



Научный журнал

ДЕНЬГИ И КРЕДИТ

RUSSIAN JOURNAL OF MONEY & FINANCE

Т. 85 № 1 | МАРТ 2026

• В НОМЕРЕ •

Факторы пересмотра цен фирмами: что говорят микроданные

Марья Нёма, Анна Новак,
Евгения Федорова, Андрей Шульгин

Инфляционные ожидания потребителей в России и США: гипотеза диагностических ожиданий

Дмитрий Новиков

Нарративы при формировании инфляционных ожиданий домохозяйств

Елизавета Звездина

Эконометрическая оценка ценового разрыва на первичном и вторичном рынках недвижимости

Янина Рощина, Анна Литвинова

Russian Journal of Money & Finance
ЖУРНАЛ «ДЕНЬГИ И КРЕДИТ»

Учредитель и издатель: Банк России

Главный редактор

Филипп Картаев, МГУ имени М. В. Ломоносова

Заместители главного редактора

Константин Стырин, Банк России, Российская экономическая школа

Надежда Иванова, Банк России, РАНХиГС

Генрих Пеникас, Банк России

Управляющий редактор

Ольга Кувшинова, Банк России

Заместитель управляющего редактора

Надежда Петрова, Банк России

Младший редактор

Нина Бодрова, Банк России

Контакты редакции:

Адрес: 107016 Россия, Москва, ул. Неглинная, 12

E-mail: journal@mail.cbr.ru

© **Центральный банк Российской Федерации, 2026**

Опубликованные в журнале работы распространяются по лицензии
Creative Commons Attribution 4.0 International License (CC BY).

Статьи, а также дополнительные материалы, предоставленные авторами,
доступны на сайте <https://rjmf.econs.online>

**Точка зрения и мнение авторов статей не являются официальной позицией
Банка России и могут не совпадать с ней.**

ISSN 0130-3090 (Print); ISSN 2712-8350 (Online);
ISSN 2618-6799 (Print English); ISSN 2712-8369 (Online English)

Russian Journal of Money & Finance

ЖУРНАЛ «ДЕНЬГИ И КРЕДИТ»

т. 85 № 1, МАРТ 2026

СОДЕРЖАНИЕ

Денежно-кредитная политика

- Факторы пересмотра цен фирмами: что говорят микроданные
*Марья Нёма, Анна Новак,
Евгения Федорова, Андрей Шульгин* 3
- Инфляционные ожидания потребителей в России и США: гипотеза
диагностических ожиданий
Дмитрий Новиков 35
- Нарративы при формировании инфляционных ожиданий домохозяйств
Елизавета Звезда 63

Статистические методы

- Эконометрическая оценка ценового разрыва на первичном
и вторичном рынках недвижимости
Янина Рощина, Анна Литвинова 95

Все статьи номера доступны на сайте <https://rjmf.econs.online>



Журнал «Деньги и кредит» – научное рецензируемое издание Банка России.
С 2018 г. выпускается ежеквартально на русском и английском языках.

Основан в 1938 г. на базе издававшегося с 1927 г. бюллетеня Госбанка.
Журнал не выходил с середины 1941 г. по 1946 г.

Журнал «Деньги и кредит» включен в Перечень рецензируемых научных изданий
Высшей аттестационной комиссии, в Российский индекс научного цитирования,
в Russian Science Citation Index.

Журнал «Деньги и кредит» зарегистрирован Федеральной службой по надзору
в сфере связи, информационных технологий и массовых коммуникаций (Роскомнадзор).
Свидетельство о регистрации ПИ № ФС 77-74351 от 30.11.2018.

Информация для авторов:
<https://rjmf.econs.online/information>;
<https://rjmf.econs.online>

Факторы пересмотра цен фирмами: что говорят микроданные¹

Марья Нёма, Банк России

marya.nema.iv@gmail.com

Анна Новак, Банк России

ananova7@gmail.com

Евгения Федорова, Банк России

geyn@inbox.ru

Андрей Шульгин, Банк России

andrei.shulgin@gmail.com

Исследование посвящено анализу ценообразования российских фирм на основе данных мониторинга предприятий Банка России за 2002–2022 гг. Для оценки используется мультиномиальная логистическая модель (MLogit) со спецификацией, адаптированной под российские реалии, которая позволяет учитывать как временные эффекты, так и влияние состояния фирм и экономики на изменения цен. В работе рассматриваются микропеременные – издержки, спрос, финансовое положение, ожидания фирм, – а также макропеременные, включая инфляцию, валютный курс и деловую активность. Выявлено, что реакция фирм на факторы повышения и снижения цен оказывается асимметричной, а жесткость цен зависит от отрасли, региона и текущих экономических условий, при этом отраслевые различия проявляются сильнее, чем региональные. Полученные результаты показывают связь частоты и направленности ценовых изменений с совокупностью внутренних и внешних факторов, а также подтверждают, что для понимания механизмов ценообразования важно учитывать как временную компоненту (time-dependent), так и компоненту, зависящую от состояния (state-dependent).

Ключевые слова:

жесткость цен, ценообразование,

мультиномиальная

логит-модель, мониторинг

предприятий, микроданные

JEL Codes: E30, E31, L11

Цитирование: Nema, M., Novak, A.,

Fedorova, E. and Shulgin, A. (2026).

Factors Impacting Price Revision by

Firms: Evidence from Microdata.

Russian Journal of Money and Finance,

85(1), pp. 3–34.

¹ Настоящая статья отражает личную позицию авторов. Содержание и результаты данного исследования не следует рассматривать, в том числе цитировать в каких-либо изданиях, как официальную позицию Банка России или указание на официальную политику либо решения регулятора. Любые ошибки в данном материале являются исключительно авторскими.

1. Введение

В моделях рыночного равновесия цена определяется спросом и предложением на рынке, при этом в реальной жизни цены на товары и услуги могут не сразу и не полностью подстроиться под рыночные изменения. Тот факт, что цены не мгновенно подстраиваются под оптимальный уровень, то есть являются жесткими², рассматривается как одно из ключевых несовершенств подстройки экономики к различным шокам (Carvalho, 2006). Осознание факта жесткости цен стало толчком к развитию современной макроэкономики (Keynes, 1937; Ball and Mankiw, 1994), а также современного активистского подхода к проведению денежно-кредитной политики. Модели ценовой жесткости (Rotemberg, 1982; Calvo, 1983) входят в ядро моделей общего равновесия, которые применяют как теоретики, так и практики. Банк России также использует в своем анализе структурные и полуструктурные модели, в которых требуется параметризация жесткости цен. В зависимости от спецификации моделей такая параметризация может потребоваться в том числе в региональном и отраслевом разрезе (Nelyubina, 2021; Kryzhanovsky and Zykov, 2022). Исследование жесткости цен помогает обогатить макроэкономический анализ пониманием того, когда трансмиссия шоков может ускориться или замедлиться, что выходит за рамки стандартных линеаризованных динамических стохастических моделей общего равновесия (Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE; Nakamura and Steinsson, 2010; Costain and Nakov, 2019; и др.).

Мы вносим вклад в качественное понимание механизма трансмиссии шоков, уделяя внимание как временным (time-dependent), так и зависящим от состояния (state-dependent) компонентам ценообразования. Для этого мы применяем мультиномиальную логистическую модель по спецификации Dixon and Grimme (2022), используя микроданные мониторинга предприятий Банка России. В отличие от Dixon and Grimme (2022) мы включаем в нашу модель региональные дамми-переменные, отраслевые дамми-переменные по более широкому составу отраслей, а также макропеременные: валютный курс и индекс бизнес-климата (ИБК). Это позволяет нам анализировать вклад региональной и отраслевой неоднородности в процесс ценообразования, а также учесть существенные макрофакторы российской инфляции.

Мы выявили статистически значимую, хотя и ограниченную по масштабу влияния, региональную и секторальную гетерогенность процессов ценообразования. Региональная гетерогенность проявляется достаточно слабо: для ряда регионов мы зафиксировали отличия жесткости цен от среднего по России уровня. Эти результаты можно использовать как источник априорной информации для оценки и калибровки региональных моделей общего равновесия. Секторальная гетерогенность проявляется сильнее. Мы обнаружили меньшую вероятность коррекции цен в отраслях «строительство» и «транспорт». В отрасли «торговля» цены повышаются чаще, чем в среднем по экономике, а в отрасли «сельское хозяйство», напротив, сравнительно чаще наблюдается снижение цен.

² Эмпирические оценки степени жесткости цен в экономике начали появляться, когда национальные статистические службы сделали доступными исследователям масштабные наборы микроданных, используемых для расчета индексов потребительских цен (ИПЦ). См., например, Bils and Klenow (2004) для США, Baharad and Eden (2004) для Израиля, Dhynes et al. (2006) для еврозоны. До этого исследования жесткости проводились для отдельных отраслей (подробный обзор таких исследований см. у Levy, 2007).

Проведенный нами анализ позволил выявить несколько аспектов ценообразования, выходящих за рамки упрощенных моделей, использующихся в DSGE-моделировании (Rotemberg, 1982; Calvo, 1983). Во-первых, установлена асимметричность реакции фирм на факторы повышения и понижения цен. Фирмы значительно реже снижают цены, чем повышают их, но сам по себе этот факт еще не означает асимметричности ценообразования: 1) ценообразование российских фирм происходит на фоне волатильной инфляции, а значит, коррекцию цен в ответ на снижение издержек фирма может производить не только путем снижения цен, но и за счет оставления их неизменными в течение длительного времени или даже за счет более скромного роста цен в будущем; 2) индексация цен на уже произошедшую инфляцию значительно увеличивает вероятность повышения цены по сравнению с вероятностью понижения. Однако мы обнаружили различные эффекты асимметрии в реакции растущих и падающих цен на факторы. Например, ИБК оказывает прямое влияние на вероятность повышения цен и обратное – на вероятность снижения, при этом отличается и степень воздействия: вероятность роста цен сильнее реагирует на изменение ИБК, чем вероятность снижения.

Во-вторых, анализ показывает статистически значимую зависимость вероятности коррекции цены как от макроэкономических переменных, так и от микрофакторов со стороны фирмы. С точки зрения временной (time-dependent) компоненты ценообразования вероятность повышения цены оказывается выше, если фирма повышала цены в предыдущий месяц. Мы полагаем, что таким образом проявляет себя эффект постепенной подстройки цен к новому равновесному уровню (например, постепенная индексация цен). С точки зрения компоненты ценообразования, зависящей от состояния (state-dependent), имеют значение микрофакторы, то есть изменение издержек, спроса или финансового состояния фирмы. Это нелинейные эффекты ценообразования, которые свидетельствуют о том, что ценообразование становится более гибким, когда происходят сильные шоки, влияющие на фирму. Ситуация с агрегированными переменными аналогична: годовая инфляция, валютный курс и ИБК также влияют на вероятность коррекции цен всей совокупности фирм, что усиливает трансмиссию в цены в момент сильных агрегированных шоков.

Далее работа структурирована следующим образом. В Разделе 2 приведен обзор литературы. Раздел 3 содержит описание данных мониторинга предприятий Банка России, а также используемых макропоказателей. В Разделе 4 описаны полученные результаты, Раздел 5 посвящен проверке их устойчивости. В Разделе 6 подведены итоги исследования.

2. Обзор литературы

Теоретические модели жесткости цен делятся на две основные группы: модели, основанные на временной зависимости (time-dependent pricing models), и модели, основанные на зависимости от состояния экономики (state-dependent pricing models)³.

³ Обзор теоретических подходов к моделированию жесткости цен и методов ее оценки как на микро-, так и на макроданных см. в работе Божечковой и др. (2020).

Модели, основанные на временной зависимости, предполагают, что фирмы изменяют цены с некоторой периодичностью. Основоположниками этого направления являются Taylor (1979, 1980) и Calvo (1983). Taylor (1979, 1980) предложил модель с фиксированными временными интервалами, в которой фирмы пересматривают цены через определенные периоды. Calvo (1983) разработал стохастическую модель, в которой вероятность изменения цены в любой момент времени фиксирована. Модели ценообразования, зависящего от времени, опираются на теорию контрактов (Fischer, 1977; Barro, 1977), согласно которой наличие долгосрочных и фиксированных соглашений между экономическими агентами закрепляет уровни цен на определенный срок, формируя номинальные жесткости и ограничивая скорость адаптации цен к изменяющейся внешней среде. Мотивом таких соглашений выступает стремление компаний стабилизировать будущий объем продаж, формируя долгосрочные отношения с потребителями и снижая риск их переключения на альтернативных продавцов. Для покупателей фиксированные цены снижают транзакционные издержки, включая временные затраты на поиск более выгодных предложений. Важность контрактов с фиксированной ценой для объяснения ценовой жесткости российских фирм, например, отмечается в работе Карловой и др. (2017).

Модели, основанные на состоянии экономики, предполагают, что фирмы меняют цены в зависимости от различных экономических факторов, сопоставляя выгоды от корректировки с издержками на изменение цены. Rotemberg (1982) предложил модель, в которой издержки предполагаются пропорциональными квадрату изменения цены (quadratic price adjustment costs) и фирмы оптимизируют цены с учетом этих издержек. Mankiw (1985) ввел концепцию так называемых издержек меню (фиксированных издержек корректировки цен, связанных, например, с обновлением каталогов или ценников) и показал, что даже небольшие издержки на изменение цен могут привести к значительной ценовой жесткости и, следовательно, к неэффективному реагированию экономики на изменения в денежно-кредитной политике. Это объяснение жесткости цен помогает понять, почему цены не всегда быстро корректируются в ответ на изменения спроса или предложения, что, в свою очередь, может усиливать и удлинять бизнес-циклы.

Современные исследователи, например Karadi et al. (2025), развивают этот подход, рассматривая оптимальную денежно-кредитную политику в условиях нелинейной кривой Филлипса. Авторы подчеркивают, что адаптация политики к нелинейным эффектам трансмиссии позволяет смягчить последствия шоков и повысить эффективность макроэкономического управления.

Помимо рассмотренных выше теорий в литературе предлагаются и другие объяснения ценовой жесткости. Так, на решение о корректировке цен влияет поведение конкурентов: Blinder et al. (1998) описывают это как «следование за толпой». После существенного изменения экономических условий фирма может быть заинтересована в корректировке цен, однако такой шаг рационален лишь в том случае, если аналогичные действия предпринимают другие участники рынка, что побуждает ее ожидать инициативы со стороны конкурентов и сохранять текущие цены. Кроме того, психологически покупатели склонны воспринимать определенные ценовые уровни как привлекательные (Kashyap, 1995), и их превышение может вызвать непропорциональное снижение спроса. В связи с этим фирмы часто откладывают корректировку цен до появления значимых факторов, оправдывающих переход к следующей

психологической отметке. При этом снижение цены может служить для потребителей сигналом об ухудшении качества товара, поэтому фирмы избегают таких шагов (Stiglitz, 1987). Наконец, теория ценообразования, основанная на издержках (Basu, 1995), предполагает, что цены остаются стабильными при неизменности затрат, поскольку ценовые решения фирм зависят от стоимости используемых ресурсов.

Гибридные модели объединяют элементы как временной зависимости (time-dependent pricing), так и зависимости от состояния (state-dependent pricing), предполагая, что фирмы могут менять цены с определенной вероятностью, но при этом сталкиваются с издержками меню. Это позволяет моделировать более сложное и реалистичное поведение фирм при установлении цен (Woodford, 2003). В работе Dotsey et al. (1999) основное внимание уделяется тому, как фирмы адаптируют цены в зависимости от изменений инфляции, процентных ставок и других макроэкономических факторов. Nakamura and Steinsson (2010) разработали модель, в которой фирмы выбирают оптимальные моменты для изменения цен с учетом как регулярных пересмотров, так и неожиданных экономических шоков.

Одна из наиболее известных DSGE-моделей, использующая модель Кальво для описания жесткости цен, – модель Smets and Wouters (2003, 2007). В работах Smets and Wouters (2003, 2007) предполагается, что цены обновляются в среднем каждые четыре квартала. Это соответствует значению параметра θ около 0,75, что означает, что каждый квартал свои цены меняет около 25% фирм. Подобные допущения широко используются и в других теоретических моделях. Например, в работе Christiano et al. (2005) также предполагается, что цены обновляются в среднем каждые три-четыре квартала. В модели Galí and Gertler (1999) средний период обновления цен составляет от четырех до пяти кварталов. Эти теоретические предположения основаны на идее о том, что изменение цен связано с издержками и поэтому фирмы обновляют цены нечасто.

В DSGE-моделях для России параметр жесткости цен (часто по Кальво) калибруется или оценивается на основе значений из зарубежных исследований либо априорных предположений, отражающих специфику российской экономики. Например, в работе Полбина и Дробышевского (2014) параметр жесткости задается таким образом, чтобы средняя продолжительность контракта составляла три квартала. В работе Шульца и Ощепкова (2016) параметр жесткости соответствует 5 месяцам, чтобы отразить возможность российских компаний быстро изменять (в первую очередь повышать) цены. Malakhovskaya and Minabutdinov (2013) при оценке модели получили ожидаемую продолжительность периода неизменности номинальной цены в 8 месяцев. Оценки, полученные в работе Шульгина (2014), указывают на среднюю продолжительность периода стабильности номинальной цены около 7 месяцев, что говорит о существенно большей гибкости цен в российской экономике по сравнению с первоначальными предположениями.

Эмпирические исследования жесткости цен на различных источниках данных (официальная статистика, опросы компаний, данные контрольно-кассовой техники, мониторинг интернет-магазинов) свидетельствуют, что цены могут быть существенно более гибкими, чем предполагалось в теоретических моделях.

Исследования на основе данных статистических органов часто используют обширные и репрезентативные выборки, что позволяет получить более точную картину жесткости цен в экономике. Например, Bills and Klenow (2004), анализируя данные

Бюро статистики труда (Bureau of Labor Statistics, BLS) США, выяснили, что средний интервал между изменениями цен составляет 4,3 месяца, что значительно меньше предполагаемых в большинстве теоретических моделей периодов. Эти выводы подтвердили Nakamura and Steinsson (2008). Dhyne et al. (2006) в исследовании на данных потребительских цен по девяти странам еврозоны обнаружили, что цены обновляются с разной частотой в разных странах и для разных категорий товаров, в среднем интервал между изменениями составляет 13 месяцев.

Данные контрольно-кассовой техники и чеки обеспечивают детальную информацию о динамике цен на уровне отдельных транзакций, что позволяет проводить более точный анализ жесткости цен. Eichenbaum et al. (2011), исследуя данные чеков розничных сетей США, выявили, что крупные ритейлеры меняют цены гораздо чаще, чем это отражено в официальных статистических данных. Dutta et al. (1999) в исследовании на основе данных сканирования кассовых аппаратов супермаркетов выявили, что частота изменения цен значительно зависит от типа товара, причем более частые изменения наблюдаются для скоропортящихся продуктов. Мониторинг цен в супермаркетах проводит и Банк России (Хабибуллин и Яковлева, 2019).

Мониторинг цен в интернет-магазинах предоставляет современные и детализированные данные, позволяя анализировать жесткость цен в онлайн-торговле. Например, Cavallo (2017) использовал данные онлайн-цен из нескольких крупных интернет-магазинов в США и показал, что онлайн-цены изменяются гораздо чаще, чем офлайн-цены, что связано с более высокой конкуренцией и меньшими затратами на изменение цен в интернете. Джаохадзе и Синельникова-Мурьева (2024) при анализе ежедневных детализированных микроданных о ценах онлайн-ритейлеров с сентября 2020 г. по май 2023 г. обнаружили, что цены изменялись с периодичностью от одной до четырех недель. Это согласуется с результатами более ранней работы Божечковой и Евсеева (2020), согласно которым средний период неизменности цен составляет 19,5 дня.

Полезную информацию о причинах и частоте изменения цен дают опросы компаний. В классическом исследовании Blinder et al. (1998) авторы опросили более 200 компаний в США, чтобы выяснить, как часто и почему они меняют цены. Результаты показали, что большинство компаний изменяют цены один раз в год или реже, ссылаясь на издержки меню и неуверенность в реакции конкурентов. Fabiani et al. (2005) при анализе данных опросов компаний в еврозоне выяснили, что средняя частота изменения цен варьируется в зависимости от сектора и страны, но в целом компании изменяют цены не чаще чем раз в год, часто ссылаясь на контрактные обязательства и регулирование цен.

С учетом индивидуальных эффектов компаний основным ограничением для построения микроэкономических моделей является нехватка данных о динамике цен и ценовых ожиданиях. Эмпирические исследования в различных странах показывают, что наиболее эффективным подходом является комбинирование моделей ценообразования, зависящего от временных факторов, и моделей, в которых ценообразование зависит от состояния экономики. В работе Lein (2010), использующей данные ежеквартального опроса швейцарских компаний за 1984–2007 гг. и логит-модели, показано, что факторы, зависящие от состояния экономики, играют более важную роль в принятии решений об изменении цен, чем временные факторы. Dixon and Grimme (2022) в исследовании на данных опросов компаний в экономике Германии

обнаружили, что снижение цен можно объяснить временными паттернами, тогда как рост цен лучше всего объясняется сочетанием временных факторов и экономического состояния конкретной компании.

Среди российских исследований жесткости цен на основе микроданных можно отметить опрос, проведенный Банком России в 2016 г. среди 500 предприятий обрабатывающей промышленности и сельского хозяйства. Согласно его результатам, 45% компаний пересматривают цены с определенной периодичностью, а 41% – в зависимости от экономических условий, при этом средняя частота изменения цен – около двух раз в год (Карлова и др., 2017, 2020).

Интересным примером служит использование ежемесячных конъюнктурных опросов Банка России, содержащих информацию о факторах ценообразования. Эти данные позволяют проводить детализированный анализ и моделировать поведение компаний с учетом индивидуальных характеристик, что является важным шагом в понимании механизмов ценообразования и жесткости цен в российской экономике. Более подробное описание данных приведено в Разделе 3.

3. Данные

В этом разделе мы обсуждаем данные мониторинга предприятий и макроданные, которые используем для анализа факторов изменения цен фирмами.

3.1. Микроданные

Банк России с 2000 г. на ежемесячной основе проводит конъюнктурные опросы предприятий нефинансового сектора (мониторинг предприятий)⁴. Эти опросы представляют собой выборочное наблюдение за деятельностью предприятий, что позволяет получить качественные оценки экономической ситуации от непосредственных участников рынка, включая мнения о динамике ключевых показателей, влияющих на деятельность предприятий. Таким образом, конъюнктурные опросы не только дополняют данные официальной статистики, но и предоставляют возможность анализа на микроуровне.

Идея проведения конъюнктурных опросов зародилась в Германии в 1949 г. в Институте IFO (Институт экономических исследований в Мюнхене) в ответ на недостаток статистических данных в послевоенный период и необходимость ускорения сбора экономических показателей. Впоследствии подобные опросы начали проводить и в других странах, что привело к потребности в межстрановой сопоставимости результатов и гармонизации методик проведения опросов. В России первые конъюнктурные опросы, основанные на европейской гармонизированной программе, были проведены в 1992 г. Институтом экономической политики имени Е. Т. Гайдара среди промышленных предприятий (Цухло, 2018).

За время проведения конъюнктурных опросов Банком России была сформирована уникальная база данных, обладающая рядом преимуществ, таких как длительный период наблюдения и возможность формирования подвыборок по отраслевому, категориальному и территориальному признакам. Выборка фирм, участвующих

⁴ См. <https://www.cbr.ru/dkp/mp/>

в мониторинге, отражает структуру российской экономики: промышленное производство (более 25% участников за весь период); торговля оптовая и розничная (более 20%); услуги (более 20%); сельское хозяйство, строительство, транспортировка и хранение (остальные). В разрезе федеральных округов выборка распределена следующим образом: Центральный федеральный округ – более 20%; Северо-Западный, Южный, Сибирский, Приволжский федеральные округа – 10–15% каждый; Северо-Кавказский, Уральский, Дальневосточный федеральные округа – около 10%⁵.

Выборка респондентов представляет собой несбалансированную панель и остается относительно стабильной по количеству предприятий, входящих в нее. Однако с учетом добровольного характера участия в опросах состав выборки меняется как за счет привлечения новых участников, так и за счет выбытия фирм, например, по причине ликвидации предприятия или отказа от дальнейшего участия в опросах. Также со временем может изменяться основной вид деятельности предприятия по Общероссийскому классификатору видов экономической деятельности (ОКВЭД). Кроме того, с учетом того что у предприятия может быть несколько кодов ОКВЭД, респонденты могут заполнять анкеты и по вспомогательным кодам ОКВЭД. В результате, чтобы комбинация «отчетный период – предприятие» была уникальной, в исследовании мы используем только анкеты, представленные по коду ОКВЭД, который предприятие указывало в большинстве периодов опроса.

Конъюнктурная анкета мониторинга предприятий Банка России содержит 13 закрытых вопросов об изменении показателей экономического состояния предприятия за текущий месяц (состояние улучшилось, не изменилось или ухудшилось)⁶. Анкета также включает вопросы об ожидаемом изменении цен и спроса на продукцию предприятия, а также об изменении объема товарооборота в ближайшие три месяца (увеличится, уменьшится, не изменится). Данные опросов представляют собой качественную информацию в закодированном виде, однако для дальнейшего анализа часто требуется переход к количественным показателям. Для этого рассчитывается баланс ответов, который определяется как разница между долями ответов, свидетельствующих об увеличении и снижении показателя. Баланс ответов варьируется в диапазоне от -100 до 100. Обработанные данные и производные показатели в агрегированном виде регулярно публикуются на официальном сайте Банка России⁷.

В настоящем исследовании мы используем первичную базу данных ответов предприятий на вопросы, касающиеся текущих изменений, а также ожиданий относительно дальнейшей динамики показателей в ближайшие три месяца за период с января 2002 г. по декабрь 2022 г. (21 год). В начальный период среднее количество фирм-участников составляло около 12 600, к концу периода оно увеличилось до 14 000, при этом в выборке сохранилось 3,5% первоначальных участников. В общей сложности в мониторинге за весь период принимало участие около 50 000 фирм. Средняя продолжительность участия фирмы в опросах – 72 месяца (6 лет), медианное значение – 47 месяцев (4 года). Только один раз участвовали в мониторинге 1,9% предприятий, тогда как 1,1% фирм заполняли анкеты ежемесячно в течение всего анализируемого периода.

⁵ См. методологию мониторинга: https://www.cbr.ru/Content/Document/File/130872/mm_br.pdf

⁶ Пример конъюнктурной анкеты предприятия: https://www.cbr.ru/Collection/Collection/File/25708/ka_t.pdf

⁷ См. https://cbr.ru/Content/Document/File/135603/mp_survey_data.xlsx

В Табл. 1 приведены вопросы анкеты, ответы на которые используются в дальнейшем анализе. Основным является вопрос о том, меняла ли фирма цену в текущем периоде и если меняла, то в каком направлении: повышала или снижала. Для учета возможных асимметричных эффектов мы рассматриваем два варианта зависимой переменной: изменение цены фирмой и повышение/понижение цены. Отметим, что анкета не содержит информации о том, на сколько процентов фирма изменила цену, поэтому отделить, например, индексацию цены на инфляцию от других случаев повышения цен не представляется возможным.

Для обеспечения сопоставимости результатов с исследованием Dixon and Grimme (2022) в набор переменных включены ответы на вопросы об оценке экономического положения предприятия, спроса на товары или услуги и ожидания изменения цен в ближайшие три месяца. Для учета влияния шоков предложения используются ответы на вопрос о том, изменились ли издержки фирмы за последний месяц (Lein, 2010)⁸. Bachmann et al. (2019) и Dixon and Grimme (2022) показали, что волатильность экономических условий на уровне фирмы оказывает влияние на решение относительно пересмотра цен. Следуя их подходу, мы строим ошибки ожиданий относительно будущих цен, спроса и объемов производства, рассчитанные на основе вопросов анкеты об ожидаемом и фактическом изменении этих показателей (вопросы 6 и 7 в Табл. 1). В качестве меры волатильности используется стандартное отклонение ошибок ожиданий фирмы, рассчитанное на основе скользящего окна (подробнее см. в Разделе 3.3).

В конъюнктурной анкете вопрос об изменении издержек предполагает ответ относительно изменения общих издержек, что не позволяет сделать однозначный вывод о том, увеличились или уменьшились удельные издержки предприятия в текущем периоде. Поэтому в качестве объясняющей переменной в модель мы включаем изменение общих издержек условно на изменение объемов производства и только для случаев, когда мы можем однозначно определить их рост или снижение (см. Табл. 2).

Таблица 1. Вопросы конъюнктурной анкеты, на основе ответов на которые сформированы переменные модели

№	Вопрос	Варианты ответов		
		Снизилась	Не изменились	Повысились
1	Как изменились цены на готовую продукцию?	Снизилась	Не изменились	Повысились
2	Как вы оцениваете экономическое положение вашего предприятия?	Плохое	Удовлетворительное	Хорошее
3	Как вы оцениваете изменение объема производства?	Уменьшился	Не изменился	Увеличился
4	Как изменились издержки производства?	Уменьшились	Не изменились	Увеличились
5	Как изменился спрос на продукцию предприятия?	Уменьшился	Не изменился	Увеличился
6	Как изменится в следующие 3 месяца объем производства продукции?	Уменьшится	Не изменится	Увеличится
7	Как изменится в следующие 3 месяца спрос на продукцию?	Уменьшится	Не изменится	Увеличится
8	Как изменятся в следующие 3 месяца цены на готовую продукцию предприятия?	Уменьшатся	Не изменятся	Увеличатся

Источник: составлено авторами

⁸ Dixon and Grimme (2022) используют расчетный показатель, так как опросы Института IFO не содержат вопроса об издержках.

Таблица 2. Соотношение общих издержек, объемов производства и удельных издержек

Изменение общих издержек	Изменение объема производства		
	увеличился	не изменился	уменьшился
Увеличились	?	↑	↑
Не изменились	↓	0	↑
Уменьшились	↓	↓	?

Примечание: ↑ – удельные издержки увеличились, ↓ – уменьшились, 0 – не изменились, ? – направление изменения неоднозначно.

Источник: составлено авторами

3.2. Макроданные

Для того чтобы проанализировать влияние макроэкономической информации на принятие решений об изменении цен фирмами, в набор переменных включены показатели инфляции, деловой активности и валютного курса. Мы рассматриваем два показателя инфляции на основе ИПЦ Росстата: годовую (г/г) инфляцию и сезонно сглаженную месячную аннуализированную (м/м SAAR) инфляцию. Такая структура в отличие от использования, например, 12 лагов месячной инфляции (то есть значений инфляции за предыдущие 12 месяцев как отдельных регрессоров) лучше отражает процесс получения и анализа информации руководством предприятий (Dixon and Grimme, 2022). Увеличение общей инфляции приводит к уменьшению относительной стоимости продукции фирмы на рынке, что, в свою очередь, увеличивает вероятность пересмотра фирмой своих цен. В то же время рост общей деловой активности приводит к увеличению загрузки производственных мощностей, что создает стимулы для повышения цен.

В качестве индикатора изменения деловой активности мы используем сводный ИБК Банка России, основанный на данных мониторинга предприятий. ИБК рассчитывается как среднее геометрическое балансов ответов по производству и спросу (текущие оценки и ожидания на три месяца). Положительное значение ИБК означает преобладание позитивных оценок текущей ситуации над негативными, что указывает на благоприятные условия для ведения бизнеса. Отрицательное значение сводного ИБК Банка России означает, напротив, преобладание негативных оценок⁹.

Исследования, такие как Auer et al. (2021), показывают, что изменения валютного курса могут быть значимыми факторами ценообразования в странах с высокой степенью открытости экономики. Для учета влияния изменения валютного курса мы включаем в модель логарифм темпа роста курса доллара США к рублю на конец месяца, предшествующего месяцу опроса. Макроэкономические переменные включены в модель с лагом 2 месяца, чтобы отразить информационный лаг, а также для того чтобы избежать возможных проблем, связанных с эндогенностью. Коэффициент корреляции между показателями инфляции в месячном и годовом выражении составляет 35%, корреляция ИБК с годовой инфляцией – 20%. Коэффициенты парной корреляции между прочими объясняющими макропеременными не превышают по модулю 12%. Следовательно, на основании

⁹ См. <https://www.cbr.ru/analytics/dkp/monitoring/>

формального критерия можно заключить, что проблема мультиколлинеарности в дальнейшем не будет проявляться в моделях.

Для учета возможной отраслевой гетерогенности фирм мы включаем в модель дамми-переменные для секторов производства, сельского хозяйства, торговли, транспорта и услуг. Сезонность цен контролируется с помощью дамми-переменных для месяцев. Кроме того, мы добавляем дамми-переменные для институциональных и макроэкономических шоков: глобального финансового кризиса (июль 2008 г. – декабрь 2009 г.), валютного кризиса (октябрь 2014 г. – июнь 2015 г.), пандемии (апрель – сентябрь 2020 г.), повышения НДС с 18 до 20% в январе 2019 г., резкого ускорения инфляции в январе 2011 г. и шока февраля – марта 2022 г. (далее – специальные дамми-переменные).

3.3. Обсуждение данных

На Рис. 1а приведены результаты опросов предприятий об изменении цен: доля фирм, сообщивших об изменении цен, а также доли ответов об увеличении и о снижении цен. Данные охватывают период с января 2002 г. по декабрь 2022 г. (252 месяца наблюдений). Для оценки репрезентативности выборки мониторинга мы сравниваем баланс ответов об изменении цен (доля фирм, повысивших цены, за вычетом доли снизивших цену в месяц проведения опроса) с годовым темпом прироста ИПЦ (Рис. 1б). Коэффициент корреляции этих рядов составляет 0,5.

Визуальный анализ показывает, что частота корректировок цен возрастает в периоды нестабильности. Кроме того, на Рис. 1 заметно наличие сезонных эффектов в изменениях цен, причем это характерно как для случаев повышения, так и для случаев снижения цен фирмами.

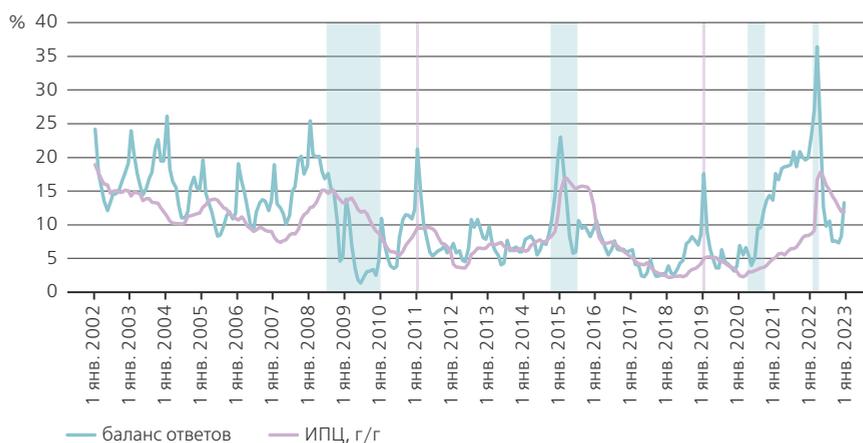
В Табл. 3 приведены данные о средней за время наблюдений доле фирм, сообщавших об изменении цен в месяц проведения опроса, в разных странах (Россия, Германия, Франция, Великобритания и США). Отметим, что в России доля фирм, изменявших цены (20,6%), выше, чем в других странах, при этом доля фирм, которые повышали цены в типичном месяце, достигает 16,5%, а доля фирм, снижавших цены, составляет лишь 4,2% (самый низкий показатель среди сравниваемых стран).

Таблица 3. Доля фирм, изменивших цены (среднее значение за период)

Период	Россия	Германия*	Франция*	Великобритания	США
	2002–2022	1980–2017	1996–2005	1996–2014	1988–2011
Доля фирм, изменивших цены	0,206 (0,063)	0,171 (0,045)	0,186 н/д	0,149 (0,048)	0,150 (0,026)
Доля фирм, повысивших цены	0,164 (0,063)	0,096 (0,054)	0,109 н/д	0,097 (0,037)	0,085 (0,027)
Доля фирм, снизивших цены	0,042 (0,017)	0,075 (0,038)	0,077 н/д	0,052 (0,024)	0,065 (0,019)

Примечание: в скобках указаны стандартные отклонения. Для стран, отмеченных *, данные относятся только к производственному сектору; н/д – нет данных.

Источник: для России – расчеты авторов; для других стран – Dixon and Grimme (2022), Dixon et al. (2020), Loupias and Sevestre (2013), Zhou (2012)

Рисунок 1. Частота изменений цен фирмами**а) доля фирм, сообщивших об изменении цен****б) баланс ответов об изменении цен**

Примечание: голубой заливкой выделены кризисные периоды, включая финансовые кризисы, пандемию и макроэкономический шок февраля – марта 2022 г., сиреневым – институциональные и ценовые шоки (повышение НДС с января 2019 г. и ценовой шок января 2011 г.).

Источник: расчеты авторов

В Табл. 4 представлены данные по инфляции в 2002–2022 гг. в России, Германии, Франции, Великобритании и США. Можно видеть, что среднее значение и стандартное отклонение российской инфляции превосходят показатели других стран в среднем в 4 и 3 раза соответственно. Здесь следует отметить гипотезу асимметричной корректировки цен *rockets and feathers* (Bacon, 1991), согласно которой вероятность повышения фирмами цен в ответ на рост себестоимости больше, чем вероятность снижения ими цен при снижении издержек. Асимметрия

ценовой адаптации подтверждена на данных европейских стран, США (Bacon, 1991; Peltzman, 2000; Asane-Otoo and Dannemann, 2019), однако при исследовании ценообразования в России необходимо учитывать специфичную инфляционную среду. Ценовые решения российских фирм принимаются в условиях высокой неопределенности. В результате вероятность снижения цен существенно ограничена: снижение издержек может отражаться не в снижении цен, а в их замораживании на прежнем уровне или в более умеренном росте в будущем. Такой характер ценообразования может рассматриваться как специфичный механизм ценовой гибкости в инфляционной экономике.

Таблица 4. Средняя инфляция в разных странах в 2002–2022 гг., %

	Россия	Германия	Франция	Великобритания	США
Инфляция	8,91	1,96	1,71	2,57	2,54
	(4,20)	(1,46)	(1,19)	(1,58)	(1,86)

Примечание: в скобках указаны стандартные отклонения.

Источник: расчеты авторов, Росстат, BLS, FRED, Deutsche Bundesbank

3.4. Расчет ошибки прогноза

В данных мониторинга предприятий Банка России содержится информация как о текущих оценках респондентов цен, спроса и производства, так и об ожиданиях относительно их дальнейшей динамики в последующие три месяца. Данные по ожиданиям являются ориентиром для участников рынка при принятии решений, а также могут использоваться в краткосрочных прогнозных моделях. В работе Vavra (2014) показано, что для моделирования динамики инфляции важно понимать, влияют ли шоки волатильности на вероятность и направление изменения цен. Кроме того, возможное изменение гибкости цен из-за высокой волатильности, особенно во время рецессий, может повлиять на эффективность политики макроэкономической стабилизации. В своей модели Vavra (2014) подчеркивает два противоположных эффекта, которые волатильность может оказывать на стратегию фирм при изменении цен.

1. Эффект ожидания: фиксированные издержки, связанные с пересмотром цен (например, затраты на смену меню или административные расходы), побуждают фирмы к осторожности. В условиях высокой волатильности, когда будущие экономические условия неопределенны, фирмы могут предпочесть стратегию «подождать и посмотреть» – то есть откладывать пересмотр цен до тех пор, пока не появится больше ясности. Это связано с тем, что корректировка цен может оказаться неоптимальной, если экономические условия вскоре изменятся снова.
2. Эффект активной корректировки: при повышенной волатильности вероятность значительных экономических шоков увеличивается. В таких условиях фирмы могут чаще пересматривать свои цены, поскольку высокие колебания в спросе, издержках или других факторах оказывают давление на текущие ценовые стратегии. Более высокая волатильность делает изменение цен более целесообразным, так как издержки от удержания неподходящих ценовых уровней становятся выше.

