

Анализ факторов инфляционного риска в России¹

Александра Чудаева, *Институт прикладных экономических исследований
РАНХиГС*²

sasha.chudaeva@yandex.ru

В работе при помощи квантильной регрессии, комбинированной с подходом локальных проекций, исследуется влияние макроэкономических и финансовых факторов на условное распределение российской инфляции и инфляционный риск, то есть вероятность высоких значений ценовых приростов. Показано, что основными предикторами повышения инфляционного риска являются рост номинальной заработной платы и оборота розничной торговли, а также ослабление рубля и спад производства. Кроме того, об интенсификации данного риска могут сигнализировать геополитическая напряженность и уменьшение спреда по облигациям. Выявлено, что эффект переноса динамики валютного курса в потребительские цены проявляется сильнее с ростом уровня инфляции, при этом в условиях высокой инфляции ослабление и укрепление рубля переносятся в цены с разной интенсивностью, большей в первом случае. Ощутимое снижение риска критически высокой инфляции может потребовать от центрального банка комплексных антиинфляционных мер, поскольку влияние роста процентной ставки на инфляционный риск не столь значительно в сравнении с эффектом, оказываемым на среднее значение ценовых приростов.

Ключевые слова:

*инфляция, инфляционный риск,
оценка риска, квантильная
регрессия, условное распределение,
эффект переноса валютного
курса, денежно-кредитная
политика*

JEL Codes: C32, C51, E31,
E52, F31

Цитирование: Chudaeva, A.

(2025). Analysis of Inflation Risk Factors in Russia. *Russian Journal of Money and Finance*, 84(1), pp. 60–92.

1. Введение

Удержание инфляции в экономике на стабильно низком уровне является одной из основных целей центральных банков. Поскольку принимаемые ими меры влияют на инфляционный процесс с некоторым временным лагом, их решения

¹ Статья подготовлена в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС.

² Автор – финалист Конкурса экономических исследований студентов и аспирантов российских вузов Банка России и журнала «Деньги и кредит» 2024 г.

основываются на прогнозных значениях темпа прироста цен. Иными словами, задача центральных банков состоит в том, чтобы максимально точно спрогнозировать будущую траекторию развития инфляции и вовремя среагировать, если ожидаемое значение покажется критичным.

Однако при проведении денежно-кредитной политики (ДКП) важно учитывать не только точечный прогноз, но и вероятность того, что инфляция будет выше заданного порогового уровня. Две гипотетические ситуации, в которых ожидаемая инфляция следующего месяца составляет 0,5%, но при этом в одном случае риск того, что она будет выше 1%, равен 5%, а в другом – 30%, в высокой степени различны: во втором случае центральный банк будет проводить более жесткие мероприятия, направленные на предупреждение риска повышенной инфляции. Это обуславливает потребность в моделировании не только среднего ожидаемого значения инфляции, но и вероятностного распределения инфляционного процесса. При этом особый интерес представляет не сама функция распределения, а факторы, определяющие инфляционный риск. Понимание причин его формирования даст более глубокое представление о динамике инфляционного процесса и позволит центральному банку эффективнее управлять инфляционным риском и избегать резких скачков ценового уровня. Целью настоящей работы является выявление и анализ факторов, определяющих инфляционный риск в России.

Для оценки условной функции распределения в рамках эконометрического анализа традиционно используется квантильная регрессия, предполагающая построение отдельного уравнения для каждого из квантилей анализируемой переменной. В настоящее время в зарубежных прикладных исследованиях, посвященных в том числе инфляции, набирает популярность подход к оценке рисков, реализуемый на основе квантильных динамических моделей. Одними из первых условное распределение инфляционного процесса проанализировали Lopez-Salido and Loria (2020), которые выявили нелинейность связи ценовых приростов в США и Евросоюзе с уровнем безработицы, инфляционными ожиданиями и приростами импортных цен. В исследованиях Makabe and Norimasa (2022), Banerjee et al. (2024) и Korobilis (2017) также отмечается неоднородность влияния номинальной заработной платы, государственных расходов, индекса производства и обменного курса на различные квантили распределения инфляции. Подчеркивается, что помимо макроэкономических факторов важными детерминантами инфляционного риска выступают показатели финансового сектора, такие как кредитный спред (Lopez-Salido and Loria, 2020) и волатильность доходности фондового индекса (Banerjee et al., 2024); в работе Korobilis (2017) спред доходности корпоративных облигаций выявлен как релевантный предиктор для средних квантилей. Однако в работах, рассматривающих российскую экономику, вопрос влияния различных показателей на условные квантили инфляции и величину инфляционного риска ранее не поднимался.

