



Банк России

Краткосрочный прогноз инфляции в Центральном федеральном округе с учетом данных мониторинга предприятий Банка России и опросов населения

Аналитическая записка

**Розенфельд Л., Коршунов М., Гильмутдинов М.,
Пожидаева Н., Шутов М.**

Лия Розенфельд

Банк России, Отделение по Рязанской области Главного управления
по Центральному федеральному округу

E-mail: RozenfeldLI@cbr.ru

Максим Коршунов

Банк России, Отделение по Воронежской области Главного управления
по Центральному федеральному округу

E-mail: KorshunovMA@cbr.ru

Марат Гильмутдинов

Банк России, Главное управление по Центральному федеральному округу

E-mail: GilmutdinovMN@cbr.ru

Наталья Пожидаева

Сотрудник Банка России на момент проведения исследования

E-mail: Natasha1307@yandex.ru

Максим Шутов

Банк России, Отделение по Костромской области Главного управления
по Центральному федеральному округу

E-mail: ShutovMV@cbr.ru

Авторы благодарят Анастасию Скуратову (ГУ по ЦФО Банка России), Вадима Тарасова (ГУ по ЦФО Банка России), Анастасию Матевосову (Департамент денежно-кредитной политики Банка России), Антона Белякова (Департамент исследований и прогнозирования Банка России) за ценные рекомендации, высказанные ими при обсуждении материала на внутренних совещаниях.

Содержание настоящей аналитической записки отражает личную позицию авторов. Результаты исследования являются предварительными и публикуются с целью стимулировать обсуждение и получить комментарии для возможной дальнейшей доработки материала. Содержание и результаты исследования 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.

107016, Москва, ул. Неглинная, 12, к. В
Официальный сайт Банка России: www.cbr.ru

Оглавление

Аннотация	4
Введение	5
1. Обзор литературы.....	5
2. Анализ динамики инфляции в ЦФО.....	8
3. Оценка предсказательной силы инфляционных и ценовых ожиданий...	11
3.1. Описание данных	11
3.2. Методология исследования	12
3.3. Результаты моделирования	14
Заключение	16
Список литературы	17
Приложения	20

Аннотация

В работе на основе моделей авторегрессии и скользящего среднего (ARIMA) и моделей коррекции ошибок (ЕСМ) проводится оценка эффективности использования инфляционных ожиданий экономических агентов в разработке краткосрочного прогноза инфляции в Центральном федеральном округе (ЦФО). Для этого мы следуем традиционной практике сравнения результатов моделирования с бенчмарками и строим 3-месячные прогнозы на скользящем 8-летнем окне. Для моделирования динамики инфляции в качестве объясняющих переменных мы используем ценовые ожидания предприятий, получаемые в рамках опросов Банка России, инфляционные ожидания населения по данным ООО «инФОМ», проводящего опросы по заказу Банка России, а также комбинированные индексы ожиданий, полученные методом главных компонент. Дополнительно рассматривается значимость в моделях курса рубля, влияния курса рубля на деятельность предприятий, деловой активности, которые оказывают влияние и на ожидания по ценам, и на саму инфляцию. Для оценки деловой активности использовались показатели с месячной частотностью – сводного индикатора бизнес-климата, разрыва выпуска по данным мониторинга предприятий Банка России. В ходе проведенного анализа и расчетов мы получили ряд спецификаций моделей, прогностические свойства которых на данных за 2016–2025 гг. выигрывают по сравнению с бенчмарками. Как итог, мы выделяем девять моделей, которые в комбинированном подходе рекомендуем использовать на практике в качестве дополнительного инструментария для формирования краткосрочного прогноза инфляции в ЦФО.

Ключевые слова: инфляционные ожидания, ценовые ожидания, краткосрочный прогноз инфляции (КСП), модель авторегрессии и скользящего среднего (ARIMA), модель коррекции ошибок (ЕСМ); Центральный федеральный округ (ЦФО).

Коды JEL: C22, C53, E37.

Введение

Исследование посвящено оценке преимуществ имплементации ожиданий экономических агентов по изменению цен в модели краткосрочного прогнозирования инфляции (КСП). Мы используем ежемесячные данные с 2015 по 2025 гг.: 1) о планах компаний по изменению цен в ближайшие 3 месяца, получаемые из опросов в рамках мониторинга предприятий Банка России (ЦО / МП БР); 2) опросов по инфляционным ожиданиям населения, проводимых ООО «инФОМ» (ИО); 3) комбинированный индекс ожиданий (КИО) – композитный индекс на основе метода главных компонент. В КИО дополнительно включались инфляционные ожидания аналитиков, а также вмененная инфляция, рассчитанная из инфляционных облигаций федерального займа (ОФЗ).

В ряде моделей, где эти факторы значимы, задействованы данные о динамике курса рубля, влиянии курса рубля на деятельность предприятий и показатели деловой активности. В качестве последних использовались индикатор бизнес-климата Банка России (ИБК) и разрыв выпуска, рассчитываемый по данным МП БР по ЦФО (пояснения см. на стр. 12).

Цель работы – снизить ошибку краткосрочного (на 3 месяца) прогноза индекса потребительских цен (ИПЦ) в Центральном федеральном округе (ЦФО) с использованием ИО различных экономических агентов.

В своем исследовании мы частично использовали методологию, изложенную в статье Андреева А., 2016 [2] для данных по России. В частности, использовали предложенную авторами модель ARIMA-X с ЦО и курсом рубля, дополнив ее переменной экономической активности. Мы проводили анализ на данных по ЦФО и анализировали возможность улучшить КСП инфляции, используя все вышеупомянутые ряды ожиданий.

Дополнительно мы оценили прогнозные свойства моделей коррекции ошибок (ЕСМ-модели), которые, к примеру, применялись в работе Егорова А., Борzych О., 2018 [4] для моделирования реакции банковских ставок на изменение ставки денежно-кредитной политики. Мы, в свою очередь, оценивали реакцию инфляции на изменение ожиданий экономических агентов. Модели коррекции ошибок широко применяются для моделирования и прогнозирования инфляции [27, 30, 31]. Их преимущество заключается в том, что они позволяют учесть как краткосрочную динамику показателей, так и их долгосрочное равновесие (коинтеграцию) [30]. А сравнение эмпирических результатов позволяет оценить степень различия реакции инфляционных процессов в разных странах или регионах внутри страны [31].

В первом разделе мы сосредоточились на обзоре международного и российского опыта использования в моделях ценовых и инфляционных ожиданий для прогнозирования инфляции, выявлении преимуществ и пробелов в исследовании этой темы. Во втором разделе проведен анализ динамики инфляции в ЦФО с выделением основных макроэкономических и региональных факторов, оказывающих значимое влияние с 2016 г., в том числе шоков, которые учтены при моделировании с помощью фиктивных переменных. Наконец, в третьем разделе изложены методология и результаты моделирования, проведено сравнение с бенчмарками прогностических свойств отобранных моделей.

1. Обзор литературы

Теме ИО посвящено много научных работ. Для целей данной работы интерес представляли те, в которых отражена методология учета ИО при прогнозировании инфляции, в том числе в период структурных изменений в экономике. Краеугольным вопросом практически всех исследований, посвященных данной тематике, является оценка эффекта от включения ИО в модели прогнозирования инфляции. Как правило,

для ответа на этот вопрос проводится сравнение точности прогнозов инфляции с учетом и без учета ИО с использованием моделей, построенных в парадигме кривой Филлипса, а также в рамках VAR-подхода. В отдельных работах рассматриваются ADL-модели с изменяющейся во времени инфляцией тренда, например в работе Chan J.C.C., 2018 [21], модели стохастической волатильности ненаблюдаемых компонент (UCSV), применяемые в работе Stock J.H., Watson M.M., 2007 [32], модели случайного блуждания (RW), рассматриваемые в работе Atkeson A., Ohanian L.E., 2001 [17] и ряде других.

В настоящее время ученые не пришли к однозначному суждению, повышается ли точность прогноза инфляции в результате добавления ИО из опросных данных в модели прогнозирования инфляции. В зависимости от данных – опросы населения, фирм, участников финансового рынка и профессиональных аналитиков – точность прогноза оказывается разной. Результаты ряда работ свидетельствуют, что добавление переменных, рассчитанных на основе данных опросов предприятий и населения, достаточно скромно улучшает точность прогноза инфляции. При этом отмечается, что оценки профессиональных аналитиков или показатели финансового рынка демонстрируют лучшие результаты. Так, Clark T.E., Doh T., 2014 [24] приходят к выводу о хорошей прогнозной эффективности моделей, в которых трендовая инфляция аппроксимируется долгосрочными прогнозами из опросов профессиональных прогнозистов (Survey of Professional Forecasters) для экономики США. В работах Chan J.C.C. и др., 2018 [21–23] делается вывод, что долгосрочные прогнозы Blue Chip помогают определить тренд инфляции и, следовательно, улучшить точность ее прогноза. Во многом это может объясняться тем, что в целом ИО аналитиков из опросов Blue Chip в большей степени описывают фактическую инфляцию, чем ожидания домохозяйств. Об этом, в частности, свидетельствует исследование Verbrugge R., Zaman S., 2021 [35]. В работе Tartaglia-Polcini R., 2011 [34] рассмотрен вопрос об использовании для прогноза инфляции данных ежеквартального опроса предприятий об уровне инфляции на предстоящие 12 месяцев. Сделан вывод, что прогноз предприятий обладает более высоким качеством лишь относительно отдельных бенчмарков.