В нашей работе оценки волатильности на уровне фирм включены в модель в качестве одной из переменных – показателя неопределенности. Стоит отметить, что работ, в которых бы проводилась оценка волатильности на уровне фирм, крайне мало. Это обусловлено отсутствием данных в разбивке по предприятиям с оценками их ожиданий. Аналогичная база есть у Института IFO. Расчет оценки волатильности на их данных выполнен в работе Bachmann et al. (2019). Их подход мы взяли за основу для проведения расчетов на данных мониторинга предприятий. Данный подход подразумевает расчет ошибки прогноза, основанный на сопоставлении данных по ожиданиям и оценкам фактической ситуации.

Предприятия предоставляют собственные оценки ожиданий (объемов производства, спроса и изменения цен) на следующие 3 месяца. Например, если отчетный месяц – январь, то фактические оценки даются за январь, а ожидания по динамике высказываются на февраль – апрель. Соответственно, для оценки точности прогноза необходимо сопоставить прогноз из отчета за январь и текущие оценки из отчетов за февраль, март и апрель. Таким образом, прогнозное значение одно, а фактических оценок – три.

Для сопоставления фактических оценок и ожиданий мы по аналогии с Bachmann et al. (2019) вводим дополнительную переменную $REALIZ_{i,t}$ для фактических оценок, которая вычисляется как сумма случаев увеличения показателя минус сумма случаев его уменьшения за 3 месяца прогнозного периода (подробнее см. Приложение А в онлайн-версии статьи). Эта переменная является базовой для расчета индикаторов, позволяющих оценить волатильность на уровне фирм.

Аналогично Bachmann et al. (2019) мы используем три таких индикатора: абсолютная ошибка прогноза $ABSFE_{i,t}$, стандартное отклонение ошибок прогноза в скользящем трехмесячном окне $STDFE_{i,t}$ и стандартное отклонение ошибки прогноза $FEDISP_{i,t}$. Абсолютная ошибка прогноза вычисляется как модуль ошибки прогноза. Стандартное отклонение ошибок прогноза в скользящем трехмесячном окне рассчитывается по формуле

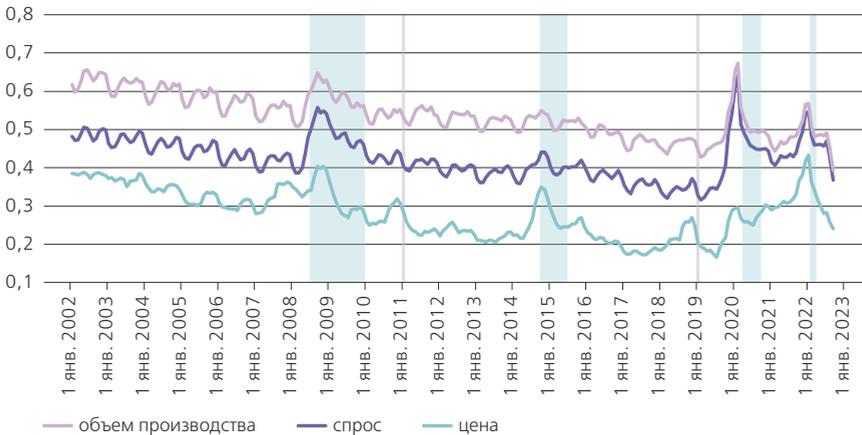
$$STDFE_{i,t} = \sqrt{\frac{1}{3} \sum_k (FE_{i,t+3+k} - \overline{FE}_{i,t+3})^2},$$

где t – момент формирования ожиданий, $\overline{FE}_{i,t+3}$ – среднее ошибок прогноза $FE_{i,t+3+k}$ по трехмесячному окну, $k = 0, 2$. Сначала для каждой фирмы на каждый момент t вычисляется среднее значение ошибки прогноза за 3 месяца, а затем вычисляется стандартное отклонение. Стандартное отклонение ошибки прогноза $FEDISP_{i,t}$ в отличие от двух других индикаторов рассчитывается либо только на уровне отдельных фирм (по идентификатору фирмы), либо только по всем фирмам на фиксированный момент формирования ожиданий.

В наибольшей степени с фактическими оценками совпадают ценовые ожидания, в наименьшей – ожидания по объему производства. То есть фирмы точнее предсказывают ценовые изменения и изменения спроса, чем фактический объем выпуска, что делает производственные ожидания ключевым источником неопределенности. Это обусловлено тем, что выпуск труднее корректировать, чем цены, вследствие чего фактический объем производства чаще отклоняется от ожиданий. Как следует из наших расчетов (см. Рис. 2), в кризисные периоды ошибка прогноза

существенно возрастает. Интересно, что в период пандемии изменение цен было ожидаемым и явных всплесков в ошибке прогноза по изменениям цен в этот период не наблюдается.

Рисунок 2. Стандартное отклонение ошибки прогноза фирм ($STDFE_{i,t}$)



Примечание: голубой заливкой выделены кризисные периоды, включая финансовые кризисы, пандемию и макроэкономический шок февраля – марта 2022 г., сиреневым – институциональные и ценовые шоки (повышение НДС с января 2019 г. и ценовой шок января 2011 г.).

Источник: расчеты авторов

4. Результаты

Для изучения факторов, влияющих на решение фирмы изменить цену, мы оцениваем вероятность трех взаимоисключающих исходов: сохранение цены на прежнем уровне, ее повышение и снижение. Так как сумма вероятностей всех исходов равна 1, мы рассматриваем решение сохранить цену в качестве базового сценария и оцениваем вероятность повышения или снижения цены. В качестве базовой модели используется мультиномиальная логит-модель, оцениваемая методом максимального правдоподобия, что позволяет напрямую определить вероятность изменения цен и выделить факторы, влияющие на решение повысить или снизить цену.

Мультиномиальная логит-модель фактически представляет собой метод классификации, который сопоставляет комбинации независимых переменных с конкретным исходом. При проверке устойчивости результатов (см. Раздел 5) мы также используем альтернативную модель упорядоченного выбора (ordered logit), которая применяется в случаях, когда значения зависимой дискретной переменной можно отранжировать, например при сравнении текущего уровня цены с оптимальной гибкой ценой. Однако при анализе изменений уровня цен такая упорядоченность не очевидна, поэтому мы выбрали более гибкий подход мультиномиальной логистической модели (по аналогии с Dixon and Grimme, 2022). Также в Разделе 5 и в Приложениях С и F рассматриваются отдельные логит-модели и модель упорядоченного выбора.

Мы оцениваем четыре спецификации модели. Все спецификации включают отраслевые, сезонные и другие дамми-переменные, перечисленные в Разделе 3.2. В Табл. 5 представлены средние эффекты для различных спецификаций модели. Спецификация 1 включает только макроэкономические переменные. Спецификация 2 дополнена лагами переменной, отражающей факт изменения цен фирмой, в 1–4, 6, 9 и 12 месяцев. В Спецификации 3 к макроэкономическим переменным добавлены микроданные, но спецификация не учитывает лаги переменной, отражающей факт изменения цен. В Спецификации 4 в дополнение к макропеременным используются как лаги переменной, отражающей факт изменения цен, так и микроданные.

Таблица 5. Результаты оценивания мультиномиальной логит-модели

Переменные	Спецификация							
	1		2		3		4	
	Цена ↓	Цена ↑	Цена ↓	Цена ↑	Цена ↓	Цена ↑	Цена ↓	Цена ↑
Инфляция, г/г	0,15***	0,58***	0,01	0,08***	0,08***	0,41***	-0,03***	0,09***
Инфляция, м/м SAAR	-0,01***	0,08***	-0,02***	0,04***	-0,00	0,01***	-0,01***	-0,01***
Валютный курс	0,00	0,15***	-0,01***	0,13***	-0,01***	0,14***	-0,01***	0,14***
ИБК	-0,07***	0,34***	-0,08***	0,25***	-0,04***	0,16***	-0,04***	0,14***
Неопределенность					0,27***	0,90***	0,13***	0,43***
Ожидание роста цены ($t - 1$)					-0,21***	17,8***	-1,97***	10,4***
Ожидание снижения цены ($t - 1$)					8,37***	3,93***	5,37***	-4,31***
Экономическое состояние фирмы плохое					1,64***	-2,78***	1,67***	-2,10***
Экономическое состояние фирмы хорошее					0,58***	3,96***	0,07	2,27***
Рост спроса					0,01	12,4***	-0,71***	9,23***
Снижение спроса					4,19***	-0,42**	3,39***	-1,32***
Рост удельных издержек					0,27***	8,02***	-0,21***	5,58***
Снижение удельных издержек					1,05***	-5,35***	0,96***	-3,80***
Временные лаги переменной, отражающей факт изменения цен	Нет		Да		Нет		Да	
Количество наблюдений	3 288 271		2 647 668		2 961 999		2 442 778	
Псевдо- R^2	0,0369		0,2262		0,1633		0,2951	

Примечание: в таблице представлены средние предельные эффекты и эффекты дамми-переменных, умноженные на 100. Стандартные ошибки кластеризованы по идентификаторам фирм. Уровни значимости: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Здесь и далее t обозначает календарный месяц принятия фирмой ценового решения. Агрегированные макроэкономические показатели включены в модель с лагом 2 месяца. Включены в модель, но не представлены в таблице константа, сезонные и специальные дамми-переменные, временные лаги переменной, отражающей факт изменения цен.

Источник: расчеты авторов

Отметим, что в качестве показателя временной зависимости используются лаги переменной, отражающей факт изменения цены. Более детальное разбиение ограничено структурой данных: цена остается неизменной в 79% наблюдений, повышения встречаются в 17% случаев, доля снижений составляет лишь 4%. В силу этого при анализе учитывается общий факт изменения цены в прошлых периодах без выделения отдельных последовательностей ценовой динамики.

Следует также отметить, что количество наблюдений в спецификациях различное, поскольку для их оценки необходимо наличие всех микроданных и временных

лагов, что сокращает объем выборки с 3,3 млн до 2,4 млн наблюдений. Для того чтобы избежать возможных искажений, мы протестировали модели на ограниченной (минимальной) выборке, и результаты оказались схожими.

При включении в модель только макроэкономических переменных (Спецификация 1) инфляция и деловая активность оказывают статистически значимое влияние, снижая вероятность сокращения цен и увеличивая вероятность их повышения. Рост валютного курса также увеличивает вероятность пересмотра цен вверх. Однако, несмотря на статистическую значимость коэффициентов, значение псевдо- R^2 оказывается очень низким.

Добавление лагов переменной, отражающей факт изменения цен (Спецификация 2), резко повышает значение псевдо- R^2 , но коэффициент при переменной годовой инфляции перестает быть значимым для снижения цен; ИБК остается значимым с небольшими изменениями коэффициентов. Валютный курс в этой спецификации влияет на вероятности как снижения цен, так и их повышения.

В Спецификации 3, в которой к макроэкономическим переменным добавлены микроданные, значение псевдо- R^2 чуть ниже, чем в Спецификации 2. Все микропеременные оказываются информативными для объяснения решений предприятий об изменении цен. Влияние макропеременных сохраняется, за исключением месячной инфляции – для случая снижения цены коэффициент при этой переменной оказывается незначим.

В Спецификации 4, включающей одновременно макроэкономические показатели, переменные, описывающие индивидуальные характеристики фирм, а также лаги переменной, отражающей факт изменения цен, значение псевдо- R^2 оказывается наибольшим. Влияние макро- и микропеременных слабее, чем в Спецификации 3, при этом оценки коэффициентов в основном остаются значимыми.

Таким образом, объясняющая сила спецификаций с микроданными (Спецификация 3) и только с лагами переменной, отражающей факт изменения цен (Спецификация 2), оказывается примерно одинаковой. Наилучшие результаты достигаются в Спецификации 4, которая учитывает факторы как времени, так и состояния.

4.1. Влияние макроэкономических переменных

Количественная интерпретация коэффициентов подразумевает их трактовку как предельных эффектов при объясняющих переменных. Например, в Спецификации 4 рост годовой инфляции на 1 процентный пункт (п. п.) приводит к увеличению вероятности повышения цен на 0,09 п. п.; при этом влияние месячной инфляции существенно слабее. Для сравнения: согласно Dixon and Grimme (2022), для Германии влияние текущей и годовой инфляции на вероятность повышения цен примерно одинаково.

Рост на 1 п. п. ИБК увеличивает вероятность повышения цен на 0,14 п. п. Коэффициенты при переменной валютного курса во всех спецификациях остаются стабильными. В случае ослабления рубля на 1% вероятность повышения цен увеличивается на 0,14 п. п. Для случая снижения цен влияние валютного курса, как и других переменных, слабее: коэффициенты при переменных меньше по модулю.

В целом влияние макроэкономических факторов существенно снижается при добавлении в модель временных лагов и индивидуальных характеристик фирм. Сравнение Спецификаций 1 и 4 показывает, что в упрощенной модели эффекты инфляции и деловой активности проявляются сильнее.

4.2. Влияние микроэкономических переменных

Коэффициенты при индивидуальных характеристиках фирм в Спецификациях 3 и 4 почти во всех случаях соответствуют теоретическим представлениям. В Спецификации 4, в которую добавлены временные лаги переменной, отражающей факт изменения цен, влияние индивидуальных переменных остается значимым, но становится менее выраженным по сравнению со Спецификацией 3 (то есть без временных лагов).

Ожидания роста цен, увеличение спроса и хорошая оценка состояния бизнеса увеличивают вероятность повышения цен, тогда как ожидание снижения цен, сокращение спроса и ухудшение состояния фирмы увеличивают вероятность снижения цен. Рост удельных издержек также существенно увеличивает вероятность повышения цен. Если же удельные издержки снижаются, то вероятность повышения цен падает и растет вероятность пересмотра цен вниз.

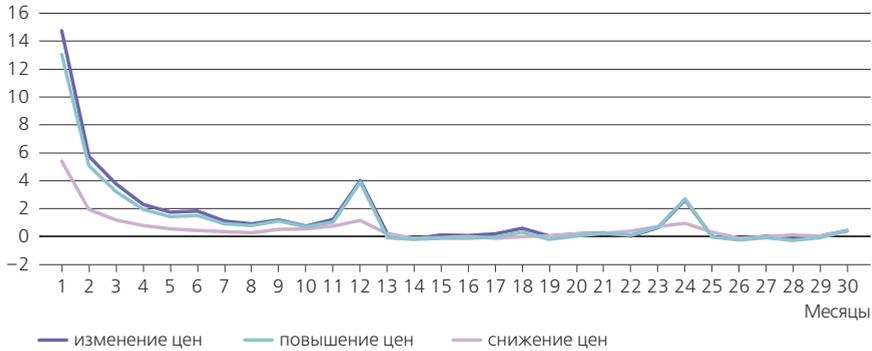
Неопределенность фирмы относительно объемов производства увеличивает вероятность пересмотра цен как вверх, так и вниз. Это подтверждает эффект активной корректировки цен фирмами: в условиях повышенной неопределенности, вызванной колебаниями спроса, издержек и других экономических показателей, фирмы склонны чаще пересматривать свои цены, чтобы избежать убытков от их несоответствия текущей экономической ситуации. Рыночная волатильность вынуждает фирмы действовать более оперативно, поскольку удержание неподходящих ценовых уровней может оказаться более затратным, чем их периодические корректировки.

4.3. Влияние временных лагов

В Спецификациях 2 и 4 (см. Табл. 5) используются лаги переменной, отражающей факт изменения цен, в 1–4, 6, 9 и 12 месяцев. Дополнительно оцененные спецификации с макропоказателями и временными лагами до 30 месяцев включительно позволяют определить предельные эффекты для случаев любого изменения цен, а также отдельно их повышения и снижения и выявить временные особенности ценообразования.

В первый месяц средние предельные эффекты имеют высокие значения, что свидетельствует о преимущественно краткосрочных периодах изменений цен (Рис. 3). Однако в периоды, кратные 3 месяцам и одному году, наблюдаются всплески, напоминающие особенности модели Тейлора, в которой фирмы пересматривают цены с определенной периодичностью (Taylor, 1980). В промежутках между этими периодами вероятность изменения цены определяется другими объясняющими факторами (макро- и микроэкономическими переменными). Временная структура вероятности снижения цен выражена менее ярко, но в целом имеет похожий профиль.

Рисунок 3. Временные средние предельные эффекты, п. п.



Примечание: на рисунке представлены средние предельные эффекты лагов переменной, отражающей факт изменения цен, умноженные на 100. Стандартные ошибки кластеризованы по идентификаторам фирм. В модель включены константа, сезонные и специальные дамми-переменные, а также агрегированные макроэкономические показатели с лагом 2 месяца.

Источник: расчеты авторов

4.4. Относительная важность факторов времени и факторов состояния

Как было показано выше, существуют различия в том, какие факторы влияют на решения фирм о повышении цены и на решения об их снижении. Проанализируем, насколько каждая группа переменных (временные лаги переменной, отражающей факт изменения цен, макро- и микроэкономические показатели) важна для объяснения каждого из этих исходов.

Для оценки мы используем показатель качества модели – $CountR^2$, который измеряет долю правильно предсказанных изменений цен (см., например, Long and Freese, 2006). Для каждого наблюдения вычисляется вероятность повышения, снижения или неизменности цены. Каждое из этих значений находится в диапазоне от 0 до 1, при этом их сумма равна 1. В качестве предсказания модели для каждой комбинации фирмы и момента времени мы выбираем исход, вероятность которого превышает 0,5. Изменение цены считается правильно предсказанным, если фактическое изменение (повышение, понижение или отсутствие изменений) совпадает с предсказанным.

$$CountR^2 = \frac{N_c}{N}, \tag{1}$$

где N – общее количество наблюдений, а N_c – количество случаев изменения цен, которые наша модель предсказала верно. Уравнение (1) можно разложить на доли верно предсказанных случаев повышения, понижения и неизменности цен:

$$CountR^2 = \frac{\hat{p}_c^+}{p^+} \times \frac{p^+}{N} + \frac{\hat{p}_c^-}{p^-} \times \frac{p^-}{N} + \frac{\hat{p}_c^{no}}{p_{no}} \times \frac{p_{no}}{N}, \tag{2}$$

где p^j обозначает фактическое количество наблюдений повышения ($j = +$), снижения ($j = -$) и сохранения цен ($j = no$), а \hat{p}_c^j – количество верно предсказанных наблюдений соответствующего типа.

Отметим, что наиболее частым исходом является то, что цена останется неизменной (79% наблюдений). Следовательно, правильное предсказание неизменности цен мало говорит о качестве модели. Поэтому сосредоточимся на повышении и снижении цен, которые составляют 17 и 4% всех наблюдений соответственно. Dixon and Grimme (2022) предлагают использовать показатель $ChangeCountR^2$, который отражает долю правильно предсказанных случаев изменения цен (как повышения, так и снижения). $ChangeCountR^2$ определяется как взвешенная сумма долей верных предсказаний случаев повышения и понижения цен, при этом веса соответствуют долям этих наблюдений в общем количестве случаев изменения цен:

$$ChangeCountR^2 = \frac{\hat{p}_c^+}{p^+} \times \frac{p^+}{p^+ + p^-} + \frac{\hat{p}_c^-}{p^-} \times \frac{p^-}{p^+ + p^-}. \quad (3)$$

В Табл. 6 указаны доли верных предсказаний для повышения и снижения цен, а также их взвешенное среднее, $ChangeCountR^2$, для всех четырех спецификаций, рассмотренных выше (см. Табл. 5). Как следует из Табл. 6, включение в модель только макроэкономических переменных (Спецификация 1) дает лишь незначительный эффект – сами по себе они не содержат достаточно информации для объяснения изменений цен фирмами. После добавления временных лагов переменной, отражающей факт изменения цен, и микроэкономических переменных (Спецификация 4) модель способна объяснить 58% случаев повышения цен и 46% случаев снижения. Добавление только временных лагов (Спецификация 2) позволяет объяснить 50% случаев повышения цен и 30% случаев снижения, а только индивидуальных характеристик фирмы (Спецификация 3) – 31% случаев повышения цен и 26% случаев их снижения.

Этот анализ позволяет сделать два ключевых вывода. Во-первых, временная зависимость сама по себе имеет важное значение для объяснения изменений цен. Во-вторых, для достижения приемлемой доли корректных предсказаний необходима комбинация временных лагов и микроэкономических переменных, что согласуется с выводами Dixon and Grimme (2022).

Таблица 6. Относительная важность наборов переменных

Спецификация	Доля корректно предсказанных изменений цен, %		
	\hat{p}_c^+ / p^+	\hat{p}_c^- / p^-	$ChangeCountR^2$
1	7,1	7,3	7,1
2	49,7	29,6	45,6
3	31,1	25,6	30,0
4	57,9	46,4	55,6

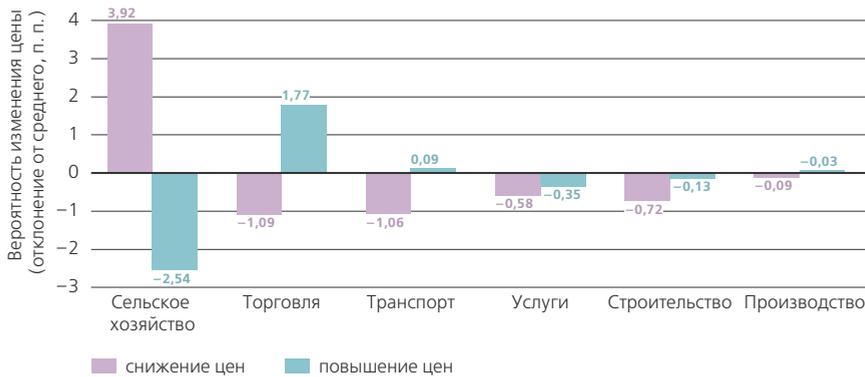
Источник: расчеты авторов

4.5. Влияние отраслевой и региональной неоднородности

Неоднородность ценообразования между регионами и отраслями может указывать на различную реакцию фирм на изменения в экономической среде, что, в свою очередь, влияет на эффективность проводимой монетарными властями политики. Как видно из Рис. 4–5, отраслевые различия проявляются сильнее, чем региональные. Это может быть связано с тем, что каждая отрасль имеет свою уникальную структуру затрат и спроса, что напрямую влияет на гибкость цен. Например, в сельском хозяйстве

цены снижаются чаще и повышаются реже, чем в других отраслях, из-за сезонности, высокого уровня конкуренции и ограниченных возможностей хранения продукции. Избыток предложения после сбора урожая вынуждает производителей снижать цены, чтобы избежать потерь. Дополнительным фактором являются долгосрочные контракты и субсидии, которые ограничивают гибкость в повышении цен. Фирмы в таких отраслях, как строительство или транспорт, реже пересматривают цены из-за долгосрочных контрактов и высокой капиталоемкости. В то же время в торговле цены меняются чаще из-за более высокой конкуренции и влияния изменений в спросе.

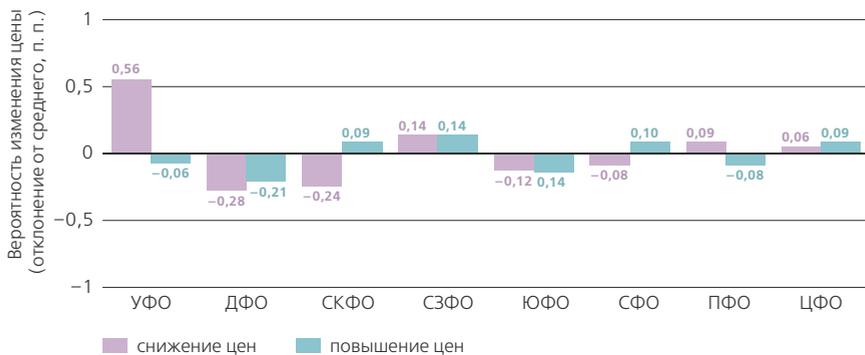
Рисунок 4. Отраслевая неоднородность



Примечание: на рисунке представлены средние эффекты отраслевых дамми-переменных, умноженные на 100. Стандартные ошибки кластеризованы по идентификаторам фирм. Включены в модель константа, сезонные и специальные дамми-переменные, временные лаги переменной, отражающей факт изменения цен. Агрегированные макроэкономические показатели включены в модель с лагом 2 месяца.

Источник: расчеты авторов

Рисунок 5. Региональная неоднородность



Примечание: на рисунке представлены средние эффекты региональных дамми-переменных, умноженные на 100. УФО – Уральский федеральный округ (ФО), ДФО – Дальневосточный ФО, СКФО – Северо-Кавказский ФО, СЗФО – Северо-Западный ФО, ЮФО – Южный ФО, СФО – Сибирский ФО, ПФО – Приволжский ФО, ЦФО – Центральный ФО. Стандартные ошибки кластеризованы по идентификаторам фирм. Включены в модель константа, сезонные и специальные дамми-переменные, временные лаги переменной, отражающей факт изменения цен. Агрегированные макроэкономические показатели включены в модель с лагом 2 месяца.

Источник: расчеты авторов

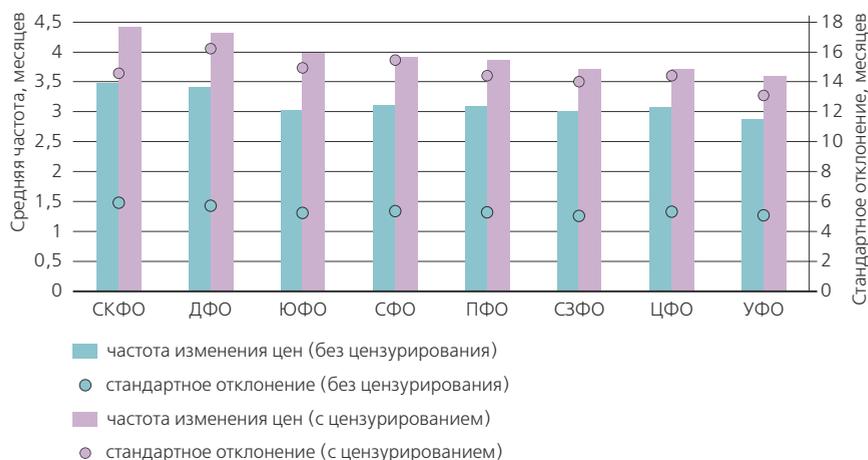
Регионы, в свою очередь, включают разные отраслевые структуры, что частично сглаживает различия в жесткости цен. Однако наличие крупных мегаполисов с высокой конкуренцией или удаленных территорий с ограниченным доступом к рынкам может приводить к различной скорости пересмотра цен. Например, в дальневосточных регионах России цены несколько более жесткие из-за высокой логистической составляющей.

Изучение этих различий важно не только для понимания процессов ценообразования, но и для разработки эффективной региональной и отраслевой политики. Как отмечают Kryzhanovsky and Zikov (2022), региональная модель общего равновесия должна учитывать такие факторы для более точного прогнозирования. Неоднородность между регионами и отраслями указывает на то, что, например, в одном регионе жесткость цен может быть выше из-за большей доли менее гибких отраслей.

Дополнительно на основе данных мониторинга предприятий была рассчитана частота изменения цен фирмами в различных регионах и отраслях (Рис. 6–7). При расчетах использовались две выборки: 1) цензурированная – включает все наблюдаемые промежутки между изменениями цен (в том числе те, у которых начало или конец промежутка не известны); 2) нецензурированная – включает только полные (завершенные) промежутки между изменениями цен.

По регионам в среднем частота изменения цен не превышает 5 месяцев, по отраслям – не больше 6 месяцев. Это согласуется с результатами Евсеева и Исхаковой (2021), которые на данных опроса, проведенного Центром социологических исследований Института общественных наук РАНХиГС в 2020 г., показали, что большинство респондентов (89,2%) пересматривают цены не реже чем раз в полгода.

Рисунок 6. Средняя частота изменения цен фирмами по регионам

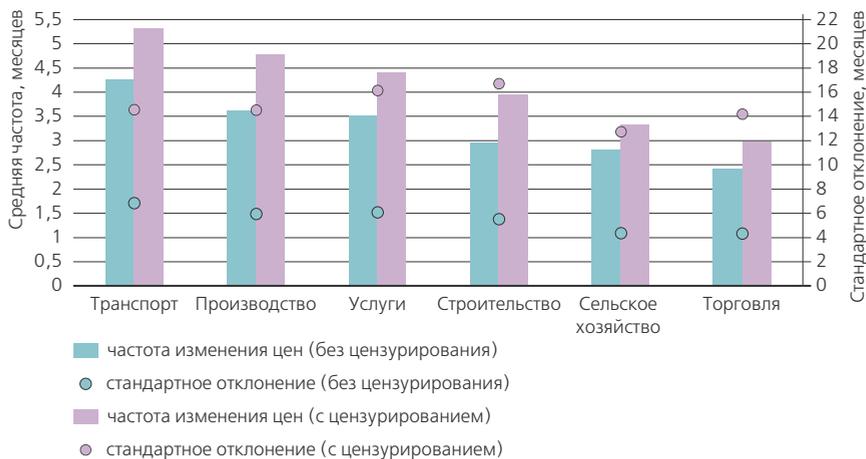


Источник: расчеты авторов

Полученные результаты дополняют существующую теорию ценообразования. Одним из ключевых выводов является наличие базовой вероятности пересмотра цен, что напоминает механизм, предложенный в модели Кальво. Однако использование мультиномиальной логистической модели позволяет более глубоко оценить влияние факторов, зависящих от состояния. Макроэкономические, отраслевые и идиосинкра-

тические переменные существенно влияют на вероятность повышения или снижения цен по сравнению с базовой. Важно отметить, что эти эффекты соответствуют теоретическим ожиданиям, что позволяет соотнести их с расширенной моделью Кальво (Кальво плюс), аналогично подходам Nakamura and Steinsson (2010) и Alvarez et al. (2016).

Рисунок 7. Средняя частота изменения цен фирмами по отраслям



Источник: расчеты авторов

Временные факторы также играют значительную роль. Оценка временных лагов показала, что вероятность изменения цен увеличивается через определенные интервалы времени, кратные 3 месяцам и одному году, что согласуется с гипотезой регулярного пересмотра цен компаниями. Этот результат может объясняться тем, что многие фирмы придерживаются установленного графика пересмотра цен, что повышает вероятность изменения цен в моменты, предусмотренные таким графиком. Данный эффект особенно характерен для вероятности повышения цен, что подтверждает теоретические модели.

5. Обсуждение устойчивости результатов

В этом разделе проводится проверка устойчивости полученных результатов: мы оцениваем чувствительность выводов к выбору типа модели и составу объясняющих переменных, сопоставляя результаты базовой мультиномиальной логит-модели с альтернативными вариантами.

5.1. Изменение модели

Мы используем мультиномиальную логит-модель, так как она предоставляет гибкую систему классификации для объяснения повышения и снижения цен и не требует наличия естественного порядка между исходами. В отличие от нее модели упорядоченного выбора предполагают, что зависимая переменная имеет естественный порядок, и для нее можно сконструировать латентную непрерывную

переменную, изменение которой объясняется независимыми факторами. В моделях упорядоченного выбора вероятность наблюдения каждого исхода дискретной переменной определяется уровнем значения латентной переменной, зависящая переменная представляет собой порядковую категорию изменения: снижение цен (-1), неизменность цен (0) и повышение цен (1).

Латентную переменную можно интерпретировать как разрыв между равновесной ценой и фактической. При большом положительном разрыве фирма скорее повысит цену, при малом разрыве цена останется неизменной, а при отрицательном разрыве вероятнее снижение. Следует отметить, что фактические числовые значения разрыва между равновесной и наблюдаемой ценой в наших данных отсутствуют, поэтому латентная переменная в упорядоченной модели не измеряет реально существующий разрыв, а используется только как концептуальная шкала, отражающая склонность фирмы к изменению цены.

В реальности абсолютная величина разрыва может не иметь большого значения для принятия ценовых решений, так как фирмы могут реагировать не на степень отклонения цены от равновесной, а на необходимость изменения цен как таковую. Мультиномиальная логистическая модель предоставляет больше гибкости, позволяя различным факторам по-разному влиять на повышение и понижение цен, что делает ее более универсальной для анализа таких ситуаций. Например, снижение цен может быть вызвано случайными акциями или снижением цен конкурентами; кроме того, повышение или снижение цен становится более вероятным после предыдущего изменения в том же направлении. Эти различия в причинах изменений цен делают мультиномиальную логит-модель более подходящей, так как она учитывает, что разные факторы могут влиять на повышение и снижение цен по-разному.

Таблица 7. Результаты упорядоченной логит-модели

Переменные	Спецификация							
	1		2		3		4	
	Цена ↓	Цена ↑	Цена ↓	Цена ↑	Цена ↓	Цена ↑	Цена ↓	Цена ↑
Инфляция, г/г	-0,09***	0,33***	-0,01***	0,04***	-0,08***	0,25***	-0,03***	0,08***
Инфляция, м/м SAAR	-0,02***	0,08***	-0,01***	0,04***	-0,003***	0,01***	-0,01*	-0,01*
Валютный курс	-0,03***	0,12***	-0,03***	0,11***	-0,04***	0,12***	-0,04***	0,12***
ИБК	-0,10***	0,33***	-0,08***	0,26***	-0,05***	0,16***	-0,05***	0,15***
Неопределенность					-0,14***	0,47***	-0,04***	0,14***
Ожидание роста цены ($t - 1$)					-5,27***	17,1***	-3,78***	12,0***
Ожидание снижения цены ($t - 1$)					8,25***	-26,8***	9,96***	-31,5***
Экономическое состояние фирмы плохое					12,1***	-3,95***	1,10***	-3,49***
Экономическое состояние фирмы хорошее					-0,91***	2,95***	-0,625***	1,98***
Рост спроса					-3,20***	10,4***	-2,65***	8,40***
Снижение спроса					14,8***	-4,82***	1,63***	-5,16***
Рост удельных издержек					-1,96***	6,37***	-1,56***	4,93***
Снижение удельных издержек					1,47***	-4,82***	1,22***	-3,88***
Временные лаги переменной, отражающей факт изменения цен	Нет		Да		Нет		Да	
Количество наблюдений	3 288 271		2 647 668		2 961 999		2 442 778	
Псевдо- R^2	0,0220		0,0903		0,1255		0,1686	

Примечание: в таблице представлены средние предельные эффекты и эффекты дамми-переменных, умноженные на 100. Стандартные ошибки кластеризованы по идентификаторам фирм. Уровни значимости: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Агрегированные макроэкономические показатели включены в модель с лагом 2 месяца. Включены в модель, но не представлены в таблице константа, сезонные и специальные дамми-переменные, временные лаги переменной, отражающей факт изменения цен.

Источник: расчеты авторов

Тем не менее, применяя модель упорядоченной логистической регрессии (ordered logit), мы получаем практически те же результаты (см. Табл. 7, а также Приложение С), что подтверждает устойчивость выводов исследования.

Логит-модели вероятности изменения цен (без разделения на повышение и снижение) показывают, что отрицательные эффекты переменных, связанных со снижением цен, компенсируются положительными эффектами этих же переменных при повышении цен, как описано в работе Gagnon (2009) (см. Приложение F).

5.2. Размер фирм

Для дополнительной проверки устойчивости мы меняем спецификации базовой мультиномиальной логит-модели, включая в нее новую индивидуальную характеристику – размер фирм.

Изучаемая выборка мониторинга предприятий Банка России в среднем за период с 2002 по 2022 г. ежегодно включала 26% крупных компаний и 17% средних; микро- и малые предприятия составляли наибольшую долю – 57%. Ценовые решения фирм могут существенно различаться в зависимости от их размера, что неоднократно подчеркивалось в литературе. Так, выше мы отмечали, что процесс пересмотра цен сопряжен с издержками меню. Кроме того, существуют затраты на поиск и анализ информации, необходимой для оценки оптимальности текущей цены, что ведет к росту жесткости цен.

Для малых компаний процесс пересмотра цен может быть особенно критичным, поскольку ограниченные финансовые и организационные ресурсы увеличивают относительную значимость информационных затрат и затрат на корректировку, поэтому крупные фирмы в связи с большими возможностями изменяют цены чаще, чем малые. К такому выводу, в частности, приходят на основании данных проведенного в 2020 г. опроса РАНХиГС Евсеев и Исакова (2021). Относительно более высокую ценовую жесткость малых фирм отмечают и зарубежные исследователи: например, Amirault et al. (2006) на данных опроса Банка Канады определили, что крупные компании меняют цены примерно в 2 раза чаще, чем средние, и в 5 раз чаще, чем малые; анализ данных Новой Зеландии (Buckle and Carlson, 2000) также показал более жесткое ценообразование малых фирм. Однако существует и противоположное мнение: согласно результатам, полученным Карловой и др. (2017), чаще всего корректируют свои цены малые предприятия (2,5 раза в год), что объясняется более длительным процессом принятия решений в крупных компаниях, а также меньшим воздействием конкуренции на них, что снижает необходимость в частой ценовой подстройке. Стоит отметить, что данные Карловой и др. (2017) основаны на разовом опросе 554 предприятий обрабатывающей промышленности и сельского хозяйства, который был проведен в декабре 2016 г. Банком России. Поскольку это отдельный срез, его результаты следует интерпретировать с учетом контекста и не рассматривать их как полностью сопоставимые с данными регулярного мониторинга Банка России.

Результаты оценивания модели с включением дамми-переменных, отражающих размеры фирм (см. Табл. 8 и Приложение D), практически совпадают с оценками базовых спецификаций мультиномиальной логит-модели, что подтверждает робастность базовых оценок. Кроме того, выводы о ценовой жесткости малых фирм

соответствуют ожиданиям и согласуются с результатами предыдущих эмпирических исследований (Евсеев и Исхакова, 2021; Amirault et al., 2006; Buckle and Carlson, 2000): малые и микропредприятия с меньшей вероятностью будут изменять цены (как в сторону снижения, так и в сторону повышения) по сравнению с крупными.

Таблица 8. Результаты мультиномиальной логит-модели с включением дамми-переменных, отражающих размеры фирм

Переменные	Спецификация							
	1		2		3		4	
	Цена ↓	Цена ↑	Цена ↓	Цена ↑	Цена ↓	Цена ↑	Цена ↓	Цена ↑
Инфляция, г/г	0,14***	0,56***	-0,01*	0,08***	0,06***	0,41***	-0,03***	0,09***
Инфляция, м/м SAAR	-0,01***	0,08***	-0,02***	0,04***	-0,00	0,01***	-0,01***	-0,01***
Валютный курс	0,00	0,15***	-0,01***	0,13***	-0,01***	0,14***	-0,01***	0,14***
ИБК	-0,07***	0,33***	-0,08***	0,25***	-0,04***	0,16***	-0,04***	0,14***
Неопределенность					0,25***	0,90***	0,12***	0,43***
Ожидание роста цены ($t - 1$)					-0,27***	17,70***	-1,99***	10,40***
Ожидание снижения цены ($t - 1$)					8,30***	3,89***	5,35***	-4,30***
Экономическое состояние фирмы плохое					1,77***	-2,67***	1,74***	-2,09***
Экономическое состояние фирмы хорошее					0,44***	3,84***	-0,01	2,26***
Рост спроса					0,02	12,40***	-0,69***	9,23***
Снижение спроса					4,24***	-0,36***	3,42***	-1,32***
Рост удельных издержек					0,23***	7,99***	-0,22***	5,57***
Снижение удельных издержек					1,01***	-5,36***	0,94***	-3,80***
Малые и микрофирмы	-1,25***	-3,29***	-0,41***	-0,99***	-1,41***	-1,58***	-0,81***	-0,20**
Средние фирмы	-0,49***	-1,04***	-0,18*	-0,23**	-0,69***	-0,76***	-0,44***	-0,08
Временные лаги переменной, отражающей факт изменения цен		Нет		Да		Нет		Да
Количество наблюдений		3 286 446		2 646 810		2 960 706		2 442 022
Псевдо- R^2		0,0387		0,2265		0,1644		0,2954

Примечание: в таблице представлены средние предельные эффекты и эффекты дамми-переменных, умноженные на 100. Стандартные ошибки кластеризованы по идентификаторам фирм. Уровни значимости: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Агрегированные макроэкономические показатели включены в модель с лагом 2 месяца. Включены в модель, но не представлены в таблице константа, сезонные и специальные дамми-переменные, временные лаги переменной, отражающей факт изменения цен.

