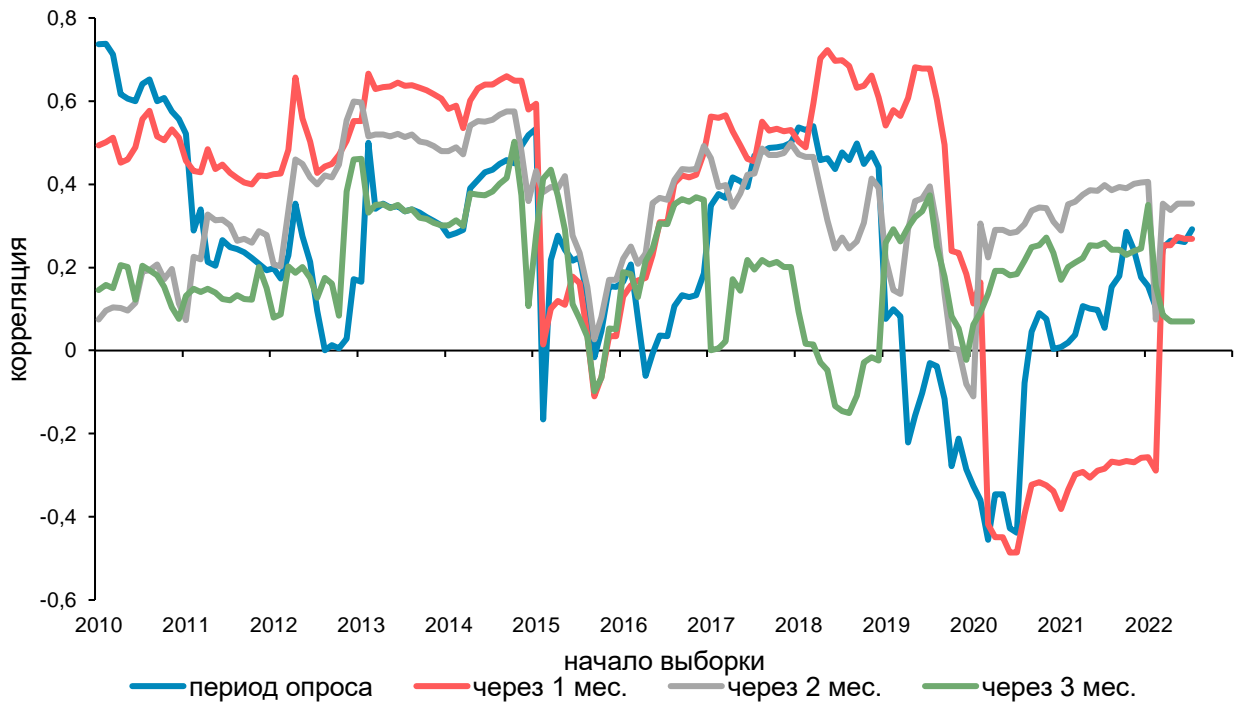
Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

Рис. А.4. Динамика корреляции ценовых ожиданий предприятий (в уровнях) и ИПЦ по всем товарам и услугам в России с учетом сезонной корректировки на выборках объемом 24 месяца (в режиме «скользящего окна»)