Проведенное исследование Banbura M., Leiva-Leon D., Jan-Oliver Menz, 2021 [19] на данных еврозоны также свидетельствует о более высокой средней точности прогноза инфляции при включении в разные модели ИО, построенных на данных профессиональных аналитиков. Авторы делают вывод, что сам выигрыш в точности прогноза от включения ИО невелик, но статистически значим в период низкой инфляции, что позволяет делать прогнозы моделей более надежными, в частности, в условиях высокой волатильности. В то же время авторы показывают, что включение в модели прогнозирования ИО, полученных из цен финансового рынка, опросов фирм и домохозяйств, не приводят к систематическому улучшению результатов прогнозирования как общей, так и базовой инфляции.

В более поздней работе Banbura, M., Vobeica, E., 2022 [18] на данных еврозоны показано, что величина выигрыша в точности прогноза инфляции, возникающего при включении показателей ожиданий аналитиков, существенно различается в зависимости от анализируемого периода. В исследовании установлено, что эта величина снижается после кризиса суверенного долга в периферийных странах еврозоны. Авторы обнаружили, что включение в модель долгосрочных ожиданий профессиональных прогнозистов значительно повышает точность прогноза инфляции с начала 2000-х гг. до начала периода низкой инфляции 2013–2014 годов. На временном отрезке после 2014 г. включение этих ожиданий, напротив, снижает точность прогноза инфляции.

Вместе с тем отдельные исследования [16, 17, 20] свидетельствуют об улучшении качества прогноза при включении ИО из опросов населения и фирм в качестве прокси в макроэкономические и монетарные модели. Так, Alvarez L.J., Correa-Lopez M., 2020 [16] обнаружили, что ожидания потребителей и фирм приводят к более точным прогнозам инфляции по сравнению с оценками профессиональных аналитиков, а также

ожиданиями, рассчитанными на основе цен на финансовых рынках. Hasenzagl T., Pellegrino F., Reichlin L., Ricco G., 2022 [26] подчеркивают важность использования ИО фирм и домашних хозяйств для определения трендовой инфляции в уравнении кривой Филлипса в США и отмечают, что выигрыш в прогнозировании инфляции является значительным. Stockhammar P., Osterholm P., 2018 [33] показывают, что и краткосрочные, и долгосрочные ИО из опросов улучшают эффективность прогнозирования инфляции Швеции при включении в BVAR.

Отдельные работы направлены на то, чтобы сделать вывод о параметрах структурных моделей. В частности, в работах Adam K., Padula M., 2003 [14], Gregory Mankiw N., Reis R., Wolfers J., 2003 [25] изучаются дополнительные прогнозные преимущества от включения данных опросов в динамические стохастические модели общего равновесия.

Следует отметить, что оценки в большинстве работ проводились в периоды стабильной экономической ситуации, а также на данных стран с развитой рыночной экономикой, для которых характерна относительно низкая и более или менее предсказуемая инфляция. В то же время модели прогнозирования с включением ИО в период шоков и наступления кризисных событий, а также модели для экономик развивающегося и догоняющего типов изучены слабо.

В отдельных исследованиях ИО часто рассматриваются как параметры, позволяющие лучше учесть структурные сдвиги и шоки в экономике. В частности, в статье Kozicki S., Tinsley P.A., 2006 [28] делается вывод о том, что ожидания, основанные на опросах, быстрее фиксируют информацию о структурных изменениях относительно будущего состояния экономики, сдвигах в восприятии целей денежно-кредитной политики или политических потрясениях, чем исторические данные. Авторы используют модель «сдвигающейся конечной точки» с априорными сезонно скорректированными данными и ожиданиями опросов. В работе был сделан фокус на процесс извлечения ожиданий с учетом временной структуры инфляции для США.

Достаточно мало исследований найдено для стран с развивающимися экономиками. В статье Altug S., Çakmaklı C., 2016 [15] на данных Бразилии и Турции исследуется вопрос учета ИО экономических агентов при прогнозировании инфляции. Авторы предлагают модель, которая включает данные об ожиданиях из опросов. Результаты показывают, что точность прогноза инфляции в этой модели выше.

В исследовании Перевышина Ю., 2024 [10] на данных российской экономики проведено сравнение точности прогноза инфляции с учетом и без учета ИО аналитиков в парадигме кривой Филлипса (при прямом и итеративном методе прогнозирования), а также в рамках VAR-моделей. Отмечается, что использование ИО аналитиков не приводит к существенному улучшению точности прогноза инфляции в рамках кривой Филлипса на протяжении последних 5 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. Долгосрочные ИО консенсус-прогноза в российской экономике оказываются смещенными вниз относительно фактической инфляции примерно на 2 процентных пункта. Однако их использование в качестве трендового компонента инфляции позволяет повысить точность прогноза инфляции в факторных моделях.

В работе Кобзева А., Андреева А., 2021 [6] для исследования прогнозной силы краткосрочных ожиданий предприятий относительно изменения цен на товары или услуги (ЦО), ежемесячно получаемого из опросов Банка России, использовалась оценка ARIMA-X-моделей. Согласно полученным результатам, модели с включением ЦО позволяют повысить качество прогноза ИПЦ по сравнению с моделями случайного блуждания и ARIMA-X без опросных показателей. То есть ЦО предприятий несут в себе значимую информацию об изменении цен при добавлении к более простым моделям.

К аналогичным выводам приходит Янулевич М., 2024 [12]. Автор исследует вопрос о прогнозной силе ЦО. Оценивается способность информации о ЦО, добавляемой к моделям, приводить к снижению ошибки прогноза ИПЦ и индекса цен производителей в краткосрочном периоде. Анализ осуществляется как по России в целом, так и в разрезе субъектов Российской Федерации. Для получения ответа на вопрос, обладают ли ЦО предсказательной силой в отношении выбранного показателя, в работе оценивалась VAR-модель, проводилось тестирование на причинность по Грейнджеру. Вывод исследования – ошибки прогноза (RMSE и MAPE) при добавлении переменной ЦО к моделям снижаются, поэтому их целесообразно использовать на этапе КСП.

В завершение отметим, что в практике центральных банков ИО, полученные на основе опросов населения и фирм, в модели прогнозирования инфляции включаются редко. Одна из причин – отсутствие или несовершенство прокси-данных ИО экономических агентов в отдельных странах, а также отсутствие консенсуса относительно того, какие меры ожиданий наиболее релевантны. Более популярными индикаторами являются профессиональные прогнозы, они доступны для многих экономик и зачастую в течение более длительных временных выборок, что обычно требуется для оценки модели прогнозирования. Однако их часто критикуют за то, что они не отражают ожидания в экономике в целом. С другой стороны, ИО домохозяйств и фирм, а также производные цен финансового рынка подвержены другим рискам: в их числе ограниченная доступность, проблемы измерения или короткая выборка. Разнообразие мнений и неоднородность оценок эффекта ИО определяют актуальность темы исследования.

2. Анализ динамики инфляции в ЦФО¹

ЦФО – один из наиболее экономически развитых макрорегионов России. На ЦФО приходится наибольшая доля розничного товарооборота, объема платных услуг населению и потребительских расходов по сравнению с другими округами. Изменения цен в ЦФО имеют наибольший вес при расчете общероссийской инфляции, что определяет важность ее точного прогноза для целей денежно-кредитной политики.

Инфляция в ЦФО за 2016–2024 гг. прошла различные этапы: от относительно стабильных показателей в начале периода до значительного роста в последние годы. Ужесточение денежно-кредитной политики Банка России помогало снизить инфляцию, но в ряде периодов опережающий производство рост спроса, формируемый непредвиденными шоками внешних условий, положительным бюджетным импульсом, повышением ИО экономических агентов, позволял предприятиям активно переносить возросшие издержки в цены товаров и услуг. Дополнительное влияние оказывала динамика курса рубля. Наиболее значимые факторы влияния шоков были учтены нами при моделировании динамики инфляции через фиктивные переменные.