Источник: расчеты авторов

5.3. Специальные фиктивные переменные

Во всех моделях используются дамми-переменные для учета кризисных периодов и изменений в законодательстве, которые могли привести к структурным сдвигам в ценообразовании: июль 2008 г. – декабрь 2009 г., январь 2011 г., октябрь 2014 г. – июнь 2015 г., январь 2019 г., апрель – сентябрь 2020 г., февраль – март 2022 г. (см. также Раздел 3.2).

Включение этих переменных необходимо для корректной спецификации модели, поскольку они отражают экзогенные шоки и позволяют отделить краткосрочные эффекты кризисов от устойчивых взаимосвязей, при этом большое количество дамми-переменных способно поглощать значительную часть дисперсии показателей, что может изменять оценки коэффициентов и их знаки. В связи с этим проведена

проверка чувствительности модели при исключении специальных дамми-переменных, что позволяет оценить устойчивость выводов и степень их зависимости от учета экзогенных событий.

Как следует из Табл. 9 и Приложения Е, результаты оценивания модели без специальных дамми-переменных сопоставимы с оценками базовой спецификации мультиномиальной логит-модели, что говорит о стабильности параметров модели.

Таблица 9. Результаты мультиномиальной логит-модели с исключением специальных дамми-переменных

Переменные	Спецификация							
	1		2		3		4	
	Цена ↓	Цена ↑	Цена ↓	Цена ↑	Цена ↓	Цена ↑	Цена ↓	Цена ↑
Инфляция, г/г	0,20***	0,59***	0,05***	0,07***	0,12***	0,38***	0,02***	0,05***
Инфляция, м/м SAAR	-0,02***	0,10***	-0,03***	0,06***	-0,01***	0,05***	-0,02***	0,03***
Валютный курс	0,01***	0,13***	0,00	0,14***	-0,01***	0,10***	-0,00	0,13***
ИБК	-0,10***	0,26***	-0,10***	0,21***	-0,06***	0,11***	-0,06***	0,11***
Неопределенность					0,29***	0,87***	0,15***	0,39***
Ожидание роста цены ($t - 1$)					-0,22***	17,90***	-2,00***	10,50***
Ожидание снижения цены ($t - 1$)					8,40***	3,89***	5,40***	-4,34***
Экономическое состояние фирмы плохое					1,65***	-2,83***	1,69***	-2,15***
Экономическое состояние фирмы хорошее					0,55***	4,00***	0,04	2,31***
Рост спроса					-0,00	12,40***	-0,72***	9,25***
Снижение спроса					4,23***	-0,44***	3,42***	-1,35***
Рост удельных издержек					0,26***	8,09***	-0,22***	5,63***
Снижение удельных издержек					1,06***	-5,42***	0,98***	-3,86***
Временные лаги переменной, отражающей факт изменения цен		Нет		Да		Нет		Да
Количество наблюдений		3 286 446		2 646 810		2 960 706		2 442 022
Псевдо- R^2		0,0349		0,2245		0,1620		0,2938

Примечание: в таблице представлены средние предельные эффекты и эффекты дамми-переменных, умноженные на 100. Стандартные ошибки кластеризованы по идентификаторам фирм. Уровни значимости: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Агрегированные макроэкономические показатели включены в модель с лагом 2 месяца. Включены в модель, но не представлены в таблице константа, сезонные дамми-переменные, временные лаги переменной, отражающей факт изменения цен.

Источник: расчеты авторов

Несмотря на устойчивость полученных результатов, при их интерпретации следует учитывать ряд ограничений исследования. Во-первых, поскольку данные опросов фиксируют только сам факт пересмотра цен без количественных оценок, невозможно отделить корректировки цен, например, связанные с периодической индексацией на инфляцию, от изменений, обусловленных экономическими факторами. Во-вторых, результаты опросов уязвимы к методологическим неточностям: на них влияют формулировка и структура вопросов в анкете, количество вариантов ответов и компетенция респондентов, что может привести к смещению оценок. Так, ответы на вопрос об изменении цен на готовую продукцию могут основываться на динамике цен товаров (или услуг), которые физически продаются чаще всего или приносят большую часть выручки. Например, фирма может сообщить о повышении цен, даже если цена выросла только на один ключевой товар, обеспечивающий

80% выручки, в то время как на остальные позиции цены остались неизменными. Кроме того, у каждого респондента свой порог восприятия значимости изменения: для одной фирмы изменение цены на 0,5% – это статистический шум, для другой – существенный сдвиг, который необходимо отразить в ответе.

6. Заключение

В работе мы исследовали различные аспекты корректировки цен российскими фирмами на основе дезагрегированной информации, полученной из базы данных мониторинга предприятий, проводимого Банком России. Мы находимся в рамках парадигмы жестких цен, то есть предполагаем, что процесс изменения цен фирмами не является перманентным, а связан с определенными событиями, происходящими в самой фирме или экономике в целом. Это дает нам возможность использовать термин «жесткость цен».

В соответствии с принятым в литературе подходом мы разделили факторы, влияющие на принятие решений фирм о повышении и снижении цен, на две основные группы: факторы состояния и факторы времени. Результаты показывают, что обе группы факторов имеют значение при анализе, при этом многие факторы в каждой из групп оказывают асимметричное влияние. Если объяснять корректировки цен только временными эффектами, то это даст нам возможность объяснить 45% случаев повышения и 25% случаев снижения цен. Если же объяснять корректировки цен только факторами состояния, то мы сможем объяснить 35% случаев повышения и 20% случаев снижения цен. Наши оценки близки к результатам, полученным Dixon and Grimme (2022) на основе сходной методологии и базы данных для экономики Германии.

Средний период неизменности цен не превышает 6 месяцев, что совпадает с выводами на основе микроданных для России: по данным Евсеева и Исаковой (2021) – до 6 месяцев, по данным Карловой и др. (2017) – в среднем 5,5 месяца. Данную оценку нельзя напрямую сравнивать с параметрами жесткости цен, которые используются в модели Кальво и структурных макроэкономических моделях. Оценка в 6 месяцев относится не только к корректировке цен для приведения их к оптимальному для фирмы значению, но и к индексации цен, которая осуществляется по заведенной в конкретной фирме схеме. Схемы бывают разными, и в явном виде отделить одно от другого нет возможности.

Анализ показал, что множество как микро-, так и макрофакторов, способных повлиять на прибыль фирмы, являются катализаторами изменений цен в ту или иную сторону. Изменение издержек, спроса, ценовых ожиданий общего состояния фирмы на микроуровне вместе с валютным курсом, инфляцией, ИБК и другими на макроуровне способны ускорить или замедлить ценообразование. Другими словами, жесткость цен фирмы зависит от состояния бизнес-цикла, и в моменты сильных возмущений эта зависимость может серьезно повлиять на выводы, которые мы делаем, исходя из стандартных линеаризованных макроэкономических моделей. В периоды сильных шоков инфляция может реагировать быстрее, чем следует из стандартных схем механизма трансмиссии шоков и денежно-кредитной политики.

Использованная база данных позволила выявить региональную и отраслевую дифференциацию жесткости цен. Отраслевая дифференциация проявляется

сильнее из-за естественных различий в структуре издержек разных отраслей. Региональная дифференциация (при контроле отраслевого состава регионов) проявляется слабо; некоторые особенности были выявлены лишь для удаленных восточных регионов. Тем не менее возможность сравнения степени жесткости по отраслям и регионам дает априорную информацию о том, как соотносятся параметры неизменности цен в неоднородной среде.

В заключение отметим два основных ограничения исследования. Первое ограничение связано с несовершенством информации о пересмотре цен. База данных мониторинга предприятий включает записи лишь о самих фактах пересмотра цен, без уточнения размера этого пересмотра, что затрудняет более глубокое понимание динамики ценовых изменений. Второе ограничение методологическое. Полученные оценки жесткости цен дают полезную эмпирическую базу, которая важна для калибровки моделей, однако используемая база данных не позволяет в явном виде выделить схему периодической индексации цен конкретной фирмы, что ограничивает возможности использования результатов работы для целей параметризации макроэкономических моделей.

Приложения к статье см. на сайте
<https://rjmf.econs.online>

Список литературы

- Божечкова А. В., Добронравова Е. П., Евсеев А. С., Шемякина К. А., Трунин П. В.** Влияние степени жесткости цен на возможности денежно-кредитной политики. – РАНХиГС, 2020.
- Божечкова А. В., Евсеев А. С.** Анализ жесткости цен в розничной онлайн-торговле Москвы // Экономическая политика. – 2020. – Т. 15. – № 5. – С. 32–59.
- Джаохадзе Е. Д., Синельникова-Мурылева Е. В.** Факторы жесткости цен онлайн-ритейлеров и структурные сдвиги // Вопросы экономики. – 2024. – № 9. – С. 28–49. doi: 10.32609/0042-8736-2024-9-28-49
- Евсеев А. С., Исхакова Ф. Я.** Ценовое поведение фирм в России: исследование результатов опроса // Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2021. – Т. 25. – № 3. – С. 478–503. doi: 10.17323/1813-8691-2021-25-3-478-503
- Карлова Н., Богачева И., Пузанова Е.** Инфляционные ожидания и бизнес-решения: результаты опроса предприятий: аналитическая записка. – Банк России, 2020.
- Карлова Н., Пузанова Е., Богачева И.** Факторы ценовой инерции: результаты опроса предприятий: аналитическая записка департамента исследований и прогнозирования Банка России. – Банк России, 2017.
- Полбин А. В., Дробышевский С. М.** Построение динамической стохастической модели общего равновесия для российской экономики // Научные труды Института экономической политики им. Е. Т. Гайдара. – 2014. – № 166.
- Хабибуллин Р., Яковлева К.** Что индекс «жестких цен» говорит об инфляционных ожиданиях в России: аналитическая записка. – Банк России, 2019.
- Чухло С. В.** Конъюнктурные опросы предприятий в системе современной статистики // Вопросы государственного и муниципального управления. – 2018. – № 2. – С. 30–49.

- Шульгин А. Г.** Байесовская оценка DSGE-модели с двумя правилами монетарной политики для России // Научные доклады Лаборатории макроэкономического анализа НИУ «Высшая школа экономики». – 2014. – № WP12/2014/01.
- Шульц Д. Н., Ощепков И. А.** Некоторые аспекты построения и использования динамических стохастических моделей общего равновесия (DSGE) // Вестник Пермского университета. Серия «Экономика». – 2016. – № 4(31). – С. 49–65.
- Alvarez F., Le Bihan H., Lippi F.** The Real Effects of Monetary Shocks in Sticky Price Models: A Sufficient Statistic Approach // *American Economic Review*. – 2016. – Vol. 106(10). – pp. 2817–2851.
- Amirault D., Kwan C., Wilkinson G.** Survey of Price-Setting Behaviour of Canadian Companies // Bank of Canada Staff Working Paper. – 2006. – N 35.
- Asane-Otoo E., Dannemann B.** Rockets and Feathers Revisited: Asymmetric Retail Fuel Pricing in the Era of Market Transparency // *Oldenburg Discussion Papers in Economics*. – 2019. – N V-426-19.
- Auer R., Burstein A., Lein S. M.** Exchange Rates and Prices: Evidence from the 2015 Swiss Franc Appreciation // *American Economic Review*. – 2021. – Vol. 111(2). – pp. 652–686.
- Bachmann R., Born B., Elstner S., Grimme C.** Time-Varying Business Volatility and the Price Setting of Firms // *Journal of Monetary Economics*. – 2019. – Vol. 101(C). – pp. 82–99.
- Bacon R. W.** Rockets and Feathers: The Asymmetric Speed of Adjustment of UK Retail Gasoline Prices to Cost Changes // *Energy Economics*. – 1991. – Vol. 13(3). – pp. 211–218.
- Baharad E., Eden B.** Price Rigidity and Price Dispersion: Evidence from Micro Data // *Review of Economic Dynamics*. – 2004. – Vol. 7(3). – pp. 613–641.
- Ball L., Mankiw N. G.** Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations // *The Economic Journal*. – 1994. – Vol. 104(423). – pp. 247–261.
- Barro R. J.** Long-Term Contracting, Sticky Prices, and Monetary Policy // *Journal of Monetary Economics*. – 1977. – Vol. 3(3). – pp. 305–316.
- Basu S.** Intermediate Goods and Business Cycles: Implications for Productivity and Welfare // *American Economic Review*. – 1995. – Vol. 85(3). – pp. 512–531.
- Bils M., Klenow P. J.** Some Evidence on the Importance of Sticky Prices // *Journal of Political Economy*. – 2004. – Vol. 112(5). – pp. 947–985.
- Blinder A. S., Canetti E. R. D., Lebow D. E., Rudd J. B.** Asking About Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness. – Russell Sage Foundation, 1998.
- Buckle R. A., Carlson J. A.** Menu Costs, Firm Size, and Price Rigidity // *Economics Letters*. – 2000. – Vol. 66(1). – pp. 59–63.
- Calvo G. A.** Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework // *Journal of Monetary Economics*. – 1983. – Vol. 12(3). – pp. 383–398. doi: 10.1016/0304-3932(83)90060-0
- Carvalho C.** Heterogeneity in Price Stickiness and the Real Effects of Monetary Shocks // *Contributions in Macroeconomics*. – 2006. – Vol. 6(1). – Article 20121000. doi: 10.2202/1534-6021.1320
- Cavallo A.** Are Online and Offline Prices Similar? Evidence from Large Multi-Channel Retailers // *American Economic Review*. – 2017. – Vol. 107(1). – pp. 283–303.

- Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans C. L.** Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy // *Journal of Political Economy*. – 2005. – Vol. 113(1). – pp. 1–45.
- Costain J., Nakov A.** Logit Price Dynamics // *Journal of Money, Credit and Banking*. – 2019. – Vol. 51(1). – pp. 43–78.
- Dhyne E., Alvarez L. J., Le Bihan H., Veronese G., Dias D., Hoffmann J., Jonker N., Lunnemann P., Ruml F., Vilmunen J.** Price Changes in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data // *Journal of Economic Perspectives*. – 2006. – Vol. 20(2). – pp. 171–192. doi: 10.1257/jep.20.2.171
- Dixon H. D., Grimme C.** State-Dependent or Time-Dependent Pricing? New Evidence from a Monthly Firm-Level Survey: 1980–2017 // *European Economic Review*. – 2022. – Vol. 150. – Article 104319. doi: 10.1016/j.eurocorev.2022.104319
- Dixon H., Luintel K., Tian K.** The Impact of the 2008 Crisis on UK Prices: What We Can Learn from the CPI Microdata // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. – 2020. – Vol. 82(6). – pp. 1322–1341. doi: 10.1111/obes.12373
- Dotsey M., King R. G., Wolman A. L.** State-Dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output // *The Quarterly Journal of Economics*. – 1999. – Vol. 114(2). – pp. 655–690.
- Dutta S., Narasimhan O., Rajiv S.** Success in High-Technology Markets: Is Marketing Capability Critical? // *Marketing Science*. – 1999. – Vol. 18(4). – pp. 547–568.
- Eichenbaum M., Jaimovich N., Rebelo S.** Reference Prices, Costs, and Nominal Rigidities // *American Economic Review*. – 2011. – Vol. 101(1). – pp. 234–262.
- Fabiani S., Druant M., Hernando I., Kwapił C., Landau B., Loupias C., Martins F., Mathä T., Sabbatini R., Stahl H., Stokman A.** The Pricing Behaviour of Firms in the Euro Area: New Survey Evidence // *National Bank of Belgium Working Paper*. – 2005. – N 76.
- Fischer S.** Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule // *Journal of Political Economy*. – 1977. – Vol. 85(1). – pp. 191–205.
- Gagnon E.** Price Setting During Low and High Inflation: Evidence from Mexico // *The Quarterly Journal of Economics*. – 2009. – Vol. 124(3). – pp. 1221–1263.
- Gali J., Gertler M.** Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis // *Journal of Monetary Economics*. – 1999. – Vol. 44(2). – pp. 195–222.
- Karadi P., Nakov A., Nuño G., Pastén E., Thaler D.** Strike while the Iron Is Hot: Optimal Monetary Policy with a Nonlinear Phillips Curve // *Banco de España Documentos de Trabajo*. – 2025. – N 2510.
- Kashyap A. K.** Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs // *The Quarterly Journal of Economics*. – 1995. – Vol. 110(1). – pp. 245–274.
- Keynes J. M.** The General Theory of Employment // *The Quarterly Journal of Economics*. – 1937. – Vol. 51(2). – pp. 209–223. doi: 10.2307/1882087
- Kryzhanovsky O., Zykov A.** DEMUR: A Regional Semi-Structural Model of the Ural Macroregion // *Russian Journal of Money and Finance*. – 2022. – Vol. 81(4). – pp. 52–85. doi: 10.31477/rjmf.202102.50
- Lein S. M.** When Do Firms Adjust Prices? Evidence from Micro Panel Data // *Journal of Monetary Economics*. – 2010. – Vol. 57(6). – pp. 696–715.

- Levy D.** Price Rigidity and Flexibility: New Empirical Evidence // *Managerial and Decision Economics*. – 2007. – Vol. 28(7). – pp. 639–647.
- Long J. S., Freese J.** *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. – Stata Press, 2006.
- Loupias C., Sevestre P.** Costs, Demand, and Producer Price Changes // *Review of Economics and Statistics*. – 2013. – Vol. 95(1). – pp. 315–327.
- Malakhovskaya O. A., Minabutdinov A. R.** Are Commodity Price Shocks Important? A Bayesian Estimation of a DSGE Model for Russia // *HSE University Working Papers*. – 2013. – N 48/EC/2013.
- Mankiw N. G.** Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly // *The Quarterly Journal of Economics*. – 1985. – Vol. 100(2). – pp. 529–538. doi: 10.2307/1885395
- Nakamura E., Steinsson J.** Five Facts About Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models // *The Quarterly Journal of Economics*. – 2008. – Vol. 123(4). – pp. 1415–1464.
- Nakamura E., Steinsson J.** Monetary Non-Neutrality in a Multisector Menu Cost Model // *The Quarterly Journal of Economics*. – 2010. – Vol. 125(3). – pp. 961–1013.
- Nelyubina A.** Forecasting Regional Indicators Based on the Quarterly Projection Model // *Russian Journal of Money and Finance*. – 2021. – Vol. 80(2). – pp. 50–75. doi: 10.31477/rjmf.202102.50
- Peltzman S.** Prices Rise Faster than They Fall // *Journal of Political Economy*. – 2000. – Vol. 108(3). – pp. 466–502. doi: 10.1086/262126
- Rotemberg J. J.** Sticky Prices in the United States // *Journal of Political Economy*. – 1982. – Vol. 90(6). – pp. 1187–1211.
- Smets F., Wouters R.** An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area // *Journal of the European Economic Association*. – 2003. – Vol. 1(5). – pp. 1123–1175.
- Smets F., Wouters R.** Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach // *American Economic Review*. – 2007. – Vol. 97(3). – pp. 586–606.
- Stiglitz J. E.** The Causes and Consequences of the Dependence of Quality on Price // *Journal of Economic Literature*. – 1987. – Vol. 25(1). – pp. 1–48.
- Taylor J. B.** Aggregate Dynamics and Staggered Contracts // *Journal of Political Economy*. – 1980. – Vol. 88(1). – pp. 1–23.
- Taylor J. B.** Staggered Wage Setting in a Macro Model // *The American Economic Review*. – 1979. – Vol. 69(2). – pp. 108–113.
- Vavra J.** Inflation Dynamics and Time-Varying Volatility: New Evidence and an SS Interpretation // *The Quarterly Journal of Economics*. – 2014. – Vol. 129(1). – pp. 215–258.
- Woodford M.** Optimal Interest-Rate Smoothing // *The Review of Economic Studies*. – 2003. – Vol. 70(4). – pp. 861–886.
- Zhou P.** *Microdata Analysis of Price Setting Behaviour and Macrodata Analysis of Heterogeneous DSGE Models*: PhD Thesis. – Cardiff University, 2012.

Инфляционные ожидания потребителей в России и США: гипотеза диагностических ожиданий

Дмитрий Новиков, *Европейский университет в Санкт-Петербурге*¹
dnovikov@eu.spb.ru

В работе проводится эмпирическая проверка теории диагностических ожиданий на данных по инфляционным ожиданиям потребителей в России и США и исследуется вопрос о возможной зависимости «диагностичности» ожиданий от макроэкономических параметров. Результаты указывают на статистически значимую отрицательную связь между ошибкой прогноза (разница между фактической и ожидаемой инфляцией) и показателем пересмотра прогноза, что свидетельствует в пользу теории диагностических ожиданий. Оценки на основе псевдопанели, составленной по данным США, показывают, что «диагностичность» ожиданий относительно стабильна во времени и не зависит от макроэкономических параметров. Содержательно результат можно проинтерпретировать так: действие проинфляционных факторов увеличивает ожидаемую инфляцию сильнее, чем фактическую инфляцию, и этот эффект относительно стабилен во времени.

Ключевые слова:

инфляция, инфляционные ожидания потребителей, диагностические ожидания

JEL Codes: E31, E71

Цитирование: Novikov, D. (2026).

Consumers' Inflation Expectations in Russia and the US: Testing the Diagnostic Expectations Hypothesis. *Russian Journal of Money and Finance*, 85(1), pp. 35–62.

1. Введение

В эмпирической литературе по ожиданиям экономических агентов (в частности, инфляционных ожиданий) за последние примерно три десятилетия накоплено большое количество свидетельств о том, что фактические ожидания практически никогда не согласуются с гипотезой о рациональных ожиданиях, которая широко используется в теоретических моделях макроэкономики. В классической формулировке гипотеза о рациональных ожиданиях утверждает, что экономические агенты в среднем обладают полной информацией о состоянии экономики, используют ее для формирования прогнозов и не допускают систематических ошибок при прогнозировании. Различные эконометрические тесты чаще всего выявляют наличие систематических ошибок прогноза либо чрезмерное влияние прошлых значений

¹ Автор – призер Конкурса экономических исследований студентов и аспирантов вузов Банка России и журнала «Деньги и кредит» 2025 г.

переменных на формирование прогнозов (в случае с инфляцией – сильную ориентацию агентов на прошлые значения инфляции).

Для объяснения отклонения фактических ожиданий от рациональных предположено несколько теоретических концепций, одной из которых является гипотеза диагностических ожиданий, связывающая отклонение ожиданий от рациональных с чрезмерной реакцией экономических агентов на макроэкономические шоки. Согласно этой концепции, в силу психологических особенностей агенты склонны преувеличивать значимость поступающей свежей информации, вследствие чего переоценивают вероятность реализации некоторого значения макропеременной в будущем.

В настоящей работе проводится эконометрическая оценка соответствия данных по инфляционным ожиданиям потребителей в России и США теории диагностических ожиданий. Актуальность работы обусловлена следующими факторами: 1) в эмпирической литературе достаточно изучены взаимосвязи ожидаемой инфляции с различными макропеременными, однако редко изучается логика формирования самих инфляционных ожиданий; 2) понимание того, как именно потребители формируют собственные ожидания по инфляции, необходимо для грамотного построения теоретических и прикладных экономических моделей.

В исследовании проверяется, зависит ли объяснительная способность теории диагностических ожиданий от инфляционного режима, для чего формулируются следующие гипотезы.

Гипотеза 1. Модель диагностических ожиданий адекватно описывает данные в странах с длительным опытом высокой инфляции (в прошлом или в настоящем). В связи с этим в работе проверяется, насколько данные по инфляционным ожиданиям потребителей в России соответствуют этой модели.

Гипотеза 2. В развитых экономиках модель диагностических ожиданий лучше описывает данные в относительно короткие периоды повышенной инфляции, тогда как в более длительные периоды низкой инфляции реакция ожиданий на поступающую информацию может быть недостаточной. Эмпирическая проверка этого суждения проводится на данных по США.

Работа построена следующим образом. В Разделе 2 приводится обзор литературы по инфляционным ожиданиям. В Разделе 3 содержится описание данных и методологии. В Разделе 4 представлены результаты эконометрических оценок. Выводы исследования изложены в Разделе 5.

2. Обзор литературы

2.1. Теоретические работы по инфляционным ожиданиям

Роль инфляционных ожиданий кратко можно описать цитатой из статьи Coibion and Gorodnichenko (2015): «Ожидания имеют значение. Сколько потреблять или сберегать, какую цену устанавливать, нанимать или увольнять работников – только некоторые из фундаментальных решений, лежащих в основе макроэкономической динамики, которые зависят от ожиданий агентов относительно будущего»². Изучение

² Перевод автора по Coibion and Gorodnichenko (2015, p. 2644).

инфляционных ожиданий имеет давнюю историю в экономической науке, и по этой теме накоплен обширный корпус теоретических исследований.

Толчком к развитию инфляционных ожиданий можно считать работу Sagan (1956), в которой инфляционные ожидания предполагаются адаптивными, меняются со временем в зависимости от ошибки прогноза и зависят от экспоненциально взвешенного среднего последовательности исторических темпов роста цен. С некоторыми оговорками Sagan (1956) подтвердил свою модель на данных о гиперинфляции 1920-х гг. по России, Германии, Австрии, Венгрии и Польше. Развитие этого направления включало уточнение теоретической модели формирования ожиданий и эмпирическую проверку более современными методами.

Другим вариантом моделирования ожиданий в условиях гиперинфляции является модель восприятия инфляции Allais (1966, 1969), которая по смыслу близка к модели адаптивных ожиданий. Идея состоит в том, что восприятие некоторой переменной зависит от психологического времени (горизонта планирования) и от «интенсивности угасания памяти», то есть прошедшего периода, который учитывают экономические агенты при формировании ожиданий. В условиях нестабильной экономической ситуации сужается горизонт планирования, и информация о значении переменной в менее отдаленных периодах приобретает больший вес в восприятии (с подробным описанием этой концепции можно ознакомиться в обзорной работе Вымятниной и Поляковой, 2021).

В качестве альтернативы модели адаптивных ожиданий Muth (1961) сформулировал гипотезу о рациональных ожиданиях. Ее основные положения сводятся к следующему.

1. Экономические агенты в целом располагают полными знаниями об устройстве экономики, как оно описано в теоретических моделях.
2. Ожидания экономических агентов соответствуют прогнозам, полученным на основе теоретических моделей.
3. Экономические агенты могут ошибаться в прогнозах, однако эти ошибки случайны и в среднем равны нулю.

Особенную актуальность концепция рациональных ожиданий приобрела в 1970-х гг. в связи с критикой Лукаса (Lucas, 1976). Критика фокусируется на традиции проведения экономической политики на основе эконометрических моделей, не учитывающих, что под влиянием проводимой политики поведение экономических агентов может изменяться, что, в свою очередь, приводит к изменению прежних эмпирических взаимосвязей, выявленных в эконометрических моделях. Для правильной эконометрической оценки экономических взаимосвязей необходимо включать в оцениваемые модели ожидания экономических агентов, а для успешного осуществления этой задачи необходимо согласование эмпирических исследований с теорией. Работы Лукаса отражают важную проблему, связанную с характером ожиданий: в теоретические и эмпирические модели действительно необходимо включать ожидания экономических агентов, однако остается открытым вопрос, насколько обоснованным является предположение об их рациональности.

Даже в период доминирования гипотезы рациональных ожиданий накапливались эмпирические свидетельства о частом несоответствии этой гипотезы данным. Например, Beladi et al. (1993), которые тестировали гипотезу о рациональных ожиданиях на данных по инфляции и денежной массе в Германии, Венгрии

и Польше 1920-х, и Chow (1989), проверивший эту гипотезу на данных по стоимости акций и процентным ставкам в США, нашли серьезные несоответствия эмпирических оценок теоретическим предположениям. Расхождения были обнаружены и на данных по ожидаемой стоимости акций в Великобритании: в исследовании Timmerman (1994) показано, что при рекуррентном адаптивном обучении агентов их ожидания относительно цен акций сходятся к рациональным только при допущении о жестких априорных ограничениях.

Существует большой пласт работ, в которых проблема инфляционных ожиданий рассматривается в тесной связи с денежно-кредитной политикой (ДКП). Например, в работе Ball and Croushore (2003) на данных по США за период с 1968 по 1995 г. анализируется влияние ДКП на макроэкономические переменные при условии различных типов ожиданий. По расчетам авторов, изменения ДКП не вызывают систематической ошибки в ожидаемых значениях инфляции (последние по значениям примерно сопоставимы с реальным снижением инфляции), что говорит в пользу рациональных ожиданий. В статье Bernanke and Woodford (1997), посвященной теоретическому анализу таргетирования инфляционных прогнозов частного сектора, отмечается, что таргетирование инфляции, несмотря на очевидные преимущества, имеет ряд недостатков, связанных со значительным лагом между изменением ДКП и откликом инфляции на это изменение. Из этого вытекает две основные проблемы: для успешного таргетирования инфляции центральный банк должен учитывать значительный объем информации, а экономические агенты сталкиваются с трудностями в оценке промежуточных результатов ДКП. Одним из способов преодоления этих трудностей может быть таргетирование инфляционных прогнозов. Если они рациональны, можно ожидать, что они будут хорошим индикатором для оценки режима таргетирования инфляции. Однако Bernanke and Woodford (1997) отмечают, что такая политика создаст ряд новых проблем. Во-первых, с приближением прогнозных значений инфляции к целевым у частного сектора уменьшаются стимулы для сбора информации, что приводит к потере информативности инфляционных прогнозов. Во-вторых, таргетирование прогнозов приводит к неопределенности равновесия рациональных ожиданий, что вызывает произвольную волатильность инфляции, выпуска и других макроэкономических показателей. В работе Woodford (2006) рассматривается оптимальная ДКП в условиях почти рациональных ожиданий (*near-rational expectations*). Предполагается, что экономические агенты формируют свои ожидания на основе некоторой эконометрической модели, коэффициенты которой определяются на основе доступной информации за прошлый период. Ошибки прогноза ведут к отклонению ожиданий от модели, которой оперирует центральный банк. Таким образом, оптимальная ДКП должна быть устойчива к возможной неопределенности в ожиданиях частного сектора.

В настоящее время относительной популярностью пользуется моделирование инфляционных ожиданий в рамках новокейнсианской парадигмы (подробный обзор представлен в статье Gaspar et al., 2010). Общей тенденцией развития теоретических исследований инфляционных ожиданий за последние десятилетия наряду с работами в рамках парадигмы рациональных ожиданий стало развитие альтернативных подходов, предлагающих различные объяснения отклонений эмпирически наблюдаемых ожиданий от рационального идеала.

Стоит отметить ряд работ, посвященных анализу моделей адаптивного обучения: Evans and Honkapohja (2003), Evans and Ramey (2006), Gaspar et al. (2006, 2010). Формирование инфляционных ожиданий в рамках моделей адаптивного обучения предполагает ограниченную рациональность экономических агентов. Они формируют свои ожидания, используя несложные правила прогнозирования, параметры которых они могут переоценивать, чтобы минимизировать ошибку прогноза. Во всех указанных работах модель адаптивных ожиданий рассматривается в тесной связи с проблемой оптимальной ДКП. Например, Evans and Honkapohja (2003) показывают, что при использовании правила ДКП, ориентированного на ожидания, равновесие ожиданий определено и стабильно. Если правило ДКП ориентировано только на наблюдаемые макроэкономические переменные, это может привести к неопределенности равновесия или даже к существованию континуума равновесий.

В реальности инфляционные ожидания агентов являются гетерогенными, то есть агенты с разными характеристиками формируют свои ожидания различными способами. Гетерогенность агентов учитывают, например, Carroll (2003) и Lima et al. (2014). У Lima et al. (2014) теоретическая модель построена так, что среди агентов случайным образом возникает доля недоверчивых агентов, чьи ожидания по инфляции не соответствуют целевому уровню инфляции, заявленному центральным банком. В работе Carroll (2003) гетерогенность моделируется сложнее: предполагается, что есть два класса агентов – профессиональные аналитики и домохозяйства. Первые формируют рациональный прогноз, вторые перенимают прогноз профессионалов, но лишь в определенной мере. Построенную модель автор проверяет на данных по инфляционным ожиданиям домохозяйств США.

Существует ряд работ, объясняющих недостаточное/запаздывающее получение экономической информации агентами – так называемую информационную жесткость, вследствие которой ожидаемые значения макроэкономических переменных систематически оказываются ниже фактических. Так, Mankiw and Reis (2002) развивают модель «липкой информации» (sticky information model), согласно которой агенты получают макроэкономическую информацию с задержкой, поскольку существуют издержки сбора информации и издержки реоптимизации собственного поведения, в результате чего цены в экономике также меняются с задержкой. Схожая идея лежит в основе модели «рационального невнимания» агентов к части получаемой информации, которую разрабатывают Sims (2003) и Maskowiac and Wiederholt (2009). Эта модель предполагает, что агенты регулярно получают макроэкономическую информацию, однако сталкиваются с ограничениями, которые не позволяют полностью ее обработать. Например, фирмы вынуждены выбирать между отслеживанием агрегированных показателей (общего уровня цен) и специфических (цен в отдельной отрасли). Поскольку специфические показатели более изменчивы и более важны для отдельных фирм, они уделяют наибольшее внимание именно им, следствием чего является медленная реакция общего уровня цен на шоки ДКП.

Результаты обзора теоретических исследований позволяют предположить, что современные теории, предлагающие альтернативы концепции рациональных ожиданий, не являются полностью взаимоисключающими, поскольку фокусируются на разных поведенческих аспектах экономических агентов. Наименее разработанными в теоретической литературе остаются проблема гетерогенности

экономических агентов (и, как следствие, гетерогенности эвристик для формирования ожиданий), а также вопрос о зависимости правил формирования ожиданий от макроэкономических условий.

2.2. Эмпирические работы по инфляционным ожиданиям

Эконометрические исследования инфляционных ожиданий довольно разнообразны как по изучаемым проблемам, так и по используемым методам, вследствие чего целесообразно сгруппировать наиболее значимые работы по тематическому принципу.

2.2.1. Кривая Филлипса и связь инфляционных ожиданий и ДКП

В статье Соколовой (2014) исследуется гибридная спецификация кривой Филлипса. В качестве показателя инфляции используется динамика индекса цен производителей (ИЦП) за 1999–2013 гг. Преимущество ИЦП перед индексом потребительских цен (ИПЦ) заключается в том, что он не учитывает изменения цен зарубежных производителей, что лучше соответствует логике кривой Филлипса. Показателем деловой активности служит логарифм разрыва выпуска, рассчитанный на квартальных данных Росстата по валовому внутреннему продукту (ВВП) в ценах 2003 г. за 1995–2013 гг. После оценки регрессии с различными наборами инструментальных переменных среднее значение коэффициента при назад-смотрящей компоненте инфляционных ожиданий составляет 0,49, при вперед-смотрящей – 0,29, что можно интерпретировать как превалирование адаптивных ожиданий.

Возможным недостатком работы Соколовой (2014) является использование реальных значений инфляции как прокси для инфляционных ожиданий. Проблемы такого подхода анализируют Coibion, Gorodnichenko and Kamdar (2018). Авторы обсуждают ряд дискуссионных вопросов, связанных с соответствием фактических данных об ожидаемой инфляции гипотезе о рациональных ожиданиях, и указывают на наличие множества эмпирических свидетельств, которые ставят эту гипотезу под сомнение. Вследствие этого, по мнению авторов, для эмпирических оценок кривой Филлипса с инфляционными ожиданиями целесообразно использовать данные опросов экономических агентов – это позволит лучше объяснить некоторые явления, не укладывающиеся в рамки модели рациональных ожиданий (например, «пропущенную дефляцию» во время Великой рецессии 2007–2009 гг., когда в условиях спада выпуска и резкого роста безработицы инфляция в США снизилась гораздо слабее, чем предсказывали модели с рациональными ожиданиями).

Примером исследования связи инфляционных ожиданий и ДКП является работа Capistrán and Ramos-Francia (2010), в которой с помощью модели с фиксированными эффектами оценивается на панельных данных по 25 странам влияние введения режима таргетирования инфляции на дисперсию инфляционных ожиданий. Предполагается, что в условиях таргетирования инфляции дисперсия долгосрочных инфляционных ожиданий должна быть меньше, чем в отсутствие такого режима. Авторы приходят к выводу, что введение режима таргетирования инфляции ожидаемо снижает дисперсию долгосрочных инфляционных

ожиданий, однако при рассмотрении отдельно развитых и формирующихся экономик оказывается, что эффект неоднороден: в развитых странах введение режима таргетирования инфляции почти не влияет на дисперсию инфляционных ожиданий.

2.2.2. Правила формирования и характеристики инфляционных ожиданий

Coibion and Gorodnichenko (2015), опираясь на теоретические модели информационной жесткости Mankiw and Reis (2002), Sims (2003) и Mackowiak and Wiederholt (2009), тестируют эмпирическую связь между ошибкой прогноза (фактическое значение переменной минус ожидаемое) и получаемой агентами информацией, которая измеряется показателем пересмотра прогноза по той же переменной. Такой подход позволяет проверить гипотезу о том, что сбор и обработка информации сопряжены с издержками, наличие которых ведет к систематическим ошибкам прогноза. В качестве основного объекта тестирования выбраны инфляционные ожидания, поскольку они широко связаны со многими другими макроэкономическими переменными. Основным источником данных служат консенсус-прогнозы профессиональных аналитиков (Survey of Professional Forecasters, SPF) США, однако для проверки робастности полученных результатов модель тестируется и на других опросных данных. Наличие статистически значимых положительных коэффициентов при показателе пересмотра прогноза говорит о том, что прогнозы обновляются недостаточно быстро и оказываются систематически ниже реализовавшихся значений.

Подобный подход применяется и в работе Chen et al. (2022), в которой влияние пересмотра прогноза на ошибку тестируется на европейских данных. Авторы обнаруживают следующие эмпирические закономерности.

1. Индивидуальные инфляционные ожидания в еврозоне чрезмерно реагируют на новости об инфляции.
2. Средние инфляционные ожидания первоначально недостаточно реагируют на новости, но чрезмерно реагируют в среднесрочном периоде.
3. Дисперсия прогнозов реагирует на новости по-разному в зависимости от показателей текущей инфляции.
4. После глобального финансового кризиса 2007–2009 гг. реакция индивидуальных инфляционных прогнозов на новости возросла, тогда как реакция на новости средних прогнозов и фактической инфляции стала более умеренной.

В работе Han (2024) на данных по США исследуется влияние асимметрии информации на инфляционные ожидания агентов разных типов. Автор отмечает, что корреляция ожидаемой инфляции и ожидаемого выпуска различается у домохозяйств, фирм и профессиональных аналитиков: в случае домохозяйств она отрицательна, для аналитиков – положительна, а для фирм какая-либо статистически значимая корреляция отсутствует. Причину такого расхождения автор видит в информационной асимметрии: ожидания домохозяйств и фирм формируются под влиянием различных шоков. Ожидания домохозяйств относительно инфляции и выпуска формируются преимущественно шоками спроса. Положительный шок спроса предполагает снижение выпуска в будущем и рост инфляции с некоторым лагом, что объясняет отрицательную корреляцию двух типов ожиданий у домохозяйств.

У фирм ожидаемая инфляция формируется преимущественно шоками предложения, а ожидаемый выпуск – шоками спроса. Поскольку два типа шоков независимы, два типа ожиданий у фирм также оказываются некоррелированными.

2.2.3. Взаимосвязи инфляционных ожиданий домохозяйств и потребления

Bachmann et al. (2015) изучают взаимосвязь между инфляционными ожиданиями и потреблением товаров длительного пользования на основе данных по США. Выводы авторов несколько противоречат теории: по их оценкам, инфляционные ожидания не оказывают статистически значимого влияния на потребительское поведение (в период околонулевых номинальных процентных ставок наблюдается незначительная негативная связь). Этот результат сохраняется в течение всего рассматриваемого периода – с 1984 по 2012 г., и на него не влияет учет различных социодемографических характеристик потребителей. Однако, если из оценки исключить переменные, отвечающие за другие ожидания индивидов (вероятность потерять работу, ожидания изменений цен на топливо и т. д.), обнаруживается статистически значимая связь между инфляционными ожиданиями и склонностью к потреблению. Этот результат авторы связывают с возможным преобладающим взглядом большинства домохозяйств США на инфляцию как на явление, связанное со снижением выпуска («стагфляционный» взгляд на инфляцию).