Тем не менее существует немало работ, посвященных базовому моделированию условного среднего значения ценовых приростов в России. Так, Перевышина и Егоров (2015) производят оценку кривой Филлипса, включающей обменный курс рубля к доллару США в качестве показателя шоков совокупного предложения, а также рассматривают подход издержек, в рамках которого инфляция регрессируется на изменения стоимости различных производственных ресурсов. Помимо построения и оценки кривой Филлипса популярным направлением исследований является

анализ эффекта переноса динамики валютного курса в российские потребительские цены. Это обусловлено зависимостью России от международной торговли, в частности от импорта потребительских товаров и производственных ресурсов. Например, Пономарев и др. (2014) в своей работе обнаруживают неполноту эффекта переноса – абсолютное значение составляет меньше 1 как в краткосрочной, так и в среднесрочной перспективе. Аналогичный результат наблюдается и для зарубежных экономик (Campa and Goldberg, 2006), что объясняется возможным преобладанием неторгуемых товаров в структуре потребительской корзины и стратегическим поведением продуктовых дистрибьюторов, которые корректируют ценовую надбавку с целью смягчения курсовых колебаний. Кроме того, в соответствии с выводами Пономарева и др. (2014) и Андреева (2019) эффект переноса в российской экономике характеризуется асимметрией по направлению, то есть проявляется сильнее в случае ослабления рубля, чем в случае его укрепления. Согласно экономической теории, также предполагается, что эффект проявляется сильнее по мере роста уровня инфляции, поскольку в более инфляционной среде фирмы рассматривают шоки издержек, в том числе обменного курса, как более продолжительные и закладывают в текущие цены более высокие ожидания относительно будущих трат (Taylor, 2000). Асимметрия по направлению, в свою очередь, тоже становится более выраженной с ростом уровня инфляции, так как положительный темп роста общего уровня цен побуждает производителей более охотно корректировать цены в сторону повышения и менее охотно – в сторону понижения (Flodén and Wilander, 2006). Однако эмпирический анализ данных особенностей применительно к российской экономике ранее не проводился.

В контексте российских исследований особое место занимают работы на тему прогнозирования инфляции, авторы которых обычно не ограничиваются стандартными факторами роста уровня цен, например составляющими кривой Филлипса. Как правило, рассматривается обширный набор потенциальных предикторов, среди которых отбираются наиболее информативные. Так, Stylin (2019) при прогнозировании инфляции с помощью динамического усреднения моделей использует данные по 97 показателям, которые характеризуют внутреннюю и внешнюю экономическую активность, объемы международной торговли, обстановку на мировых рынках сырьевых товаров, условия кредитования, денежный рынок и рынок труда; рассматривается большое количество опросных данных, в том числе индексы предпринимательской уверенности. Полбин и Шумилов (2023) для прогнозирования инфляции используют модель с байесовским сжатием изменяющихся во времени коэффициентов. В число объясняющих переменных входят оборот розничной торговли и индекс производства, процентная ставка по кредитам «овернайт», объемы кредитования, денежный агрегат, фондовый индекс, обменный курс, мировые цены на нефть и продовольствие, уровень безработицы, номинальная заработная плата и индекс ожидаемых изменений заработной платы. Прогнозированию инфляции также посвящена работа Dzhunkeev (2024), в которой в качестве релевантных предикторов выделяются первый лаг инфляции, мировые цены на нефть и природный газ, курс евро к рублю, инфляция в США и еврозоне, оборот розничной торговли, численность безработного населения и ставка по кредитам «овернайт». Перечисленные работы позволяют сформировать предварительный перечень показателей, потенциально влияющих на риск высокой инфляции.