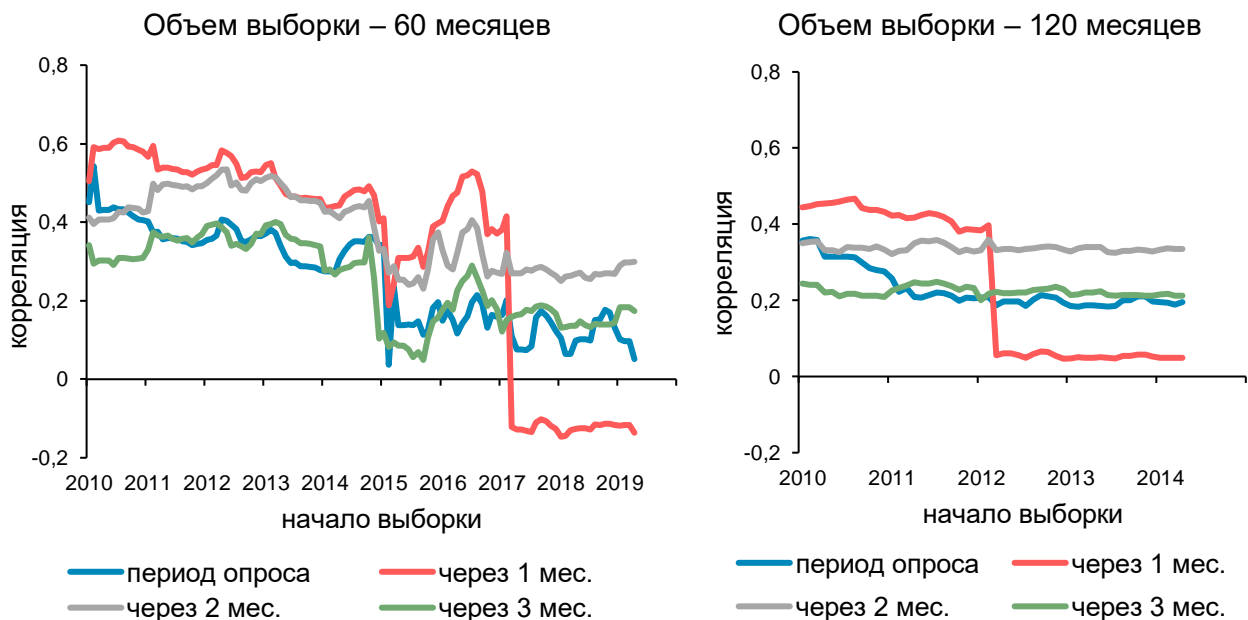
Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

Рис. А.5. Динамика корреляции ценовых ожиданий предприятий (в первых разностях) и ИПЦ по всем товарам и услугам в России с учетом сезонной корректировки на выборках объемом 24 месяца (в режиме «скользящего окна»)



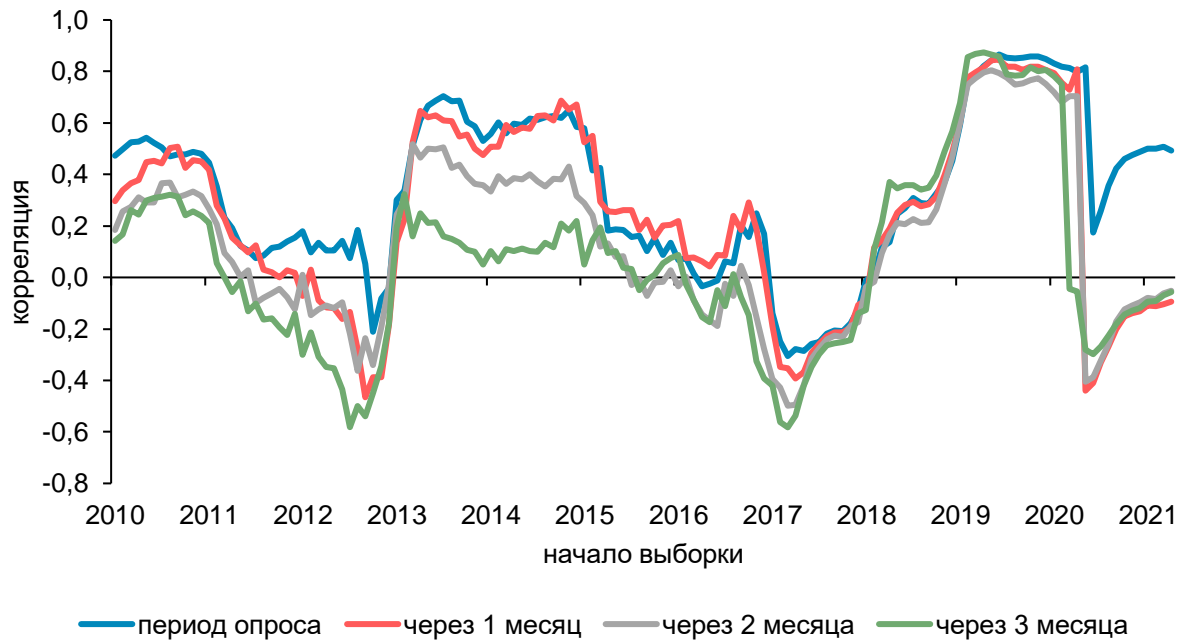
Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