К противоположным выводам приходят Dusa-Radu et al. (2021), оценивающие с помощью логит-модели влияние изменения инфляционных ожиданий на склонность к приобретению товаров длительного пользования по данным опросов европейских потребителей (Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys). При моделировании авторы используют показатель ожидаемого изменения субъективной инфляции, который отражает разницу между инфляционными ожиданиями и субъективными оценками текущей инфляции. Отдельно анализируется, как приближение номинальных процентных ставок к нулевой нижней границе увеличивает чувствительность склонности к потреблению к изменению инфляционных ожиданий. По результатам исследования обнаруживается статистически значимая положительная связь между величиной отклонения ожидаемой инфляции от воспринимаемой и тратами на потребление.

В исследованиях связи потребления и ожидаемой инфляции важную роль играет не только прямая количественная оценка ожидаемой инфляции, но и доля потребителей, ожидающих в будущем роста цен, что подчеркивается в работе Andrade et al. (2023). Авторы изучают эмпирические связи между инфляционными ожиданиями домохозяйств и потреблением товаров длительного пользования на основе французских данных за 2004–2018 гг. Анализ учитывает как количественные различия в оценках ожидаемой инфляции между домохозяйствами (intensive margin), так и долю домохозяйств, которые ожидают в будущем роста цен относительно текущего периода (extensive margin). Согласно результатам исследования, колебания ожидаемой инфляции сильно зависят от доли домохозяйств, ожидающих стабильных цен. При отсутствии шоков в среднем доля таких домохозяйств составляет 1/3 от всей выборки; при росте инфляции их доля снижается, что объясняет около 75% вариации инфляционных ожиданий домохозяйств. Снижение доли домохозяйств, ожидающих стабильных цен, в большей степени объясняет увеличение

склонности к потреблению товаров длительного пользования, чем увеличение количественной оценки ожидаемой инфляции.

2.2.4. Взаимосвязи инфляционных ожиданий фирм и выпуска

Инфляционные ожидания фирм очевидным образом влияют на распределение ресурсов в производственном секторе и, как следствие, на уровень выпуска в краткосрочном периоде. В работе Coibion, Gorodnichenko and Kumar (2018) на основе данных по фирмам Новой Зеландии исследуются эмпирические закономерности формирования их ожиданий относительно макроэкономических переменных. Результаты работы указывают на повышенную и устойчивую дисперсию ожиданий фирм в сравнении с профессиональными аналитиками в отношении прошлых и будущих значений макропеременных. Авторы также отмечают невнимание фирм к макроэкономическим условиям, особенно к инфляции, которое можно объяснить недостатком стимулов для сбора информации. В периоды высокой инфляции у фирм появляется больше стимулов обращать внимание на этот показатель, что может объяснить тот факт, что инфляционные ожидания фирм в среднем выше, чем у профессиональных аналитиков.

Незаякоренность инфляционных ожиданий фирм фиксируют и Bottone et al. (2022), которые на данных опросов итальянских фирм за 2017–2021 гг. изучили влияние осведомленности фирм о цели Европейского центрального банка (ЕЦБ) по инфляции на их инфляционные ожидания. В рамках исследования группе фирм (группе воздействия) предоставлялась информация о цели ЕЦБ по инфляции, тогда как контрольной группе никакая информация не предоставлялась. Исследователи обнаружили, что предоставление фирмам информации о цели ЕЦБ по инфляции привело к росту их краткосрочных и долгосрочных инфляционных ожиданий в среднем на 25 базисных пунктов, тогда как до воздействия ожидания были существенно ниже цели. Кроме того, изменение формулировки цели ЕЦБ в июле 2021 г. на более точную (строго 2%) позволило лучше заякорить инфляционные ожидания фирм, а заякоренность долгосрочных инфляционных ожиданий может говорить о доверии к ЕЦБ.

В более позднем исследовании Ropele et al. (2024) изучается влияние изменения дисперсии инфляционных ожиданий фирм на неэффективное распределение ресурсов на данных итальянских компаний. Зависимая переменная строится как разность стандартных отклонений логарифмов предельного продукта труда и капитала для контрольной группы (фирмы из которой не получали никакой информации) и группы воздействия (в которой фирмы получали информацию о фактической инфляции); показатели предельного продукта труда и капитала рассчитываются на балансовых данных. В качестве основной независимой переменной выступает разность стандартных отклонений ожидаемой инфляции в группе воздействия и контрольной группе. Авторы находят отрицательную зависимость между получением информации об инфляции и дисперсией ожиданий, но статистическая значимость результата зависит от временного горизонта ожиданий.

Таким образом, обзор эмпирических исследований показывает, что инфляционные ожидания чаще всего анализируются в рамках общей макроэкономической теории, тогда как логика формирования самих ожиданий остается малоизученной. Наименее разработанным направлением остается тестирование соответствия данных

по инфляционным ожиданиям конкретным теоретическим концепциям за пределами стандартной дихотомии рациональных и адаптивных ожиданий, в связи с чем обычно не ставится вопрос, при каких макроэкономических условиях данные могут соответствовать той или иной теоретической концепции.

2.3. Диагностические ожидания

Концепция диагностических ожиданий является общей идеей о том, как экономические агенты формируют свои ожидания в отношении будущих значений экономических переменных. Ее суть состоит в том, что экономические агенты ориентируются на прогнозы будущих значений макроэкономических переменных (впередсмотрящий характер ожиданий), однако при получении новой информации они чрезмерно реагируют на нее, завышая вероятность наступления некоторого будущего состояния: позитивная информация вызывает чрезмерный оптимизм в прогнозах, негативная – чрезмерный пессимизм.

В наиболее общем виде процесс формирования диагностических ожиданий можно описать так: агент оценивает будущее значение случайной величины X в зависимости от поступивших данных D . В памяти агента есть база данных (референтная группа, *reference group*), содержащая прошлые реализации X и соответствующие им D . Набор данных может отличаться у разных людей из-за разного опыта, но основные результаты не меняются, когда набор данных хранит истинное распределение событий. Размышляя о возможных будущих реализациях X , агент автоматически и выборочно извлекает из базы те состояния, которые наиболее похожи на текущие данные D . Агент, который диагностически формирует ожидания, преувеличивает вероятность реализации X , соответствующих самым свежим данным D , относительно всех возможных данных (Bordalo et al., 2022).

Такой способ формирования ожиданий приводит к возникновению систематических ошибок в прогнозах, которые можно эмпирически проверить и предсказать на основе прошлых значений прогнозов или экономических переменных. С точки зрения Bordalo et al. (2022), модель диагностических ожиданий имеет следующие преимущества: 1) сохраняет впередсмотрящий характер ожиданий и вместе с тем отражает фундаментальную особенность человеческой памяти – избирательное извлечение характеристик объекта из общего набора данных; 2) может быть оценена на основе эмпирических данных, а ее параметры можно сравнивать по различным наборам данных. Bordalo et al. (2022) полагают, что модель диагностических ожиданий может найти широкое применение в различных макроэкономических моделях и что часто она лучше объясняет макроэкономическую волатильность, чем традиционная гипотеза рациональных ожиданий.

Первоначально модель диагностических ожиданий была разработана применительно к финансовым показателям, таким как кредитный спред и доходность акций: Bordalo et al. (2018) использовали ее для оценки влияния ожиданий относительно будущих значений кредитного спреда на его фактические значения.

Диагностический характер ожиданий в отношении кредитного спреда означает, что рост текущих значений кредитного спреда приводит к более высокому росту ожидаемых значений кредитного спреда; обратное верно для снижения текущих значений кредитного спреда. Данную зависимость можно обнаружить эмпирически

посредством регрессии ошибки прогноза на текущие значения спреда. Коэффициент при текущем спреде оказывается отрицательным, что Bordalo et al. (2018) показывают на данных консенсус-прогноза ведущих финансовых аналитиков США Blue Chip Financial Forecasts.

Формальная модель диагностических ожиданий основана на предположении, что для некоторого будущего состояния экономики ω субъективная оценка вероятности его наступления возрастает, если поступают новости, повышающие объективную вероятность его реализации. Это смещение вероятностей можно формализовать через показатель репрезентативности:

$$\frac{h(\omega'_{t+1}|\omega_t = \omega'_t)}{h(\omega'_{t+1}|\omega_t = b\omega_{t-1})} \quad (1)$$

где $h(\omega'_{t+1}|\omega_t = \omega'_t)$ – истинное условное распределение ω'_{t+1} при наличии новостей, $h(\omega'_{t+1}|\omega_t = b\omega_{t-1})$ – истинное условное распределение ω'_{t+1} при отсутствии новостей.

Условное распределение некоторой переменной при диагностических ожиданиях задается следующим образом:

$$h_t^\theta(\omega'_{t+1}) = h(\omega'_{t+1}|\omega_t = \omega'_t) \times \left[\frac{h(\omega'_{t+1}|\omega_t = \omega'_t)}{h(\omega'_{t+1}|\omega_t = b\omega_{t-1})} \right]^\theta \times \frac{1}{Z}, \quad (2)$$

где $h_t^\theta(\omega'_{t+1})$ – смещенное условное распределение переменной ω'_{t+1} , $h(\omega'_{t+1}|\omega_t = \omega'_t)$ – истинное условное распределение переменной ω'_{t+1} при наличии новостей, $h(\omega'_{t+1}|\omega_t = \omega'_t)/h(\omega'_{t+1}|\omega_t = b\omega_{t-1})$ – показатель репрезентативности переменной ω'_{t+1} , отражающий изменение оценки вероятности распределения $h(\omega'_{t+1}|\omega_t = \omega'_t)$, θ – параметр, показывающий степень изменения оценки, $1/Z$ – нормализующая константа (играет чисто техническую роль).

Параметр θ показывает степень изменения оценки вероятности некоторого будущего состояния переменной. Если $\theta = 0$, то распределение будущего состояния переменной не смещается, что говорит о том, что ожидания будут сходиться к рациональным.

Эвристика для ожиданий формулируется следующим образом:

$$E_t^\theta(\omega_{t+T}) = E_t(\omega_{t+T}) + \theta[E_t(\omega_{t+T}) - E_{t-1}(\omega_{t+T})], \quad (3)$$

где $E_t^\theta(\omega_{t+T})$ – ожидаемое значение ω в период $t + T$, $E_t(\omega_{t+T})$ – ожидаемое значение ω в период $t + T$ при условии полностью рациональных ожиданий, $E_t(\omega_{t+T}) - E_{t-1}(\omega_{t+T})$ – пересмотр ожидаемых значений ω в период $t + T$, θ – параметр, показывающий степень изменения оценки вероятности будущего значения ω .

В работе Bordalo et al. (2019) модель диагностических ожиданий применяется для объяснения эмпирического факта, согласно которому акции с более оптимистичными прогнозами долгосрочной прибыли показывают меньшую доходность в будущем в сравнении с акциями, для которых прогнозы по прибыли гораздо менее оптимистичны. Авторы оценивают регрессию, в которой в качестве зависимой переменной выступает ошибка прогноза доходности, а в качестве регрессора – изменение прогноза ожидаемой прибыли. Ошибка прогноза доходности измеряется

как разность фактической средней доходности, рассчитанной на основе прибыли на акцию за соответствующий период, и прогнозной. Коэффициент при регрессоре оказывается отрицательным и статистически значимым, что можно интерпретировать так: результатом появления новостей, приводящих к положительной переоценке прогноза по прибыли, становится завышение ожидаемой доходности относительно реализовавшейся впоследствии.

В более поздней работе Bordalo et al. (2020) модель диагностических ожиданий применяется для объяснения ожиданий относительно традиционных макроэкономических показателей. Авторы проверяют для ряда макропеременных, можно ли предсказать ошибку их прогноза на основе предшествующих пересмотров прогнозов, и приходят к выводу, что ошибки прогнозов (как индивидуальных, так и консенсус-прогнозов) действительно связаны с их прошлыми пересмотрами, однако эта связь различна для разных макропеременных: для одних наблюдается чрезмерная реакция на новости (отрицательный знак коэффициента), для других – недостаточная (знак коэффициента положительный). Кроме того, Bordalo et al. (2020) указывают на различие знаков в случае индивидуальных и консенсус-прогнозов. Для значительной доли индивидуальных прогнозов гипотеза о диагностических ожиданиях подтверждается (отрицательный знак коэффициента, соответствующий чрезмерной реакции на новости), тогда как в случае консенсус-прогнозов оценки модели говорят об их недостаточной реакции на новую информацию (знак положительный). Авторы объясняют это различие тем, что, хотя при прогнозировании каждый отдельный индивидум может чрезмерно реагировать на отдельные новости, он игнорирует остальные; реакция консенсус-прогнозов может быть недостаточной потому, что разные аналитики реагируют на разные новости.

Проблематичность применения концепции диагностических ожиданий к обычным макроэкономическим переменным обсуждают Frydman and Frydman (2022). Их критика направлена против притязаний данной концепции на высокую степень универсальности в макроэкономическом моделировании. Авторы показывают, что эвристика репрезентативности (*representativeness heuristic*) не является универсальным инструментом для описания поведения агентов в рамках поведенческой экономики. Теоретические результаты, полученные в рамках модели диагностических ожиданий, во многом зависят от предположений о форме функции плотности распределения, описывающей референтную группу, относительно которой агенты оценивают поступающие новости.

L’Huillier et al. (2024) сравнивают объясняющую способность диагностических ожиданий и рациональных ожиданий в рамках одной новокейнсианской модели. При переходе к модели с диагностическими ожиданиями авторы получают следующие примечательные результаты. Во-первых, текущее потребление становится более чувствительным к изменению инфляционных ожиданий. Во-вторых, диагностические ожидания увеличивают волатильность выпуска в новокейнсианской модели (из-за наличия в этой модели номинальных жесткостей) и уменьшают – в модели реального делового цикла. В-третьих, диагностические ожидания позволяют объяснить так называемый кейнсианский шок предложения – ситуацию, при которой негативный шок предложения вызывает пессимистичные настроения относительно ожидаемого выпуска, что приводит к спаду потребления и, как следствие, к дополнительному снижению выпуска.

Bianchi et al. (2024) исследуют связь диагностических ожиданий с эффектом отдаленной памяти на основе встраивания диагностических ожиданий в модель перманентного дохода и новокейнсианскую модель. На макроэкономических данных по США авторы показывают, что для возникновения циклов быстрых подъемов и спадов в выпуске, потреблении, воспринимаемой реальной ставке и других переменных в ответ на единичные шоки агенты должны характеризоваться наличием диагностических ожиданий и памятью о более отдаленных периодах.

Также существуют попытки встроить диагностические ожидания в макрофинансовые модели, примером чего является работа Maxted (2024). На основе макроэкономической модели общего равновесия с финансовыми трениями и диагностическими ожиданиями автор показывает на данных США, что, во-первых, финансовые кризисы – следствие чрезмерного оптимизма, вызывающего инфляцию цен активов; во-вторых, диагностические ожидания в сочетании с финансовыми трениями вызывают сильные колебания инвестиций и выпуска; и в-третьих, диагностические ожидания могут играть стабилизирующую роль в период финансовых потрясений: чрезмерный пессимизм приводит к росту прибыли финансовых посредников относительно ожиданий и улучшению их баланса.

Из относительно недавних стоит отметить работу Na and Yoo (2025), в которой диагностические ожидания встраиваются в модель реального делового цикла для малой открытой экономики, калиброванной по данным Аргентины. Наличие диагностических ожиданий вместо рациональных приводит к более сильному отклику выпуска, потребления и инвестиций на шок совокупной производительности факторов. Наконец, эмпирическая работа Constantinides and Montone (2025) на данных США показывает, что диагностический характер ожиданий усиливает цикличность в экономике: рост позитивных настроений экономических агентов (в качестве прокси которых используется индекс потребительских настроений) увеличивает выпуск, потребление и инвестиции в текущем периоде.

Резюмируя обзор исследований по теории диагностических ожиданий, можно отметить следующее. Во-первых, эмпирические исследования этой теории рассматривают в основном развитые страны (США, страны Европы) и обычно ограничиваются простой проверкой чрезмерной реакции ожиданий экономических агентов на новую информацию без попытки связать теорию с конкретными макроэкономическими условиями (высокой инфляцией, рецессией и др.). Во-вторых, на данный момент предпринимаются попытки встроить диагностические ожидания в основные теоретические модели макроэкономики, но полноценное эмпирическое сравнение объясняющей силы теории диагностических ожиданий с альтернативными теориями, не основанными на рациональных ожиданиях, в литературе отсутствует.

3. Описание данных и методология

3.1. Данные

Список используемых в настоящей работе данных приведен в Табл. 1. Периодичность всех данных месячная. Для России медианные значения воспринимаемой и ожидаемой инфляции без регулярных пропусков в рядах данных доступны с марта 2014 г. (исключение – пропуски с апреля по июль 2020 г.), что позволяет

рассчитать ошибки прогноза и показатель пересмотра прогноза для периода с апреля 2015 г. по сентябрь 2023 г., с пропуском с апреля по июль 2021 г. – для ошибки прогноза и с апреля по август 2021 г. – для пересмотра прогноза.

Таблица 1. Описание данных

Данные	Период	Источники
Россия		
Ожидаемая инфляция (12 месяцев), %	апрель 2014 г. – сентябрь 2022 г.	Опросы «инФОМа» по заказу Банка России ³
Воспринимаемая инфляция, %	апрель 2014 г. – сентябрь 2022 г.	Росстат ⁴
ИПЦ, %	апрель 2014 г. – сентябрь 2023 г.	Росстат ⁴
Уровень безработицы, %	апрель 2014 г. – сентябрь 2023 г.	Росстат ⁵
Индекс бизнес-климата	апрель 2014 г. – сентябрь 2023 г.	Банк России ⁶
Ключевая ставка Банка России, %	апрель 2014 г. – сентябрь 2023 г.	Банк России ⁷
Обменный курс рубля к доллару США	апрель 2014 г. – сентябрь 2023 г.	Банк России
США		
Ожидаемая инфляция (12 месяцев)	июнь 2013 г. – февраль 2023 г.	Федеральный резервный банк (ФРБ) Нью-Йорка ⁸
Ожидаемая инфляция (3 года)	июнь 2013 г. – февраль 2021 г.	Бюро статистики труда США ⁹
ИПЦ, %	июнь 2013 г. – февраль 2024 г.	Бюро статистики труда США ⁹
Уровень безработицы, %	июнь 2013 г. – февраль 2024 г.	ФРС США ¹⁰
Ставка Федеральной резервной системы (ФРС) США	июнь 2013 г. – февраль 2024 г.	ФРС США ¹⁰
Цена нефти Brent, \$/барр.	июнь 2013 г. – февраль 2024 г.	База данных Cbonds ¹¹

Источник: составлено автором

Выбор контрольных переменных определяется следующими соображениями. Уровень безработицы используется как прокси для экономической активности. Номинальный обменный курс рубля к доллару США и ключевая ставка Банка России – переменные, влияющие как на динамику фактической инфляции, так и на инфляционные ожидания при условии, что экономические агенты представляют характер взаимосвязей обменного курса, ключевой ставки и инфляции.

В отношении уровня безработицы следует сделать одну оговорку: исследования российского рынка труда показывают, что этот показатель может быть недостаточно хорошим прокси для экономической активности из-за слабой чувствительности динамики занятости к динамике ВВП – в середине 2010-х гг. эта эластичность оценивалась в 0,25–0,33% (Гимпельсон и Капелюшников, 2015). Вследствие этого в качестве прокси для экономической активности дополнительно используется индекс бизнес-климата из мониторинга предприятий Банка России.

Данные по обменному курсу рубля к доллару США доступны по дням, но в целях настоящего исследования взяты значения на последний день каждого месяца

³ См. https://www.cbr.ru/analytics/dkp/inflationary_expectations/

⁴ См. <https://rosstat.gov.ru/statistics/price>

⁵ См. https://rosstat.gov.ru/labour_force

⁶ См. <https://www.cbr.ru/dkp/mp/>

⁷ См. https://www.cbr.ru/hd_base/

⁸ См. <https://www.newyorkfed.org/microeconomics/databank.html>

⁹ См. <https://www.bls.gov/>

¹⁰ См. <https://fred.stlouisfed.org/series/DPCREDIT>

¹¹ См. <https://cbonds.ru/oil/>

с апреля 2014 г. по сентябрь 2023 г. Аналогичным образом сформирован ряд данных по ключевой ставке Банка России.

Выбор временного промежутка для данных по США обусловлен доступностью данных обследования инфляционных ожиданий ФРБ Нью-Йорка. Отметим, что эти данные доступны как в формате временных рядов, так и в формате микроданных – последние используются при составлении псевдопанели (см. подробнее Раздел 3.2). При формировании ряда данных по цене нефти Brent использовались цены закрытия на последний торговый день месяца.

3.2. Методология

Мы определяем ошибку прогноза как разницу между фактическим значением годовой инфляции в месяце $t + h$ и инфляционными ожиданиями на h месяцев вперед, зафиксированными в месяце t . Например, при расчете ошибки прогноза для апреля 2016 г. используется значение годовой инфляции в апреле 2016 г. и показатель ожидания роста цен на следующие 12 месяцев по данным опроса, проведенного в апреле 2015 г.

Показатель пересмотра прогноза рассчитывается как разность значений инфляционных ожиданий, полученных при замерах в текущем месяце и в предыдущем. Например, пересмотр прогноза в апреле 2015 г. – это разность между инфляционными ожиданиями на год вперед по данным опросов за апрель и март 2015 г.

Если данные соответствуют гипотезе диагностических ожиданий, ошибка прогноза должна быть отрицательно связана с показателем пересмотра прогноза, то есть изменением ожиданий на аналогичный временной горизонт, которое предположительно отражает поступление агентам новой информации. Отрицательный коэффициент при показателе пересмотра прогноза означает, что пересмотр уменьшает значение ошибки прогноза (то есть при пересмотре происходит увеличение прогнозного значения относительно реализовавшегося).

3.2.1. Проверка Гипотезы 1 (русские данные)

Для проверки гипотезы диагностических ожиданий на российских данных предлагается оценить эмпирическую модель, аналогичную Bordalo et al. (2020):

$$\pi_{t+h} - \pi_{t+h|t} = \beta_0 + \beta_1(\pi_{t+h|t} - \pi_{t+h-1|t-1}) + \beta X + \epsilon_t, \quad (4)$$

где π_{t+h} – фактический уровень инфляции в период $t + h$, $\pi_{t+h|t}$ – ожидаемый по данным опросов за период t уровень инфляции в период $t + h$, $\pi_{t+h|t} - \pi_{t+h|t-1}$ – показатель пересмотра прогноза (разность прогнозов на одинаковый временной промежуток – 12 месяцев, – сделанных в периоды времени t и $t - 1$ соответственно), X – вектор контрольных переменных.

Базовая модель оценивается сначала без контрольных переменных, а затем с контрольными переменными, которые включают уровень безработицы, обменный курс рубля к доллару США и ключевую ставку Банка России. Если гипотеза диагностических ожиданий верна, коэффициент β_1 должен быть статистически значимым и отрицательным. Поскольку в опросах потребителей не фиксируются прогнозы на одну и ту же дату, сделанные в разные моменты времени, пересмотр прогноза рассчитывается на основе прогнозов на одинаковый временной горизонт,

сделанных в разные периоды. Такой подход применяется Coibion and Gorodnichenko (2015) в тех случаях, когда пересмотр прогноза нельзя рассчитать другим способом (проблема возможной эндогенности обсуждается в Приложениях В4 и С3 в онлайн-версии статьи, дополнительно в Приложении D обсуждается воспроизведение результатов Coibion and Gorodnichenko, 2015). Отметим, что при этом подходе предполагается, что при пересмотре прогноза на один период вперед изменение ожидаемой инфляции равномерно распределяется на весь прогнозный горизонт (по всем месяцам), а не концентрируется только на добавленном периоде (то есть только на одном добавленном месяце).

Если временные ряды не содержат единичного корня, оценивать модель можно с помощью обычного метода наименьших квадратов. Если временные ряды интегрированы первого порядка $I(1)$, то можно искать коинтеграцию по методологии Ингла – Грейнджера (Engle–Granger) либо проводить оценку, используя первые разности.

В качестве первой проверки на устойчивость по временным рядам ошибки прогноза, пересмотра прогноза, безработицы, номинальной ставки и обменного курса строится модель векторной авторегрессии (Vector Autoregression, VAR), на основе которой проверяется наличие причинности по Грейнджеру между ошибкой прогноза и пересмотром прогноза и наличие откликов ошибки прогноза на пересмотр прогноза.

Для второй проверки на устойчивость рассчитываются показатели $\pi_t^e - \pi_t^p$ (разница между ожидаемой и воспринимаемой инфляцией) и $\pi_t - \pi_t^p$ (разница между фактической и воспринимаемой инфляцией) для периода с апреля 2014 г. по сентябрь 2023 г. с пропусками в апреле – июле 2020 г. На основе данных показателей мы строим новые ряды ошибок прогноза и пересмотров прогноза с апреля 2015 г. по сентябрь 2023 г. Два полученных ряда используются для оценки модели, заданной уравнением (4), – сначала без контрольных переменных, а затем с их включением. Новый ряд пересмотра прогноза имеет пропуски в апреле – августе 2021 г., а новый ряд ошибок прогноза в силу пропусков в обоих исходных рядах имеет пропуски в апреле – июле 2020 г. и апреле – июле 2021 г. Использование показателя $\pi_t^e - \pi_t^p$ основано на работе Dusa-Radu et al. (2021), в которой он применяется для исследования связи между инфляционными ожиданиями и потреблением товаров длительного пользования. Его применение для агрегированных данных представляется оправданным, поскольку многие проинфляционные факторы воздействуют на инфляцию с лагом, что предположительно ведет к опережающему росту ожидаемой инфляции относительно воспринимаемой (то есть к увеличению $\pi_t^e - \pi_t^p$ со временем).

Все временные ряды предварительно исследованы на стационарность с помощью расширенного теста Дики – Фуллера (Augmented Dickey–Fuller, ADF), теста Филлипса – Перрона (Phillips–Perron, PP) и теста Квятковского – Филлипса – Шмидта – Шина (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin, KPSS) в пакете *EViews*. Результаты тестов для ошибки прогноза дают неоднозначные результаты; основные оценки выполняются исходя из того, что этот временной ряд является $I(1)$ (обоснование см. в Приложении А, подробные результаты тестов на единичные корни – в Табл. А.1–А.3).

Для проверки Гипотезы 1 тестируются следующие предположения:

- 1) коэффициент при показателе пересмотра прогноза β_1 статистически значим и отрицателен при оценке базовой модели как с контрольными переменными, так и без них;

- 2) β_1 статистически значим и отрицателен при оценке модели с использованием показателя $\pi_t^e - \pi_t^p$ как с контрольными переменными, так и без них;
- 3) в VAR-моделях наблюдается причинность по Грейнджеру между показателем пересмотра прогноза и ошибкой прогноза, а шок пересмотра прогноза отрицательно влияет на ошибку прогноза.

3.2.2. Проверка Гипотезы 2 (данные по США)

Для проверки второй гипотезы исследования проводится две содержательные процедуры: 1) оценка модели диагностических ожиданий на данных по США по той же методологии, что и для российских данных; 2) оценка модели помесячно на повторяющихся пространственных данных (на основе составленной псевдопанели) с формированием временного ряда коэффициентов β_1 и последующим анализом взаимосвязей этого ряда с макроэкономическими показателями (в первую очередь с уровнем инфляции).

Методология первой процедуры аналогична описанной в Разделе 3.2.1. Далее излагается методология второй процедуры.

Процедура составления псевдопанели для проверки гипотезы о связи временного ряда β_1 с макропеременными опирается на идею, первоначально изложенную Deaton (1985). Суть в том, что из пространственных микроданных, повторяющихся во времени, можно составить псевдопанель путем объединения наблюдений (по отдельным респондентам) в когорты на основе некоторых общих характеристик. В дальнейшем когорты рассматриваются как постоянные агенты, наблюдаемые в последовательные периоды времени.

Использование псевдопанелей для исследования потребительского поведения довольно распространено. Например, в работе Deaton et al. (1985) псевдопанель, составленная на данных ежегодного опроса домохозяйств Великобритании British Family Expenditure Survey, используется для изучения теории жизненного цикла предложения труда и спроса на товары. В работе Easaw et al. (2013) псевдопанель на основе данных обследования итальянских домохозяйств применяется для идентификации детерминант формирования инфляционных ожиданий домохозяйств (влияние текущей инфляции, учет мнений профессиональных аналитиков, феномен чрезмерной реакции на новости). Псевдопанель также может служить инструментом проверки устойчивости результатов – например, Dusa-Radu et al. (2021) оценивают свою модель на сконструированной ими псевдопанели в качестве проверки на устойчивость при изучении связи ожидаемой инфляции и склонности к потреблению товаров длительного пользования.

В настоящем исследовании мы составляем псевдопанель по когортам на основе возраста и пола респондентов. Для каждого временного интервала (1 месяц) было сформировано 20 когорт – 10 мужских и 10 женских, соответствующих возрастным группам: до 30 лет включительно, 31–35, 36–40, 41–45, 46–50, 51–55, 56–60, 61–65, 66–70, 71 год и старше. Минимальное количество наблюдений в одной когорте – около 20, максимальное – около 100 (с учетом удаления выбросов по ожидаемой инфляции – значений более 20% и менее -10%); этот разброс связан с различным количеством наблюдений в каждом временном периоде в исходных данных (примерно от 1200 до 1700 наблюдений за месяц).

Способ агрегирования значений внутри когорт практически не обсуждается в соответствующей литературе. В нашем случае наличие отрицательных и нулевых значений ожидаемой инфляции не позволяет агрегировать значения переменных путем расчета среднего геометрического, поэтому агрегирование производится путем расчета среднего арифметического.

В качестве контрольных переменных для оценки регрессий по месяцам используются ожидаемое изменение уровня безработицы (в процентных пунктах), возраст и пол. Выбор контрольных переменных обусловлен тем, что, во-первых, ожидаемое изменение безработицы может коррелировать с ожидаемой инфляцией и тем самым влиять на ошибку прогноза; во-вторых, пол и возраст влияют на восприятие людьми инфляции и степень точности их прогнозов по инфляции, поэтому использование данных переменных позволит избежать потенциального смещения в оценке коэффициентов при показателе пересмотра прогнозов β_1 .

После составления псевдопанели для каждой когорты в каждом месяце рассчитываются показатели ошибки прогноза и пересмотра прогноза за период с июля 2013 г. по февраль 2023 г. Для получения помесечных оценок модель, заданная уравнением (4), оценивается отдельно на каждом месячном срезе по 20 наблюдениям (20 когорт за месяц), что дает 116 значений β_1 (одно на каждый месяц). Все оценки проверяются на наличие гетероскедастичности и автокорреляции в остатках, что обеспечивает корректность выводов о значимости коэффициентов. Полученный временной ряд коэффициентов тестируется на стационарность; в зависимости от результатов тестов выбираются методы, применяемые для анализа взаимосвязей между β_1 и макропеременными.

Как и в случае с российскими данными, все временные ряды тестируются на стационарность с помощью ADF-, PP- и KPSS-тестов в пакете *EViews*. Результаты тестов приведены в Приложении А (Табл. А.4–А.6).

Для проверки Гипотезы 2 тестируются следующие предположения:

- 1) β_1 статистически значим и отрицателен при оценке базовой модели как с контрольными переменными, так и без них;
- 2) β_1 статистически значим и отрицателен при оценке модели с использованием показателя инфляционных ожиданий на трехлетнем горизонте как с контрольными переменными, так и без них;
- 3) в VAR-моделях наблюдается причинность по Грейнджеру между показателем пересмотра прогноза и ошибкой прогноза, а шок пересмотра прогноза отрицательно влияет на ошибку прогноза;
- 4) для временного ряда β_1 характерна отрицательная взаимосвязь с фактической инфляцией и безработицей, что означает усиление чрезмерной реакции инфляционных ожиданий в условиях повышенной инфляции или безработицы.

4. Результаты

4.1. Результаты на российских данных

Оценки базовой модели. В Табл. 2 приведены результаты оценивания трех спецификаций базовой модели – без контрольных переменных (Спецификация 1)

и с их включением (2 и 3). Как следует из Табл. 2, использование в качестве прокси для экономической активности индекса бизнес-климата вместо показателя уровня безработицы практически не меняет результаты, а сам коэффициент при индикаторе статистически незначим. Лаг зависимой переменной включен в число регрессоров с целью избавления от автокорреляции в остатках. Во всех спецификациях коэффициент при показателе пересмотра прогноза (β_1) оказывается статистически значимым и отрицательным, что свидетельствует в пользу гипотезы диагностических ожиданий.

Таблица 2. Оценки базовой модели на российских данных

Переменная	Спецификация		
	1	2	3
Пересмотр прогноза	-1,49*** (0,00)	-1,45*** (0,00)	-1,44*** (0,00)
Первый лаг разности ошибки прогноза	0,33*** (0,00)	0,31 (0,00)***	0,31*** (0,00)
Первая разность ключевой ставки	-	-0,06 (0,28)	-0,04 (0,42)
Первая разность обменного курса	-	0,01 (0,72)	0,00 (0,97)
Первая разность уровня безработицы	-	-1,18 (0,28)	-
Индекс бизнес-климата	-	-	0,03 (0,2)
Константа	-0,09 (0,46)	-0,12 (0,22)	-0,13 (0,27)
R^2	0,705	0,714	0,711

Примечание: в скобках приведены p -значения; уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

Оценка по методологии VAR. Для оценки выбрана VAR-модель седьмого порядка (VAR(7)), включающая пять переменных: первую разность ошибки прогноза, показатель пересмотра прогноза, первую разность ключевой ставки, первую разность обменного курса и первую разность уровня безработицы; в альтернативной спецификации вместо уровня безработицы используется индекс бизнес-климата. Порядок VAR выбран на основе теста на максимальный порядок лага. Полученная модель является стационарной и не содержит автокорреляции (см. Приложение В2).

Для выявления отрицательной связи между ошибкой прогноза и показателем пересмотра прогноза использовались тест причинности по Грейнджеру, анализ импульсных откликов и разложение дисперсии ошибки прогноза. Результаты теста причинности по Грейнджеру (Табл. 3) показывают, что пересмотр прогноза является причиной для ошибки прогноза в базовой (без индекса бизнес-климата) спецификации VAR(7). Анализ откликов на шок пересмотра прогноза и разложение дисперсии не дали статистически значимых результатов.

Отметим, что в существующей литературе по диагностическим ожиданиям тестирование с помощью VAR, как правило, не применяется. Кроме того, высокий порядок VAR(7) и небольшая длина исходных временных рядов приводят к тому, что при оценке модели используется 83 месячных наблюдения, что может влиять на статистическую значимость результатов анализа импульсных откликов и разложения дисперсии. В целом результаты данной проверки на устойчивость можно с некоторыми оговорками назвать удовлетворительными.

Таблица 3. Тест причинности по Грейнджеру (российские данные), зависимая переменная – первая разность ошибки прогноза

Переменная	Спецификация	
	1	2
Пересмотр прогноза	13,65493** (0,05)	11,23768 (0,13)
Первая разность ключевой ставки	32,6264*** (0,00)	52,8435*** (0,00)
Первая разность обменного курса	72,4762*** (0,00)	20,70361*** (0,00)
Первая разность уровня безработицы	16,18244** (0,02)	–
Индекс бизнес-климата	–	6,593542 (0,47)

Примечание: в скобках приведены p -значения теста χ^2 ; уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

Оценка с использованием показателя $\pi_t^e - \pi_t^p$. Для данной проверки на устойчивость оценены спецификации без контрольных переменных (1) и с их включением (2). Как и в базовой модели, в обе спецификации включен лаг зависимой переменной для устранения автокорреляции в остатках. Результаты оценивания (см. Табл. 4) согласуются с базовой моделью: коэффициент при пересмотре прогноза оказывается статистически значимым и отрицательным. Сравнение абсолютных значений коэффициентов с оценками базовой спецификации некорректно, поскольку для оценок использовались разные показатели ошибок прогноза. Содержательная интерпретация значения коэффициента затруднена, поскольку зависимая переменная и основной регрессор представляют собой двойные разности (изменение разности между ожидаемой и воспринимаемой инфляцией, а также между фактической и воспринимаемой инфляцией), выраженные в процентных пунктах. Таким образом, результаты данной проверки на устойчивость также подтверждают гипотезу диагностических ожиданий.

Таблица 4. Оценка модели с $\pi_t^e - \pi_t^p$ (российские данные)

Переменная	Спецификация	
	1	2
Пересмотр прогноза	-1,04 (0,00)***	-1,03 (0,00)***
Первый лаг разности ошибки прогноза	0,03 (0,75)	0,03 (0,67)
Первая разность ключевой ставки	–	-0,15 (0,09)
Первая разность обменного курса	–	0,06 (0,12)
Первая разность уровня безработицы	–	-0,72 (0,6)
Константа	0,06 (0,72)	0,03 (0,86)
R^2	0,532	0,544

Примечание: в скобках приведены p -значения; уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

Дополнительно с использованием новых показателей была оценена новая VAR(7), результаты которой согласуются с ранее полученной оценкой: пересмотр прогноза является причиной по Грейнджеру для ошибки прогноза, а анализ импульсных откликов и разложение дисперсии не дают статистически значимых результатов.

Полученные оценки в значительной мере подтверждают Гипотезу 1. Коэффициенты β_1 являются статистически значимыми и отрицательными во всех

спецификациях как базовой модели, так и модели с использованием показателя $\pi_t^e - \pi_t^p$. В VAR-моделях выявлена причинность по Грейнджеру между ошибкой прогноза и пересмотром прогноза, однако не наблюдается отрицательного импульсного отклика ошибки прогноза на шок пересмотра прогноза. В целом результаты свидетельствуют о том, что теория диагностических ожиданий адекватно описывает российские данные.

4.2. Результаты на данных по США

Оценка базовой модели. Результаты оценивания базовой модели в двух спецификациях – без контрольных переменных (Спецификация 1) и с их включением (2) – приведены в Табл. 5. Как и ранее, лаг зависимой переменной включен в число регрессоров для устранения автокорреляции в остатках. По результатам оценивания в обеих спецификациях коэффициент β_1 оказывается статистически значимым и отрицательным, что говорит в пользу гипотезы диагностических ожиданий.

Таблица 5. Оценки базовой модели на данных по США

Переменная	Спецификация	
	1	2
Пересмотр прогноза	-1,27*** (0,00)	-1,29** (0,01)
Первый лаг разности ошибки прогноза	0,4*** (0,00)	0,36*** (0,00)
Первая разность ставки ФРС	-	0,19 (0,16)
Первая разность уровня безработицы	-	0,00 (0,98)
Первая разность цен на нефть Brent	-	-0,99*** (0,00)
Константа	0,02 (0,61)	0,01 (0,92)
R^2	0,452	0,526

Примечание: в скобках приведены p -значения; уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

Оценка по методологии VAR. Для оценки выбрана VAR третьего порядка (VAR(3)), включающая пять переменных: первую разность ошибки прогноза, показатель пересмотра прогноза, первую разность ставки ФРС, первую разность логарифмов цен на нефть Brent и первую разность уровня безработицы. Порядок VAR выбран на основе теста на максимальный порядок лага. Полученная модель является стационарной и не содержит автокорреляции (см. Приложение С1).

Для проверки отрицательной зависимости между показателями ошибки прогноза и пересмотра прогноза использовались тест причинности по Грейнджеру, анализ импульсных откликов и разложение дисперсии ошибки прогноза. Тест причинности по Грейнджеру (Табл. 6) показывает, что пересмотр прогноза не является причиной для ошибки прогноза, однако наблюдается значимая причинность в обратном направлении – от ошибки прогноза к пересмотру.

Как и в случае с российскими данными, анализ импульсных откликов на шоки пересмотра прогноза и разложение дисперсии не дали статистически значимых результатов. Отметим, что на статистическую значимость результатов анализа импульсных откликов и разложения дисперсии, возможно, влияет тот факт, что при оценке модели используется только 112 месячных наблюдений, что связано с порядком VAR(3) и небольшой длиной исходных временных рядов.