Таким образом, настоящая работа дополняет существующие российские исследования моделированием условного вероятностного распределения инфляции с помощью квантильной регрессии и выявлением факторов инфляционного риска. В качестве потенциальных объясняющих переменных рассматриваются номинальная заработная плата, уровень безработицы, процентные ставки, денежное предложение, объем государственного долга. Экономическая активность аппроксимируется индексом промышленного производства и оборотом розничной торговли. Среди факторов международной торговли используются валютный курс, мировые цены на нефть, природный газ и пшеницу. Включение в модель цен на сырьевые товары мотивируется тем, что Россия является одним из крупнейших поставщиков углеводородов и зерна на мировом рынке. Как отмечается в статье Абрамова и др. (2022), динамика мировых цен на экспортируемую продукцию выступает одним из каналов влияния глобальной инфляции на внутреннюю – например, с ростом мировых цен на нефть растет выручка экспортеров нефти, увеличивается их внутренняя экономическая активность и совокупный спрос, что ведет к росту внутренних цен и более высокой инфляции. Мерами неопределенности со стороны внутренних и внешних рынков в настоящей работе выступают волатильность валютного курса и нефтяных цен, а также новостные индексы геополитического риска и неопределенности экономической политики. Отдельное внимание уделяется показателям финансового сектора – спреду бескупонной доходности государственных облигаций (облигаций федерального займа, ОФЗ), индексу Московской биржи и его волатильности.

Кроме того, в настоящей работе анализируются такие аспекты эффекта переноса динамики валютного курса в цены, как неполнота и асимметрия по направлению. Применение квантильной регрессии позволяет исследовать проявление данных особенностей при различных уровнях инфляции, так как коэффициент при валютном курсе в уравнении для более высокого квантиля можно трактовать как эффект переноса в условиях более неблагоприятной инфляционной обстановки.

Далее статья организована следующим образом. В Разделе 2 излагается методология проведения эмпирического анализа: дается формальное описание используемой квантильной модели и определение инфляционного риска (Раздел 2.1); конкретизируется концепция проверки гипотез об особенностях эффекта переноса валютного курса в цены (Раздел 2.2); приводится информация об используемых показателях и этапах обработки данных (Раздел 2.3). В Разделе 3 производится оценка влияния различных факторов на отдельные квантили российской инфляции и инфляционный риск: осуществляется подбор спецификации квантильной динамической модели (Раздел 3.1); для проверки целесообразности использования квантильной регрессии проводится сравнение ее качества с линейной моделью аналогичной спецификации (Раздел 3.2); приводится интерпретация полученных квантильных оценок и выделяются основные факторы риска повышенной инфляции на различных прогнозных горизонтах (разделы 3.3 и 3.4), осуществляется тестирование гипотез об эффекте переноса валютного курса (Раздел 3.5); обсуждаются полученные результаты и проводится их сравнение с выводами предшествующих работ (Раздел 3.6). В Разделе 4 подводятся итоги данной работы и рассматриваются перспективы дальнейших исследований.

2. Методология исследования

2.1. Моделирование инфляции и инфляционного риска

Квантильная регрессия в отличие от линейной моделирует не условное среднее, а отдельные квантили процесса, давая представление о его вероятностном распределении. Во многих исследованиях, посвященных анализу инфляционного риска с применением квантильной регрессии, строится локальная проекция факторов на условное распределение инфляции через h периодов. Так, Lopez-Salido and Loria (2020) и Banerjee et al. (2024) моделируют зависимость квантилей инфляции год к году (роста уровня цен к аналогичному кварталу предыдущего года) через четыре квартала от текущих значений переменных расширенной кривой Филлипса. Makabe and Norimasa (2022) исследуют временную структуру инфляционного риска и рассматривают последовательность предельных эффектов различных факторов на квантили инфляции год к году через 1, 2, ..., 12 кварталов. Альтернативный подход – использование квантильных версий стандартных динамических моделей. Например, Kocoglu (2023) исследует инфляционный процесс при помощи квантильной модели авторегрессии и распределенного лага, представленной в форме модели коррекции ошибок.