В 2016–2018 гг. уровень инфляции в ЦФО складывался преимущественно при доминировании факторов предложения. Временное повышение цен на плодоовощную продукцию в мае – июне 2017 г., вызванное исчерпанием запасов урожая предыдущего года и неблагоприятными погодными условиями весеннего сева, носило краткосрочный характер. При этом во второй половине 2017 г. поступление нового урожая овощей и фруктов, объемы которого превысили рыночные ожидания, привело к снижению цен. Кроме того, в 2017 г. был получен рекордный урожай зерновых и зернобобовых культур, что увеличило предложение на аграрном рынке и отразилось в снижении цен производителей сельскохозяйственной продукции. Развитие тепличного хозяйства и устойчивый рост производства в молочном и мясном животноводстве дополнительно способствовали насыщению продовольственных рынков. В результате в первые 9

¹ С учетом информации, представленной в Основных направлениях единой государственной денежно-кредитной политики [13].

месяцев 2018 г. инфляция в ЦФО оставалась ниже целевого уровня 4%. Низкому инфляционному давлению способствовала также жесткая денежно-кредитная политика Банка России, поддерживающая привлекательность сбережений и умеренную склонность к заимствованиям. В таких условиях рост потребительского и инвестиционного спроса не опережал возможности расширения предложения.

Период с конца 2018 – первой половины 2019 г. характеризуется ускорением инфляции, главным образом под влиянием внешних и фискальных шоков. Во-первых, расширение внешних санкций в конце 2018 г. привело к ослаблению рубля и росту ИО населения и бизнеса. Во-вторых, повышение налога на добавленную стоимость (НДС) вызвало перенос возросших издержек в конечные цены. В результате аннуализированная месячная инфляция (с.к.г.) в январе 2019 г. достигла 10,5% после 6% в ноябре 2018 г. и 7,8% в декабре 2018 года. Вклад повышения НДС в общий рост цен оценивался приблизительно в 0,7 процентного пункта.

Пик годовой инфляции (5,7%) был зафиксирован в феврале – марте 2019 года. Последующее замедление инфляции во второй половине 2019 г. до уровня около 3% стало следствием ужесточения денежно-кредитной политики во второй половине 2018 г., а также укрепления рубля и сдержанного потребительского спроса.

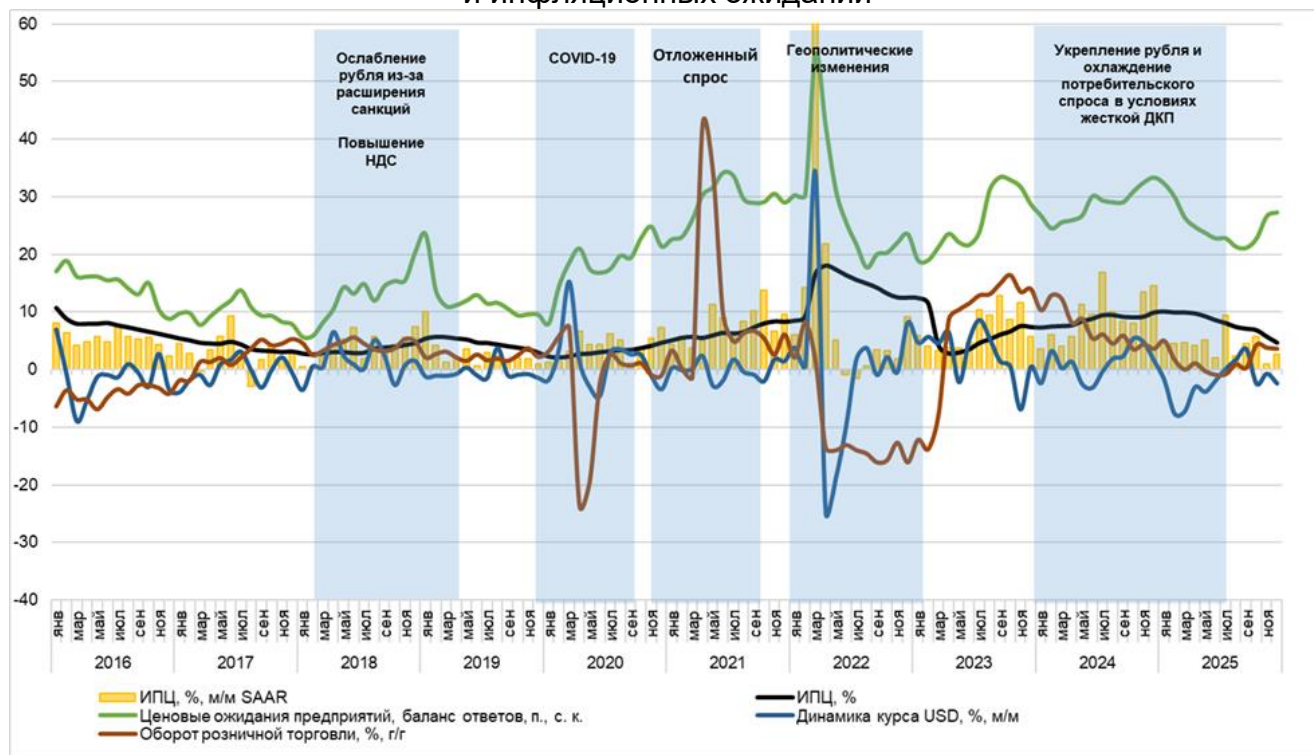
В 2020 г. пандемия COVID-19 и связанные с ней ограничительные меры оказали неоднозначное воздействие на динамику цен. С одной стороны, наблюдался временный рост спроса на продукты длительного хранения и товары первой необходимости, а также возникли перебои в логистических цепочках. С другой стороны, ограничения по нераспространению инфекции, пересмотр тарифов на отдельные услуги, а также резкое сокращение спроса на зарубежный туризм оказали сдерживающее влияние на рост цен в сфере услуг. Показатели базовой инфляции (очищенной от временных и административных факторов) в I квартале 2020 г. снизились до 2,4–2,6% по сравнению с 3,2–3,9% в IV квартале 2019 года. Замедление роста цен на непродовольственные товары было обеспечено главным образом динамикой цен на легковые автомобили, годовой прирост которых сократился с 4,5–5,5% в IV квартале 2019 г. до 2,4–2,7% в I квартале 2020 года. Тем не менее к марту 2020 г. на фоне распространения пандемии инфляция в ЦФО вновь начала ускоряться вследствие ажиотажного спроса на продукты питания длительного хранения и непродовольственные товары первой необходимости.

Период 2021–2022 гг. характеризуется значительным ускорением инфляции на фоне санкционных шоков и сжатия предложения. В 2021 г. началась реализация отложенного спроса после снятия пандемийных ограничений, что совпало с активизацией внутреннего туризма (в условиях ограниченной доступности зарубежных направлений) и ростом цен на моторное топливо. Ослабление рубля стало причиной повышения темпов прироста цен на импортные автомобили. В начале 2022 г. внешний шок значительно усилился: расширение санкций, ухудшение геополитической обстановки, нарушение логистических цепочек и сжатие предложения по многим товарным группам (включая продовольствие) привели к резкому ускорению инфляции. Годовая инфляция в ЦФО в марте 2022 г. увеличилась до 16,6% после 9,3% месяцем ранее, достигнув пика в апреле – около 18,0%. В этих условиях Банк России повысил ключевую ставку с 9,50 до 20,00%, что способствовало возвращению средств населения на депозиты, снижению ажиотажного потребительского спроса и стабилизации курса рубля. В июне – июле 2022 г. месячные темпы прироста цен (с.к.г.) перешли в отрицательную зону. Во второй половине 2022 г. инфляционное давление продолжало ослабевать благодаря увеличению предложения на отдельных продовольственных рынках, укреплению рубля и снижению издержек производителей и поставщиков. К декабрю 2022 г. годовая инфляция в ЦФО составила 12,5%.

В 2023–2024 гг., несмотря на отсутствие новых шоков сопоставимой с 2022 г. амплитуды, инфляционное давление сохранялось на повышенном уровне. Ключевыми факторами выступили высокая потребительская активность, поддерживаемая ростом

реальных доходов населения и расширением бюджетных расходов; опережающий рост внутреннего спроса по сравнению с возможностями расширения предложения, прежде всего в обрабатывающей промышленности и аграрном секторе; повышение издержек вследствие индексации тарифов на ЖКУ (в декабре 2022 г. была осуществлена перенесенная с июля 2023 г. индексация, добавившая около 0,5 п.п. к инфляции), роста утилизационного сбора на автомобили, а также удорожания импортных компонентов из-за курсовой волатильности. Существенную роль сыграли закрепленные на повышенном уровне ИО населения и бизнеса, стимулируя потребительский спрос и побуждая компании повышать цены в ожидании дальнейшего роста издержек. Абсолютный пик ЦО предприятий пришелся на март 2022 г. на фоне кардинального изменения внешних условий, нарушения логистических цепочек, резкого роста спроса и значительного ослабления рубля. В последующий период они стабилизировались, но оставались на повышенном уровне до конца 2025 г., что создавало вторичные эффекты в динамике цен.