Таблица 6. Тест причинности по Грейнджеру (данные по США)

Переменная	Зависимая переменная	
	первая разность ошибки прогноза	пересмотр прогноза
Пересмотр прогноза	1,79 (0,62)	–
Первая разность ошибки прогноза	–	12,34** (0,01)
Первая разность ставки ФРС	9,71** (0,02)	7,16* (0,07)
Первая разность цен на нефть Brent	9,56** (0,02)	7,70** (0,05)
Первая разность уровня безработицы	6,33* (0,10)	9,11** (0,03)

Примечание: в скобках приведены p -значения теста χ^2 ; уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

Оценка с использованием показателя инфляционных ожиданий на трехлетнем горизонте $\pi_{t+24+h|t}$. В рамках данной проверки на устойчивость оцениваются спецификации модели без контрольных переменных (1) и с их включением (2). Как и ранее, лаг зависимой переменной добавлен в модель для избавления от автокорреляции в остатках. Оценки (Табл. 7) согласуются с результатами базовой модели: коэффициент при пересмотре прогноза оказывается статистически значимым и отрицательным (сравнение абсолютных значений коэффициентов некорректно, поскольку для оценок использовались разные показатели). Таким образом, полученные результаты говорят в пользу гипотезы диагностических ожиданий.

Таблица 7. Оценки модели с $\pi_{t+24+h|t}$ (данные по США)

Переменная	Спецификация	
	1	2
Пересмотр прогноза	-0,89*** (0,00)	-0,96*** (0,00)
Первый лаг разности ошибки прогноза	0,48*** (0,00)	0,47*** (0,00)
Первая разность ставки ФРС	–	-0,17** (0,01)
Первая разность уровня безработицы	–	-0,04 (0,1)
Первая разность цен на нефть Brent	–	0,01 (0,98)
Константа	0,01 (0,79)	0,21 (0,1)
R^2	0,289	0,324

Примечание: в скобках приведены p -значения; уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

Дополнительно с использованием показателя инфляционных ожиданий на трехлетнем горизонте была оценена новая VAR(3). Результаты (Табл. 8) несколько отличаются от предыдущих (Табл. 6): в случае трехлетних ожиданий пересмотр прогноза является причиной по Грейнджеру для ошибки прогноза, однако анализ импульсных откликов и разложение дисперсии по-прежнему не выявляют статистически значимых эффектов.

Полученное в оценках изменение направления причинности по Грейнджеру на трехлетнем горизонте относительно годового можно интерпретировать как свидетельство возможного эффекта обучения на коротком горизонте: при пересмотре прогноза агенты учитывают прошлые ошибки. Такие результаты не делают проведенную проверку на устойчивость неудовлетворительной, поскольку в литературе при использовании подобных тестов акцент делается на взаимосвязи между пересмотром прогноза и ошибкой прогноза, а не на направлении причинности.

Таблица 8. Тест причинности по Грейнджеру с $\pi_{t+24+h|t}$ (данные по США)

Переменная	Зависимая переменная	
	первая разность ошибки прогноза	пересмотр прогноза
Пересмотр прогноза	7,09 (0,07)*	–
Первая разность ошибки прогноза	–	5,96 (0,11)
Первая разность ставки ФРС	5,26 (0,15)	4,68 (0,19)
Первая разность цен на нефть Brent	6,15 (0,1)*	5,01 (0,17)
Первая разность уровня безработицы	2,44 (0,48)	10,96 (0,01)**

Примечание: в скобках приведены p -значения теста χ^2 ; уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

Следует отметить, что знак коэффициента β_1 при показателе пересмотра прогноза на данных по США отличается от полученных в предшествующих работах (например, Coibion and Gorodnichenko, 2015). В качестве возможного объяснения расхождений можно отметить различия в выборке: большинство предыдущих исследований использовали полные данные Мичиганского университета, доступные с 1973 г., тогда как данные ФРБ Нью-Йорка не охватывают период до глобального финансового кризиса 2007–2009 гг. Влияние последнего на восприятие инфляции отмечается Chen et al. (2022), однако полноценное объяснение подобных расхождений в оценках β_1 требует отдельного исследования.

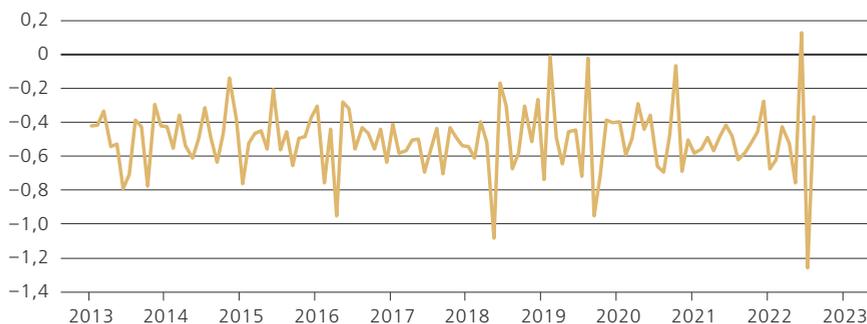
Результаты на псевдопанели. Из полученных 116 значений коэффициента β_1 (Рис. 1) 17 оказались статистически незначимыми (полный ряд значений β_1 с соответствующими p -значениями приведен в Приложении С4). В остальных случаях значения варьируются от $-1,26$ до $-0,27$, что в целом сопоставимо с предыдущими оценками на временных рядах и говорит о чрезмерной реакции инфляционных ожиданий на новую информацию в соответствующие месяцы. Следует отметить, что 13 из 17 незначимых коэффициентов приходятся на период до пандемии и всплеска инфляции (август 2013 г., февраль 2014 г., май 2014 г., январь 2015 г., май 2015 г., декабрь 2015 г., июль 2016 г., декабрь 2018 г., январь 2019 г., апрель 2019 г., июнь 2019 г., август 2019 г., февраль 2020 г.) и только четыре коэффициента – на период пандемии и последующего всплеска инфляции (октябрь 2020 г., апрель 2021 г., декабрь 2022 г., февраль 2023 г.). В какой-то мере это может указывать на способность теории диагностических ожиданий лучше описывать формирование инфляционных ожиданий в условиях повышенной неопределенности, однако данный вывод не является строгим.

Возможные объяснения статистической незначимости коэффициентов помимо чувствительности результатов к процедуре формирования псевдопанели могут заключаться в следующем: 1) в некоторые месяцы чрезмерная реакция инфляционных ожиданий отсутствовала из-за недостатка новой существенной информации об изменении инфляции в будущем; 2) в некоторые месяцы ошибка прогноза преимущественно обусловлена внешними шоками, которые потребители не могли предвидеть на момент формирования ожиданий и, соответственно, не могли учесть при пересмотре прогноза.

Вследствие наличия во временном ряду коэффициентов β_1 статистически незначимых проверка связи этого ряда с макропараметрами не имеет особого смысла. Тем не менее мы выполнили соответствующие оценки (см. Приложение С5). Согласно ADF-тесту, ряд β_1 является стационарным, вследствие чего его связь

с макропараметрами можно проверять с помощью линейной модели, в которой в качестве независимых переменных выступают первая разность уровня безработицы, первая разность инфляции, первая разность ставки ФРС и первая разность логарифмов цен на нефть Brent, а также с помощью VAR. Оценки в модели линейной регрессии оказываются статистически незначимыми, в то время как в VAR-модели наблюдается слабая причинность по Грейнджеру: безработица и первая разность ставки ФРС оказываются причинами для β_1 . Это согласуется с изначальным предположением (см. Раздел 3.2.2), однако не позволяет сделать вывод об усилении чрезмерной реакции инфляционных ожиданий в условиях повышенной инфляции или безработицы.

Рисунок 1. Временной ряд β_1



Источник: расчеты автора

В целом полученные результаты подтверждают выдвинутые ранее (см. Раздел 3.2.2) предположения (1) и (2), частично подтверждают предположение (3) и опровергают предположение (4). Коэффициенты β_1 получились статистически значимыми и отрицательными в обеих спецификациях базовой модели и модели с использованием показателя $\pi_{t+24+h|t}$. В VAR-моделях наблюдается причинность по Грейнджеру между ошибкой прогноза и пересмотром прогноза, однако не наблюдается отрицательного отклика ошибки прогноза на шок пересмотра прогноза. При оценке на псевдопанели коэффициенты β_1 в большинстве случаев получились отрицательными и статистически значимыми, однако некоторые из них оказались незначимыми, и мы не выявили статистически значимых связей между рядом β_1 и макропеременными. Это означает, что модель диагностических ожиданий в целом хорошо описывает формирование инфляционных ожиданий на рассмотренном временном интервале, однако относительная стабильность чрезмерной реакции ожидаемой инфляции на новую информацию не позволяет сделать вывод о том, в какие периоды (например, высокой или низкой инфляции) эта модель лучше описывает поведение ожиданий.

5. Заключение

В работе проверяется на данных по России и США, насколько адекватно модель диагностических ожиданий описывает инфляционные ожидания в странах с длительным опытом высокой инфляции и можно ли утверждать, что в развитых экономиках она лучше соответствует данным в периоды повышенной инфляции.

Полученные результаты позволяют утверждать, что модель диагностических ожиданий действительно применима для описания российских данных по инфляционным ожиданиям потребителей. Оценки базовой модели (с контрольными переменными и без них), а также проведенные проверки устойчивости результатов показали наличие статистически значимой отрицательной зависимости между ошибкой прогноза и пересмотром прогноза. Коэффициент β_1 варьируется от $-1,03$ до $-1,49$. VAR-модели подтверждают наличие причинности по Грейнджеру между показателем пересмотра прогноза и ошибкой прогноза. Отсутствие статистически значимых импульсных откликов на шоки пересмотра прогноза не является критическим, поскольку по методологии теста акцент делается на наличии взаимосвязи.

Модель диагностических ожиданий также может быть применима для описания американских данных по инфляционным ожиданиям потребителей. В линейных моделях коэффициент β_1 является статистически значимым и отрицательным, а VAR-модели показывают наличие причинности по Грейнджеру. Однако проверка связи временного ряда коэффициента β_1 с макропеременными (в том числе динамикой инфляции и безработицы) не выявила статистически значимых зависимостей. Данный результат можно интерпретировать так, что феномен чрезмерной реакции инфляционных ожиданий на новую информацию является относительно стабильным во времени и не зависит от колебаний макропеременных.

Работа имеет ряд ограничений. Во-первых, временной горизонт исследования ограничивается примерно 10 годами (апрель 2014 г. – сентябрь 2023 г. для России и июнь 2013 г. – февраль 2024 г. для США) и на других временных промежутках эмпирические зависимости могут отличаться. Во-вторых, результаты, полученные на псевдопанели, могут быть чувствительными к способу ее формирования; возможное использование других характеристик при формировании когорт может дать отличные от полученных результаты.

Данное исследование может быть продолжено в следующих направлениях: 1) расширение выборки по странам и типам экономических агентов; 2) использование более длинных рядов данных (в случае их доступности); 3) применение более сложных эконометрических моделей для углубленного анализа причинности между показателями ошибки прогноза и пересмотра прогноза.

Приложения к статье см. на сайте
<https://rjmf.econs.online>

Список литературы

- Вымятина Ю. В., Полякова Е. В.** Эволюция подходов к моделированию инфляционных ожиданий // *Финансы и бизнес.* – 2021. – Т. 17. – № 1. – С. 29–51.
- Гимпельсон В. Е., Капелюшников Р. И.** Российская модель рынка труда: испытание кризисом // *Журнал Новой экономической ассоциации.* – 2015. – № 2. – С. 149–254.
- Соколова А. В.** Инфляционные ожидания и кривая Филлипса: оценка на российских данных // *Деньги и кредит.* – 2014. – № 11. – С. 61–67.
- Allais M.** A Restatement of the Quantity Theory of Money // *American Economic Review.* – 1966. – Vol. 56(5). – pp. 1123–1157.

- Allais M.** Growth and Inflation // *Journal of Money, Credit and Banking*. – 1969. – Vol. 1(3). – pp. 355–426.
- Andrade P., Gautier E., Mengus E.** What Matters in Households' Inflation Expectations? // *Journal of Monetary Economics*. – 2023. – Vol. 138. – pp. 50–68.
doi: 10.1016/j.jmoneco.2023.05.007
- Bachmann R., Berg T. O., Sims E. R.** Inflation Expectations and Readiness to Spend: Cross-Sectional Evidence // *American Economic Journal: Economic Policy*. – 2015. – Vol. 7(1). – pp. 1–35. doi: 10.1257/pol.20130292
- Ball L., Croushore D.** Expectations and the Effects of Monetary Policy // *Journal of Money, Credit and Banking*. – 2003. – Vol. 35(4). – pp. 473–484.
- Beladi H., Choudhary A. S., Parai A. K.** Rational and Adaptive Expectations in the Present Value Model of Hyperinflation // *The Review of Economics and Statistics*. – 1993. – Vol. 75(3). – pp. 511–514.
- Bernanke B., Woodford M.** Inflation Forecasts and Monetary Policy // *Journal of Money Credit Bank*. – 1997. – Vol. 29(4). – pp. 653–684. doi: 10.2307/2953656
- Bianchi F., Ilut C., Saijo H.** Diagnostic Business Cycles // *The Review of Economic Studies*. – 2024. – Vol. 91(1). – pp. 129–162.
- Bordalo P., Gennaioli N., Shleifer A.** Diagnostic Expectations and Credit Cycles // *The Journal of Finance*. – 2018. – Vol. 73(1). – pp. 199–227.
- Bordalo P., Gennaioli P., Shleifer A.** Overreaction and Diagnostic Expectations in Macroeconomics // *The Journal of Economic Perspectives*. – 2022. – Vol. 36(3). – pp. 223–244. doi: 10.1257/jep.36.3.223
- Bordalo P., Gennaioli N., Shleifer A., La Porta R.** Diagnostic Expectations and Stock Returns // *The Journal of Finance*. – 2019. – Vol. 74(6). – pp. 2839–2874.
- Bordalo P., Gennaioli N., Shleifer A., Ma Y.** Overreaction in Macroeconomic Expectations // *American Economic Review*. – 2020. – Vol. 110(9). – pp. 2748–2782. doi: 10.1257/aer.20181219
- Bottone M., Tagliabracchi A., Zevi G.** Inflation Expectations and the ECB's Perceived Inflation Objective: Novel Evidence from Firm-Level Data // *Journal of Monetary Economics*. – 2022. – Vol. 129. – pp. 15–34. doi: 10.1016/j.jmoneco.2022.03.006
- Cagan P.** The Monetary Dynamics of Hyperinflation // *Studies in the Quantity Theory of Money / Friedman M., ed.* – Chicago: University of Chicago Press, 1956. – pp. 25–117.
- Capistrán C., Ramos-Francia M.** Does Inflation Targeting Affect the Dispersion of Inflation Expectations? // *Journal of Money, Credit and Banking*. – 2010. – Vol. 42(1). – pp. 113–134. doi: 10.1111/j.1538-4616.2009.00280.x
- Carroll C. D.** Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters // *Quarterly Journal of Economics*. – 2003. – Vol. 118(1). – pp. 269–298.
- Chen J., Gornicka L., Zdarek V.** Biases in Survey Inflation Expectations: Evidence from the Euro Area. – *IMF Working Papers*. – 2022. – N 205. doi: 10.5089/9798400204401.001
- Chow G. C.** Rational Versus Adaptive Expectations in Present Value Models // *The Review of Economics and Statistics*. – 1989. – Vol. 71(3). – pp. 376–384.
- Coibion O., Gorodnichenko Y.** Information Rigidity and the Expectation Formation Process: A Simple Framework and New Facts // *American Economic Review*. – 2015. – Vol. 105(8). – pp. 2644–2678. doi: 10.1257/aer.20110306

- Coibion O., Gorodnichenko Y., Kamdar R.** The Formation of Expectations, Inflation and the Philips Curve // *Journal of Economic Literature*. – 2018. – Vol. 56(4). – pp. 1447–1491. doi: 10.1257/jel.20171300
- Coibion O., Gorodnichenko Y., Kumar S.** How Do Firms Form Their Expectations? New Survey Evidence // *American Economic Review*. – 2018. – Vol. 108(9). – pp. 2671–2713.
- Constantinides G. M., Montone M.** Diagnostic Expectations and the Macroeconomy // *SSRN Electronic Journal*. – 2025. doi: 10.2139/ssrn.5139957
- Deaton A.** Panel Data from Time Series of Cross Sections // *Journal of Econometrics*. – 1985. – Vol. 30(1–2). – pp. 109–126.
- Deaton A., Irish M., Browning M.** A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-Cycle // *Econometrica*. – 1985. – 53(3). – pp. 503–544.
- Duca-Radu I., Kenny G., Reuter A.** Inflation Expectations, Consumption and the lower Bound: Micro Evidence from a Large Multi-Country Survey // *Journal of Monetary Economics*. – 2021. – Vol. 118(2). – pp. 120–134.
- Easaw J., Golinelli R., Malgarini M.** What Determines Households Inflation Expectations? Theory and Evidence from a Household Survey // *European Economic Review*. – 2013. – Vol. 61. – pp. 1–13. doi: 10.1016/j.eurocorev.2013.02.009
- Evans G. W., Honkapohja S.** Adaptive Learning and Monetary Policy Design // *Journal of Money, Credit and Banking*. – 2003. – Vol. 35(6). – pp. 1045–1072.
- Evans G. W., Ramey G.** Adaptive Expectations, Underparameterization and the Lucas Critique // *Journal of Monetary Economics*. – 2006. – Vol. 53(2). – pp. 249–264. doi: 10.1016/j.jmoneco.2004.12.002
- Frydman R., Frydman H.** Why Diagnostic Expectations Cannot Replace REH // *Institute for New Economic Thinking Working Paper Series*. – 2022. – N 175.
- Gaspar V., Smets F., Vestin D.** Adaptive Learning, Persistence and Optimal Monetary Policy // *Journal of European Economic Association*. – 2006. – Vol. 4(2–3). – pp. 376–385. doi: 10.1162/jeea.2006.4.2-3.376
- Gaspar V., Smets F., Vestin D.** Inflation Expectations, Adaptive Learning and Optimal Monetary Policy // *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 3 / Friedman B.M., Woodford M., eds. – Elsevier, 2010. – pp. 1055–1095. doi: 10.1016/B978-0-444-53454-5.00007-4
- Han Z.** Asymmetric Information and Misaligned Inflation Expectations // *Journal of Monetary Economics*. – 2024. – Vol. 143. – Article 103529. doi: 10.1016/j.jmoneco.2023.10.010
- L’Huillier J.-P., Singh S. R., Yoo D.** Incorporating Diagnostic Expectations into the New Keynesian Framework // *The Review of Economic Studies*. – 2024. – Vol. 91(5). – pp. 3013–3046. doi: 10.1093/restud/rdad101
- Lima G. T., Setterfield M., da Silveria J. J.** Inflation Targeting and Macroeconomic Stability with Heterogeneous Inflation Expectations // *Journal of Post Keynesian Economics*. – 2014. – Vol. 37(2). – pp. 255–279. doi: 10.2753/PKE0160-3477370204.2015.11082990
- Lucas R. E. Jr.** Econometric Policy Evaluation: A Critique // *Journal of Monetary Economics*. – 1976. – Vol. 1. – pp. 19–46.
- Mackowiak B., Wiederholt M.** Optimal Sticky Prices under Rational Inattention // *American Economic Review*. – 2009. – Vol. 99(3). – pp. 769–803. doi: 10.1257/aer.99.3.769

- Mankiw G., Reis R.** Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve // *The Quarterly Journal of Economics*. – 2002. – Vol. 117(4). – pp. 1295–1328. doi: 10.1162/003355302320935034
- Maxted P.** A Macro-Finance Model with Sentiment // *The Review of Economic Studies*. – 2024. – Vol. 91(1). – pp. 438–475. doi: 10.1093/restud/rdad023
- Muth J.** Rational Expectations and the Theory of Price Movements // *Econometrica*. – 1961. – Vol. 29(3). – pp. 315–335. doi: 10.2307/1909635
- Na S., Yoo D.** Overreaction and Macroeconomic Fluctuation of the External Balance // *Journal of Monetary Economics*. – 2025. – Vol. 151. – Article 103750. doi: 10.1016/j.jmoneco.2025.103750
- Ropele T., Coibion O., Gorodnichenko Y.** Inflation Expectations and Misallocation of Resources: Evidence from Italy // *American Economic Review: Insights*. – 2024. – Vol. 6(2). – pp. 246–261. doi: 10.1257/aeri.20230201
- Sims A. C.** Implications of Rational Inattention // *Journal of Monetary Economics*. – 2003. – Vol. 50(3). – pp. 665–690.
- Timmerman A.** Can Agents Learn to Rational Expectations? Some Results on Convergence and Stability of Learning in the UK Stock Market // *The Economic Journal*. – 1994. – Vol. 104(425). – pp. 777–797. doi: 10.2307/2234974
- Woodford M.** An Example of Robustly Optimal Monetary Policy with Near-Rational Expectations // *Journal of the European Economic Association*. – 2006. – Vol. 4(2–3). – pp. 386–395. doi: 10.1162/jeea.2006.4.2-3.386

Нарративы при формировании инфляционных ожиданий домохозяйств

Елизавета Звездина, МГУ имени М. В. Ломоносова¹

elizaveta.zvezdina@ya.ru

В статье на основе рандомизированного экспериментального опроса исследуется влияние нарративов о трансмиссионном механизме ключевой ставки Банка России на инфляционные ожидания российских домохозяйств. Показано, что в субъективных моделях респондентов доминирует канал издержек и повышение ключевой ставки чаще воспринимается ими как фактор роста цен. Эффект от представления нарративов респондентам существенно зависит от их исходных убеждений: нарративы, акцентирующие роль канала спроса, снижают ожидания в основном у тех респондентов, изначально убеждения которых согласуются с этими нарративами. Информация о повышении ставки без объяснения механизма ее действия приводила к росту инфляционных ожиданий в ряде групп, тогда как в сочетании с нарративом о канале спроса обеспечивала их значимое снижение. Согласно результатам регрессионного и медиационного анализа, повышение доверия к предоставляемой информации ведет к дополнительному снижению инфляционных ожиданий. Результаты выявляют гетерогенность реакции респондентов по полу и уровню образования и подчеркивают необходимость таргетированной коммуникационной стратегии, опирающейся на понятные нарративы с учетом исходных убеждений аудитории.

Ключевые слова:

*инфляционные ожидания,
нарративная экономика,
ключевая ставка,
канал издержек, канал спроса,
коммуникационная политика,
рандомизированный эксперимент*

JEL Codes: C91, D84, E31, E52, E58

Цитирование:

Zvezdina, E. (2026). Narratives and the Household Inflation Expectations. *Russian Journal of Money and Finance*, 85(1), pp. 63–94.

1. Введение

В условиях высокой макроэкономической неопределенности эффективность коммуникационной политики центральных банков становится критически важным фактором достижения ценовой стабильности. Банк России активно использует коммуникацию как инструмент воздействия на инфляционные ожидания домохозяйств, однако существует заметный разрыв между теоретическими представлениями

¹ Автор – победитель Конкурса экономических исследований студентов и аспирантов вузов Банка России и журнала «Деньги и кредит» 2025 г.

о механизмах денежно-кредитной политики (ДКП) и представлениями об этих механизмах населения. Этот разрыв проявляется как в ограниченном понимании трансмиссионных механизмов ДКП, так и в значительных отклонениях инфляционных ожиданий домохозяйств от прогнозов Банка России. В периоды высокой ключевой ставки минимизация риска возникновения обратного (perverse) эффекта сдерживающей ДКП на инфляционные ожидания населения приобретает особую значимость. Например, по данным опроса «инФОМа» за ноябрь 2024 г., среди респондентов, которым было известно о повышении ключевой ставки (49% от выборки), около 39% респондентов оценивали это повышение как меру, приносящую им и их семьям больше вреда, чем пользы, и лишь 8% придерживались противоположной точки зрения (см. Приложение С в онлайн-версии статьи, Рис. С1)². Такие результаты указывают на значительные различия между логикой ДКП и восприятием ее последствий населением.

Расхождение в интерпретации ДКП может существенно снижать эффективность принимаемых мер по сдерживанию инфляции. Современные исследования показывают, что домохозяйства преимущественно воспринимают повышение ключевой ставки через призму канала издержек, а не канала спроса (Demgensky and Fritsche, 2023; Andre et al., 2024), на который опираются центральные банки при формировании ДКП. Это означает, что решения о повышении ставки могут восприниматься населением как сигнал о будущем росте цен, что провоцирует проинфляционное поведение вместо ожидаемого снижения инфляционных ожиданий.

Исследования в области нарративной экономики (Shiller, 2020; Andre et al., 2022) указывают на ключевую роль субъективных моделей интерпретации экономических событий в формировании ожиданий индивидуумами. Нарративы, как структурированные объяснения причинно-следственных связей между экономическими явлениями, выступают важным медиатором между официальной коммуникацией регулятора и фактическим изменением поведенческих паттернов населения.

В отличие от предшествующих работ, фокусирующихся на анализе агрегированных показателей или корреляционных зависимостей, в этом исследовании используется рандомизированный контролируемый эксперимент для оценки эффектов воздействия нарративов. В ходе эксперимента четыре группы респондентов получают различные комбинации сообщений о возможном повышении или сохранении ключевой ставки – с пояснительным нарративом либо без него, – после чего оцениваются их инфляционные ожидания. Особое внимание в работе уделяется анализу субъективных моделей взаимосвязи между изменением ключевой ставки и динамикой инфляции, что расширяет теоретические представления о механизмах трансмиссии ДКП на микроуровне.

Результаты работы подтверждают преобладание канала издержек в субъективных моделях респондентов (то есть в том, как они представляют механизм денежной трансмиссии): средний показатель уверенности респондентов в действенности этого канала (3,92 балла при оценке по пятибалльной шкале) статистически значимо превышал показатель уверенности в действенности канала спроса (3,29 балла). Информация о повышении ключевой ставки без сопровождающего нарратива приводила к росту инфляционных ожиданий в отдельных демографических группах

² Результаты опроса доступны на сайте ФОМа: <https://fom.ru/Ekonomika/15106>

(у мужчин – на 1,27 процентного пункта (п. п.), у респондентов без высшего образования – на 0,96 п. п.). При этом предоставление нарратива, объясняющего механизм ДКП через канал спроса, при сообщении о повышении ставки создавало синергетический эффект, снижая инфляционные ожидания на 2,21 п. п. в среднем по выборке, очищенной от выбросов и невнимательно заполненных анкет. Установлена положительная связь между предоставлением нарратива и доверием к информации, содержащей прогноз изменения ключевой ставки: при наличии нарратива средний уровень доверия к предоставленной информации составил 3,5 балла, без нарратива – 3,16 (разница статистически значима, $p = 0,0004$). Также показана медиационная роль доверия в снижении инфляционных ожиданий. Критически важным оказалось влияние исходных установок респондентов: эффективность нарратива существенно зависела от совместимости транслируемого сообщения с доминирующими убеждениями, что ограничивает возможности коммуникационных интервенций в преодолении укорененных представлений об экономических взаимосвязях.

Практическая значимость работы определяется возможностью применения ее результатов для совершенствования коммуникационной стратегии Банка России. В частности, результаты свидетельствуют о необходимости систематического сопровождения сообщений об изменении ключевой ставки понятными объяснениями трансмиссионного механизма, особенно в периоды ужесточения ДКП. Выявленные гендерные и образовательные различия в восприятии экономической информации говорят о необходимости разрабатывать более таргетированные коммуникационные стратегии для различных сегментов аудитории. Кроме того, эффективная коммуникация требует учета исходных когнитивных установок аудитории и поиска точек соприкосновения с существующими нарративами, а не их прямого опровержения.

Статья структурирована следующим образом. В Разделе 2 представлены обзор исследований коммуникационной политики центральных банков и концепция экономических нарративов. В Разделе 3 сформулированы исследовательские гипотезы и описан экспериментальный дизайн. Раздел 4 содержит анализ эмпирических результатов. В Разделе 5 сформулированы выводы и практические рекомендации.

2. Теоретический обзор

Теоретическую основу работы составляют три взаимосвязанных подхода: концепция формирования инфляционных ожиданий с акцентом на коммуникационную политику регулятора, нарративная экономика и теоретические модели трансмиссии ДКП.

2.1. Коммуникационная политика

В настоящее время центральные банки стран, реализующих политику таргетирования инфляции, для достижения ценовой стабильности помимо стандартного инструмента ДКП (изменения ключевой ставки) используют активную коммуникационную политику, направленную на управление инфляционными ожиданиями населения. Так, согласно «Основным направлениям единой государственной денежно-кредитной политики на 2026 год и период 2027 и 2028 годов» (Банк России, 2025, стр. 8), ключевая ставка и коммуникация являются основными инструментами ДКП.

Blinder et al. (2008) показывают с помощью простой теоретической схемы, что эффективность ДКП в значительной мере зависит от коммуникаций центрального банка и того, как он объясняет свои решения. Авторы отмечают, что меры ДКП действуют по меньшей мере через три канала: 1) прямое влияние краткосрочной ставки на совокупный спрос; 2) прямое влияние сигналов центрального банка на ожидания будущих краткосрочных процентных ставок; 3) влияние изменения краткосрочных процентных ставок на долгосрочные ставки и, далее, совокупный спрос. Коммуникация как инструмент ДКП направлена на управление ожиданиями и их согласование с целевыми показателями инфляции, поэтому правильная коммуникация вносит значительный вклад в достижение поставленных регуляторами целей.

Задача центрального банка, таргетирующего инфляцию, заключается в создании понятной и заслуживающей доверия информации о механизмах действия ДКП. Регулятор должен стремиться донести информацию так, чтобы она способствовала формированию индивидами ожиданий, более согласованных с экономической теорией.

Однако в литературе нет консенсуса относительно влияния коммуникаций центральных банков на ожидания населения. Так, Lamla and Vinogradov (2019) заключают, что, хотя заявления центрального банка не оказывают прямого влияния на убеждения и инфляционные ожидания населения, они увеличивают вероятность поиска людьми информации о политике центрального банка в других источниках. Vaganowski et al. (2021) приходят к выводу, что коммуникации центрального банка оказывают значимый, хотя и краткосрочный, эффект на ожидания населения. Похожие результаты получены Haldane and McMahon (2018), которые показали также, что на пересмотр инфляционных ожиданий населением больше влияют сообщения об инфляции, представленные в виде простых и понятных текстов, чем наполненные статистическими данными официальные заявления центральных банков. Этот пример подтверждает, что более доступные по языку нарративы улучшают понимание и восприятие населением информации о политике центрального банка. Литература в целом показывает, что коммуникация центрального банка может способствовать заякориванию инфляционных ожиданий, хотя сила эффекта неоднородна и зависит от доверия и восприимчивости домохозяйств (Binder, 2017; Coibion et al., 2022).

В условиях высокой инфляции экономические агенты проявляют повышенное внимание к ценовой динамике (Coibion et al., 2020), при этом основным источником информации для них чаще всего служат потребительские цены. Однако высокая волатильность этих цен ведет к нестабильности оценок инфляции экономическими агентами, что значительно усложняет процесс заякоривания ожиданий.

Коммуникационная политика Банка России направлена на обеспечение доступности информации для различных групп, включая профессиональных участников рынка, научное сообщество и широкие слои населения (Евстигнеева, 2023). В качестве каналов коммуникации Банк России использует свои официальные сайты, средства массовой информации, конференции, встречи с различными группами профессиональных участников, а также прибегает к помощи социальных сетей для распространения информации среди широких слоев населения. Ключевым источником информации остаются пресс-релизы, дополненные пресс-конференциями по итогам заседаний совета директоров Банка России по ключевой ставке

(восемь раз в год), однако этими инструментами коммуникация не ограничивается. Для более широкого охвата аудитории регулятор придерживается политики «многоглойной коммуникации», используя все доступные каналы, в том числе ресурсы для повышения уровня финансовой грамотности (сайт «Финкульт», калькулятор инфляции и т. д.), видеоблоги (например, Rutube-канал «Что почему?») и социальные сети («ВКонтакте», Telegram).

Заякоривание инфляционных ожиданий населения остается одной из наиболее сложных задач ДКП. Хотя Банк России смог добиться заметных результатов в управлении инфляционными ожиданиями профессиональных участников рынка, в отношении ожиданий домохозяйств остается значительное пространство для улучшения (Евстигнеева, 2023).

Согласно исследованиям Demgensky and Fritsche (2023) и Andre et al. (2024), разрыв между инфляционными ожиданиями домохозяйств и официальной статистикой по инфляции во многом объясняется субъективными моделями восприятия, в частности нарративами. Именно различия в нарративах порождают гетерогенность инфляционных ожиданий. Индивиды опираются на знакомые нарративы о прошлом, чтобы предсказывать будущее через призму имеющихся у них установок.

Асимметрия информации между центральным банком и частным сектором, как отмечает Нап (2024), естественна: она обусловлена различием в доступе к информации о макроэкономических шоках. Центральный банк вынужден полагаться на косвенные свидетельства шоков, воспринимаемые через призму агрегированных индикаторов, собираемых на основе данных фирм и домохозяйств. Последние же, хотя и непосредственно сталкиваются с шоками спроса и предложения и располагают первичной информацией, все же наблюдают локальные, частные сигналы, формируемые на основе потребительского и производственного опыта, и испытывают естественные сложности с агрегированием этих шоков на уровень всей экономики. Кроме того, как указывает Нап (2024), способность частного сектора оценить влияние различных эффектов при достижении экономической равновесия на всех рынках (общего равновесия) ограничена, что усиливает эффект информационного расхождения. Это объясняет различия в экономических нарративах центрального банка и населения: разный доступ к информации и различная скорость ее получения приводят к различной интерпретации одних и тех же экономических сигналов.

2.2. Понятие нарратива

Термин «нарратив» используется для обозначения представлений о взаимосвязанных событиях во многих социальных науках.

В экономической науке этот термин популяризировал Роберт Шиллер (Shiller, 2020), который определяет нарративы как вирусные истории, подверженные эмоциональной окраске, которые люди распространяют посредством разговоров, соцсетей или новостей. Психологи под нарративами подразумевают формы конструирования реальности (Bruner, 1991), через которые люди организуют свой опыт. В исследованиях, посвященных определению инфляционных ожиданий (Andre, 2022), нарративы определяются как субъективные ментальные модели, которые люди используют для интерпретации и прогнозирования экономических событий, особенно в условиях неопределенности.

Общим среди всех приведенных определений является понимание нарратива как (субъективной) интерпретации, через которую люди воспринимают и осмысливают события. Нарратив служит когнитивной рамкой, влияющей на поведение индивида.

Для целей данного исследования под **нарративом понимается объяснение трансмиссионного механизма ключевой ставки**. Это определение отражает общее в различных трактовках термина, но при этом позволяет сосредоточиться на формировании инфляционных ожиданий как предмете анализа.

2.3. Нарративы о взаимосвязи ключевой ставки и инфляции: анализ трансмиссионных механизмов

Мы фокусируемся на анализе индивидуальных нарративов относительно взаимосвязи между изменением ключевой ставки и динамикой инфляции. Согласно современным исследованиям (например, Andre et al., 2024), экономические агенты интерпретируют трансмиссионный механизм ДКП с помощью двух основных моделей, которые можно условно назвать «канал спроса» и «канал предложения» (также обычно именуемый «канал издержек»).

Канал спроса в трансмиссионном механизме ДКП отражает следующую взаимосвязь между инфляцией и ключевой ставкой: когда центральный банк поднимает ключевую ставку, начинают расти ставки по операциям коммерческих банков и доходности различных финансовых активов, что ведет к изменению общего уровня ставок в экономике (как по кредитам, так и по депозитам). Вследствие роста ставок по сберегательным и кредитным продуктам снижается потребительская и инвестиционная активность. Падение спроса на товары и услуги ведет к замедлению инфляции и позволяет экономике стабилизироваться, если до этого она находилась в ситуации перегрева. Соответственно, если индивид интерпретирует трансмиссию ДКП через призму канала спроса, то при повышении ключевой ставки он будет ожидать замедления инфляции (его инфляционные ожидания скорректируются вниз).

Канал издержек также предполагает, что повышение ключевой ставки ведет к росту ставок по кредитам и депозитам в коммерческих банках и, соответственно, увеличению средств на депозитах и снижению спроса на товары, однако основной эффект приходится на издержки компаний. Расходы компаний на обслуживание долга и привлечение финансирования для расширения производства растут, что вынуждает продавцов повышать цены на свою продукцию для поддержания выручки на приемлемом для их бизнеса уровне. Таким образом, при повышении ключевой ставки цены могут продолжать расти из-за увеличения издержек. Соответственно, экономические агенты, воспринимающие трансмиссию ДКП через призму канала издержек, интерпретируют повышение ключевой ставки как сигнал о росте цен (их инфляционные ожидания корректируются вверх).

При наличии двух конкурирующих объяснительных моделей влияния ДКП на инфляцию, приводящих к противоположным прогнозам инфляционной динамики, важное значение приобретает эмпирическая оценка доминирующего трансмиссионного механизма в субъективных представлениях экономических агентов.

Существующие исследования позволяют предположить, что домохозяйства преимущественно воспринимают изменения ключевой ставки через призму канала предложения (Coibion et al., 2020; Andre et al., 2022), то есть интерпретируют ужесточение ДКП как предвестник ускорения инфляции, что ведет к повышению инфляционных ожиданий. Это, в свою очередь, стимулирует рост текущего потребления, создавая дополнительное проинфляционное давление. В результате возникает риск формирования самоподдерживающейся спирали, когда ужесточение монетарных условий не только не достигает своей цели, но и может косвенно способствовать усилению инфляционных процессов через канал инфляционных ожиданий.

Анализ того, какие трансмиссионные механизмы преобладают в восприятии населения, может стать важным инструментом для предотвращения нежелательных последствий при повышении ключевой ставки. В данной работе мы стараемся определить, в рамках какой именно модели/канала мыслят индивиды, и рассматриваем возможности применения полученных результатов в политике центральных банков.

3. Гипотезы и дизайн эксперимента

Для оценки эффекта, который нарративы о влиянии ключевой ставки на инфляцию оказывают на инфляционные ожидания, мы проводим экспериментальный опрос с рандомизированным информационным воздействием на респондентов. Данный метод исследования позволяет за счет контролируемого характера воздействия наиболее точно идентифицировать эффект нарративов при изменении инфляционных ожиданий, а также точно оценить реакцию домохозяйств на изменение ставки в условиях уже сложившейся высокой инфляции.

3.1. Гипотезы исследования

Гипотеза 1. Объяснение трансмиссионного механизма, через который ключевая ставка влияет на инфляцию, способствует снижению инфляционных ожиданий.

Данная гипотеза опирается на ряд исследований о роли нарративов в формировании экономических ожиданий. Так, Shiller (2020) подчеркивает, что экономические нарративы – истории, объясняющие экономические явления, – могут оказывать существенное влияние на поведение индивидов. По его мнению, нарративы имеют эпидемиологическую природу и способны влиять на инфляционные ожидания. Coibion et al. (2022) приходят к выводу, что информация, представленная в доступной и понятной форме, может значимо менять инфляционные ожидания населения. В исследованиях Blinder (2008) и Lamla and Vinogradov (2019) о коммуникации центральных банков отмечается положительный эффект, оказываемый информационными интервенциями на ожидания индивидов.

Гипотеза 2. Информация об ожидаемом повышении ключевой ставки ведет к росту инфляционных ожиданий в краткосрочной перспективе.

Это предполагает также, что повышение ставки ДКП ведет к росту инфляционных ожиданий у большей части населения, как наблюдалось, например, в работах Andre et al. (2022) и Demgensky and Fritsche (2023), которые анализировали, как различные макроэкономические шоки влияют на ожидания. В частности,

в исследовании Andre et al. (2022) 57% опрошенных домохозяйств расценили изменение ставки ДКП как повод к ускорению инфляции. Akarsu et al. (2025) показывают, что инфляционные ожидания домохозяйств и фирм повышаются в ответ на ужесточение ДКП, тогда как ожидания профессиональных участников рынка снижаются. Эти наблюдения соотносятся с выводами Burg (2025) о том, что в периоды экономической неопределенности изменения в ДКП могут восприниматься населением как сигнал о наличии проблем, что приводит к росту инфляционных ожиданий.