Идея локальных проекций, то есть прямой оценки влияния факторов, наблюдаемых в момент t , на значение целевой переменной в момент $t + h$, впервые была предложена Jordà (2005) как аналог функции импульсных откликов, рассчитываемой по факту оценки векторной авторегрессии. Преимуществом подхода выступает устойчивость к ошибкам спецификации лаговой структуры модели, а также существенное упрощение расчетов импульсных мультипликаторов для нелинейных моделей, таких как квантильная регрессия. В статье Jordà (2023) обсуждается, что с помощью локальных проекций может быть оценен не только отклик переменной в момент $t + h$ в ответ на возмущение фактора, возникшее в момент t , но и кумулятивный отклик за период с t по $t + h$. Для этого требуется регрессировать аккумулярованные за h периодов значения целевого показателя на те же объясняющие переменные.

Настоящая работа предполагает комбинирование описанного выше подхода с квантильной регрессией для оценки влияния текущих значений экономических и финансовых показателей на функцию распределения инфляции за будущие h периодов. Это позволяет напрямую проследить вклад рассматриваемых факторов в инфляционный риск на краткосрочном, среднесрочном и долгосрочном горизонтах. Для учета возможной коинтеграционной связи между уровнем цен и другими макроэкономическими переменными в квантильные уравнения включаются текущие остатки коинтеграционного соотношения. Формально оцениваемая модель определяется выражением (1). В такой формулировке входящие в модель регрессоры можно трактовать как предикторы квантилей будущих ценовых приростов.

$$inflation_{t+h}^{h,\tau} = \alpha_h^\tau + \beta_{0,h}^\tau inflation_t + \sum_{i=1}^n \beta_{i,h}^\tau x_t^i + \gamma_h^\tau coint_t + \varepsilon_{t+h}^{h,\tau},$$

$$\tau \in (0, 1), \quad h \geq 1, \quad (1)$$

где $inflation_{t+h}^h$ – инфляция за период с t по $t + h$, x_t^i – элемент с номером i вектора из n объясняющих переменных, $coint_t$ – остатки коинтеграционного соотношения, τ – соответствующая квантилю вероятность, h – прогнозный горизонт.

Оценки коэффициентов квантильной модели находятся из условия минимизации функции потерь pinball, имеющей вид (2) (Koenker and Bassett, 1978), отдельно для каждого из квантилей:

$$\min \sum_{t=1}^T \begin{cases} \tau \times |y_t - \hat{y}_t|, & y_t - \hat{y}_t \geq 0, \\ (1 - \tau) \times |y_t - \hat{y}_t|, & y_t - \hat{y}_t < 0, \end{cases} \quad \tau \in (0, 1). \quad (2)$$

Данная процедура схожа с обычным методом наименьших квадратов. Основное отличие состоит в том, что на случаи, когда фактическое значение ряда превышает предсказанное, накладывается больший штраф. К примеру, если моделируется квантиль инфляции, соответствующий вероятности $\tau = 0,99$, а историческое значение ряда оказывается выше предсказанного, это означает, что модель некорректно предсказала экстремальную верхнюю границу возможных значений процесса, и на ошибку накладывается штраф $\tau = 0,99$. Если, напротив, фактическая инфляция ниже предсказанного квантиля, это свидетельствует о более адекватном результате, и ошибка штрафует на меньшую величину: $1 - \tau = 0,01$. Минимизация функции потерь для всех возможных квантилей дает оценку условной функции распределения моделируемого процесса.