Рис. 1. Влияние на инфляцию факторов спроса, курсовой динамики и инфляционных ожиданий



3. Оценка предсказательной силы инфляционных и ценовых ожиданий

ИО экономических агентов оказывают большое влияние на работоспособность трансмиссионного механизма и действенность мер денежно-кредитной политики. Эта роль отражается в «канале ожиданий», через который ожидания влияют на установление цен и заработной платы. Не менее важным как с теоретической, так и с практической точки зрения является вопрос о том, содержится ли в текущих ожиданиях различных экономических субъектов информация о будущей инфляции.

В рамках представленного исследования мы сосредоточились на практической задаче – улучшении качества КСП инфляции в ЦФО (на 3 месяца) с помощью моделей, инкорпорирующих статистически значимую роль опросов бизнеса, населения и аналитиков по сравнению с бенчмарками.

3.1. Описание данных

В качестве объясняемой переменной (*срi*) мы использовали сезонно-сглаженный месячный ИПЦ в ЦФО с января 2016 по декабрь 2025 года². Сглаживание производилось в программном модуле JDemetra+ версии 2.2.3 отдельно по регионам ЦФО и компонентам, которые затем агрегировались с использованием весов отдельных компонентов и регионов в потребительской корзине ЦФО.

В качестве объясняющих переменных в ARIMA-X-моделях и ECM-моделях использовались следующие группы переменных.

- 1) Опросные показатели, отражающие ИО различных экономических агентов, а также композитные индексы на их основе:

infexp – [ИО населения по ЦФО на 1 год вперед](#) (медиана, %)³;

expr – [ЦО предприятий – участников МП БР](#) (п.п., баланс ответов);

an – ожидания аналитиков различных организаций относительно ИПЦ, участвующих в макроэкономическом опросе Банка России (с января по июнь – на конец текущего года, с июля по декабрь – на конец следующего года, медиана, %);

ofz – вмененная инфляция для ОФЗ, индексируемых на инфляцию (выпуск ОФЗ-ИН 52002 с погашением в феврале 2028 г., %);

col_firm_pct – медианное значение ответов предприятий участников МП БР, ожидающих увеличения цен на продукцию (услуги) (%)⁴.

На основе различных комбинаций указанных ожиданий экономических агентов⁵ с использованием метода главных компонент были построены композитные индексы ожиданий (КИО) – всего 9. Во всех КИО использована первая главная компонента. Перечень КИО, модели с которыми были эффективными, приведен в таблице 1.

² Данные по ИПЦ и большинству объясняющих переменных доступны и за более ранний период, но мы ограничились выборкой для исключения структурных шоков 2014–2015 гг. (введение санкций, падение цен на нефть, переход к таргетированию инфляции).

³ Пропущенные данные с апреля по август 2020 г. восстановлены по интерполяции.

⁴ Данные на текущий момент не публикуются.

⁵ Предварительно стандартизированы.

Табл. 1. Состав отобранных (значимых) КИО

Обозначение КИО	Включение стандартизированных индикаторов				
	ИО	Ожидания аналитиков	ЦО	Вмененная инфляция	Медиана ЦО (ответы об увеличении)
<i>pca_1</i>	+	+	+	+	
<i>pca_2</i>	+		+	+	
<i>pca_3</i>	+	+	+		
<i>pca_4</i>	+	+	+	+	+

В условиях ограничений наличия данных по медиане ЦО предприятий и вмененной инфляции для ОФЗ-ИН 52002 индексы рассчитывались за период с апреля 2018 по декабрь 2025 года.

2) Показатели, характеризующие изменение валютного курса рубля:

nerr – [номинальный курс доллара США к рублю](#) (в среднем за месяц, руб.);

i_nerr (прокси валютного курса) – влияние изменения курса рубля на хозяйственную деятельность предприятий – участников МП БР в ЦФО (баланс ответов, п.п.)⁶.

3) Показатели динамики экономической (деловой) активности:

ibk_br – ИБК Банка России по данным МП БР, по ЦФО (п.п.)⁷;

gap_mp – оценка динамики разрыва выпуска, рассчитываемая по данным МП БР, по ЦФО (п.п.).

Разрыв выпуска рассчитывается по данным МП БР как среднее арифметическое из баланса ответов на вопросы об уровне запасов (с обратным знаком), изменении спроса на продукцию и ожидаемом объеме производства на основе подхода, изложенного в работе Скуратовой А., 2022 [11]. В случае перегрева экономики (положительном разрыве выпуска) предприятия оценивают запасы готовой продукции ниже нормального, отмечают рост спроса и ожидают рост производства. В обратном случае (отрицательном разрыве выпуска) запасы готовой продукции оцениваются выше нормального, отмечается снижение спроса и ожидается спад производства. Вместе с тем существуют и другие подходы для оценки разрыва выпуска. Например, данные МП БР использовались для расчета разрыва выпуска в экономике в работах Ляхновой М., Коленко Ю., 2024 [8]; Зверевой В. и др., 2026 [5].

При наличии сезонности (группа встроенных тестов) переменные включались в модели с исключением сезонной составляющей методом X13-ARIMA-SEATS в программном модуле JDemetra+ 2.2.3.

3.2. Методология исследования

Для целей исследования использовались два типа моделей – ARIMA-X и ECM (как частный случай моделей ARDL) в программном приложении EViews 11.

⁶ Влияние курса рубля на деятельность предприятий по данным мониторинга предприятий Банка России: баланс ответов на вопрос «Как повлияло изменение валютного курса рубля на хозяйственную деятельность предприятия». Он рассчитывается как разница между долями ответов «позитивно» и ответов «негативно» в процентах к сумме долей точных ответов («позитивно», «негативно», «не повлияло»).

⁷ ИБК Банка России отражает фактические и ожидаемые изменения в сфере производства и спроса, определяемые на основе оценок предприятий – участников МП БР (с исключением сезонности, с.к.). Подробнее см. [«Мониторинг нефинансовых предприятий: методология Банка России»](#).

Табл. 2. Моделирование инфляции (ИПЦ) в ЦФО

Модель	Спецификация*
ARIMA-X_1	$cpi_t = c + \alpha \Delta expr_{t-1} + \delta nerr_{t-2} + \mu ibk_{br_{t-4}} + ar(1) + \varepsilon_t$
ARIMA-X_2	$cpi_t = c + \alpha \Delta expr_{t-1} + \delta nerr_{t-2} + \mu gap_{mp_{t-4}} + ar(1) + \varepsilon_t$
ARIMA-X_3	$cpi_t = c + \alpha \Delta expr_{t-1} + \delta i_{nerr_{t-1}} + \mu ibk_{br_{t-4}} + ar(1) + \varepsilon_t$
ARIMA-X_4	$cpi_{cfo_t} = c + \alpha \Delta expr_{t-1} + \delta i_{nerr_{t-1}} + \mu gap_{mp_{t-4}} + ar(1) + \varepsilon_t$
ARIMA-X_5	$cpi_t = c + \alpha \Delta pca_{01_{t-1}} + \alpha_1 \Delta pca_{01_{t-2}} + \delta nerr_{t-4} + \mu gap_{mp_{t-4}} + ar(1) + \varepsilon_t$
ARIMA-X_6	$cpi_t = c + \alpha \Delta pca_{02_{t-1}} + \alpha_1 \Delta pca_{02_{t-2}} + \delta nerr_{t-4} + \mu gap_{mp_{t-4}} + ar(1) + \varepsilon_t$
ARIMA-X_7	$cpi_t = c + \alpha \Delta pca_{03_{t-1}} + \alpha_1 \Delta pca_{03_{t-2}} + \delta i_{nerr_{t-3}} + \mu gap_{mp_{t-4}} + ar(1) + \varepsilon_t$
ARIMA-X_8	$cpi_t = c + \alpha \Delta pca_{03_{t-1}} + \alpha_1 \Delta pca_{03_{t-2}} + \delta nerr_{t-4} + \mu gap_{mp_{t-4}} + ar(1) + \varepsilon_t$
ARIMA-X_9	$cpi_t = c + \alpha \Delta pca_{04_{t-1}} + \alpha_1 \Delta pca_{04_{t-2}} + \delta nerr_{t-4} + \mu gap_{mp_{t-4}} + ar(1) + \varepsilon_t$
ECM_1	$\Delta cpi_t = c + \alpha \Delta expr_t + \alpha_1 \Delta expr_{t-1} + \beta(\gamma expr_{t-2} - cpi_{t-1}) + \tau trend + \varepsilon_t$
ECM_2	$\Delta cpi_t = c + \alpha \Delta expr_t + \alpha_1 \Delta expr_{t-1} + \beta(\gamma expr_{t-2} - cpi_{t-1}) + \delta nerr_t + \tau trend + \varepsilon_t$
ECM_3	$\Delta cpi_t = c + \alpha_1 \Delta expr_{t-1} + \beta(\gamma expr_{t-2} - cpi_{t-1}) + \delta nerr_t + \tau trend + \mu gap_{mp_{t-3}} + \varepsilon_t$
ECM_4	$\Delta cpi_t = c + \alpha_1 \Delta expr_{t-1} + \beta(\gamma expr_{t-2} - cpi_{t-1}) + \delta nerr_t + \tau trend + \mu ibk_{br_{t-4}} + \varepsilon_t$
ECM_5	$\Delta cpi_t = c + \alpha \Delta expr_t + \alpha_1 \Delta expr_{t-1} + \beta(\gamma expr_{t-2} - cpi_{t-1}) + \mu gap_{mp_{t-3}} + \varepsilon_t$
ECM_6	$\Delta cpi_t = c + \alpha_1 \Delta expr_{t-1} + \beta(\gamma expr_{t-2} - cpi_{t-1}) + \mu gap_{mp_{t-3}} + \varepsilon_t$
ECM_7	$\Delta cpi_t = c + \alpha_1 \Delta expr_{t-1} + \beta(\gamma expr_{t-2} - cpi_{t-1}) + \mu ibk_{br_{t-4}} + \varepsilon_t$