D'Acunto et al. (2023) выявили усиление гетерогенности инфляционных ожиданий домохозяйств в ответ на макроэкономические шоки, обусловленное различиями в интерпретации экономических событий. В периоды значительных негативных потрясений – таких, как начало пандемии COVID-19, – наблюдалось расхождение в динамике ожиданий: респонденты, находящиеся в нижнем квартиле распределения инфляционных ожиданий (25-й перцентиль), демонстрировали схожую реакцию с профессиональными участниками рынка, тогда как домохозяйства в верхнем квартиле (75-й перцентиль) продолжали повышать свои инфляционные ожидания в течение нескольких месяцев после шока. Авторы отмечают также, что женщины, пожилые респонденты и лица с более низким уровнем образования систематически демонстрируют более высокие инфляционные ожидания, что особенно проявилось в начале пандемии.

Гипотеза 3. При высокой ключевой ставке домохозяйства преимущественно интерпретируют влияние изменения ключевой ставки на цены через канал издержек.

Данная гипотеза находит подтверждение в нескольких исследованиях инфляционных ожиданий. Например, Coibion et al. (2022) заключают, что домохозяйства воспринимают ужесточение ДКП (рост процентных ставок) негативно, в том числе через канал издержек: они ожидают увеличения стоимости кредитов, ипотеки и других долговых обязательств, что ведет к снижению потребления и инвестиционной активности. Andre et al. (2022) в своем исследовании также показывают, что непрофессиональная аудитория воспринимает повышение процентных ставок как увеличение затрат фирм на обслуживание кредитов, что впоследствии перекладывается на потребителей в виде повышения цен. Авторы трактуют это как преобладание канала издержек в субъективных экономических моделях населения в противоположность каналу спроса, на который обычно опираются центральные банки.

Эмпирическую поддержку этой гипотезе оказывают и результаты Bolhuis et al. (2024), которые отмечают, что, несмотря на снижение инфляции и высокую занятость, потребительские настроения в США на момент исследования (2023 г.) оставались депрессивными. По мнению авторов, данный эффект обусловлен в первую очередь ростом стоимости заимствований, которая не отражается в официальных инфляционных показателях. Это указывает на то, что канал издержек, объясняющий инфляцию через увеличение затрат, включая удорожание заимствований, представляет собой релевантную когнитивную модель восприятия инфляции для домохозяйств.

Указанные исследования дают основания предполагать, что домохозяйства, интерпретирующие ДКП через канал издержек, в меньшей степени снижают инфляционные ожидания при сдерживающей ДКП (или даже увеличивают их), так как для них ключевая ставка является в первую очередь сигналом об изменении стоимости заимствований.

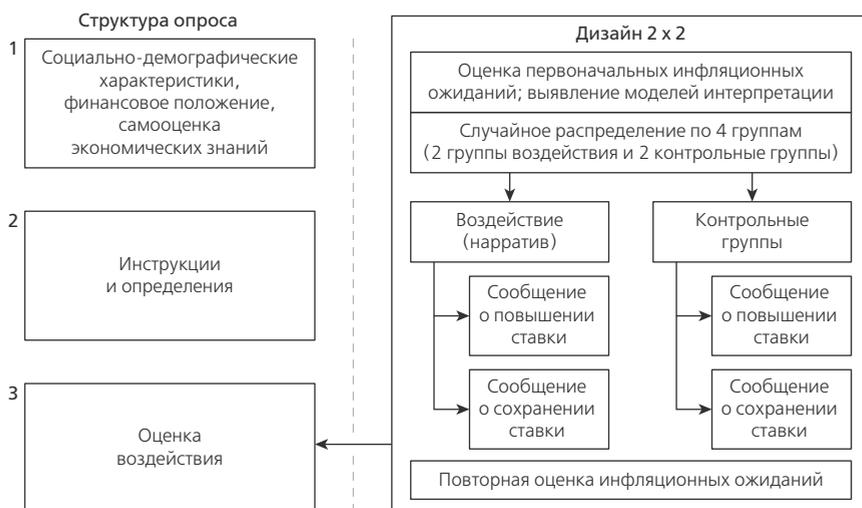
Таким образом, в настоящей работе рассматриваются следующие вопросы.

- Как домохозяйства реагируют на информацию об изменении ключевой ставки?
- Как влияет изменение ключевой ставки на инфляционные ожидания в зависимости от нарративов домохозяйств?
- Какой канал – спроса или издержек – преобладает в нарративах о взаимосвязи процентных ставок и инфляции, на которые опираются домохозяйства?

3.2. Дизайн эксперимента

Экспериментальный дизайн, используемый для проверки сформулированных выше гипотез, опирается на подходы, предложенные в работах Andre et al. (2022, 2024) и Coibion et al. (2022). В отличие от этих исследований, где в основном оценивались другие нарративы, настоящая работа фокусируется на моделях, которыми люди руководствуются для интерпретации последствий изменения ставок. В ходе эксперимента мы оцениваем первоначальные инфляционные ожидания респондентов, затем случайным образом формируем из общей выборки четыре подгруппы (см. ниже) и оцениваем, как респонденты меняют инфляционные ожидания (Рис. 1).

Рисунок 1. Структура экспериментального дизайна



Источник: составлено автором

Опрос состоял из трех смысловых блоков³.

Первый блок был посвящен сбору информации о социально-демографических характеристиках респондентов, экономическом поведении и финансовом положении (в том числе о формате потребления, закредитованности, способности совершать

³ Анкета с вариантами информационного воздействия приведена в Приложении А.

крупные покупки), а также уровне их экономических знаний (согласно самооценке). Эти данные позволили не только оценить общий уровень экономической информированности участников, но и выделить ключевые характеристики, способные повлиять на их восприятие экономических процессов. Социально-демографические характеристики респондентов (возраст, пол, образование), самооценка экономических знаний и степень доверия к представленной информации, содержащей прогноз изменения ключевой ставки и нарратив (в случае его предоставления), описывающий влияние изменения ключевой ставки на инфляцию, использовались в качестве контрольных переменных, что дало возможность проанализировать различия в реакции подгрупп респондентов.

Второй блок включал инструкции по прохождению опроса и разъяснение ключевых понятий. Во всех материалах использовался максимально простой язык, что обеспечивало доступность информации для аудитории без специальной подготовки. Целью этого блока была не проверка уровня знаний респондентов, а фиксация их индивидуальных представлений и рассуждений о последствиях изменения ключевой ставки. Респондентам отдельно разъяснялось, что исследование призвано выявить их субъективное мнение, а не оценить правильность или точность ответов.

Третий, ключевой, блок опроса был направлен на проверку выдвинутых гипотез. В первой его части была проведена оценка инфляционных ожиданий на период 1 год и 5 лет и с помощью закрытых вопросов определены основные модели, которыми руководствуется индивид, размышляя о последствиях изменения ключевой ставки. Используемая нами методика оценки инфляционных ожиданий аналогична методике, которую использует «инФОМ» в исследованиях инфляционных ожиданий и потребительских настроений по заказу Банка России⁴, что позволяет сравнивать наши результаты с данными «инФОМа».

Особое внимание уделялось выявлению преобладающих объяснительных моделей трансмиссионного механизма. Для этого в анкету были включены вопросы о том, насколько вероятным считает респондент действие тех или иных механизмов влияния ключевой ставки на инфляцию. Склонность респондента использовать одну из интересующих нас объяснительных моделей рассчитывалась на основе его ответов на вопросы, в которых требовалось оценить вероятность последствий изменения ключевой ставки, как среднее данных им оценок вероятности по соответствующей каждой модели группе вопросов (см. Приложение А, п. 22). Например, если респондент считал очень вероятным, что в ответ на повышение ставки «компании повышают цены, чтобы компенсировать рост издержек на выплату кредитов», этому ответу присваивалась максимальная оценка (5 баллов) по пятибалльной шкале для канала издержек (что трактовалось как ориентация на этот канал). Если респондент считал маловероятным, что «люди начинают больше сберегать и меньше тратить, в результате чего замедляется рост цен», ему присваивалась минимальная оценка (1 балл) по шкале для канала спроса (подробнее см. в Приложении В). Таким образом, на основе предпочтений в оценках формировалось понимание того, через какой механизм – издержек или спроса – индивид преимущественно интерпретирует влияние ключевой ставки на инфляцию.

⁴ См. https://cbr.ru/Content/Document/File/59814/FOM_meth.pdf (дата обращения: 10.04.2025).

Данный подход близок к методологии, предложенной Andre et al. (2024), однако в настоящей работе акцент сделан на интерпретации влияния именно ключевой ставки, а не макроэкономической политики в целом. Другим важным отличием является то, что анализу подвергалась не только структура предпочтений, но и выраженность убежденности в том или ином канале воздействия (за счет шкалы оценок).

Во второй части информационное сообщение для индивидов содержало два ключевых параметра: прогноз изменения ключевой ставки и – для половины респондентов – сопутствующий нарратив о том, что рост процентной ставки в прошлом позволил снизить инфляцию за счет падения спроса на товары. Информация об ожидаемой динамике ключевой ставки распределялась случайным образом: половине респондентов сообщалось, что ожидается рост ключевой ставке, а половине – что ставка останется без изменений. В итоге была сформирована матрица из четырех подгрупп, различающихся по типу информационного воздействия и экономическому сигналу:

- 1) респонденты получают нарратив, объясняющий влияние ключевой ставки на инфляцию, и информацию о том, что ставка остается без изменений (группа «Нарратив + сохранение ставки»);
- 2) респонденты получают только информацию о предстоящем повышении ключевой ставки без объяснительного нарратива («Без нарратива + повышение ставки»);
- 3) респонденты получают как нарратив о влиянии ключевой ставки на инфляцию, так и информацию о предстоящем повышении ключевой ставки («Нарратив + повышение ставки»);
- 4) респонденты получают информацию о неизменности ключевой ставки без поясняющего нарратива («Без нарратива + сохранение ставки»).

Информационные воздействия были стандартизированы и предьявлялись в письменной форме (см. Приложение А, пп. 23А–23D), что обеспечивало единообразие для всех респондентов одной группы. Текст нарратива фокусировался на объяснении канала спроса и содержал до 150 слов, что обеспечивает достаточную информативность при сохранении вовлеченности респондентов.

В третьей части опроса респондентов повторно просили оценить свои инфляционные ожидания. Дополнительно участники отвечали на вопрос о том, насколько они доверяют представленной информации, содержащей прогноз изменения ключевой ставки и нарратив (в случае его предоставления), описывающий влияние изменения ключевой ставки на инфляцию (по пятибалльной шкале).

Описание основных переменных и шкалы расчета приведены в Приложении В.

Как уже отмечалось, выдвинутые нами гипотезы (см. Раздел 3.1) предполагают, что респонденты, скорее всего, будут интерпретировать влияние ключевой ставки преимущественно через призму канала издержек (Гипотеза 3), а в условиях повышения ставки – увеличивать свои инфляционные ожидания (Гипотеза 2), тогда как наличие сопровождающего нарратива будет способствовать снижению инфляционных ожиданий (Гипотеза 1). Представленный двухфакторный дизайн эксперимента обеспечил комплексный подход к проверке выдвинутых гипотез с учетом специфики инфляционных ожиданий и особенностей их формирования под влиянием нарративов.

Для проверки Гипотезы 1 (о влиянии нарративов на снижение инфляционных ожиданий) в дизайн был включен фактор наличия/отсутствия нарратива. Содержание нарратива было сфокусировано на объяснении канала спроса, согласно которому повышение ключевой ставки приводит к снижению потребительской активности и замедлению инфляции. Сравнение групп, получивших информацию с сопровождающим нарративом и без него, позволило оценить, насколько наличие разъяснений влияет на пересмотр инфляционных ожиданий.

Для проверки Гипотезы 2 (о том, что сигнал о повышении ключевой ставки может вызывать рост инфляционных ожиданий) в дизайн был включен параметр изменения ставки (повышение/сохранение ставки). Сопоставление реакции респондентов на разные сигналы позволяет определить, как население интерпретирует сообщения об ужесточении ДКП.

Для проверки Гипотезы 3 (о преобладании канала издержек в субъективных моделях населения) в анкету были включены специальные вопросы, оценивающие степень согласия с утверждениями, соответствующими как каналу спроса, так и каналу издержек. Респондентам предлагалось оценить вероятность различных причинно-следственных связей по пятибалльной шкале, что позволило определить доминирующие представления о механизмах трансмиссии ДКП.

4. Результаты экспериментального воздействия

4.1. Описание выборки

Опрос проводился в период с 20 февраля по 21 марта 2025 г. комбинированным способом: часть анкет была распространена в академической и профессиональной среде (студенты, преподаватели, сотрудники университета, внешние участники), часть – собрана через платформу «Анкетолог», что добавило гетерогенности по возрасту, региону и занятости. Всего было получено 500 анкет. На первом этапе очистки данных из этого массива было исключено 13 анкет, на заполнение которых респонденты затратили менее 3 минут (признак невнимательного прохождения). Далее мы исключили анкеты, в которых отсутствовали численные оценки инфляционных ожиданий на одном из этапов (до или после информационного воздействия) или не были соблюдены контрольные критерии качества. Дополнительно из анализа были удалены данные по шести респондентам, которые ожидали снижения инфляции на горизонте одного года: эта малочисленная подвыборка не обеспечивает статистически надежной интерпретации и затрудняет однозначное толкование результатов для этой подгруппы (хотя ее включение могло бы несколько сместить средние инфляционные оценки вниз, что сделало бы значения более близкими к данным «инФОМа»; сопоставление оценок приведено в Приложении С, Рис. С2). Таким образом, для первоначального анализа инфляционных ожиданий использовалось 436 анкет (далее – «полная выборка»). Итоговый анализ был выполнен на основе выборки, очищенной от выбросов методом межквартильного размаха (Interquantile Range, IQR, подробнее см. в Разделе 4.3.1), в которую вошли данные по 400 респондентам.

Очищенная выборка включает 251 анкету респондентов из академической и профессиональной среды (в том числе более 100 анкет студентов) и 149 анкет,

полученных через платформу «Анкетолог». По возрастной структуре крупнейшей в выборке группой оказались молодые участники: 34% респондентов были моложе 25 лет. Возрастные группы 25–34 и 35–44 года составили 18 и 23%, а доли респондентов в возрасте 45–54 года и старше 55 лет – 17 и 6% соответственно. В территориальной структуре выборки доминировали жители Москвы – 58%; еще 14% проживали в других городах-миллионниках. Около 50% респондентов отметили, что работают по найму, 26% – что обучаются в вузах (при этом лишь 4% студентов совмещали учебу с работой).

По уровню образования очищенная выборка характеризуется высокой квалификацией респондентов: около 60% имели высшее образование, из них 7% окончили аспирантуру или получили второе высшее образование, что свидетельствует о длительной образовательной траектории (более 15 лет). Показатель существенно превышает общероссийский уровень (по данным Всероссийской переписи населения на 2020 г.⁵, доля населения с высшим образованием среди трудоспособного населения составляет около 30%), что говорит о смещенности выборки в сторону более образованных и профессионально активных участников. Отдельно стоит отметить, что около трети респондентов указали профессиональную занятость в сфере экономики и финансов, однако лишь 6% охарактеризовали себя как экспертов, профессионально занимающихся экономикой, что может указывать на разрыв между формальной занятостью и уровнем экспертной самооценки.

По уровню материального положения также наблюдается смещение выборки в сторону более обеспеченных домохозяйств. Наиболее многочисленной (около 42% в очищенной выборке) оказалась группа респондентов, указавших, что им вполне хватает средств на покупку крупной бытовой техники, однако они не могут позволить себе приобретение нового автомобиля. Еще 25% отметили, что им «хватает на все, за исключением дорогостоящих покупок, таких как квартира или дом». Для сравнения: в сопоставимом опросе «инФОМа» в феврале 2025 г. аналогичный ответ дали лишь около 13% респондентов⁶, что подтверждает смещение используемой в работе выборки. Более 55% участников нашего опроса сообщили о наличии кредитов или других долговых обязательств. При этом менее 20% выразили намерение брать займы в ближайшее время, что может свидетельствовать о сдержанном кредитном поведении на фоне высоких процентных ставок.

Респонденты были распределены по экспериментальным группам случайным образом. Распределение показателей инфляционных ожиданий для очищенной выборки (с удалением выбросов, см. детали в Разделе 4.3.1) приведено в Табл. 1.

Анализ изменений инфляционных ожиданий с применением *t*-тестов показал, что эффект информационного воздействия был статистически значимым во всех экспериментальных группах, за исключением группы «Без нарратива + повышение ставки». Последнее может указывать на контрнаправленную (то есть противоположную ожидаемой регулятором) интерпретацию сигнала о повышении ставки респондентами, зависящую от индивидуального восприятия и уровня экономической подготовки. Эти особенности подробно рассмотрены далее.

⁵ См. https://rosstat.gov.ru/vpn/2020/Tom3_Obrazovanie (дата обращения: 15.03.2025).

⁶ См. https://www.cbr.ru/analytics/dkp/inflationary_expectations/

Таблица 1. Средние оценки инфляционных ожиданий по группам (очищенная выборка)

Группа воздействия	Средние инфляционные ожидания			Количество наблюдений	p-значение
	до воздействия	после воздействия	изменение		
Нарратив + сохранение ставки	14,08	12,71	-1,37	101	0,005***
Нарратив + повышение ставки	13,68	11,47	-2,21	100	0,001***
Без нарратива + сохранение ставки	14,78	12,99	-1,79	100	0,005***
Без нарратива + повышение ставки	12,87	12,49	-0,37	99	0,464

Примечание: уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

4.2. Баланс ковариат

Мы выполнили проверку на баланс ковариат по основным параметрам выборки. Как видно из Табл. 2, группы респондентов были успешно сбалансированы по ключевым характеристикам до воздействия. Ни по одному из параметров, включая исходные инфляционные ожидания, возраст, пол, уровень образования, самооценку экономических знаний, а также предпочтения в экономических нарративах (канал спроса и канал издержек), не было выявлено статистически значимых различий между группами (все p -значения существенно превышают 0,05).

Таблица 2. Баланс ковариат (средние значения) по группам до информационного воздействия (очищенная выборка)

Пояснение	Средние значения	Группы воздействия				F-статистика	p-значение
		нарратив + сохранение ставки	без нарратива + повышение ставки	нарратив + повышение ставки	без нарратива + сохранение ставки		
Инфляционные ожидания до воздействия (1 год), %	13,86	14,08	12,87	13,68	14,78	1,40	0,24
Средний возраст, лет	34,63	33,51	35,71	35,62	33,69	0,82	0,48
Доля женщин, %	0,65	0,67	0,67	0,62	0,63	0,30	0,82
Уровень образования, баллов (1 – 9 классов, 5 – аспирантура / второе высшее образование)	3,34	3,25	3,41	3,42	3,28	0,57	0,63
Знания по экономике, самооценка, баллов (1 – нет знаний, 5 – эксперт)	3,05	3,11	3,02	3,11	2,96	0,62	0,60
Убежденность в действии канала спроса, баллов (1 – маловероятно, 5 – очень вероятно)	3,29	3,32	3,38	3,26	3,18	0,63	0,59
Убежденность в действии канала издержек, баллов (1 – маловероятно, 5 – очень вероятно)	3,92	3,90	3,96	3,90	3,92	0,09	0,96

Источник: расчеты автора

Рассмотрим статистику по экспериментальным группам. Из Табл. 2 видно, что средние инфляционные ожидания до воздействия варьировались от 12,87 до 14,78%.

Средний возраст составил 35 лет, а доля женщин в группах варьировалась в узком диапазоне 62–67%. Средний уровень образования респондентов в разных группах находился в диапазоне от 3,25 до 3,42 по шкале от 1 до 5, что соответствует уровню бакалавриата, а самооценка знаний по экономике колебалась вокруг 3, то есть опрошенные считали, что имеют общее представление об экономике и могут понять основные новости.

Во всех группах доминировала интерпретация влияния ключевой ставки на инфляцию через канал издержек. Средние значения показателя убежденности в действии этого канала варьировались от 3,90 до 3,96 балла по пятибалльной шкале (5 баллов соответствуют случаю, когда индивиды оценивают действие соответствующего канала как наиболее вероятного), тогда как убежденность в действии канала спроса составила от 3,18 до 3,38. Это наблюдение также частично подтверждает Гипотезу 3 настоящего исследования (см. Раздел 3.1).

На основании Табл. 2 результаты рандомизации можно считать удовлетворительными. Это позволяет интерпретировать последующие различия в изменениях инфляционных ожиданий между группами как следствие экспериментального воздействия.

4.3. Результаты воздействия

Мы оценили изменения инфляционных ожиданий по группам воздействия и различным подвыборкам, основанным на социальных и демографических характеристиках респондентов, используя парные *t*-тесты, двухфакторный дисперсионный анализ (Analysis of Variance, ANOVA), а также регрессионный анализ методом наименьших квадратов (МНК).

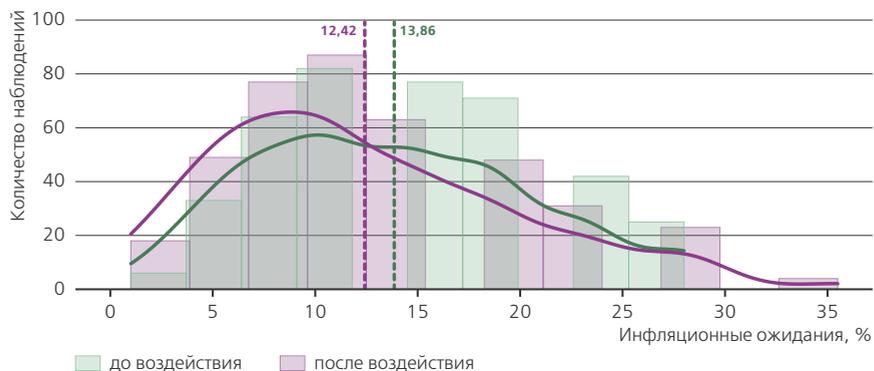
4.3.1. Проверка гипотез на выборке без выбросов

Полная выборка включает ряд крайних оценок инфляционных ожиданий, которые могут объясняться невнимательностью при заполнении опроса. Для анализа мы очистили данные от выбросов с помощью метода IQR, который является робастным непараметрическим подходом для определения выбросов. Этот метод заключается в том, что для каждой из двух ключевых переменных – инфляционных ожиданий до и после информационного воздействия (*inflation_before* и *inflation_after* соответственно) – отдельно рассчитываются границы первого квартиля (*Q1*) и третьего (*Q3*), после чего рассчитывается *IQR* (межквартильный размах) как разница между *Q1* и *Q3*. Далее отбрасываются все значения, которые находятся ниже значения $Q1 - 1,5 \times IQR$ или выше $Q3 + 1,5 \times IQR$. Данный подход позволяет избежать экстремальных значений и не требует предположения о нормальности распределения данных, что является преимуществом при анализе инфляционных ожиданий.

В результате было отброшено 36 наблюдений, в которых респонденты оценивали инфляцию выше 30,5, что сделало распределение ожиданий более сбалансированным. Полученный результат соответствует данным, зафиксированным опросами «инФОМа» за тот же период: в выборке нашего исследования, очищенной от выбросов, средний уровень инфляционных ожиданий до воздействия составил 13,86%, тогда как в опросе «инФОМа» за февраль 2025 г. он находился на уровне 13,7%,

что говорит о высокой согласованности между результатами. Итоговое распределение инфляционных ожиданий на очищенной выборке приведено на Рис. 2.

Рисунок 2. Распределение инфляционных ожиданий до и после воздействия (на очищенной выборке)

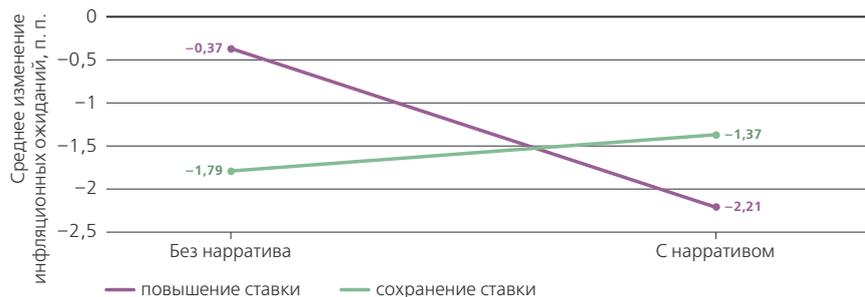


Примечание: пунктирными линиями обозначены средние значения инфляционных ожиданий до и после воздействия, сплошными – сглаженные оценки плотности распределения.

Источник: расчеты автора

Данные на Рис. 2 демонстрируют смещение инфляционных ожиданий после воздействия влево, в сторону снижения. Во всех экспериментальных группах наблюдается снижение инфляционных ожиданий. Наибольшее снижение ($-2,21$ п. п.) зафиксировано в группе «Нарратив + повышение ставки», наименьшее – в группе «Без нарратива + повышение ставки» ($-0,37$ п. п.) (Рис. 3). Результаты t -теста подтверждают статистически значимый эффект сообщения о повышении ключевой ставки на инфляционные ожидания в случае, когда оно сопровождается нарративом ($p = 0,023$ при уровне значимости 5%).

Рисунок 3. Сравнение эффектов нарратива и прогноза по ставке на очищенной выборке



Источник: расчеты автора

Согласно результатам двухфакторного ANOVA, наличие нарратива само по себе не оказывает значимого влияния (Табл. 3). Однако взаимодействие между

наличием нарратива и фактом повышения ставки значимо на уровне 5% ($p = 0,044$): при наличии нарративного сопровождения снижение инфляционных ожиданий усиливается почти в шесть раз (с $-0,37$ до $-2,21$ п. п.). Это подчеркивает важность сопровождающих коммуникаций со стороны регулятора: объяснение причин и логики принимаемых решений способно существенно повысить эффективность ДКП.

Таблица 3. Взаимодействие факторов: результаты двухфакторного ANOVA для инфляционных ожиданий (на очищенной выборке)

Фактор	Степени свободы	F-статистика	p-значение
Наличие нарратива	1	1,555	0,213
Повышение ставки	1	0,249	0,618
Взаимодействие: нарратив × ставка	1	4,080	0,044**
Остатки	396		

Примечание: в таблице представлены результаты двухфакторного ANOVA, проведенного для оценки влияния наличия нарратива, информации о повышении ключевой ставки, а также их взаимодействия на изменение инфляционных ожиданий. «Наличие нарратива» = 1, если респондент получал информационное сообщение с нарративом, и 0 – иначе, «Повышение ставки» = 1, если респондент получал прогноз о росте ставки, и 0 – иначе. Уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

На очищенной от выбросов выборке проверка гипотез дает следующие результаты. Гипотеза 1, согласно которой нарратив способствует снижению инфляционных ожиданий, не получает однозначного подтверждения: ANOVA не выявил статистически значимого основного эффекта фактора «наличие нарратива». Однако важно отметить, что эффект нарратива варьируется в зависимости от направленности ДКП, о чем свидетельствует статистически значимое взаимодействие факторов: при сообщении о повышении ключевой ставки нарратив способствует более выраженному снижению инфляционных ожиданий.

Гипотеза 2, предполагавшая, что информирование о грядущем повышении ставки может способствовать росту инфляционных ожиданий, в очищенной выборке отвергается. Напротив, зафиксировано общее снижение ожиданий, хотя до информационного воздействия более половины респондентов (см. Приложение С, Рис. С3) исходили из того, что повышение ключевой ставки способствует ускорению инфляции, а не ее снижению. При этом Гипотеза 3 на очищенной выборке подтверждается: средний уровень доверия к каналу издержек (3,92) статистически значимо превышает уровень доверия к каналу спроса (3,29) (Табл. 2). Разница в 0,63 балла является высокозначимой ($p < 0,001$), что свидетельствует о доминировании представлений о канале издержек как о ключевом при росте ставки.

Результаты, полученные на очищенной выборке, вероятно, объясняются смещением состава респондентов в сторону высокообразованных участников с экономическим бэкграундом. Это может приближать их поведенческие реакции к типичным для профессиональных участников рынка, которые, как показывают сторонние исследования, склонны мыслить в логике регулятора, демонстрируют более устойчивые (заякоренные) инфляционные ожидания и, что немаловажно, уже знакомы с транслируемыми им нарративами (Евстигнеева, 2023). В связи с этим обоснованным представляется переход к анализу эффекта нарративов и информации об из-

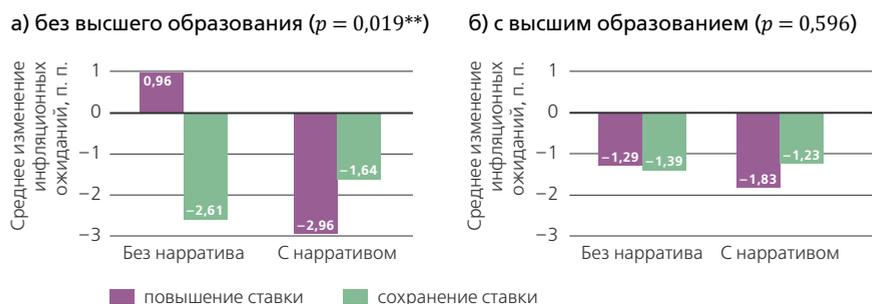
менении ключевой ставки в разрезе отдельных подгрупп, что позволит более точно оценить влияние факторов на гетерогенные поведенческие реакции респондентов.

4.3.2. Оценка эффекта воздействия по образовательным подгруппам

Для проверки гипотез исследования в разрезе подгрупп с разным уровнем образования мы выделили две подгруппы: те, кто имеет хотя бы одно оконченное высшее образование (249 наблюдений), и те, кто высшего образования не имеет (151).

Проведенные тесты показывают, что в обеих подгруппах нарратив ведет к снижению инфляционных ожиданий, при этом эффект более выражен в подгруппе респондентов с более низким уровнем образования (снижение ожиданий на 2,27 п. п.), чем в подгруппе с высшим образованием (снижение на 1,54 п. п.), но ни в одной из подгрупп не достигает статистической значимости. Кроме того, для индивидов без высшего образования сигнал о повышении ключевой ставки оказывает менее сильный эффект на инфляционные ожидания. У этой группы ожидания снижаются меньше при получении информации о повышении ставки (-0,89), чем о сохранении ставки неизменной (-2,13).

Рисунок 4. Сравнение эффектов нарратива и прогноза по ставке по подгруппам респондентов с разным уровнем образования



Примечание: в скобках указаны p -значения для взаимодействия факторов «наличие нарратива» и «повышение ключевой ставки». Уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

Наибольшее расхождение между подгруппами выявляется при рассмотрении взаимодействия факторов. У респондентов без высшего образования сочетание нарратива и информации о повышении ключевой ставки формирует синергетический эффект (Рис. 4, Табл. 4). При сообщении о повышении ставки без сопровождающего нарратива инфляционные ожидания возрастают (+0,96), однако добавление нарратива дает противоположный результат – уменьшение ожиданий (-2,96). В группе с высшим образованием такого взаимодействия факторов не наблюдается: в ней инфляционные ожидания снижаются примерно одинаково в обоих случаях (от -1,2 до -1,8).

Примечательным оказалось и то, что респонденты с высшим образованием демонстрировали более высокие инфляционные ожидания, чем те, у кого оно отсутствует. В среднем для людей с высшим образованием этот показатель составлял 15,18, тогда как у респондентов без высшего образования он был почти на 4 п. п. ниже (всего 11,57).

С одной стороны, в литературе отмечается, что более образованные индивиды в среднем проявляют более оптимистичные ожидания относительно макроэкономических показателей (Das et al., 2020). С другой – существует вероятность «чрезмерной информированности»: люди с высшим образованием чаще потребляют экономические новости, что может усиливать их восприятие инфляционных рисков. Особенно это заметно в период активной коммуникационной политики центрального банка (Lamla and Lein, 2014; Coibion et al., 2020).

Таблица 4. Взаимодействие факторов: результаты двухфакторного ANOVA для инфляционных ожиданий в подгруппах с высшим образованием и без него

Фактор	С высшим образованием			Без высшего образования		
	степени свободы	F-статистика	p-значение	степени свободы	F-статистика	p-значение
Наличие нарратива	1	0,086	0,770	1	1,897	0,171
Повышение ставки	1	0,159	0,690	1	1,374	0,243
Взаимодействие: нарратив × ставка	1	0,281	0,596	1	5,615	0,019**
Остатки	245			143		

Примечание: в таблице представлены результаты двухфакторного ANOVA, проведенного для оценки влияния наличия нарратива, информации о повышении ключевой ставки, а также их взаимодействия на изменение инфляционных ожиданий. «Наличие нарратива» = 1, если респондент получал информационное сообщение с нарративом, и 0 – иначе, «повышение ставки» = 1, если респондент получал прогноз о росте ставки, и 0 – иначе. Уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

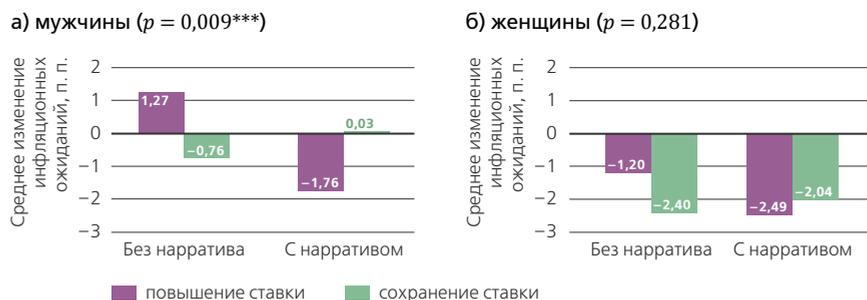
Несмотря на то что Гипотезы 1 и 2 не подтверждаются в полной мере, мы видим значимое влияние взаимодействия нарратива с сообщением о повышении ставки для подгруппы без высшего образования, что может говорить о том, что объяснение механизма действия ДКП позволяет скорректировать восприятие информации о повышении ставки в этой подгруппе. В отсутствие нарратива информация о повышении ставки может восприниматься как проинфляционный сигнал. В группе респондентов с высшим образованием снижение инфляционных ожиданий происходит вне зависимости от экспериментальных условий.

Таким образом, хотя по отдельности ни наличие нарратива, ни информация о повышении ставки не оказывают стабильного эффекта на инфляционные ожидания в среднем на данных очищенной выборки, при сочетании двух этих факторов они оказывают существенный эффект на инфляционные ожидания индивидов без высшего образования.

4.3.3. Оценка эффектов по гендерным подгруппам

При анализе результатов эксперимента с учетом гендерных подгрупп (259 наблюдений среди женщин и 141 наблюдение среди мужчин) мы обнаружили значительное различие в наблюдаемых эффектах воздействия (Рис. 5). Для мужчин было выявлено значимое взаимодействие между наличием нарратива и сообщением о повышении ставки ($p = 0,009$). Наиболее сильное снижение инфляционных ожиданий (-1,76) наблюдается в группе «Нарратив + повышение ставки», а наибольшее повышение (1,27) – в группе «Без нарратива + повышение ставки». Для женщин подобного эффекта не обнаружено – взаимодействие факторов оказалось статистически незначимым ($p = 0,281$).

Рисунок 5. Сравнение эффектов нарратива и прогноза по ставке по гендерным подгруппам



Примечание: в скобках указаны p -значения для взаимодействия факторов «наличие нарратива» и «повышение ключевой ставки». Уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

В целом логика поведения мужчин в разных экспериментальных условиях соответствует ожидаемой. При сообщении о повышении ключевой ставки без объясняющего нарратива они повышают свои инфляционные ожидания – в среднем на 1,27 п. п., тогда как при наличии нарратива реакция оказывается противоположной: ожидания снижаются на 1,76 п. п. В условиях неизменной ставки динамика обратная: без нарратива мужчины снижают ожидания на 0,76 п. п., тогда как при его наличии практически не корректируют их.

У женщин наличие нарратива также способствует дополнительному снижению инфляционных ожиданий, однако даже в его отсутствие после информационного воздействия они демонстрируют более оптимистичные изменения по сравнению с мужчинами.

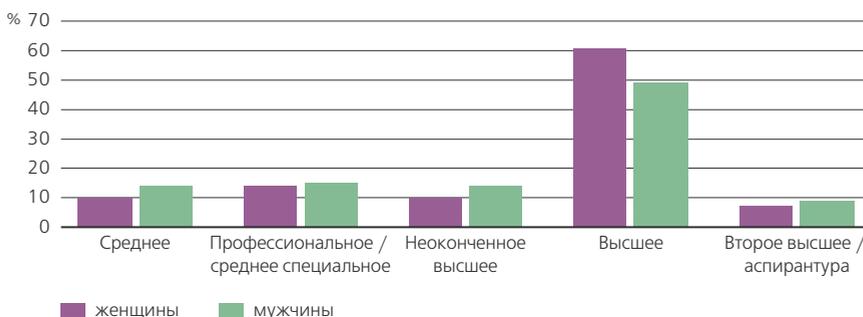
Литература подтверждает различия в восприятии инфляции между полами. Так, D'Acunto et al. (2023) отмечают, что женщины, как правило, придерживаются более консервативных экономических ожиданий, что авторы связывают с более частым посещением магазинов и, соответственно, более регулярным наблюдением цен на товары повседневного спроса. В то же время Bruan and Venkatu (2001) и de Bruin et al. (2010) показывают, что женщины систематически переоценивают уровень инфляции по сравнению с мужчинами вне зависимости от иных социально-экономических факторов. Анализ нашей выборки выявляет аналогичную тенденцию: до воздействия женщины в среднем демонстрировали несколько более высокие инфляционные ожидания (13,91%) по сравнению с мужчинами (13,76%), однако это различие статистически незначимо.

Разницу в эффектах воздействия можно также объяснить поведенческими особенностями по отношению к восприятию риска и новой информации. В среднем женщины чаще избегают риска при принятии финансовых решений (Eckel and Grossman, 2008), что может объяснять наблюдаемые расхождения в отклике на нарративы между гендерными группами. Отметим, что в литературе также имеются данные, что именно для женщин наиболее характерно значимое обновление информации (Minina et al., 2024), однако в рамках настоящего исследования этот вывод не подтверждается: напротив, в нашем эксперименте мужчины демонстрировали более выраженную

реакцию инфляционных ожиданий на наличие нарратива, тогда как у женщин ожидания снижались независимо от нарративного воздействия. Причина отличия наших результатов может заключаться в контексте измерения инфляционных ожиданий: наше исследование проводилось в условиях высокой волатильности инфляции и экономической неопределенности, что, вероятно, повлияло на поведенческие модели респондентов и характер их реакции на информационные сигналы.

Альтернативное объяснение выявленных нами гендерных различий может быть связано с особенностями собранных данных. В частности, можно было бы предположить, что мужчины в выборке имеют более низкий уровень образования: это могло бы объяснить их поведение, более соответствующее исходным гипотезам, и большую склонность к корректировке своих инфляционных ожиданий в ответ на информационное воздействие. Однако *t*-статистика не подтверждает наличия значимых различий в уровне образования. Средний уровень образования респондентов-мужчин составляет 3,24 по пятибалльной шкале, а женщин – 3,39. Несмотря на высокий общий образовательный уровень респондентов, распределение по полу остается достаточно сбалансированным (Рис. 6).

Рисунок 6. Распределение уровня образования по полу



Источник: расчеты автора

Наконец, еще одно возможное объяснение основано на разных исходных убеждениях респондентов относительно связи инфляции и изменения инструмента ДКП: наш анализ выявил статистически значимое различие ($p < 0,001$) в том, как мужчины и женщины интерпретируют эту связь. В нашем эксперименте мужчины продемонстрировали более высокую степень уверенности в действии канала спроса (в среднем 3,55) по сравнению с женщинами (3,14). При этом различий в восприятии канала издержек не зафиксировано: уровень убежденности у мужчин (3,96) и женщин (3,90) оказался сопоставимым. Таким образом, разная реакция мужчин и женщин на нарративы может быть обусловлена разницей в восприятии каналов влияния изменения ключевой ставки на инфляцию.

4.3.4. Регрессионный анализ факторов изменения инфляционных ожиданий

Сравнение средних показателей позволяет оценить эффект каждого отдельного фактора воздействия в ситуации рандомизированного воздействия, однако

существуют и другие факторы, которые могут вносить вклад в пересмотр ожиданий респондентов. К таким переменным относятся как социально-демографические характеристики, так и когнитивные и поведенческие установки.