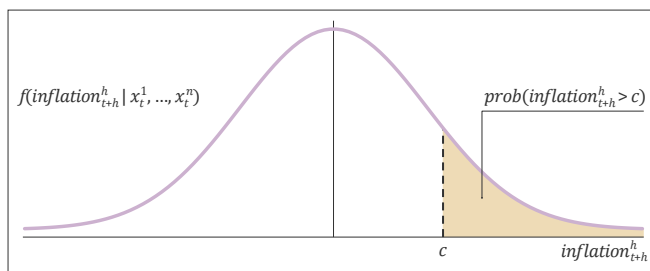
Таким образом, каждый из предсказанных по модели (1) квантилей соответствует одной из точек кумулятивной функции распределения будущей инфляции. Для анализа рисков полученный результат преобразуется в функцию плотности вероятности. На практике квантильная регрессия оценивается с дискретным шагом вероятности τ , то есть оценка плотности распределения не является непрерывной. Кроме того, воспроизводимые значения могут быть сильно зашумлены. В таком случае необходимо применение инструментов сглаживания и интерполяции. В эмпирической литературе широко применяются параметрические методы, предполагающие аппроксимацию полученной эмпирической функции каким-либо теоретическим законом распределения. В задачах моделирования инфляции оптимальный результат, как правило, достигается при использовании теоретических функций, допускающих асимметрию. В качестве примера можно привести скошенное распределение Стьюдента, используемое Lopez-Salido and Loria (2020) и Banerjee et al. (2024). Помимо параметрического подхода существуют способы, позволяющие получить сглаженные значения вероятностной плотности без привязки к конкретной функциональной форме. К этому классу инструментов статистического анализа относятся ядерная оценка плотности, допускающая различные проявления скошенности и мультимодальности. Метод применяется, к примеру, Korobilis (2017).

Для проверки корректности полученного распределения Rossi and Sekhposyan (2019) предложен тест на базе интегрального преобразования вероятности (Probability Integral Transform, PIT). Процедура предполагает расчет обратной эмпирической функции распределения, которая сопоставляет каждый квантиль с долей выборочных наблюдений, приходящихся на область ниже этого квантиля. В случае корректной спецификации эта величина распределена равномерно на отрезке $[0, 1]$. Rossi and Sekhposyan (2019) также приводят критические значения для

проверки нулевой гипотезы о равномерности распределения преобразованных значений вероятности.

Полученная в итоге сглаженная функция плотности распределения будущей инфляции может быть использована для оценки инфляционного риска, ожидаемого при заданных значениях объясняющих переменных. В контексте проводимого анализа инфляционный риск представляет собой вероятность того, что инфляция за период с t по $t + h$ превысит определенный порог (Рис. 1).

Рисунок 1. Инфляционный риск



Источник: составлено автором

Численное значение данной величины определяется интегральным выражением (3):

$$risk_{t+h}^h(c) = \int_c^{\infty} f(inflation_{t+h}^h | x_t^1, \dots, x_t^n) d(inflation_{t+h}^h), \quad (3)$$

где c – задаваемое критическое значение инфляции, $f(\cdot)$ – условная функция плотности вероятности.

Анализ коэффициентов при объясняющих переменных модели (1) представляет отдельный интерес. Уравнения регрессий, оцененные для различных квантилей, порождают последовательности значений предельных эффектов от рассматриваемых факторов в зависимости от вероятности (τ) квантиля инфляционного процесса и горизонта h :

$$\beta_{i,h}^{\tau} = \{\beta_{i,h}^{\tau_1}, \dots, \beta_{i,h}^{\tau_2}\}, \quad (\tau_1, \tau_2) \subset (0, 1). \quad (4)$$

Неоднородность эффекта по квантилям при фиксированном h говорит о нелинейности связи между интересующим показателем и инфляцией за период с t по $t + h$. Помимо межквантильной динамики коэффициентов может быть исследована и их временная структура. Для этого рассматривается последовательность предельных эффектов на заданный τ квантиль инфляции в зависимости от горизонта прогнозирования.

2.2. Гипотезы об эффекте переноса

Согласно упомянутым выше работам (Taylor, 2000; Flodén and Wilander, 2006), есть основания полагать, что межквантильная динамика эффекта переноса валютного

курса в российские цены характеризуется рядом особенностей. В настоящем исследовании проверяются следующие гипотезы.