* Для моделей ARIMA в уравнения вводилась фиктивная переменная на март 2022 г., в модели ECM – дополнительно на август 2017 г., июль 2024 г., для ARIMA эти даты незначимы.

Выбранные временные ряды моделей ARIMA были проверены на стационарность (см. приложение 2). Нестационарные временные ряды в моделях были приведены к первым разностям. ARIMA-структура в модели ARIMA-X отбиралась по информационному критерию Акаике (AIC) без объясняющих переменных.

В качестве бенчмарков для сравнения точности прогнозов использовались модели без экзогенных переменных AR, ARIMA и LTAR (Андреев А., 2016 [2]).

Наряду с индикаторами ожиданий, в отдельные модели включались переменные, отражающие изменение валютного курса рубля к доллару США и динамику деловой активности.

В пяти моделях ARIMA-X предложено использование композитного индекса ИО различных экономических агентов. Использование такого подхода в изученной литературе нам не встретилось.

В модели с учетом результатов анализа динамики инфляции в ЦФО (см. раздел 2) добавлялись фиктивные переменные: для ARIMA-X – март 2022 г. (влияние геополитических изменений), для ECM – март, апрель 2022 г. (влияние геополитических изменений), а также август 2017 г. (с.к. дефляция 0,2% в ЦФО на фоне рекордного на тот момент урожая) и июль 2024 г. (влияние повышения тарифов на ЖКУ).

Во всех рассмотренных моделях коэффициенты соответствовали экономической логике – положительные при ЦО, ИО и КИО, курсе доллара, ИБК, разрыве выпуска и отрицательный – при влиянии динамики курса рубля на деятельность предприятий.

Отрицательный коэффициент при ИПЦ в моделях ECM обусловлен логикой спецификации, приведенный в таблице 2, – моделируется разница между долгосрочным

коинтеграционным соотношением ЦО и инфляции в прошлом периоде (элемент коррекции ошибок). Такой подход к моделированию применен в работе Егорова А., Борзых О. [4]. Тесты на коинтеграцию представлены в приложении 2.

Для прогноза ИПЦ (*out of sample*) в моделях с ЦО использовалось скользящее окно из 96 точек, прогноз строился на 3 месяца со сдвигом в 1 квартал, так что $T + 1$ – это первый месяц квартала, $T + 2$ – второй месяц квартала и так далее. Для моделей с КИО в силу меньшего объема выборки использовался весь ряд с момента наблюдений (апрель 2018 г.). При недостаточном количестве лагов объясняющие переменные прогнозировались на необходимое количество месяцев с помощью моделей ARIMA с выбором по информационному критерию Akaike для ARIMA-X и повторялись конечным значением скользящего окна для ECM.

3.3. Результаты моделирования

Предложенная методология была применена для моделирования и прогнозирования сезонно-сглаженного ИПЦ в ЦФО. В таблице 2 представлены спецификации моделей. Гетероскедастичность и автокорреляция в остатках предложенных моделей отсутствуют⁸.

Подробно результаты моделирования приведены в приложении 3. Введение фиктивных переменных для оценки асимметрии влияния курса рубля не оказало значимого влияния на точность результатов моделирования. Применение сезонной корректировки ИПЦ отдельно для каждого скользящего окна⁹ также ощутимо не сказалось на точности прогнозов. Модели с ИО населения для ARIMA-X и ECM, а также с КИО для ECM оказались менее эффективными, поэтому были исключены из дальнейшего сравнения с бенчмарками.

Результаты прогнозирования ИПЦ в ЦФО с использованием методологии ARIMA-X и ECM-моделей в сравнении с бенчмарками представлены в таблице 3.

Табл. 3. Оценки точности прогноза моделей

Модель	MAE			RMSE		
	T + 1	T + 2	T + 3	T + 1	T + 2	T + 3
Бенчмарки						
AR	0.20	0.27	0.30	0.28	0.31	0.33
ARIMA	0.20	0.24	0.25	0.30	0.31	0.32
LTAR	0.22	0.27	0.24	0.31	0.33	0.31
ARIMA-X с ЦО						
ARIMA-X_1	0.20	0.29	0.28	0.28	0.32	0.32
ARIMA-X_2*	0.18	0.28	0.26	0.28	0.30	0.28
ARIMA-X_3	0.28	0.27	0.25	0.38	0.33	0.28
ARIMA-X_4	0.26	0.25	0.25	0.34	0.30	0.28
ARIMA-X с КИО						
ARIMA-X_5*	0.19	0.28	0.30	0.25	0.29	0.34
ARIMA-X_6*	0.19	0.29	0.29	0.26	0.31	0.34

⁸ В моделях ECM, оцененных МНК в EViews 11, применена поправка HAC на гетероскедастичность и автокорреляцию (Newey-West, 1987).

⁹ Гипотеза состояла в том, что информация будущих значений ряда влияет на сезонно-сглаженные данные текущего скользящего окна, что может значимо влиять на результаты прогноза *out-of-sample*.

Модель	MAE			RMSE		
	T + 1	T + 2	T + 3	T + 1	T + 2	T + 3
ARIMA-X_7*	0.19	0.26	0.29	0.25	0.29	0.34
ARIMA-X_8	0.29	0.27	0.28	0.36	0.30	0.35
ARIMA-X_9*	0.19	0.28	0.27	0.26	0.29	0.32
Модели ECM с ЦО						
ECM_1*	0.18	0.29	0.28	0.27	0.32	0.31
ECM_2	0.23	0.26	0.27	0.32	0.31	0.31
ECM_3	0.21	0.25	0.24	0.29	0.29	0.29
ECM_4	0.23	0.23	0.26	0.29	0.30	0.31
ECM_5*	0.18	0.26	0.24	0.24	0.28	0.29
ECM_6*	0.17	0.26	0.24	0.24	0.28	0.29
ECM_7*	0.17	0.28	0.27	0.24	0.30	0.31

Практически все модели либо повторяют точность, либо имеют преимущества относительно бенчмарков (значения выделены жирным шрифтом). На горизонте прогноза 1 месяц из отобранных 16 более эффективными оказались 9 моделей по MAE и 8 по RMSE, на горизонте 2 месяца – 11 моделей по RMSE, на горизонте 3 месяца – 6 моделей по RMSE.

В целом можно сделать выводы:

1. В сравнении показателей ожиданий выигрывают ценовые ожидания предприятий и композитный индекс ожиданий в различных комбинациях составляющих. Кроме того, в ряде моделей повысить точность прогноза инфляции в ЦФО в краткосрочном периоде позволяет использование курса рубля, оценок разрыва выпуска на основе данных МП БР, сводного ИБК, и в одной модели – влияния изменения курса рубля на деятельность предприятий по данным МП БР.

2. Оценка асимметрии влияния курса на инфляцию значима, но в анализируемом периоде не приводит к улучшению точности прогнозов на скользящем окне.