Для оценки вклада этих факторов мы построили четыре модели множественной линейной регрессии (МНК) на очищенной выборке (без выбросов). Модель 1 оценивает только экспериментальные эффекты – наличие нарратива, сигнал о повышении ставки и их взаимодействие. Модель 2 дополнительно включает контрольные переменные: возраст, пол, образование респондентов, самооценку экономических знаний и степень доверия индивидов к полученной в нарративе и прогнозе изменения ключевой ставки информации. В Модели 3, кроме того, введена переменная, отражающая доминирование убеждений, которая рассчитывается как разность между склонностью респондентов интерпретировать воздействие через канал спроса и канал издержек. Наконец, Модель 4 отличается от Модели 1 тем, что дополнительно учитывает самооценку экономических знаний.

Итого в анализ были включены следующие переменные.

Зависимая переменная: *delta_inflation* – изменение инфляционных ожиданий после воздействия (*inflation_after* – *inflation_before*).

Объясняющие переменные:

- *has_narrative* – фиктивная переменная, равная 1, если респонденту был представлен нарратив, и 0 – иначе;
- *rate_increased* – фиктивная переменная, равная 1, если респонденту сообщили о повышении ставки, и 0 – иначе;
- *interaction* – переменная взаимодействия между нарративом и сообщением о повышении ставки (*narrative* × *rate_increased*), равная 1, если присутствуют оба фактора.

Контрольные переменные:

- *age* – возраст респондента (метрическая шкала, средние значения возрастных интервалов: 18, 21, 29,5, 39,5, 49,5, 59,5, 69,5);
- *woman* – пол респондента, фиктивная переменная, равная 1, если пол респондента женский, и 0 – если мужской;
- *education* – образование по шкале от 1 до 5, где 1 – неполное/полное среднее, 2 – профессиональное / среднее специальное, 3 – неоконченное высшее, 4 – высшее, 5 – второе высшее / аспирантура / ученая степень;
- *knowledge* – самооценка экономических знаний по шкале от 1 до 5, где 1 – «не имею знаний в области экономики», 5 – «эксперт (профессионально занимаюсь экономикой)»;
- *trust* – уровень доверия к представленной в нарративе и прогнозе изменения ключевой ставки информации по шкале от 1 до 5, где 1 – «совсем не доверяю», 5 – «полностью доверяю»;
- *belief* – доминирующие убеждения (разница между убежденностью действия канала спроса и канала издержек; если значение больше 0, то доминирует канал спроса, если меньше 0 – канал издержек).

Результаты оценивания моделей приведены в Табл. 5. Во всех четырех моделях влияние сообщения о повышении ставки на инфляционные ожидания положительно и статистически значимо (для Моделей 1 и 4 – на уровне 10%, для Моделей 2 и 3 – на уровне 5%). Это свидетельствует в пользу Гипотезы 2, согласно которой

повышение ставки приводит к увеличению инфляционных ожиданий. Взаимодействие нарратива и повышения ставки имеет устойчивое отрицательное и статистически значимое влияние во всех моделях (коэффициент от -2,3 до -2,55, значимость $p < 0,05$), то есть комбинация нарратива с информацией о повышении ставки способствует снижению инфляционных ожиданий.

Модель 3, включающая основные экспериментальные факторы (нарратив и информацию о повышении ставки) наряду с социально-демографическими контрольными переменными и переменной *belief*, отражающей доминирующие убеждения относительно влияния ключевой ставки на инфляцию, была выбрана как наилучшая для целей исследования. Несмотря на относительно низкий коэффициент детерминации, который типичен для исследований ожиданий индивидуумов, модель статистически значима (F -статистика: 2,728 при $p = 0,004$) и информативна.

Из оценок Модели 3 видно, что принадлежность к женскому полу имеет сильный отрицательный эффект (-1,681 при $p < 0,01$): женщины демонстрируют значительно большее снижение инфляционных ожиданий, чем мужчины, что может отражать гендерные различия в восприятии экономической информации или разную степень отношения к риску.

Таблица 5. Эффекты воздействия на инфляционные ожидания

Переменная	Модель 1	Модель 2	Модель 3	Модель 4
Константа	-1,795*** (0,626)	0,219 (1,638)	0,672 (1,641)	-3,101** (1,337)
<i>has_narrative</i>	0,429 (0,787)	0,852 (0,820)	0,825 (0,812)	0,312 (1,931)
<i>rate_increased</i>	1,421* (0,806)	1,636** (0,806)	1,572** (0,801)	1,446* (0,806)
<i>interaction</i>	-2,270** (1,124)	-2,553** (1,135)	-2,474** (1,126)	-2,295** (1,123)
<i>age</i>		0,004 (0,022)	0,014 (0,022)	
<i>woman</i>		-1,801*** (0,549)	-1,681*** (0,547)	
<i>education</i>		-0,111 (0,283)	-0,115 (0,281)	
<i>knowledge</i>		0,398 (0,295)	0,314 (0,304)	0,410 (0,370)
<i>trust</i>		-0,639** (0,278)	-0,733** (0,283)	
<i>has_narrative</i> × <i>knowledge</i>				0,048 (0,541)
<i>belief</i>			0,419** (0,200)	
Количество наблюдений	400	395	395	398
R^2	0,015	0,052	0,062	0,02
F -статистика	2,045	2,431**	2,728***	1,569

Примечание: в таблице приведены результаты МНК-оценки моделей на очищенной выборке. Зависимая переменная – изменение инфляционных ожиданий респондентами в результате воздействия. В скобках под оценками коэффициентов указаны робастные стандартные ошибки. Уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

Переменная *belief*, отражающая доминирующее убеждение, является статистически значимой и имеет положительный коэффициент (0,419, $p < 0,05$). Это может указывать на то, что респонденты, более склонные объяснять влияние ключевой ставки на инфляцию через канал спроса, расценивали ужесточение ДКП как недостаточное для стабилизации цен или же не связывали его напрямую с долгосрочным замедлением инфляции.

Коэффициент при переменной доверия к информации *trust* также статистически значим: увеличение доверия на 1 связано с более существенным пересмотром инфляционных ожиданий вниз, приводя к их снижению на дополнительные 0,73 п. п., что согласуется с результатами исследований о роли доверия в повышении эффективности коммуникационной политики (Blinder et al., 2008; Christelis et al., 2020; Dräger and Nghiem, 2025).

Для приведения переменных к единой шкале мы дополнительно оценили влияние доминирующего убеждения (*belief*) и доверия (*trust*) на инфляционные ожидания. В Модели 3 переход показателя доверия к сообщению, содержащему нарратив и прогноз изменения ключевой ставки, от 25-го квартиля (*trust* = 3, «затрудняюсь ответить») к 75-му (*trust* = 4, «скорее доверяю») связан со снижением пересмотра инфляционных ожиданий на 0,73 п. п. В то же время для доминирующих убеждений переход от 25-го квартиля (*belief* = -1,5) к 75-му (*belief* = 0) сопряжен с увеличением пересмотра инфляционных ожиданий на 0,63 п. п. Иными словами, более высокий уровень доверия выступает усилителем изменений инфляционных ожиданий после информационного воздействия, тогда как сдвиг убеждений в сторону доминирующей роли канала спроса сопровождается более выраженным повышением ожидаемой инфляции.

Эти наблюдения могут говорить о возможной связи между доверием, нарративами и инфляционными ожиданиями, что требует дополнительного анализа и проверки на устойчивость.

4.3.5. Связь доверия и нарратива

Доверие очень важно для формирования устойчивой коммуникационной политики. Существует широкий пласт литературы, исследующей доверие к центральным банкам и его влияние на инфляционные ожидания. Так, Blinder et al. (2008) указывают, что высокий уровень доверия способствует более эффективному заякориванию ожиданий, особенно при более прозрачной коммуникации центрального банка. Современные исследования также подтверждают тот факт, что более высокий уровень доверия к центральному банку снижает неопределенность относительно будущей инфляции и, более того, снижает инфляционные ожидания в ситуации, когда текущая инфляция превышает целевой уровень центрального банка (Rumler and Valderrama, 2020; Mochhoury, 2023).

Поскольку доверие играет ключевую роль в заякоривании инфляционных ожиданий, мы проанализировали влияние нарратива на уровень доверия к предложенной информации (переменная *trust*). Результаты показывают, что респонденты, получившие сообщение, сопровождаемое нарративом, демонстрируют более высокий средний уровень доверия (3,5), чем респонденты, для которых информационное воздействие нарративом не сопровождалось (3,16); разница 0,34 статистически значима, $p = 0,0004$. Эффект сохраняется во всех сценариях: при сообщении о предстоящем

повышении ставки уровень доверия составляет 3,51 при наличии нарратива и 3,18 без него (разница $\approx 0,33$), при сообщении о сохранении ставки – 3,49 и 3,14 соответственно. Это может говорить о том, что факт предоставления нарратива способствует не только формированию более низких инфляционных ожиданий, но и укреплению доверия к источнику информации, содержащему нарратив.

Мы также проанализировали уровень доверия к предложенной информации в зависимости от изначальных убеждений респондентов. Как следует из Табл. 6, самый высокий уровень доверия после получения сообщения с нарративом наблюдается у тех респондентов, у которых доминировали убеждения о действии канала спроса или которые воспринимали оба канала как равновероятные. Отметим, что эффект нарратива для таких респондентов выражен сильнее, чем для респондентов с доминирующим убеждением о действии канала издержек – в последнем случае влияние нарратива на уровень доверия не имеет статистической значимости. Это может говорить о жесткости убеждений: когда изначальные установки не совпадают с транслируемым нарративом, уровень доверия к получаемой информации остается низким.

Таблица 6. Показатель доверия в зависимости от наличия нарратива и доминирующих убеждений

Доминирующие убеждения	Показатель доверия при различном информационном воздействии		Разница	<i>t</i> -статистика	<i>p</i> -значение
	без нарратива	с нарративом			
О канале спроса	3,14 (<i>n</i> = 42)	3,80 (<i>n</i> = 46)	0,66	3,464	0,0008***
Равнозначные	3,15 (<i>n</i> = 34)	3,82 (<i>n</i> = 44)	0,67	3,038	0,0034***
О канале издержек	3,17 (<i>n</i> = 122)	3,24 (<i>n</i> = 111)	0,07	0,591	0,5551

Примечание: в скобках указано количество наблюдений. Уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

Мы провели медиационный анализ, направленный на выявление взаимосвязи между нарративами, доверием и инфляционными ожиданиями (см. Рис. 7). Этот статистический метод широко применяется в социологических и поведенческих исследованиях, а также в экономике для оценки эффектов воздействия (Celli, 2022). Его преимущество заключается в том, что он позволяет изучить не только прямое влияние одной переменной на другую, но и косвенное, через промежуточную переменную – медиатор.

На первом этапе медиационного анализа мы оценили влияние нарратива на уровень доверия (путь *a*). Модель включает контрольные переменные и переменную прогноза изменения ключевой ставки для более точной оценки. Из полученных оценок (Табл. 7) следует, что наличие нарратива значимо и положительно влияет на уровень доверия (0,33 при $p = 0,001$).

На втором этапе медиационного анализа оценивалось влияние уровня доверия к информации, содержащей нарратив и прогноз изменения ключевой ставки, на инфляционные ожидания при контроле наличия нарратива (путь *b*) и прямой эффект нарратива на инфляционные ожидания (путь *c'*). Согласно нашим оценкам (Табл. 8), повышение уровня доверия к информации связано со статистически значимым снижением инфляционных ожиданий (путь *b*). Прямой эффект нарратива на инфляционные ожидания положителен, но статистически незначим.

Таблица 7. Этап 1: оценка влияния нарратива на доверие

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение
Константа	3,486	0,232	15,009	0***
<i>has_narrative</i>	0,3296	0,094	3,514	0,001***
<i>rate_increased</i>	0,0577	0,094	0,614	0,54
<i>age</i>	-0,0049	0,004	-1,265	0,207
<i>woman</i>	-0,1197	0,099	-1,21	0,227
<i>education</i>	-0,0783	0,046	-1,693	0,091*
<i>knowledge</i>	0,0515	0,054	0,948	0,344

Примечание: в таблице приведены оценки регрессии МНК. Зависимая переменная – *trust*. Путь *a* (нарратив → доверие): коэффициент 0,33 ($p = 0,001$). Уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

Таблица 8. Этап 2: влияние доверия и нарратива на изменение инфляционных ожиданий

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение
Константа	0,2191	1,761	0,124	0,901
<i>has_narrative</i>	0,8524	0,8	1,065	0,288
<i>trust</i>	-0,6387	0,303	-2,107	0,036**
<i>rate_increased</i>	1,6363	0,797	2,053	0,041**
<i>interaction</i>	-2,5527	1,119	-2,28	0,023**
<i>age</i>	0,0037	0,023	0,159	0,874
<i>woman</i>	-1,8015	0,593	-3,04	0,003***
<i>education</i>	-0,111	0,277	-0,4	0,689
<i>knowledge</i>	0,3976	0,325	1,225	0,221

Примечание: в таблице приведены оценки регрессии МНК. Зависимая переменная – *delta_inflation*. Путь *b* (доверие → инфляционные ожидания): коэффициент -0,639 ($p = 0,036$). Путь *c'* (прямой эффект нарратива): коэффициент 0,852 ($p = 0,288$). Уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

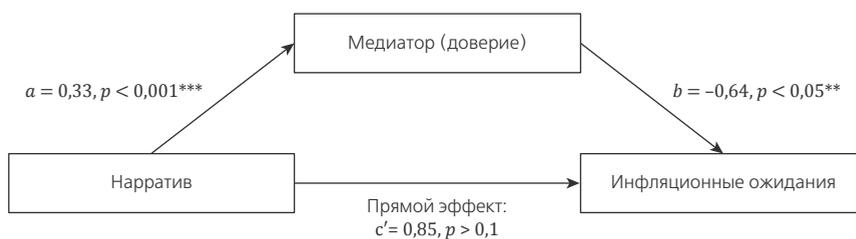
На последнем этапе медиационного анализа была выполнена проверка на значимость непрямого эффекта ($a \times b$). Коэффициент составил -0,211 ($p = 0,071$), что указывает на косвенное (через повышение уровня доверия) влияние нарратива на инфляционные ожидания: вызванное нарративом увеличение уровня доверия приводит к снижению инфляционных ожиданий примерно на 0,21 п. п. Значимость непрямого эффекта оценивалась с помощью теста Собея (Abu-Bader and Jones, 2021), который проверяет, значимо ли отличается от 0 произведение коэффициентов $a \times b$ с учетом их стандартных ошибок. Результаты свидетельствуют об условной значимости эффекта на уровне 10%, что требует осторожности в интерпретации.

Тем не менее можно говорить, что в среднем, по данным нашего эксперимента, наличие нарратива повышает уровень доверия к информации (путь *a*), а рост доверия, в свою очередь, снижает инфляционные ожидания (путь *b*). Более того, условно значимым является не прямой эффект на инфляционные ожидания наличия нарратива через доверие ($a \times b$), что говорит о косвенном влиянии нарратива на снижение ожиданий за счет повышения доверия. При этом прямой эффект нарратива (c'), наоборот, положителен, но статистически незначим. Таким образом, предоставление нарратива в целом способствует снижению инфляционных ожиданий главным образом через повышение доверия.

Полученные результаты позволяют сделать два наблюдения. Во-первых, наличие устойчивых доминирующих убеждений ограничивает готовность респондентов пересматривать свои ожидания под воздействием новой информации. Если

исходные убеждения о влиянии изменения ключевой ставки на инфляцию противоречат транслируемому нарративу, его воздействие на доверие к информации оказывается статистически незначимым. Этот вывод согласуется с результатами работы Sandoval and Walsh (2024), согласно которым установки (в частности, политические) являются ключевым условием формирования потребительских намерений, а также с работой Bénabou and Tirole (2016), которые отмечают связь устойчивых убеждений со склонностью людей к избирательной обработке информации для их подтверждения. Таким образом, при жестко закрепленных убеждениях нарративы не столько преодолевают исходные установки, сколько оказываются ограничены их действием.

Рисунок 7. Медиационный анализ влияния нарратива на инфляционные ожидания через доверие к информации



Примечание: уровни значимости: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Источник: расчеты автора

Во-вторых, анализ регрессионных моделей выявляет, что доверие к информации не всегда трансформируется в снижение инфляционных ожиданий: респонденты с доминирующими убеждениями о действии канала спроса демонстрируют наибольший уровень доверия к нарративу, однако пересматривают свои ожидания в сторону повышения. Возможное объяснение заключается в том, что такие респонденты признают связь между ключевой ставкой и динамикой потребительского спроса, но воспринимают меры центрального банка как недостаточно жесткие для эффективного сдерживания роста цен. В то же время участники с ориентацией на факторы предложения (издержки) меньше доверяют нарративу, что также ограничивает потенциал корректировки их инфляционных ожиданий.

Таким образом, наши результаты показывают, что влияние на инфляционные ожидания нарратива зависит от исходных установок: в случае жестких убеждений о преобладающем действии канала издержек нарративы практически не работают, а при убежденности в канале спроса нарративы усиливают доверие, но не гарантируют снижения инфляционных ожиданий.

5. Заключение

Данное исследование посвящено роли нарративов в формировании инфляционных ожиданий домохозяйств с акцентом на анализ восприятия влияния ключевой ставки на динамику инфляции. В рамках работы проведен экспериментальный опрос с рандомизированным информационным воздействием, позволивший оце-

нить, как различные нарративы о трансмиссионном механизме ДКП влияют на инфляционные ожидания респондентов.

Респонденты были распределены по четырем экспериментальным группам, которые различались по содержанию предоставленной им информации: наличию или отсутствию нарратива, а также прогнозу о повышении либо сохранении ключевой ставки на неизменном уровне. Результаты исследования подтвердили наличие значимых эффектов воздействия.

Среди участников опроса преобладает восприятие инфляции через канал предложения (канал издержек), то есть повышение ключевой ставки интерпретируется как фактор, способствующий росту цен через увеличение издержек компаний. Средний показатель уверенности в действенности канала издержек (3,92) статистически значимо превышает соответствующий показатель для канала спроса (3,29), что подтверждает гипотезу о доминировании трансмиссионного механизма через канал издержек в объяснительных моделях респондентов.

Исследование выявило, что информация о повышении ключевой ставки без сопровождающего нарратива может приводить к негативным эффектам, особенно в определенных демографических группах. Так, мужчины и респонденты без высшего образования при получении информации о повышении ставки без объяснения механизма ее действия демонстрируют склонность к повышению инфляционных ожиданий, что противоречит целям центрального банка. Однако при сопровождении сообщения о повышении ставки соответствующим нарративом наблюдается синергетический эффект, выражающийся в значительном снижении инфляционных ожиданий.

В работе показано, что нарративы способствуют повышению доверия к экономической информации. Средний показатель доверия к предоставленной информации в группах, в которых в сообщении входил нарратив наряду с прогнозом изменения ключевой ставки, составил 3,5 балла по пятибалльной шкале, тогда как в группах, где сообщения не содержали нарратив, – лишь 3,16 балла (разница статистически значима при $p = 0,0004$). Медиационный анализ подтверждает наличие косвенного эффекта нарратива на инфляционные ожидания через повышение доверия к информации: увеличение доверия, вызванное нарративом, приводит к снижению инфляционных ожиданий приблизительно на 0,21 п. п.

При этом эффективность нарративов зависит от исходных убеждений респондентов. Наибольший рост доверия наблюдался среди лиц, чьи экономические представления изначально соответствовали содержанию нарратива (то есть тех, кто был склонен объяснять инфляцию через канал спроса). Это указывает на значимость согласованности коммуникационных сообщений с исходными моделями респондентов.

Анализ в разрезе отдельных социально-демографических групп показывает, что женщины демонстрируют более выраженное снижение инфляционных ожиданий после любого информационного воздействия, в то время как реакция мужчин существенно различается в зависимости от наличия нарратива. Образовательный уровень также является значимым фактором: наиболее выраженный эффект воздействия наблюдается у респондентов без высшего образования – в эксперименте наличие нарратива при информировании о повышении ставки приводило к снижению их инфляционных ожиданий на 2,96 п. п., в то время как информация о повышении ставки без нарратива, напротив, вызвала повышение ожиданий на 0,96 п. п.

Эксперимент выявил определяющую роль исходных убеждений респондентов: нарратив, основанный на канале спроса, повышает доверие к предоставляемой информации и влияет на инфляционные ожидания преимущественно тех респондентов, чьи изначальные представления уже согласуются с этим нарративом. У респондентов с доминирующими убеждениями о канале издержек статистически значимого эффекта на уровень доверия от нарратива не наблюдается, что указывает на ограниченную способность коммуникационных интервенций преодолевать когнитивные установки.

Результаты исследования указывают на необходимость тонкого баланса в коммуникационной стратегии центрального банка. С одной стороны, систематическое сопровождение сообщений об изменении ключевой ставки понятными объяснениями трансмиссионного механизма ДКП критически важно, особенно в периоды ее ужесточения. С другой – жесткое противопоставление альтернативных экономических нарративов может оказаться контрпродуктивным, особенно в аудитории с устоявшимися убеждениями о более вероятном действии канала издержек; более продуктивным может быть поиск точек пересечения и признание обоснованности различных интерпретаций при определенных оговорках (см., например, Могилат и др., 2024).

Во избежание эффекта бумеранга центральному банку важно структурировать сообщения таким образом, чтобы они не вступали в прямое противоречие с распространёнными убеждениями (Nyhan and Reifler, 2010). Поэтому коммуникацию целесообразно выстраивать с учетом предшествующих установок таргетируемой аудитории, так как аргументы, согласующиеся с исходными взглядами, воспринимаются сильнее, чем противоречащие им (Lord et al., 1979; Kunda, 1990). Практическую значимость этого подхода подтверждают результаты Sandoval and Walsh (2024), показывающие, что одинаковые экономические сигналы могут по-разному трансформироваться в поведении в зависимости от предшествующего индивидуального опыта. Наряду с оценками динамики инфляционных ожиданий центральному банку следует систематически анализировать качественные характеристики эффективности коммуникации среди населения, включая тональность, семантическое наполнение и структуру предлагаемых регулятором нарративов (Andre et al., 2024). Помимо этого эффективность коммуникации может способствовать повышению общего уровня финансовой грамотности населения (Туманянц и др., 2025), а также использование более простого и доступного языка (Evstigneeva and Sidorovskiy, 2021).

В целом исследование подтверждает, что грамотное использование нарративов, учитывающее исходные убеждения и характеристики целевой аудитории, способно повысить доверие к проводимой ДКП. Доверие, в свою очередь, способствует формированию инфляционных ожиданий, соответствующих целевым ориентирам регулятора.

Приложения к статье см. на сайте
<https://rjmf.econs.online>

Список литературы

- Евстигнеева А.** Коммуникация как инструмент денежно-кредитной политики: аналитическая записка. – Москва: Банк России, 2023.
- Могилат А., Москалева А., Попова С., Турдыева Н., Цой В.** Процентные расходы российских компаний: аналитическая записка. – Москва: Банк России, 2024.

Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2026 год и период 2027 и 2028 годов / Банк России. – Москва: Банк России, 2025.

- Туманянц К., Кулешов Ф., Пеникас Г., Зуев В.** Влияние уровня финансовой грамотности на инфляционные ожидания: оценка на данных псевдопанели по России // Банк России. Серия докладов об экономических исследованиях. – 2025. – № 146.
- Abu-Bader S., Jones T. V.** Statistical Mediation Analysis Using the Sobel Test and Hayes SPSS Process Macro // *International Journal of Quantitative and Qualitative Research Methods*. – 2021. – Vol. 9(1). – pp. 42–61.
- Akarsu O., Aktuğ E., Yalçın C.** Do Central Banks Shape Expectations? Evidence from Households, Firms and Market Participants // *SSRN Electronic Journal*. – 2025.
- Andre P., Haaland I., Roth C., Wiederholt M., Wohlfart J.** Narratives About the Macroeconomy // *SAFE Working Paper*. – 2024. – N 426.
- Andre P., Pizzinelli C., Roth C., Wohlfart J.** Subjective Models of the Macroeconomy: Evidence from Experts and Representative Samples Open Access // *The Review of Economic Studies*. – 2022. – Vol. 89(6). – pp. 2958–2991. doi: 10.1093/restud/rdac008
- Baranowski P., Doryń W., Łyziak T., Stanisławska E.** Words and Deeds in Managing Expectations: Empirical Evidence from an Inflation Targeting Economy // *Economic Modelling*. – 2021. – Vol. 95. – pp. 49–67. doi: 10.1016/j.econmod.2020.12.003
- Bénabou R., Tirole J.** Mindful Economics: The Production, Consumption, and Value of Beliefs // *Journal of Economic Perspectives*. – 2016. – Vol. 30(3). – pp. 141–164. doi: 10.1257/jep.30.3.141
- Binder C.** Fed Speak on Main Street: Central Bank Communication and Household Expectations // *Journal of Macroeconomics*. – 2017. – Vol. 52. – pp. 238–251.
- Blinder A. S., Ehrmann M., Fratzscher M., De Haan J., Jansen D.-J.** Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence // *Journal of Economic Literature*. – 2008. – Vol. 46(4). – pp. 910–945. doi: 10.1257/jel.46.4.910
- Bolhuis M. A., Cramer J. N. L., Schulz K. O., Summers L. H.** The Cost of Money Is Part of the Cost of Living: New Evidence on the Consumer Sentiment Anomaly // *NBER Working Paper*. – 2024. – N 32163.
- Bruner J.** The Narrative Construction of Reality // *Critical Inquiry*. – 1991. – Vol. 18(1). – pp. 1–21. doi: 10.1086/448619
- Bryan M. F., Venkatu G.** The Curiously Different Inflation Perspectives of Men and Women // *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary*. – 2001. – N 11/1/2001.
- Burr N.** Do Inflation Expectations Respond to Monetary Policy? An Empirical Analysis for the United Kingdom // *Bank of England Staff Working Paper*. – 2025. – N 1109.
- Celli V.** Causal Mediation Analysis in Economics: Objectives, Assumptions, Models // *Journal of Economic Surveys*. – 2022. – Vol. 36(1). – pp. 214–234. doi: 10.1111/joes.12452
- Christelis D., Georgarakos D., Jappelli T., van Rooij M.** Trust in the Central Bank and Inflation Expectations // *International Journal of Central Banking*. – 2020. – Vol. 16(6). – pp. 1–37.
- Coibion O., Gorodnichenko Y., Kumar S., Pedemonte M.** Inflation Expectations as a Policy Tool? // *Journal of International Economics*. – 2020. – Vol. 124. – Article 103297. doi: 10.1016/j.jinteco.2020.103297

- Coibion O., Gorodnichenko Y., Weber M.** Monetary Policy Communications and Their Effects on Household Inflation Expectations // *Journal of Political Economy*. – 2022. – Vol. 130(6). – pp. 1537–1584.
- D’Acunto F., Malmendier U., Weber M.** What Do the Data Tell Us About Inflation Expectations? // *Handbook of Economic Expectations* / Bachmann R., Topa G., van der Klaauw W., eds. – Academic Press, 2023. – pp. 133–161. doi: 10.1016/B978-0-12-822927-9.00012-4
- Das S., Kuhnen C. M., Nagel S.** Socioeconomic Status and Macroeconomic Expectations // *The Review of Financial Studies*. – 2020. – Vol. 33(1). – pp. 395–432.
- De Bruin W. B., Vanderklaauw W., Downs J. S., Fischhoff B., Topa G., Armantier O.** Expectations of Inflation: The Role of Demographic Variables, Expectation Formation, and Financial Literacy // *The Journal of Consumer Affairs*. – 2010. – Vol. 44(2). – pp. 381–402.
- Demgensky L., Fritsche U.** Narratives on the Causes of Inflation in Germany: First Results of a Pilot Study // *WiSo-HH Working Paper Series*. – 2023. – N 77.
- Dräger L., Nghiem G.** Inflation Literacy, Inflation Expectations, and Trust in the Central Bank: A Survey Experiment // *The Review of Economics and Statistics*. – 2025 (accepted). – pp. 1–45. doi: 10.1162/rest_a_01576
- Eckel C. C., Grossman P. J.** Chapter 113 Men, Women and Risk Aversion: Experimental Evidence // *Handbook of Experimental Economics Results, Vol. 1* / Plott C. R., Smith V. L., eds. – Elsevier, 2008. – pp. 1061–1073.
- Evstigneeva A., Sidorovskiy M.** Assessment of Clarity of Bank of Russia Monetary Policy Communication by Neural Network Approach // *Russian Journal of Money and Finance*. – 2021. – Vol. 80(3). – pp. 3–33. doi: 10.31477/rjmf.202103.03
- Haldane A., McMahon M.** Central Bank Communications and the General Public // *AEA Papers and Proceedings*. – 2018. – Vol. 108. – pp. 578–583. doi: 10.1257/pandp.20181082
- Han Z.** Asymmetric Information and Mismatched Inflation Expectations // *Journal of Monetary Economics*. – 2024. – Vol. 143. – Article 103529. doi: 10.1016/j.jmoneco.2023.10.010
- Kunda Z.** The Case for Motivated Reasoning // *Psychological Bulletin*. – 1990. – Vol. 108(3). – pp. 480–498. doi: 10.1037/0033-2909.108.3.480
- Lamla M. J., Lein S. M.** The Role of Media for Consumers’ Inflation Expectation Formation // *Journal of Economic Behavior and Organization*. – 2014. – Vol. 106. – pp. 62–77.
- Lamla M. J., Vinogradov D. V.** Central Bank Announcements: Big News for Little People? // *Journal of Monetary Economics*. – 2019. – Vol. 108. – pp. 21–38. doi: 10.1016/j.jmoneco.2019.08.014
- Lord C. G., Ross L., Lepper M. R.** Biased Assimilation and Attitude Polarization: The Effects of Prior Theories on Subsequently Considered Evidence // *Journal of Personality and Social Psychology*. – 1979. – Vol. 37(11). – pp. 2098–2109. doi: 10.1037/0022-3514.37.11.2098
- Minina D., Galati G., Moessner R., van Rooij M.** The Effect of Information on Consumer Inflation Expectations // *De Nederlandsche Bank (DNB) Working Paper*. – 2024. – N 810.
- Mochhoury S.** Central Bank Communication and Trust: An Experimental Study on the European Central Bank and the General Public // *ECB Working Paper*. – 2023. – N 2824.
- Nyhan B., Reifler J.** When Corrections Fail: The Persistence of Political Misperceptions // *Political Behavior*. – 2010. – Vol. 32(2). – pp. 303–330. doi: 10.1007/s11109-010-9112-2

Rumler F., Valderrama M. T. Inflation Literacy and Inflation Expectations: Evidence from Austrian Household Survey Data // *Economic Modelling*. – 2020. – Vol. 87. – pp. 8–23. doi: 10.1016/j.econmod.2019.06.016

Sandoval H. H., Walsh A. N. Sentiments and Spending Intentions: Evidence from Florida // *Economic Inquiry*. – 2024. – Vol. 62(3). – pp. 1046–1073. doi: 10.1111/ecin.13215

Shiller R. J. *Narrative Economics: How Stories Go Viral and Drive Major Economic Events*. – Princeton University Press, 2020.

Эконометрическая оценка ценового разрыва на первичном и вторичном рынках недвижимости

Янина Рощина, МГУ имени М. В. Ломоносова

janina-d@yandex.ru

Анна Литвинова, ООО «Яндекс.Технологии»

litvinovaani@mail.ru

В статье рассматривается проблема оценки ценового разрыва между первичным и вторичным рынками жилья в России. Мы разрабатываем двухэтапную методологию мэтчинга, позволяющую сопоставить пары квартир с максимально близкими характеристиками и нивелировать влияние инфраструктурных и планировочных различий, и оцениваем разрыв цен в регионах России на основе данных о 24,5 млн предложений о продаже квартир за 2022–2025 гг. Результаты указывают на значительную межрегиональную гетерогенность разрыва цен: во многих регионах новостройки дороже, но встречаются случаи нулевого или отрицательного разрыва. Разработанный подход позволяет анализировать динамику показателя и выявлять влияние региональных факторов, что имеет прикладное значение как для покупателей жилья, так и для регуляторов при разработке программ ипотечной поддержки.

Ключевые слова:

рынок недвижимости, мэтчинг, ипотека, региональные различия

JEL Codes: R21, R31, D47

Цитирование: Roshchina, I.

and Litvinova, A. (2026). Econometric Estimation of the Price Gap Between Primary and Secondary Housing Markets. *Russian Journal of Money and Finance*, 85(1), pp. 95–110.

1. Введение

Рынок жилой недвижимости занимает важное место в структуре российской экономики, оказывая существенное влияние как на социальные процессы, так и на экономическое развитие общества. Так, по итогам I квартала 2025 г. строительство и операции с недвижимым имуществом обеспечили 15,3% ВВП России¹, а ввод нового жилья превышает 100 млн кв. м начиная с 2022 г.², при этом объемы ввода значительно различаются по регионам. Одним из наиболее распространенных подходов к классификации рынка недвижимости является разделение

¹ См. <https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/osn-11-2025.pdf>, Таблица 3, строки «Строительство» и «Деятельность по операциям с недвижимым имуществом».

² См. https://наш.дом.рф/аналитика/ввод_жилья/детали/таблица (дата обращения: 25.10.2025).

на первичный и вторичный сегменты. К первичному рынку относятся новостройки, еще не имеющие собственников, чаще всего реализуемые застройщиками, при этом такие объекты могут как находиться на стадии строительства, так и быть недавно введенными в эксплуатацию. Ко вторичному рынку относятся уже существующие квартиры, находящиеся в собственности (право собственности на которые зарегистрировано в Росреестре) и продаваемые на основе сделок между частными лицами или компаниями.

Эти сегменты различаются не только по характеристикам жилья, но и по юридической природе сделок. На первичном рынке объектом сделки, как правило, выступает право требования квартиры по договору долевого участия (ДДУ) или по договору уступки прав требования, если дом еще не введен в эксплуатацию. Если объект уже сдан, но право собственности еще не оформлено, возможна продажа напрямую от застройщика по договору купли-продажи. На вторичном рынке всегда продается конкретная квартира с уже оформленным правом собственности, и сделка заключается в передаче этого права.

Определить, какой из сегментов должен быть дороже, заранее невозможно: у каждого из них есть как преимущества, так и недостатки. На первичном рынке есть риски того, что дом не будет достроен или сроки его сдачи будут сорваны, особенно если объект приобретается на стадии котлована. На вторичном рынке таких рисков нет: объект уже существует, его можно осмотреть, и он готов к заселению. В то же время условия ипотечного кредитования зачастую выгоднее именно при покупке жилья в новостройках, так как государственные льготные программы и совместные предложения банков с застройщиками ориентированы преимущественно на первичный рынок. Новостройки выигрывают за счет современных планировок, энергоэффективных решений, новых коммуникаций, а также более однородного социального состава жильцов, однако уступают из-за возможных продолжительных ремонтов в соседних квартирах, что создает шум и дискомфорт в первые годы проживания. Кроме того, инфраструктура в новых районах может быть неразвитой, тогда как в районах сложившейся застройки (вторичный фонд жилья) школы, магазины и дороги уже давно функционируют. Совокупность плюсов и минусов делает ценовое соотношение между сегментами результатом баланса разнонаправленных факторов и не позволяет однозначно сказать, какой рынок – первичный или вторичный – должен быть дороже.

Именно поэтому особый интерес представляет измерение ценового разрыва между новостройками и вторичным жильем. В «Обзоре финансовой стабильности» Банк России сообщает, что в III квартале 2024 г. зафиксирован рекордный ценовой разрыв – более чем в 50% – между новостройками и вторичным жильем (для сравнения: в 2019 г. он составлял 10%, в 2020 г. – 18%, в 2021 г. – 29%, в 2022 г. – 30%, в 2023 г. – 44%)³. Под ценовым разрывом (price gap) здесь и далее понимается разность (в рублях) между средней ценой квадратного метра на первичном и на вторичном рынках. Однако публикуемые Банком России оценки отражают ситуацию только в целом по стране. Между тем региональные различия в России традиционно оказывают сильное влияние на результаты моделирования и анализа последствий экономической политики (Перевышин и др., 2017). Можно предполагать,

³ См. https://www.cbr.ru/Collection/Collection/File/54857/Q2-Q3_2024.pdf (дата обращения: 25.01.2026).

что не только величина разрыва, но даже его знак может быть гетерогенен (в одних регионах дороже квартиры в новостройках, в других – на вторичном рынке), что делает анализ рынка недвижимости особенно сложным и отличает его от других рынков, на которых моделируются разрывы цен (см. Обзор литературы). Поэтому важным представляется проведение оценки разрыва отдельно для каждого региона России, а не агрегированно по всей стране.

Таким образом, цель настоящего исследования заключается в корректной оценке ценового разрыва с учетом характеристик объектов и региональных различий. Для этого необходимо разработать методику оценки разрыва, позволяющую максимально нивелировать влияние характеристик квартиры и ее местоположения и оценить ценовой разрыв между новостройками и вторичным жильем отдельно для каждого региона России.

Результаты данного исследования важны для нескольких групп участников рынка. Во-первых, для покупателей, рассматривающих покупку жилья как инвестиционное решение, которым необходимо понимать, теряет ли квартира, купленная на первичном рынке, в цене сразу после перехода на вторичный рынок и если да, то насколько велико это снижение. Количественная оценка разрыва позволяет домохозяйствам адекватно оценивать финансовые риски при выборе между новостройкой и готовым жильем.

Во-вторых, для регулятора. Существенный ценовой разрыв между сегментами может повышать риски ипотечного рынка: если заемщик в силу ухудшения финансового положения вынужден продать квартиру, приобретенную в новостройке, ее стоимость на вторичном рынке может оказаться ниже суммы долга. В условиях межрегиональной гетерогенности такие различия важно учитывать при разработке льготных ипотечных программ. В регионах с высоким разрывом может быть оправданно ужесточение требований к первоначальному взносу или макропруденциальных надбавок для банков при выдаче ипотечных кредитов. В то же время там, где вторичный рынок дороже, стоит рассматривать возможность распространения льготных ипотечных программ и на этот сегмент, чтобы сбалансировать спрос и повысить устойчивость региональных рынков.

В-третьих, региональные власти и застройщики также могут быть заинтересованы в результатах исследования. Для застройщиков информация о величине и динамике ценового разрыва может служить индикатором конкурентоспособности проектов относительно существующего жилого фонда. А если во вторичном сегменте жилье дороже новостроек, это может сигнализировать о дефиците инфраструктуры или низком качестве новых проектов.

2. Обзор литературы

В отечественной литературе рынок жилой недвижимости рассматривается в разных аспектах: анализируются ключевые показатели его состояния (Волков, 2022), моделируются изменения цен (Клочкова и Толстякова, 2019), проводится сравнительный анализ устойчивости рынков разных стран, таких как Россия и Китай (Петрова, 2023). Важным направлением являются исследования, посвященные разработке моделей для оценки стоимости объектов недвижимости. Их цель заключается либо в определении ключевых факторов, влияющих на стоимость квартир,

либо в создании системы оценки для разных городов, часто с применением продвинутых методов машинного обучения, например нейронных сетей (Ясницкий и др., 2022) и анализа текстовых данных (Гончаров и Натхов, 2020). Модели машинного обучения также используются для решения задачи прогнозирования цен и факторов их изменения (Богданова и др., 2020).

Применение этих методов невозможно без надежных источников данных. В российских исследованиях используются сведения административного учета о сделках купли-продажи жилой недвижимости (ЕГРН) (Духон и др., 2021) и применяются теоретические и методологические подходы, основанные на сравнении рыночных и кадастровых данных (Ласкин и Черкесова, 2020). Источником данных для анализа все чаще служат сайты-агрегаторы, такие как «Циан»⁴, «Авито Недвижимость»⁵, «Яндекс.Недвижимость»⁶ и др. Однако для ряда регионов выборка может быть нерепрезентативной. В связи с этим предлагаются специальные методики формирования выборок, позволяющие адекватно отражать генеральную совокупность даже на слабоактивных рынках недвижимости в небольших городах и населенных пунктах (Бердникова, 2021).

Хотя основное внимание в исследованиях традиционно уделяется оценке стоимости объектов на вторичном рынке, существуют работы, посвященные систематизации статистических показателей, характеризующих объекты на первичном рынке (Дианов, 2020). Кроме того, анализируются содержание, границы и участники данного рынка с целью развития статистической методологии его изучения (Дианов и Смелов, 2019).