1. Эффект переноса является неполным при любом уровне инфляции, однако проявляется сильнее на более высоких квантилях.
2. Асимметрия по направлению влияния валютного курса на инфляцию усиливается с ростом уровня инфляции. В соответствии с выводами Пономарева и др. (2014) и Андреева (2019) предполагается, что эффект переноса больше в случае ослабления рубля, чем в случае его укрепления.

В случае когда набор объясняющих переменных содержит приросты валютного курса, Гипотеза 1 тестируется напрямую после оценки семейства квантильных регрессий (1). Если соответствующие коэффициенты при переменной валютного курса положительны и наблюдается рост их значений по мере перехода к более высоким квантилям, это говорит о положительной зависимости эффекта переноса от уровня инфляции. Межквантильная неполнота эффекта переноса соответствует тому, что каждое значение этой последовательности коэффициентов составляет меньше 1.

Асимметрия эффекта переноса по направлению влияния валютного курса моделируется при помощи разделения ряда курсовых приростов на отдельные временные ряды для положительных и отрицательных значений по формуле (5):

$$\Delta er_t^+ = \max\{\Delta er_t, 0\}, \quad \Delta er_t^- = \min\{\Delta er_t, 0\}. \quad (5)$$

В соответствии со стандартной практикой (Delatte and López-Villavicencio, 2012; Пономарев и др., 2014) допускается, что цены в разной степени реагируют на рост и снижение обменного курса не только в краткосрочном, но и в долгосрочном периоде. Тогда в случае если показатель курса входит в коинтеграционное соотношение, также рассчитываются ряды кумулятивных сумм приростов, соответствующих периодам ослабления и укрепления валюты, по формуле (6). Уравнение долгосрочной связи переоценивается после замены er_t на er_t^+ и er_t^- , вычисляется новый ряд остатков.

$$er_t^+ = \sum_{i=0}^t \Delta er_i^+, \quad er_t^- = \sum_{i=0}^t \Delta er_i^-. \quad (6)$$

Тогда оцениваемая квантильная модель принимает вид (7):

$$\begin{aligned} inflation_{t+h}^{h,\tau} = & \alpha_h^\tau + \beta_{0,h}^\tau inflation_t + \theta_{plus,h}^\tau \times \Delta er_t^+ + \theta_{minus,h}^\tau \times \Delta er_t^- + \\ & + \sum_{i=1}^{n-1} \beta_{i,h}^\tau x_t^i + \gamma_h^\tau coint_t^* + \varepsilon_{t+h}^{h,\tau}, \quad \tau \in (0, 1), \quad h \geq 1, \end{aligned} \quad (7)$$

где $coint_t^*$ – остатки переоцененного коинтеграционного соотношения.

С помощью данной спецификации тестируется Гипотеза 2. Полученные оценки коэффициентов θ_{plus}^τ и θ_{minus}^τ , скорректированные с учетом эффекта коинтеграции в случае его наличия, сравниваются по абсолютной величине. Факт обнаружения различий, которые становятся более выраженными по мере роста квантиля, свидетельствует в пользу выдвинутой гипотезы.

2.3. Описание и обработка данных

Предполагаемые факторы инфляции, используемые в текущем исследовании, и их описание приведены в Табл. 1. В качестве целевой переменной рассматривается индекс потребительских цен *cpi* на временном промежутке 2003–2024 гг. Помимо наличия экономически интерпретируемой связи с инфляцией объясняющие переменные отбирались по трем критериям: доступность данных с 2003 г., ежемесячная периодичность и регулярная публикация в соответствующих источниках. Так, например, индикатором мировых цен на нефть выступают спотовые котировки нефти эталонной марки Brent, а не марки Urals, преобладающей в структуре российского нефтяного экспорта. Предполагается, что цены на данные сорта нефти характеризуются схожей динамикой.