3. Точность КСП в существенной степени зависит от качества прогноза самих объясняющих переменных. Например, ECM-модель с курсом (ECM_3) имеет меньшее S.E. по сравнению с всеми моделями и бенчмарками, но оказывается менее эффективной по точности: простое предположение о неизменности динамики курса рубля увеличивает ошибку, требуется более точный прогноз.

4. В качестве дополнительного инструментария для построения КСП инфляции в ЦФО мы предлагаем использовать 9 моделей (в таблице 3 отмечены «*»). При этом, на наш взгляд, для КСП целесообразно применение методик комбинирования (усреднения) прогнозов аналогично, к примеру, подходу в работе Андреева А., 2016 [2].

Мы также оценили модели в таблице 2 для базового ИПЦ в ЦФО, который с учетом методологии его формирования Росстатом не имеет сезонности, что подтверждается тестами, включенными в JDemetra+. Результаты представлены в приложении 4. В целом результаты оказались менее позитивными, хотя точность прогнозов выше и ряд моделей имеют определенные преимущества.

Заключение

Изученная нами зарубежная и российская практика показала, что однозначного ответа на вопрос о том, повышает ли включение в прогнозную модель той или иной метрики ИО качество прогнозов по инфляции, не существует. Ответ может зависеть от спецификации модели, на которой мы эту гипотезу тестируем, периода прогноза и сопутствующих ему макроусловий, а также множества иных факторов.

Вместе с тем в ряде случаев включение ожиданий экономических агентов в модели прогнозирования инфляции улучшает их точность. Результаты представленной работы подтверждают целесообразность включения этих данных в модельный аппарат. Используя модели ARIMA-X и ЕСМ, мы выявили их отдельные спецификации, которые превосходят бенчмарки и могут, по нашему мнению, повысить качество краткосрочного прогноза инфляции в ЦФО. В такие спецификации в различных комбинациях вошли ЦО предприятий, отдельные комбинированные индексы ожиданий, курс рубля и его влияние на деятельность предприятий, сводный ИБК и разрыва выпуска по данным МП Банка России.

При этом на результат влияет не только выбранная модель, но и в существенной степени точность прогноза объясняющих переменных. Это, на наш взгляд, требует особого внимания экспертов и является предметом расширения исследования. Мы также выявили, что на рассмотренном временном горизонте ценовые ожидания бизнеса лучше определяют динамику инфляции, чем ее прошлые значения. Данный факт, по нашему мнению, целесообразно учитывать при разработке краткосрочных прогнозов. Аналогичные расчеты могут быть проведены и для других макрорегионов.

Соответственно, дальнейшее развитие исследования мы видим в апробации рассмотренных подходов и моделей для прогноза инфляции для других макрорегионов России и проведения на этой основе исследования общероссийской динамики инфляции. Учитывая результаты, мы предлагаем сосредоточить внимание на данных мониторинга предприятий Банка России, задействовав методы панельной регрессии для оценки межрегиональных эффектов ценовых ожиданий компаний с учетом их отраслевой специфики. Мы предполагаем, что расширение массива данных улучшит точность краткосрочного прогноза инфляции, а применение ЕСМ-подхода поможет оценить региональную неоднородность влияния на инфляцию ожидаемых действий компаний по изменению отпускных цен на товары и услуги.

Еще одним направлением развития исследования является добавление в модель, наряду с уже апробированными объясняющими, переменных индикаторов динамики денежной массы.

Список литературы

1. Алехин Б. (2023). Межрегиональные различия в инфляции в свете теории Экли // Финансовый журнал. Т. 15. № 1. С. 8–25.
2. Андреев А. (2016). Прогнозирование инфляции методом комбинирования прогнозов в Банке России // Серия докладов об экономических исследованиях Банка России. № 14.
http://cbr.ru/content/document/file/16726/wps_14.pdf
3. Грищенко В., Кадрева О., Поршаков А., Чернядьев Д. (2022). Оценка заякоренности инфляционных ожиданий для России // Аналитические записки Банка России.
http://www.cbr.ru/content/document/file/139272/analytic_note_20220728_dip.pdf
4. Егоров А., Борzych О. (2018). Асимметрия процентного канала денежной трансмиссии в России // Экономическая политика. 2018. Т. 13. № 1. С. 92–121.
5. Зверева В., Крупкина А., Андреев А., Семитуркин О., Кудяева М. Оценка поворотных точек индикаторов деловой активности Банка России с применением методов машинного обучения // Деньги и кредит. 2026. № 2. С. 3–36.
6. Кобзев А., Андреев А. (2021). Индикаторы деловой активности и инфляции на основе мониторинга предприятий // Аналитические записки Банка России.
http://cbr.ru/Content/Document/File/119543/analytic_note_20210322.pdf
7. Коновалова А., Коршунов М., Нестерова М., Скуратова А., Устинов А. (2021). Реакция банковских ставок на изменение ключевой ставки Банка России в условиях региональной неоднородности // Аналитические записки Банка России.
http://cbr.ru/Content/Document/File/131898/analytic_note_20211224_cfo.pdf
8. Ляхнова М., Коленко Ю. (2024). Наукастинг оценки разрыва выпуска России по данным мониторинга предприятий // Серия докладов об экономических исследованиях Банка России. № 131. http://cbr.ru/StaticHtml/File/161713/wp_131.pdf
9. Перевышин Ю. (2024). Помогают ли ИО аналитиков прогнозировать инфляцию в российской экономике // Деньги и кредит. № 2. С. 54–76.
10. Перевышин Ю. (2022). Краткосрочное прогнозирование инфляции в российской экономике // Экономическая политика. 2022. Т. 17. № 5. С. 8–25.
https://www.elibrary.ru/download/elibrary_54043541_94967934.pdf
11. Скуратова А. (2022). Теория и практика формирования уровня банковских ставок по кредитам реальному сектору российской экономики: монография // М.: Прометей. 2022. С. 170.
12. Янулевич М. (2024). О прогнозной силе показателя ценовых ожиданий на основе мониторинга предприятий // Аналитические записки Банка России.
http://www.cbr.ru/Content/Document/File/167898/analytic_note_20241107_irkutsk.pdf
13. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики // Издания Банка России (2019–2023).
http://cbr.ru/about_br/publ/ondkp/
14. Adam, K., Padula, M. (2003). Working Paper Inflation dynamics and subjective expectations in the United States. CB Working Paper. No. 222. European Central Bank (ECB), Frankfurt A.M.