Рис. А.6. Динамика корреляции ценовых ожиданий предприятий (в первых разностях) и ИПЦ по всем товарам и услугам в России с учетом сезонной корректировки на выборках (в режиме «скользящего окна»)



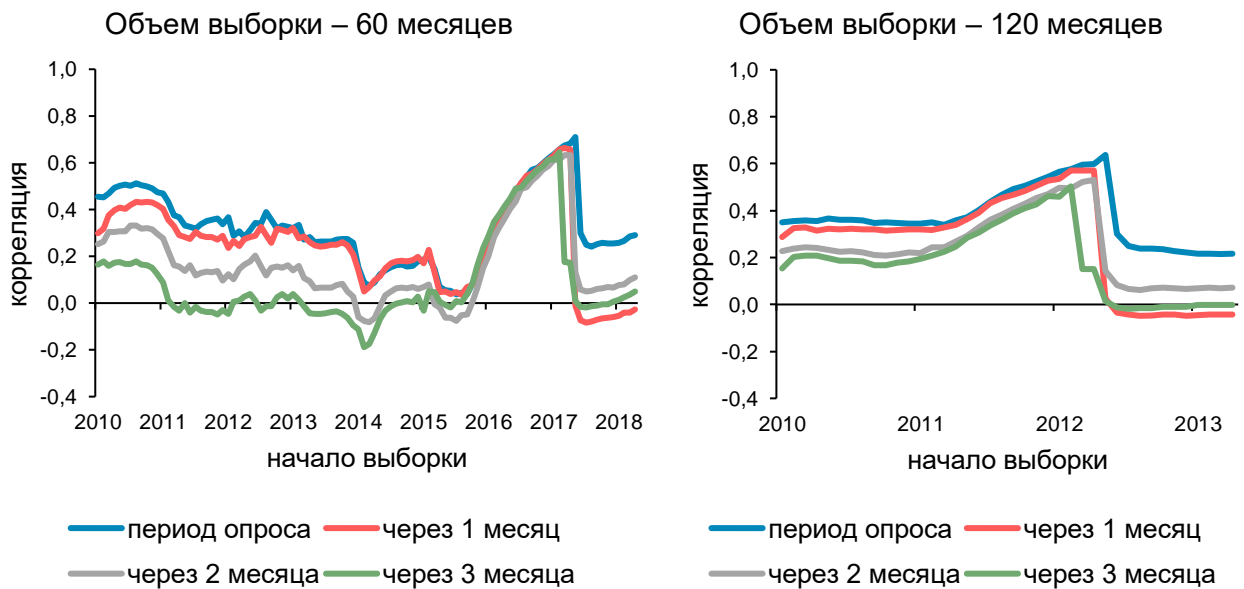
Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

Рис. А.7. Динамика корреляции ценовых ожиданий предприятий промышленного производства (в уровнях) и ИЦП промышленных товаров в России с учетом сезонной корректировки на выборках объемом 24 месяца (в режиме «скользящего окна»)



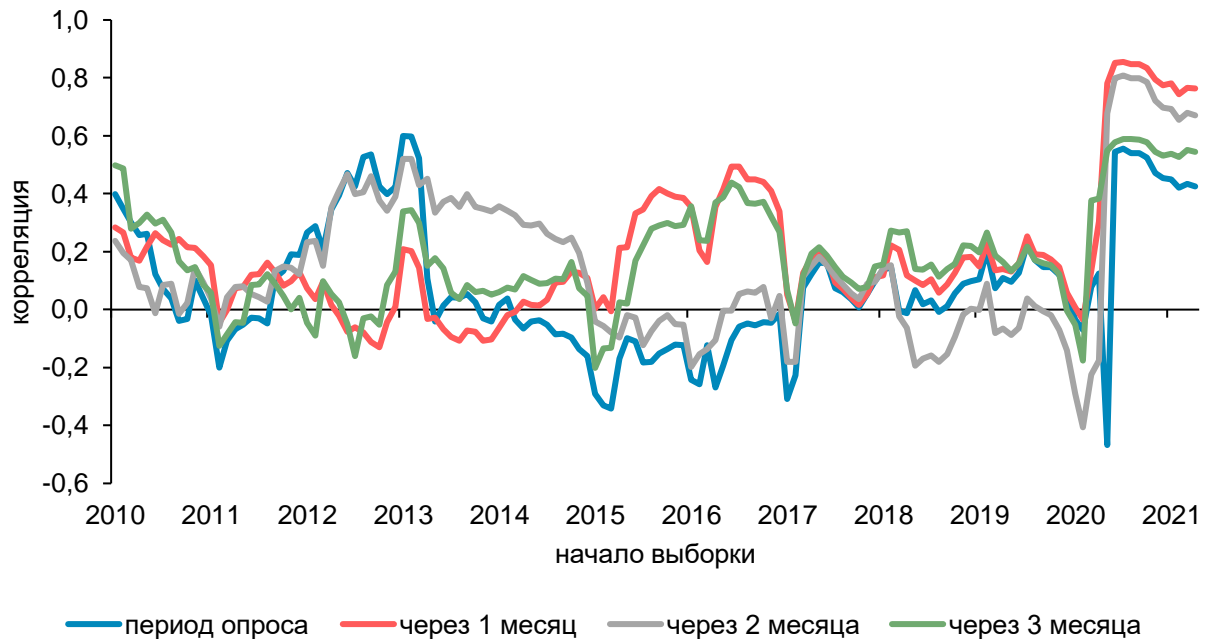
Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