Для анализа динамики цен в литературе, в том числе в других странах, также применяются методы выявления ценовых аномалий (пузырей) на рынке недвижимости, например тесты на коинтеграцию (Галенкова и др., 2019), модифицированный метод повторных продаж (Косякина, 2023) и различные эмпирические тесты для диагностики пузырей и анализа условий их возникновения (Domeij and Ellingsen, 2020; Bayer et al., 2021). В зарубежной литературе встречаются исследования, использующие тесты конвергенции для изучения общих траекторий изменения цен на первичном и вторичном рынках (Montagnoli and Nagayasu, 2015; Tomal, 2019). Их результаты показывают, что в долгосрочном периоде общего тренда в ценах не наблюдается, хотя в отдельных группах городов фиксируется коинтеграция ценовых рядов. Эти подходы важны для анализа устойчивости рынка и выявления общих трендов в ценовой динамике, но они не позволяют проводить оценивание величины текущего разрыва цен. Для такой задачи требуется сопоставление объектов с максимально близкими характеристиками.

Следует отметить, что ценовые разрывы характерны не только для рынка жилья, но и для других сегментов экономики. Моделирование рынков подержанных товаров показывает, что для потребителей ключевым фактором при выборе между новым и бывшим в употреблении товаром (особенно в случае товаров длительного пользования) является степень его обесценения (Фох, 1957; Kursten, 1991). На рынках с дифференцированными по качеству товарами предложение двух товаров может сохраняться, если товары более высокого качества (новые) стоят дороже, чем

⁴ См. <https://www.cian.ru>

⁵ См. <https://www.avito.ru/moskva/nedvizhimost>

⁶ См. <https://realty.yandex.ru/moskva/>

товары более низкого качества (бывшие в использовании) (Kursten, 1991). Поэтому товары длительного пользования часто могут быстро обесцениваться, и вторичный рынок в этом случае расширяет предложение дифференцированных по цене и качеству товаров, повышая благосостояние потребителей, тогда как для производителей последствия могут быть отрицательными (в случае переключения потребительского спроса с новых на подержанные товары). Подобные ценовые разрывы между первичным и вторичным сегментами наблюдаются на рынках высокотехнологичной продукции (смартфонов, компьютеров и другой электроники), где они объясняются износом товаров и выходом новых моделей (Zhou and Gupta, 2020; Makov et al., 2019); на рынке предметов искусства, где первичные продажи (через галереи) и вторичные (через аукционы) существенно различаются по ценам (Frey and Eichenberger, 1995); а также на автомобильном рынке, где новые автомобили резко теряют в стоимости сразу после покупки (Akerlof, 1970; Gleue et al., 2019).

На основе обзора литературы можно сформулировать гипотезу о том, что величина ценового разрыва между первичным и вторичным рынками и даже его знак (при наличии разрыва) являются гетерогенными по российским регионам.

3. Методология оценки разрыва

Под разрывом цен мы будем понимать разницу в цене (в рублях) между двумя квартирами (квартирами-близнецами), которые идентичны по основным характеристикам, но отличаются по тому, на каком рынке недвижимости они продаются – первичном или вторичном. Разрыв цен является положительным, если цена квартиры на первичном рынке превышает цену квартиры на вторичном рынке, и отрицательным, если квартира на вторичном рынке дороже квартиры в новостройке.

Для оценки разрыва цен, обусловленного типом рынка недвижимости (treatment, воздействие), необходимо устранить смещение, которое может возникать из-за того, что квартиры на первичном и вторичном рынках отличаются (воздействие не является экзогенным). В этом случае можно использовать непараметрический метод оценки эффекта воздействия (псевдорандомизацию). Для применения этого метода данные должны удовлетворять двум предпосылкам: несмешиваемости (unconfoundedness) и пересечения (overlap). Выполнение первой предпосылки обеспечивает условия эксперимента, при которых в обеих группах – группе воздействия (квартиры на первичном рынке) и контрольной (квартиры на вторичном рынке) – находятся наблюдения, совпадающие по всем характеристикам, кроме интересующей нас переменной (тип рынка). Выполнение второй предпосылки означает наличие сопоставимых наблюдений в контрольной группе и группе воздействия, что необходимо для оценки эффекта.

В данном исследовании разработана методология для оценки разрыва цен на рынке недвижимости – двухэтапная процедура мэтчинга (на уровне домов и на уровне квартир). В результате для каждой квартиры на первичном рынке подбирается в пару аналогичная квартира на вторичном рынке недвижимости. Такой подход гарантирует баланс ковариатов (равенство средних значений ключевых параметров в двух группах). Насколько нам известно, подобная методология до сих пор не применялась для рынка недвижимости России.

На первом этапе мэтчинга дома объединяются в пары в заданном радиусе (расстояние между ними не превышает определенного порогового значения) так, чтобы в одном доме продавались квартиры от застройщика (на первичном рынке), а в другом – квартиры от собственников (на вторичном рынке). Это позволяет свести к минимуму различия в инфраструктуре, транспортной доступности и других факторах, связанных с расположением.

Второй этап мэтчинга необходим, чтобы обеспечить совпадение ключевых характеристик квартир в парах. Для этого среди подобранных пар домов методом ближайших соседей⁷ формируются пары квартир, совпадающих по площади и количеству комнат. Характеристики квартир, которые также могут влиять на цену, но которые не позволяют подобрать достаточное количество пар (такое, при котором выборка будет репрезентативной), включены в модель оценки разрыва в качестве контрольных переменных.

Важной характеристикой разработанной процедуры является радиус, в рамках которого подбираются пары домов. При его увеличении растет число пар, по которым оценивается средний разрыв, однако снижается «похожесть» квартир в паре. При определении величины радиуса можно как перебирать возможные значения с некоторым шагом (например, 100, 200, 300, 400, 500 м), фиксированным для всех регионов, так и динамически менять величину радиуса в зависимости от региона. Оба этих подхода можно использовать для проверки устойчивости результатов.

В работе рассматривается два подхода к проведению второго этапа мэтчинга (образования пар квартир на двух рынках), которые отличаются дополнительным критерием попадания квартиры на вторичном рынке в пару к квартире в новостройке.

При первом (базовом) подходе пара для квартиры на первичном рынке подбирается среди квартир вторичного рынка, расположенных в заданном радиусе и обладающих схожими характеристиками. Это позволяет нивелировать влияние на разрыв в ценах таких характеристик квартир, как район расположения, площадь и число комнат. Полученный ценовой разрыв будет определяться как юридическими аспектами (разница в условиях получения ипотечного кредита, тип рынка недвижимости), так и потребительскими аспектами (тип и возраст дома, качество планировки, состав жильцов). Переменные, характеризующие тип и возраст дома, включаются в модель в качестве контрольной переменной.

При втором (более тонком) подходе пара для квартиры на первичном рынке подбирается среди квартир, формально относящихся к вторичному рынку, однако расположенных в том же самом жилом комплексе (ЖК), просто в уже сданном корпусе. Такие ситуации довольно часто встречаются, так как обычно разные корпуса одного ЖК сдаются не одновременно, а по очереди, со значительным промежутком времени. При этом подходе ценовой разрыв определяется уже только юридическими аспектами, влияние всех остальных факторов максимально нивелируется, так как сравниваемые объекты идентичны по своему расположению, характеристикам инфраструктуры и другим параметрам. С одной стороны, это позволяет создавать пары с максимально похожими квартирами по всем параметрам. С другой – это сокращает выборку и большая часть рынка вторичной недвижимости (старый жилой фонд) не учитывается в модели.

⁷ Мы также протестировали алгоритм Propensity Score Matching, но его результаты были хуже, чем результаты точного сопоставления.

Важно отметить, что в выборку объектов, предлагаемых на первичном рынке, включаются квартиры только в тех новостройках, которые уже готовы к сдаче (а не сдаются через несколько лет), чтобы избежать влияния рисков строительства на оценку разрыва цен.

На выборке полученных пар квартир для каждого из рассматриваемых регионов методом наименьших квадратов (МНК) оценивается регрессия, в которой в качестве зависимой переменной выступает цена квартиры, а в качестве регрессора, представляющего интерес, – тип рынка недвижимости, на котором эта квартира продается:

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 \times D_i + \sum_{j=1}^k \beta_j x_i^{(j)} + \varepsilon_i,$$

где y_i – цена квартиры, D_i – тип рынка недвижимости, на котором продается квартира, $x_i^{(j)}$ – контрольные переменные, не участвовавшие в процедуре мэтчинга (этаж, тип дома, принадлежность к ЖК премиум-сегмента).

Выборки наблюдений для оценивания регрессий сформированы из пар квартир в результате двухэтапного мэтчинга (по домам – в пределах заданного радиуса, по квартирам – методом ближайшего соседа по площади и количеству комнат). В качестве величин разрыва цен используются оценки коэффициента α_1 при представляющей интерес переменной (тип рынка недвижимости), при этом для тех регионов, для которых оценка незначима на уровне 5%, разрыв приравнивается к 0.

Данная методология позволяет оценивать не только величину разрыва цен отдельно для каждого региона, но и ее динамику. В настоящем исследовании мы оцениваем разрывы цен по 85 регионам России⁸ на каждый квартал за период с 2022 по 2025 г. Подобная методология впервые применяется к рынку недвижимости.

4. Данные

Мы рассматриваем объекты недвижимости (квартиры), которые продаются и покупаются по договорам купли-продажи. Объекты, которые продаются и покупаются по договорам уступки права требования и другим, в выборку не включаются.

В качестве основного источника данных для первичного рынка недвижимости используется Единый ресурс застройщиков (ЕРЗ; реестр новостроек)⁹. Были собраны квартальные данные о ЖК (новостройках) и продающихся в них квартирах за 2024 г. и I квартал 2025 г. в 85 регионах России.

Данные ЕРЗ по первичному рынку включают в себя всю основную информацию о ЖК: название ЖК, застройщик и его рейтинг, количество домов, квартир (общее и в продаже), агрегированные показатели площади и цены квартир, даты ввода в эксплуатацию. Также по каждому ЖК была собрана информация о корпусах и квартирах в них: детализация цен и площадей квартир (по количеству комнат), адрес, координаты, метро, основные характеристики домов.

⁸ Регионы, вошедшие в состав России в 2022 г., в выборку не включены в связи с недостаточным объемом доступных данных.

⁹ См. <https://erzrf.ru>

Альтернативным источником данных о предложении на первичном рынке недвижимости могут служить сайты – агрегаторы объектов недвижимости («Яндекс. Недвижимость», «Циан», «Авито Недвижимость», «Домклик»¹⁰, «Юла»¹¹). Преимуществом этих источников является более длинная история наблюдений (с марта 2022 г.), однако полнота данных ниже, а цены могут быть менее точными, чем в реестре новостроек. Так как для анализа были необходимы данные за большой промежуток времени, то для сбора данных за II–IV кварталы 2022 г. и за все кварталы 2023 г. использовались именно сайты-агрегаторы. С этих сайтов были собраны данные о предложениях по продаже квартир на первичном рынке от застройщиков (фильтрация осуществлялась по типу недвижимости – первичка).

Все объявления проверялись на наличие дубликатов (конкретная квартира однозначно идентифицируется по адресу, этажу и площади), и в выборке оставалось только одно объявление для каждой квартиры – самое последнее опубликованное (в случаях, когда объявление о продаже квартиры публиковалось сразу на нескольких сайтах). Всего было получено 2,3 млн объявлений о продаже квартир на первичном рынке недвижимости.

В качестве основного источника данных для вторичного рынка недвижимости использовались сайты – агрегаторы объектов недвижимости («Яндекс.Недвижимость», «Циан», «Авито Недвижимость», «Домклик», «Юла»). Всего было собрано 22,2 млн предложений о продаже квартир в регионах России с марта 2022 г. по март 2025 г.

Данные по первичному и вторичному рынкам недвижимости с сайтов-агрегаторов включают адрес, географические координаты, ближайшую станцию метро, основные характеристики дома и квартиры, цену (текущую и предыдущую, если было изменение), текстовое описание из объявления о продаже, фотографии (в виде ссылок на них) и др. Описательные статистики по собранным данным в разрезе регионов, а также по основным характеристикам домов и квартир приведены в Приложении А в онлайн-версии статьи.

По перечисленным выше источникам были собраны все доступные объявления о продаже квартир. Данные получены с помощью процедуры парсинга открытых источников, а также их архивов. Отметим основное ограничение используемых данных: это данные о ценах предложения квартир (иными словами, листинг недвижимости), а не о ценах фактических сделок, которые могут существенно отличаться от цен предложения).

5. Результаты

Мы реализовали оба описанных выше (см. Раздел 3) подхода к формированию пар квартир – то есть как с фиксацией только базовых характеристик и местоположения (первый подход), так и с дополнительной фиксацией типа дома, при которой квартира на вторичном рынке находится в том же жилом комплексе, что и квартира на первичном рынке (второй подход). Для всех регионов было рассчитано количество пар квартир, которые удастся сформировать при различных радиусах их подбора.

¹⁰ См. <https://domclick.ru>

¹¹ См. <https://youla.ru/moskva/nedvijimost>

В Табл. 1 представлен пример количества подобранных пар квартир для Москвы в зависимости от величины радиуса, в котором подбираются пары. Ожидается с увеличением радиуса количество найденных пар растет, но начиная с 300 м прирост становится незначительным (для других регионов эта тенденция более выраженная). В качестве основного радиуса для анализа было выбрано значение, равное 300 м. Остальные значения были использованы для проверки устойчивости.

Для выбранного радиуса в 300 м выборка по каждому региону составляет не менее 100 наблюдений (регионы, не прошедшие этот порог, исключались для соблюдения условия репрезентативности данных в региональном разрезе, см. сноску 8 в Разделе 3). При первом подходе среднее по регионам количество пар квартир равно 2416, при втором подходе – 1175.

Таблица 1. Количество найденных пар для Москвы

Радиус (расстояние между домами), м	Количество пар квартир	
	первый подход: квартиры в новостройках / квартиры на вторичном рынке	второй подход: квартиры в новостройках / сданные квартиры в новостройках (вторичный рынок)
10	482	201
50	2266	1136
100	4601	2271
200	8496	3676
300	11 413	4244
400	13 613	4468
500	15 555	4562

Примечание: цветом выделены значения, соответствующие основному выбранному для анализа радиусу (300 м).

Источник: расчеты авторов

Таблица 2. Оценки среднего разрыва цен для Москвы

	Эффект первичного рынка	
	первый подход: квартиры на первичном рынке / квартиры на вторичном рынке	второй подход: квартиры на первичном рынке / сданные квартиры в новостройках (вторичный рынок)
Без контрольных переменных	+2 млн руб. (значимо на 1%-ном уровне)	+300 000 руб. (значимо на 10%-ном уровне)
С контрольными переменными	+2 млн руб. (значимо на 1%-ном уровне)	+300 000 руб. (значимо на 1%-ном уровне)
Количество наблюдений	22 826	8488

Источник: расчеты авторов

В Табл. 2 приведены оценки разрыва цен между квартирами на первичном и вторичном рынках недвижимости на разных выборках (с фиксацией базовых характеристик квартир, местоположения и дополнительной фиксацией типа дома), с контрольными переменными и без, на примере Москвы, по данным за I квартал 2025 г. Результаты устойчивы как к выбору подхода (разрыв значимо положительный), так и к включению контрольных переменных; влияние первичного рынка на цену предложения квартиры гетерогенно в зависимости от количества комнат в квартире (если комнат в квартире больше, то разрыв больше).

Эта методология была применена к данным по всем 85 регионам; для каждого региона были оценены средние ценовые разрывы. Оценки разрывов, полученные на данных за I квартал 2025 г., представлены на Рис. 1 и 2; оценки в относительных величинах (в процентах от цены квартиры и в процентах от цены за квадратный метр на вторичном рынке) приведены в Приложениях В и С.

На Рис. 1 представлены оценки разрыва цен на первичном и вторичном рынках недвижимости в регионах России, полученные при использовании первого подхода к мэтчингу (то есть с фиксацией базовых характеристик квартир и местоположения дома).

Оценки на Рис. 1 указывают на межрегиональную гетерогенность ценового разрыва: в большинстве регионов он отсутствует (равен 0), во многих – является положительным (то есть цены на первичном рынке недвижимости выше цен на вторичном). В некоторых регионах разрыв цен оказался отрицательным, но небольшим по модулю.

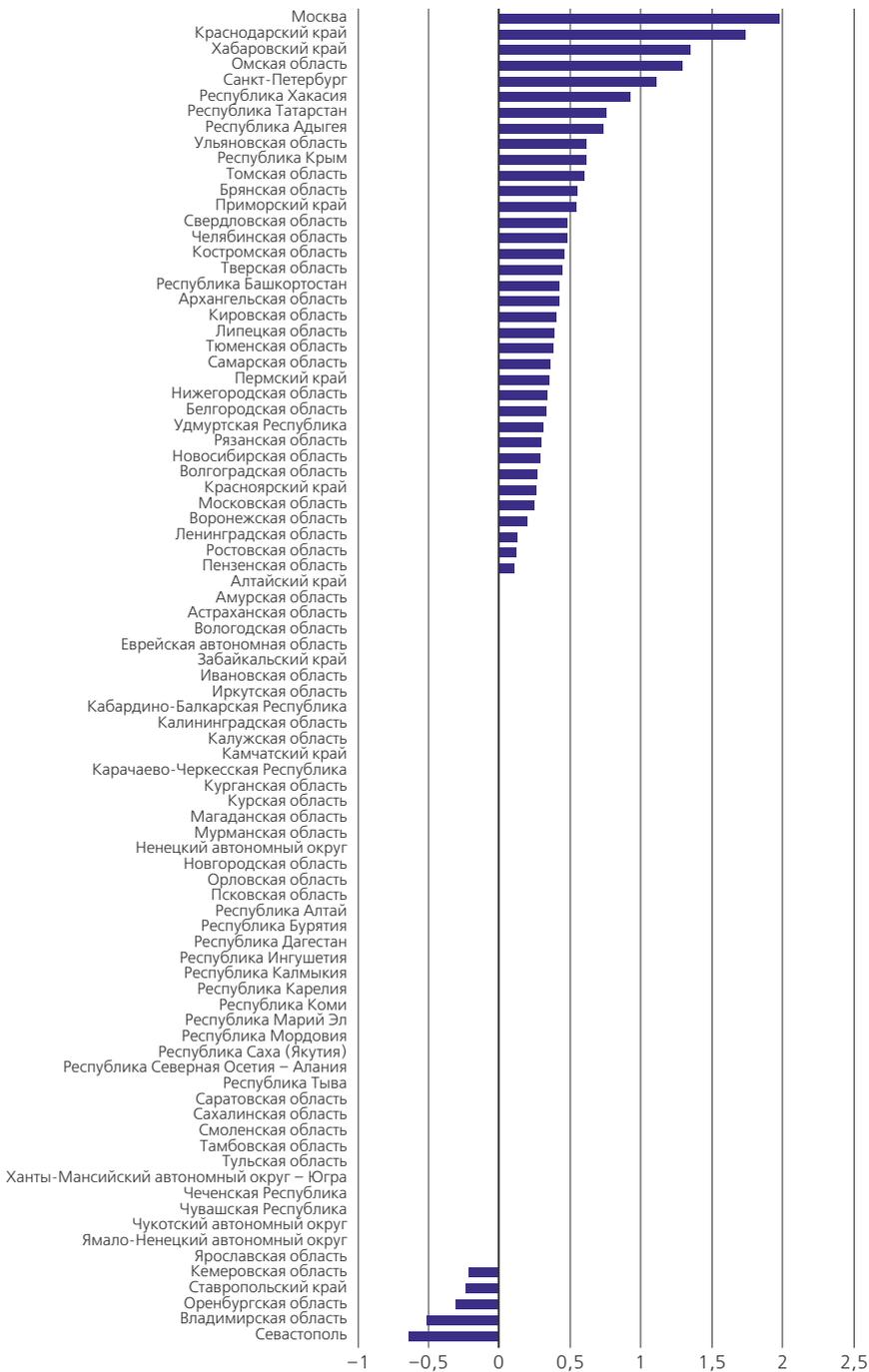
Положительный разрыв между ценами на первичную и вторичную недвижимость объясняется несколькими факторами. Во-первых, новостройки, как правило, характеризуются более высоким качеством строительства, современными планировками и красивыми входными группами, что делает их более привлекательными для покупателей. Во-вторых, на цены на первичном рынке жилья часто влияет наличие инфраструктуры застройщика и благоустройство территории. Кроме того, значительную роль играет поддержка со стороны государства в виде льготных ипотечных программ, ориентированных именно на первичный рынок, что дополнительно стимулирует спрос и способствует росту цен на новостройки по сравнению с квартирами на вторичном рынке. Наконец, на цену могут влиять предпочтения покупателей, связанные с субъективным восприятием новизны жилья (желанием жить в квартире, которая раньше никому не принадлежала), а также с тем, что новая квартира воспринимается как более безопасный вариант (отсутствие проблем с предыдущими собственниками и скрытых дефектов/проблем).

Отрицательный разрыв, когда вторичное жилье оказывается дороже первичного, наблюдается в отдельных регионах и, скорее всего, связан с местной спецификой рынка недвижимости. Новостройки, несмотря на их современность и новизну, могут уступать вторичному жилью по ряду параметров, влияющих на восприятие качества жилья. Один из таких факторов – неудачное расположение дома внутри квартала или плотная застройка, при которой окна квартиры выходят прямо на окна соседнего дома, создавая эффект «стекло в стекло». Также в некоторых регионах новостройки могут уступать по качеству строительства, например, за счет использования более дешевых материалов, слабой шумоизоляции или недостатков в инженерных системах.

На Рис. 2 представлены разрывы цен на первичном и вторичном рынках недвижимости в регионах России с фиксацией базовых характеристик квартир, местоположения дома и дополнительной фиксацией типа дома (второй подход).

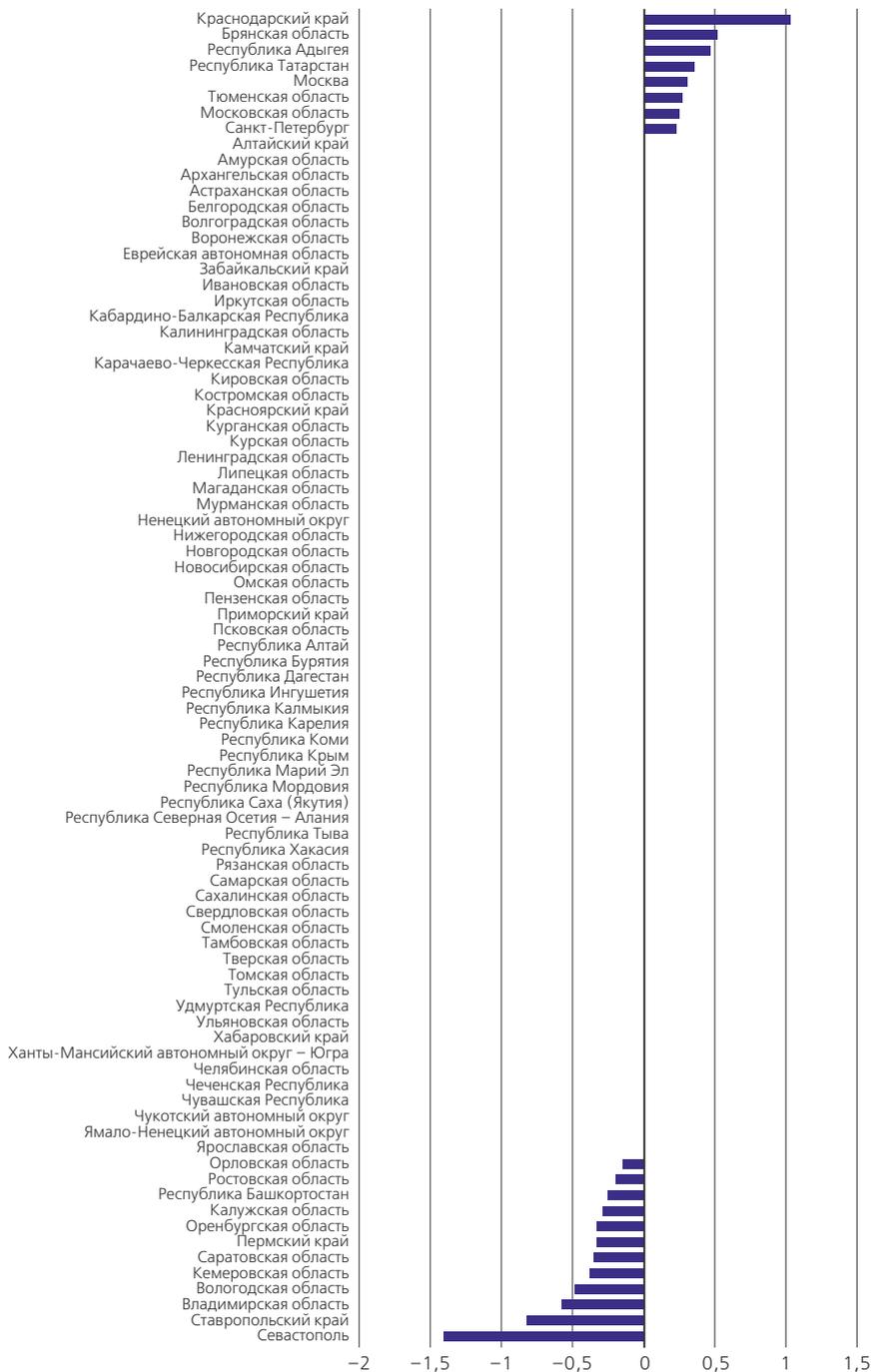
При сравнении Рис. 1 и 2 можно отметить, что в зависимости от подхода к формированию выборки оценки разрыва отличаются: когда при формировании выборки дополнительно фиксируется тип дома (второй подход), оценка разрыва всегда либо равна, либо меньше оценки, полученной при фиксации только базовых характеристик и местоположения (первый подход).

Рисунок 1. Разрыв цен в регионах России в I квартале 2025 г. (первый подход), млн руб.



Источник: расчеты авторов

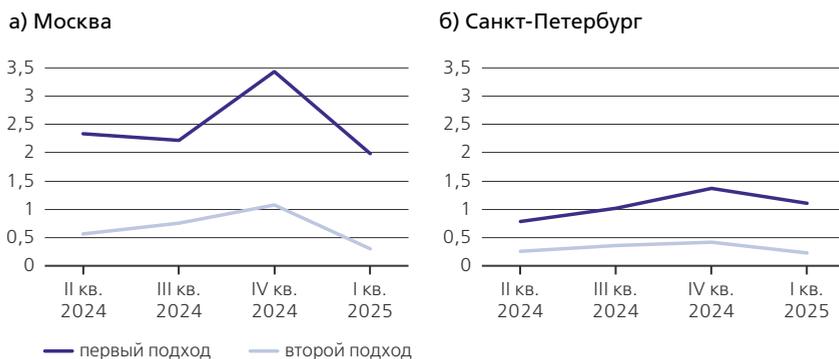
Рисунок 2. Разрыв цен в регионах России в I квартале 2025 г. (второй подход), млн руб.



Источник: расчеты авторов

В рамках исследования мы оценили разрыв цен на квартальных данных за период с марта 2022 г. по март 2025 г. для 85 регионов России¹². На Рис. 3 представлена динамика разрыва цен в 2024–2025 гг. для Москвы и Санкт-Петербурга. Можно отметить, что разрыв как для Москвы, так и для Санкт-Петербурга остается статистически значимым и положительным на всем рассматриваемом временном горизонте, хотя после пика в конце 2024 г. намечилось его постепенное сокращение.

Рисунок 3. Динамика разрыва цен в Москве и Санкт-Петербурге, 2024–2025 гг.



Примечание: первый подход – оценка разрыва цен при фиксации базовых характеристик квартир и местоположения, второй подход – при дополнительной фиксации типа дома.

Источник: расчеты авторов

Проведенный анализ разрыва цен на первичном и вторичном рынках недвижимости по регионам России показывает существенную межрегиональную гетерогенность, причинами которой могут быть макроэкономические, демографические, финансовые, отраслевые характеристики региона, а также факторы, относящиеся к государственному регулированию. Панельное моделирование на уровне регионов характеристик, влияющих на ценовой разрыв, может быть задачей будущих исследований.

6. Заключение

В исследовании предложена двухэтапная процедура оценки разрыва цен на недвижимость на первичном и вторичном рынках. На первом этапе осуществлялся подбор пар домов в заданном радиусе. На втором этапе пары подбирались на уровне квартир так, чтобы они совпадали по основным характеристикам (площадь и количество комнат).

Для проведения второго этапа мэтчинга использовалось два подхода. Первый из них позволяет нивелировать влияние на разрыв цен базовых характеристик квартир и их местоположения, второй – дополнительно нивелирует влияние типа дома, так что при втором подходе разрыв цен определяется уже исключительно

¹² Результаты могут быть предоставлены авторами по запросу.

юридическими аспектами. Второй подход обеспечивает высокую точность оценки разрыва, однако в нем не учитывается старый жилой фонд и используется сокращенная выборка.

Важным параметром методологии является величина радиуса для подбора пар домов, так как его варьирование позволяет балансировать между объемом выборки и точностью подбора. Численные результаты приведены для величины радиуса в 300 м, но содержательные выводы устойчивы и при других значениях этого параметра.

В выборку для оценки разрыва включались только те из квартир в новостройках, которые были уже готовы к сдаче, а не сдавались через несколько лет, – это позволило исключить влияние рисков строительства на оценки разрыва. Для оценки разрыва цен применялся МНК (интересующая объясняющая переменная – тип рынка недвижимости, остальные характеристики квартир выступали в качестве контрольных переменных).

В ходе исследования был оценен разрыв цен между стоимостью квартир на первичном и вторичном рынках недвижимости по регионам России за период со II квартала 2022 г. по I квартал 2025 г. (в динамике за каждый квартал). Во многих регионах разрыв оказался положительным (квартиры в новостройках дороже вторичной недвижимости), однако несколько большее число регионов характеризуется нулевым разрывом, а ряд регионов – даже отрицательным, хотя и небольшим по модулю (особенно при использовании первого подхода для оценки разрыва). При применении второго подхода (дополнительной фиксации типа дома) в подавляющем большинстве регионов разрыв цен отсутствует. Существенные различия в оценках разрыва цен по регионам указывают на то, что для его сокращения целесообразно реализовывать адресные региональные программы, а изменения в государственном регулировании ипотечного рынка и рынка застройщиков также стоит вводить с учетом региональной специфики.

Оценки разрыва цен при использовании первого подхода к мэтингу (фиксации только характеристик квартир и местоположения) оказались либо равны, либо больше, чем при использовании второго, подразумевающего дополнительную фиксацию типа дома. Это означает, что часть величины разрыва, полученной при первом подходе, обусловлена объективной разницей между объектами на первичном и вторичном рынках.

Полученные оценки ценового разрыва между первичным и вторичным рынками жилья в российских регионах имеют прикладное значение: покупателям они позволяют оценить финансовые риски при выборе между новостройкой и готовым жильем, застройщикам – понять конкурентоспособность новых проектов, регулятору – учесть региональные различия при разработке ипотечных программ и жилищной политики.

Вместе с тем выявленные различия требуют дальнейшего анализа: важно не только зафиксировать величину разрыва, но и понять, какие факторы определяют его масштабы и направление. Мы рассматриваем анализ региональных характеристик, влияющих на ценовой разрыв, как тему для следующего исследования. Таким образом, настоящая работа не только предлагает и реализовывает методологию оценки разрыва цен на рынке недвижимости, но и создает основу для анализа факторов, объясняющих выявленную межрегиональную гетерогенность; в дальнейшем

результаты такого анализа могут быть использованы при настройке инструментов ипотечной и жилищной политики в России.

Приложения к статье см. на сайте
<https://rjmf.econs.online>

Список литературы

- Бердникова В. Н.** Проблема обеспечения репрезентативности выборки при моделировании рыночной стоимости на региональном рынке недвижимости // Статистика и экономика. – 2021. – Т. 18. – № 5. – С. 38–46.
- Богданова Т. К., Камалова А. Р., Кравченко Т. К., Полтораки А. И.** Проблемы моделирования оценки стоимости жилой недвижимости // Бизнес-информатика. – 2020. – Т. 14. – № 3. – С. 7–23.
- Волков А. А.** Современное состояние рынка жилой недвижимости в России // Вестник Российского экономического университета имени Г. В. Плеханова. – 2022. – № 1. – С. 29–41.
- Галенкова А. Д., Маринов О. С., Никитин М. В., Юнусова И. М.** Эконометрическое исследование пузырей на рынках недвижимости России // Экономика и математические методы. – 2019. – Т. 55. – № 4. – С. 43–56.
- Гончаров Г. И., Натхов Т. В.** Текстуальный анализ ценообразования на рынке московской жилой недвижимости // Экономический журнал ВШЭ. – 2020. – Т. 24. – № 1. – С. 101–116.
- Дианов Д. В.** Формирование системы статистических показателей создания объектов первичного рынка недвижимости // Статистика и экономика. – 2020. – Т. 17. – № 1. – С. 14–24.
- Дианов Д. В., Смелов П. А.** Содержание и границы рынка первичной недвижимости как объекта статистического исследования // Статистика и экономика. – 2019. – Т. 16. – № 1. – С. 41–56.
- Духон А. Б., Образцова О. И., Эпштейн Н. Д.** Информационные возможности сведений административного учета о сделках с жилой недвижимостью для расчета цен на российском рынке жилья // Статистика и экономика. – 2021. – Т. 18. – № 6. – С. 60–72.
- Ключкова Е. Н., Толстякова М. А.** Рынок жилой недвижимости: тенденции и перспективы // Статистика и экономика. – 2019. – Т. 16. – № 3. – С. 24–33.
- Косякина А. И.** «Пузырь» на рынке жилья? Анализ на основе метода повторных продаж для вторичного рынка Москвы и Санкт-Петербурга // Прикладная эконометрика. – 2023. – Т. 70. – С. 72–88.
- Ласкин М. Б., Черкесова П. А.** Сравнение рыночных и кадастровых данных для прогнозирования рыночной стоимости объектов недвижимости // Статистика и экономика. – 2020. – Т. 17. – № 4. – С. 44–54.
- Перевышин Ю., Синельников-Мурылев С., Трунин П.** Факторы дифференциации цен в российских регионах // Экономический журнал ВШЭ. – 2017. – Т. 21. – № 3. – С. 361–384.
- Петрова П. М.** Сравнительный анализ стратегической социально-экономической стабильности на рынках недвижимости мегаполисов России и Китая // Экономический анализ: теория и практика. – 2023. – Т. 22. – № 7. – С. 1346–1361.

- Ясницкий Л. Н., Ясницкий В. Л., Алексеев А. О.** Моделирование рынков жилой недвижимости крупнейших городов России // Экономика региона. – 2022. – Т. 18. – № 2. – С. 609–622.
- Akerlof G. A.** The Market for ‘Lemons’: Quality Uncertainty and the Market Mechanism // The Quarterly Journal of Economics. – 1970. – Vol. 84(3). – pp. 488–500.
- Bayer P., Mangum K., Roberts J. W.** Speculative Fever: Investor Contagion in the Housing Bubble // American Economic Review. – 2021. – Vol. 111(2). – pp. 609–651.
- Domeij D., Ellingsen T.** Rational Bubbles in UK Housing Markets: Comment on ‘No-Bubble Condition: Model-Free Tests in Housing Markets’ // Econometrica. – 2020. – Vol. 88(4). – pp. 1755–1766.
- Fox A. H.** A Theory of Second-Hand Markets // *Economica*. – 1957. – Vol. 24(94). – pp. 99–115.
- Frey B. S., Eichenberger R.** On the Rate of Return in the Art Market: Survey and Evaluation // European Economic Review. – 1995. – Vol. 39(3–4). – pp. 528–537.
- Gleue C., Eilers D., Mettenheim H. J., Breitner M. H.** Decision Support for the Automotive Industry // Business and Information Systems Engineering. – 2019. – Vol. 61(4). – pp. 385–397.
- Kursten W.** A Theory of Second-Hand Markets: The Rapid Depreciation of Consumer Durables and Product Differentiation Effects // Journal of Institutional and Theoretical Economics. – 1991. – Vol. 147(3). – pp. 459–476.
- Makov T., Fishman T., Chertow M., Blass V.** What Affects the Secondhand Value of Smartphones: Evidence from eBay // Journal of Industrial Ecology. – 2019. – Vol. 23(3). – pp. 549–559.
- Montagnoli A., Nagayasu J.** UK House Price Convergence Clubs and Spillovers // Journal of Housing Economics. – 2015. – Vol. 30. – pp. 50–58.
- Tomal M.** House Price Convergence on the Primary and Secondary Markets: Evidence from Polish Provincial Capitals // Real Estate Management and Valuation. – 2019. – Vol. 27(4). – pp. 62–73.
- Zhou L., Gupta S. M.** Value Depreciation Factors for New and Remanufactured High-Technology Products: A Case Study on iPhones and iPads // International Journal of Production Research. – 2020. – Vol. 58(23). – pp. 7218–7249.



XXVI АПРЕЛЬСКАЯ МЕЖДУНАРОДНАЯ НАУЧНАЯ КОНФЕРЕНЦИЯ ИМЕНИ Е. Г. ЯСИНА

14–17 апреля 2026 г. | Москва

Организатор конференции – Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»

Основные темы конференции:

Экономика

- Макроэкономика и экономический рост
- Методология экономической науки
- Теоретическая экономика
- Фирмы и рынки
- Финансы и банки

Инструментальные методы в общественных науках

- Инструментальные методы в экономических и социальных исследованиях
- Менеджмент

Международные исследования

- Международные отношения
- Мировая экономика
- Востоковедение

Человеческий капитал и общество

- Социальная политика и здравоохранение
- Демография и рынки труда
- Политические процессы
- Социология
- Психология

Форсайт-исследования

- Сценарии развития России в условиях динамично меняющейся внешней конъюнктуры
- Новые методы и модели научно-технологического и социально-экономического прогнозирования
- Международный симпозиум «Форсайт в быстро меняющемся мире»

Конференция пройдет преимущественно в очном формате.
Рабочие языки конференции – русский и английский.

Граждане России могут подать заявку на участие в конференции в качестве слушателя до 2 апреля 2026 г.

Подробнее о конференции и правилах участия: <https://conf.hse.ru/2026/>



ВЫСШАЯ ШКОЛА
ЭКОНОМИКИ





Банк России

VII ЛЕТНЯЯ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКАЯ ШКОЛА БАНКА РОССИИ

29 июня 2026 г.

Санкт-Петербург

- **Лекции и мастер-классы**
проводят представители Банка России, участвующие
в подготовке решений по денежно-кредитной политике
- **Командные дебаты по вопросам
денежно-кредитной политики**

В Летнюю школу приглашаются

- студенты
- аспиранты
- преподаватели российских вузов экономических направлений

**Регистрация для участия в Летней школе
открыта с апреля 2026 г. на сайте Банка России**



www.cbr.ru/ec_research/activity/



Банк России

CALL FOR PAPERS
для студентов и аспирантов

БАНК РОССИИ И ЖУРНАЛ «ДЕНЬГИ И КРЕДИТ» ОБЪЯВЛЯЮТ СБОР ЗАЯВОК

НА КОНКУРС ЭКОНОМИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЙ

СТУДЕНТОВ И АСПИРАНТОВ ВУЗОВ 2026 Г.

**Заявки принимаются
по 11 мая 2026 г. включительно**

Итоги конкурса будут объявлены в начале июня 2026 г.

На конкурс принимаются исследования по темам:

- Монетарная экономика
- Денежно-кредитная политика
- Финансовая стабильность
- Банковский сектор
- Оперативная оценка состояния экономики
- Экономическое моделирование

Награды победителям:

- Участие в Летней макроэкономической школе Банка России (Санкт-Петербург, 29 июня 2026 г.)
- Участие в совместном воркшопе Банка России, Российской экономической школы и НИУ «Высшая школа экономики» (Санкт-Петербург, 30 июня 2026 г.)
- Участие в Финансовом конгрессе Банка России (Санкт-Петербург, 1–3 июля 2026 г.)
- Публикация исследования в журнале «Деньги и кредит»

**Подробные условия конкурса и правила подачи заявок
опубликованы на сайте журнала «Деньги и кредит»**



rjmf.econs.online



Банк России