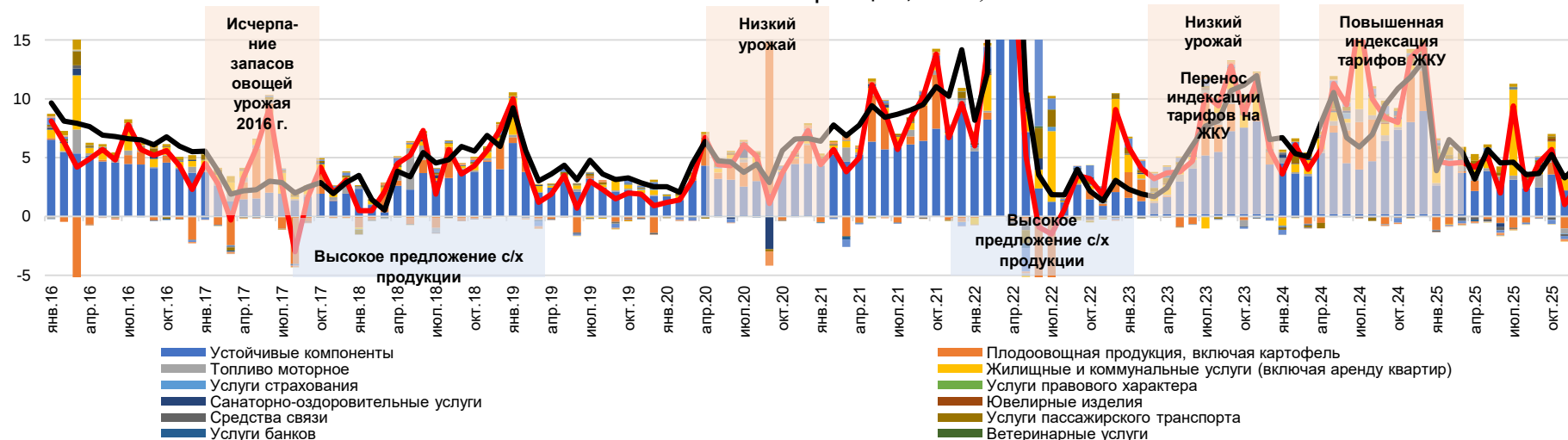
- 18 Краткосрочный прогноз инфляции в Центральном федеральном округе с учетом данных мониторинга предприятий Банка России и опросов населения
15. Altug, S., Çakmaklı, C. (2016). Forecasting inflation using survey expectations and target inflation: Evidence for Brazil and Turkey. *International Journal of Forecasting*, Vol. 32, Issue 1, pp. 138–153.
 16. Alvarez, L.J., Correa-Lopez, M. (2020). Inflation Expectations in Euro Area Phillips Curves. *Economics Letters*. 195(C).
 17. Atkeson, A., Ohanian, L.E. (2001). Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*. Vol. 25(1): 2–11.
 18. Banbura, M., Bobeica, E. (2022). Does the Phillips Curve Help to Forecast Euro Area Inflation? *International Journal of Forecasting*. Vol. 39(1), pp. 364–390.
 19. Banbura, M., Leiva-Leon, D., Jan-Oliver Menz, (2021). Do inflation expectations improve model-based inflation forecasts? *Working Paper Series*. No. 2604.
 20. Basselier, R., de Antonio Liedo, D., Jonckheere, J., and Langenus, G. (2018). Can Inflation Expectations in Business or Consumer Surveys Improve Inflation Forecasts? *Working Paper Research*. No. 348, National Bank of Belgium.
 21. Chan, J.C.C. (2018). Specification Tests for Time-Varying Parameter Models with Stochastic Volatility. *Econometric Reviews*. Vol. 37(8): 807–823.
 22. Chan, J.C., Clark, T.E., Koop, G. (2018). A New Model of Inflation, Trend Inflation, and Long-Run Inflation Expectations. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 50(1): 5–53.
 23. Chan, J. C., Song, Y. (2018). Measuring Inflation Expectations Uncertainty Using High-Frequency Data. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 50(6): 1139–1166.
 24. Clark, T. E., Doh, T. (2014). Evaluating Alternative Models of Trend Inflation. *International Journal of Forecasting*. Vol. 30(3): 426–448.
 25. Gregory Mankiw N., Reis R., Wolfers J. (2003). Disagreement about Inflation Expectations. *NBER Working Paper*. No. 9796. National Bureau of Economic Research.
 26. Hasenzagl, T., Pellegrino, F., Reichlin, L., Ricco, G. (2022). A Model of the Fed's View on Inflation. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 104(4): 686–704.
 27. Javed Iqbal, Muhammad Najam uddin (2013). Forecasting Accuracy of Error Correction Models: International Evidence for Monetary Aggregate M2. *Journal of International and global Economic Studies*. Vol. 6(1): 14–32.
https://www.researchgate.net/publication/261154215_Forecasting_Accuracy_of_Error_Correction_Models_International_Evidence_for_Monetary_Aggregate_M2
 28. Kozicki, S., Tinsley, P.A. (2006). Survey-Based Estimates of the Term Structure of Expected U.S. Inflation. *Bank of Canada Working Paper*. No. 2006–46.
 29. Moretti, L., Onorante, L., Zakipour Saber, S. (2019). Phillips Curves in the Euro Area. *Working Paper Series*. No. 2295, European Central Bank.
 30. Pinishi C. (2020). Rethinking error correction model in macroeconometric analysis: A relevant review.
<https://hal.science/hal-02454971v1>
 31. Sekar A.D., Gentur J. (2022). Analysis of the influence of macroeconomic variables on inflation: the VECM approach. *Journal of humanities, social sciences and business*. Vol. 2. Issue 1.
https://www.researchgate.net/publication/366968256_ANALYSIS_OF_THE_INFLUENC

E_OF_MACROECONOMIC_VARIABLES_ON_INFLATION_THE_VECM_APPROACH

32. Stock, J.H., Watson, M.M. (2007). Why has U.S. Inflation Become Harder to Forecast? *Journal of Money, Credit, and Banking*. Vol. 39(7): 3–34.
33. Stockhammar, P., Osterholm, P. (2018). Do Inflation Expectations Granger Cause Inflation? *Economia Politica: Journal of Analytical and Institutional Economics*. Vol. 35(2): 403–431.
34. Tartaglia-Polcini, R. (2011). Inflation forecasts from the Bank of Italy-Sole 24 Ore survey of expectations of inflation and growth. *IFC Bulletin*. No. 34, pp. 278–292.
<https://www.bis.org/ifc/publ/ifcb34s.pdf>.
35. Verbrugge, R., Zaman S. (2021). Whose Inflation Expectations Best Predict Inflation? *Federal Reserve Bank of Cleveland*. No.19.

Приложение 1

Устойчивая инфляция, с.к.г., %



Волатильные и регулируемые компоненты инфляции, с.к.г., %



Приложение 2

Тесты на наличие единичного корня в рядах данных

Augmented Dickey-Fuller test statistic Null Hypothesis: has a unit root	Без преобразований (Prob.)	Первая разница (Prob.)
cpi_cfo_sa	0.000	0.000
inexp_cfo	0.124	0.000
expr_cfo	0.203	0.000
i_nerr	0.020	0.000
ibk_br	0.000	0.000
gap_mp	0.032	0.000
ibk_br_exp	0.000	0.000
pca_1	0.080	0.000
pca_2	0.079	0.000
pca_3	0.067	0.000
psa_4	0.126	0.000

Тестирование коинтеграции динамических рядов
Engle-Granger Cointegration Test

Sample (adjusted): 2016M01 2025M12

Included observations: 120 after adjustments

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag = 12)

Series: CPI_CFO_SA EXPR_CFO

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
CPI_CFO_SA	-8.438477	0.0000	-90.13163	0.0000
EXPR_CFO	-5.204689	0.0000	-45.83792	0.0000
CPI_CFO_SA	-7.692250	0.0000	-79.65268	0.0000
NERR	-4.441152	0.0003	-34.58786	0.0003
CPI_CFO_SA	-7.632952	0.0000	-78.91493	0.0000
INFEXP_CFO	-4.454542	0.0003	-34.48752	0.0003
EXPR_CFO	-2.651211	0.0682	-13.73742	0.0700
NERR	-2.616599	0.0736	-12.89758	0.0853
INFEXP_CFO	-2.910522	0.0371	-12.93604	0.0845
NERR	-2.795131	0.0490	-12.28607	0.0983

* MacKinnon (1996) p-values.

Приложение 3

Детальные результаты моделирования¹⁰

Зависимая переменная для всех моделей: CPI (ИПЦ по ЦФО)

Звездочками обозначены уровни значимости коэффициентов: *** – 1%, ** – 5%, * – 10%.

В скобках под значениями коэффициентов указаны робастные стандартные ошибки.

ARIMA-X_1, ЦО, ИБК, курс рубля

Факторы	Коэффициент
D(EXPR_CFO(-1))	0.038*** (0.008)
NERR(-2)	0.006*** (0.001)
IBK_BR(-4)	0.011*** (0.003)
D_0322	5.538*** (0.386)
AR(1)	0.396*** (0.094)
SIGMASQ	0.043*** (0.006)
R ²	0.89
R _{adj} ²	0.88
DW	2.08
Количество наблюдений: 116	

ARIMA-X_3, ЦО, ИБК, влияние курса рубля
по данным МП БР

Факторы	Коэффициент
D(EXPR(-1))	0.035*** (0.007)
I_NER(-1)	-0.017*** (0.001)
IBK_BR(-4)	0.013*** (0.003)
D_0322	5.679*** (0.767)
AR(1)	0.336*** (0.103)
SIGMASQ	0.044*** (0.005)
R ²	0.89
R _{adj} ²	0.88
DW	2.01
Количество наблюдений: 116	

ARIMA-X_2, ЦО, разрыв выпуска по
данным МП БР, курс рубля

Факторы	Коэффициент
D(EXPR_CFO(-1))	0.040*** (0.008)
NERR(-2)	0.010*** (0.002)
GAP_MP(-4)	0.026*** (0.008)
D_0322	5.554*** (0.455)
C	-0.391** (0.182)
AR(1)	0.347*** (0.104)
SIGMASQ	0.042*** (0.005)
R ²	0.89
R _{adj} ²	0.89
DW	2.05
Количество наблюдений: 116	

ARIMA-X_4, ЦО, разрыв выпуска и влияние
курса рубля по данным МП БР

Факторы	Коэффициент
D(EXPR(-1))	0.035*** (0.008)
I_NER(-1)	-0.014*** (0.002)
GAP_MP(-4)	0.031*** (0.007)
D_0322	5.604*** (2.142)
AR(1)	0.375*** (0.099)
SIGMASQ	0.043*** (0.005)
R ²	0.89
R _{adj} ²	0.88
DW	2.05
Количество наблюдений: 116	

¹⁰ По всем представленным моделям автокорреляция остатков не выявлена (LM-тест Бройша – Годфи).