Рис. А.8. Динамика корреляции ценовых ожиданий предприятий промышленного производства (в уровнях) и ИЦП промышленных товаров в России с учетом сезонной корректировки на выборках (в режиме «скользящего окна»)



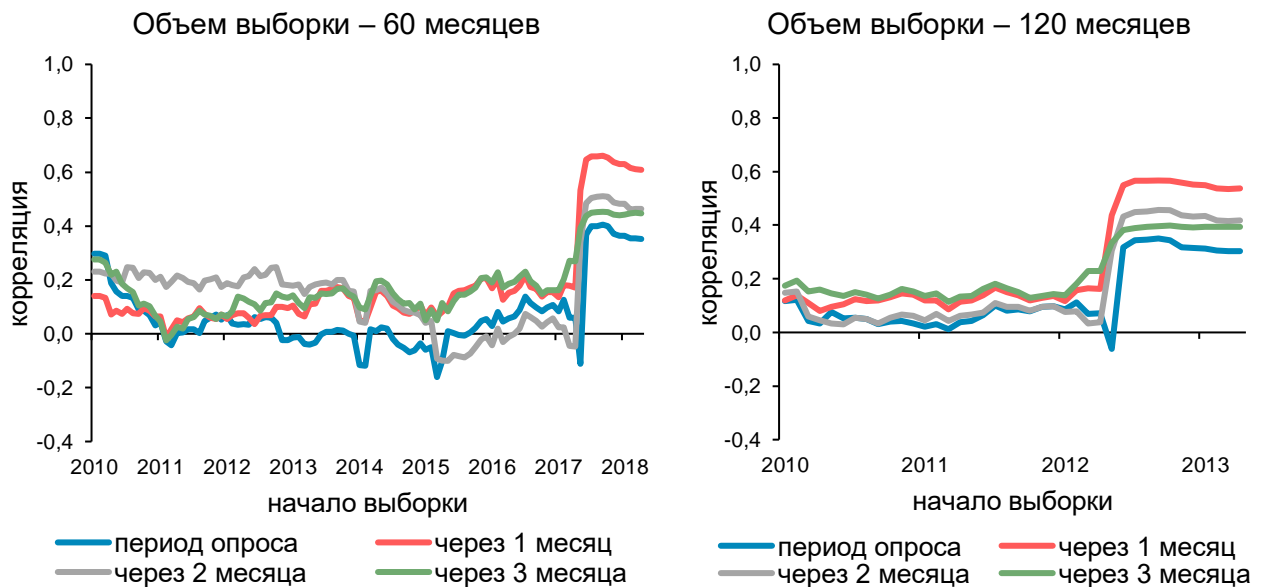
Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

Рис. А.9. Динамика корреляции ценовых ожиданий предприятий промышленного производства (в первых разностях) и ИЦП промышленных товаров в России с учетом сезонной корректировки на выборках объемом 24 месяца (в режиме «скользящего окна»)



Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.

Рис. А.10. Динамика корреляции ценовых ожиданий предприятий промышленного производства (в первых разностях) и ИЦП промышленных товаров в России с учетом сезонной корректировки на выборках (в режиме «скользящего окна»)



Источники: мониторинг предприятий (Банк России), Росстат, расчеты автора.