ARIMA-X_5, КИО, разрыв выпуска по
данным МП БР, курс рубля

Факторы	Коэффициент
D(PCA_01(-1))	0.166*** (0.049)
D(PCA_01(-2))	0.097** (0.038)
NER(-4)	0.005*** (0.001)
GAP_MP(-4)	0.033*** (0.011)
D_0322	5.435*** (1.527)
AR(1)	0.332*** (0.123)
SIGMASQ	0.044*** (0.008)
R^2	0.91
R_{adj}^2	0.90
DW	2.08
Количество наблюдений: 90	

ARIMA-X_7, КИО, разрыв выпуска и курс
рубля по данным МП БР

Факторы	Коэффициент
D(PCA_03(-1))	0.170*** (0.054)
D(PCA_03(-2))	0.110** (0.051)
I_NER(-3)	-0.006* (0.003)
GAP_MP(-4)	0.034*** (0.011)
D_0322	5.437*** (1.548)
C	0.204** (0.096)
AR(1)	0.358*** (0.128)
SIGMASQ	0.046*** (0.008)
R^2	0.90
R_{adj}^2	0.89
DW	2.09
Количество наблюдений: 90	

ARIMA-X_6, КИО, разрыв выпуска по
данным МП БР, курс рубля

Факторы	Коэффициент
D(PCA_02(-1))	0.188*** (0.041)
D(PCA_02(-2))	0.116*** (0.034)
NERR(-4)	0.005*** (0.001)
GAP_MP(-4)	0.035*** (0.011)
D_0322	5.655*** (0.625)
AR(1)	0.302** (0.122)
SIGMASQ	0.046*** (0.008)
R^2	0.90
R_{adj}^2	0.90
DW	2.08
Количество наблюдений: 90	

ARIMA-X_8, КИО, разрыв выпуска по
данным МП БР, курс рубля

Факторы	Коэффициент
D(PCA_03(-1))	0.164*** (0.042)
D(PCA_03(-2))	0.098** (0.038)
NERR(-4)	0.005*** (0.001)
GAP_MP(-4)	0.032*** (0.011)
D_0322	5.437*** (0.782)
AR(1)	0.345*** (0.128)
SIGMASQ	0.046*** (0.008)
R^2	0.90
R_{adj}^2	0.89
DW	2.09
Количество наблюдений: 90	

ARIMA-X_9, КИО, разрыв выпуска по
данным МП БР, курс рубля

Факторы	Коэффициент
D(PCA_04(-1))	0.162*** (0.041)
D(PCA_04(-2))	0.067** (0.027)
NERR(-4)	0.005*** (0.001)
GAP_MP(-4)	0.032*** (0.012)
D_0322	5.462*** (1.632)
AR(1)	0.325** (0.124)
SIGMASQ	0.044*** (0.008)
R ²	0.91
R _{adj} ²	0.90
DW	2.10
Количество наблюдений: 90	

ECM_1, ЦО

Факторы	Коэффициент
C	0.038 (0.052)
D08_17	-0.520*** (0.024)
D07_24	0.644*** (0.038)
D03_22	4.997*** (0.185)
D(EXPR_CFO)	0.030*** (0.008)
D(EXPR_CFO(-1))	0.035*** (0.008)
EXPR_CFO(-2)	0.018*** (0.004)
CPI_CFO_SA(-1)	-0.857*** (0.050)
R ²	0.93
R _{adj} ²	0.92
DW	1.85
Количество наблюдений: 118	

ECM_2, ЦО, курс рубля

Факторы	Коэффициент
C	-0.438*** (0.136)
D08_17	-0.548*** (0.027)
D07_24	0.663*** (0.029)
D03_22	4.758*** (0.161)
D(EXPR_CFO)	0.029*** (0.007)
D(EXPR_CFO(-1))	0.038*** (0.008)
EXPR_CFO(-2)	0.025*** (0.005)
CPI_CFO_SA(-1)	-0.898*** (0.038)
NERR	0.009*** (0.003)
@TREND	-0.004*** (0.001)
R ²	0.94
R _{adj} ²	0.94
DW	1.93
Количество наблюдений: 118	

ECM_3, ЦО, разрыв выпуска по данным
МП БР, курс рубля

Факторы	Коэффициент
C	-0.452*** (0.127)
D08_17	-0.593*** (0.025)
D07_24	0.578*** (0.033)
D03_22	4.786*** (0.152)
D(EXPR_CFO)	0.030 (0.007)
D(EXPR_CFO(-1))	0.045*** (0.009)
EXPR_CFO(-2)	0.027*** (0.004)
CPI_CFO_SA(-1)	-0.941*** (0.038)
NERR	0.007*** (0.002)
@TREND	-0.004*** (0.0001)
GAP_MP(-3)	0.022*** (0.005)
R ²	0.95
R _{adj} ²	0.95
DW	2.09
Количество наблюдений: 117	

ECM_4, ЦО, ИБК, курс рубля		ECM_5, ЦО, разрыв выпуска по данным МП БР	
Факторы	Коэффициент	Факторы	Коэффициент
C	-0.475*** (0.148)	C	-0.080 (0.064)
D08_17	-0.629*** (0.035)	D08_17	-0.564*** (0.026)
D07_24	0.589*** (0.040)	D07_24	0.535*** (0.039)
D03_22	5.419*** (0.077)	D03_22	4.969*** (0.166)
D(EXPR_CFO(-1))	0.044*** (0.010)	D(EXPR_CFO)	0.031*** (0.007)
EXPR_CFO(-2)	0.021*** (0.005)	D(EXPR_CFO(-1))	0.041*** (0.009)
CPI_CFO_SA(-1)	-0.973*** (0.046)	EXPR_CFO(-2)	0.020*** (0.003)
NERR	0.010*** (0.003)	CPI_CFO_SA(-1)	-0.900*** (0.047)
@TREND	-0.004*** (0.001)	GAP_MP(-3)	0.027*** (0.008)
IBK_BR(-4)	0.009*** (0.003)	R ²	0.94
R ²	0.94	R _{adj} ²	0.94
R _{adj} ²	0.94	DW	1.81
DW	1.93	Количество наблюдений: 117	
Количество наблюдений: 116			
ECM_6, ЦО, разрыв выпуска по данным МП БР		ECM_7, ЦО, ИБК	
Факторы	Коэффициент	Факторы	Коэффициент
C	-0.023 (0.076)	C	0.088 (0.144)
D08_17	-0.615*** (0.033)	D08_17	-0.619*** (0.031)
D07_24	0.552*** (0.050)	D07_24	0.565*** (0.052)
D03_22	5.691*** (0.041)	D03_22	5.713*** (0.046)
D(EXPR_CFO(-1))	0.049*** (0.011)	D(EXPR_CFO(-1))	0.046*** (0.011)
EXPR_CFO(-2)	0.019*** (0.004)	EXPR_CFO(-2)	0.016*** (0.004)
CPI_CFO_SA(-1)	-0.970*** (0.060)	CPI_CFO_SA(-1)	-0.950*** (0.063)
GAP_MP(-3)	0.026*** (0.009)	IBK_BR(-4)	0.011** (0.004)
R ²	0.93	R ²	0.93
R _{adj} ²	0.93	R _{adj} ²	0.92
DW	1.66	DW	1.62
Количество наблюдений: 117		Количество наблюдений: 116	

Оценки точности прогноза моделей для БИПЦ

Модель	MAE			RMSE		
	T + 1	T + 2	T + 3	T + 1	T + 2	T + 3
Бенчмарки						
AR	0.18	0.19	0.19	0.25	0.25	0.27
ARIMA	0.15	0.18	0.20	0.19	0.23	0.24
LTAR	0.19	0.23	0.25	0.22	0.26	0.28
ARIMA-X с ЦО						
ARIMA-X_1	0.20	0.20	0.21	0.27	0.23	0.25
ARIMA-X_2	0.20	0.19	0.21	0.24	0.23	0.26
ARIMA-X_3	0.20	0.20	0.22	0.25	0.24	0.26
ARIMA-X с КИО						
ARIMA-X_4	0.15	0.18	0.24	0.21	0.22	0.29
ARIMA-X_5	0.15	0.19	0.24	0.20	0.23	0.27
Модели ECM с ЦО*						
ECM_1	0.17	0.17	0.23	0.22	0.24	0.27
ECM_2	0.19	0.17	0.23	0.25	0.23	0.29
ECM_3	0.18	0.17	0.22	0.24	0.22	0.28
ECM_4	0.18	0.17	0.22	0.25	0.23	0.29
ECM_5	0.17	0.18	0.21	0.22	0.22	0.26
ECM_7	0.17	0.18	0.21	0.22	0.23	0.26

* Во все ECM-модели включены факторы, повышающие точность прогнозов: прирост ЦО без лага и с лагом (-1), а также тренд. Соответственно, число моделей уменьшилось до 6.