Источником данных по переменным *cpi*, *unemp*, *miacr*, *yield*, *credit*, *deposit*, *m*, *debt*, *spread*, *imoex* и *oil* послужил сайт Cbonds³. Временные ряды показателей *ipi*, *trade*, *wage* составлены по данным Росстата⁴ и ЕМИСС⁵. Переменные *gpr* и *eru* представляют собой новостные индексы, отражающие долю статей в известных новостных изданиях, содержащих ключевые слова, связанные с неблагоприятными геополитическими событиями в государстве (Caldara and Iacoviello, 2022)⁶ и неопределенностью экономической политики (Baker et al., 2016)⁷ соответственно. Данные по мировым ценам *wheat* и *gas*, а также показатель номинального эффективного курса рубля, отражающий средневзвешенное по объему торговых потоков количество иностранной валюты за 1 руб., взяты на сайте Федерального резервного банка Сент-Луиса⁸. Для расчета переменной *eern* значения показателя номинального эффективного курса возводятся в степень -1, то есть переводятся в формат обменного курса. Переменная *er_std* вычисляется как среднее значение по стандартным отклонениям курса евро к рублю и курса доллара к рублю, при этом стандартные отклонения обменных курсов в рамках одного месяца рассчитываются на основании ежедневных значений котировок валют, взятых на сайте Банка России⁹. Стандартное отклонение переменных *oil* и *imoex* в рамках каждого месяца также рассчитывается на основании ежедневных значений показателей.

Набор потенциальных регрессоров является довольно обширным, некоторые из показателей взаимозаменяемы. Так, сразу несколько ставок выступают показателями ДКП. Это связано с тем, что понятия ключевой ставки, основного на данный момент инструмента Банка России, не существовало до 2013 г., а ставки рефинансирования в базовой трактовке долгосрочного кредитования не существует с 2016 г. Соответственно, возникает потребность в показателях, непрерывно определенных на нужном периоде, которые полностью или частично транслируют изменения в политике Банка России. С этой целью в число регрессоров включены ставка MIACR (*miacr*), средняя кредитная (*credit*) и депозитная (*deposit*) ставки, а также доходность краткосрочных ОФЗ (*yield*). Для наглядности на Рис. 2 визуализированы вре-

³ См. <https://cbonds.ru/>

⁴ См. <https://rosstat.gov.ru/>

⁵ См. <https://www.fedstat.ru/>

⁶ См. <https://www.matteoiacoviello.com/gpr.htm>

⁷ См. <https://www.policyuncertainty.com>

⁸ См. <https://fred.stlouisfed.org/>

⁹ См. https://cbr.ru/currency_base/

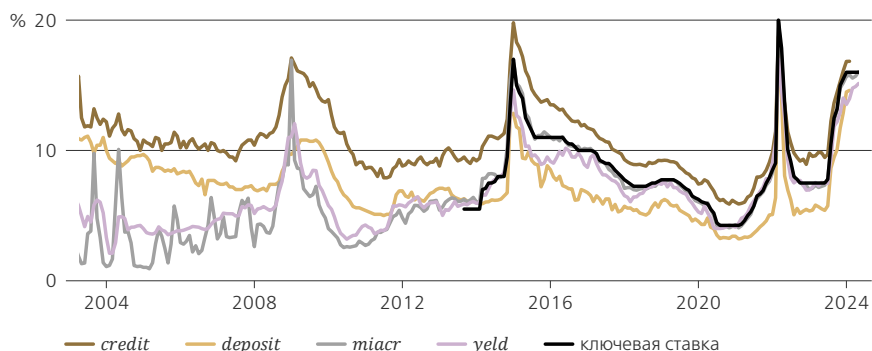
менные ряды указанных ставок. Как можно видеть, с 2013 г. их динамика достаточно точно повторяет траекторию ключевой ставки; в более ранние периоды (то есть до появления ключевой ставки в числе инструментов ДКП Банка России) в направлении движения данных четырех ставок прослеживаются общие тенденции. Решение об окончательном выборе регрессора принимается на основе информационного критерия Акаике.

Таблица 1. Используемые показатели

Категория	Обозначение	Описание
Уровень цен	<i>cpi</i>	Индекс потребительских цен, %
Совокупный спрос и предложение	<i>ipi</i>	Индекс промышленного производства, %
	<i>trade</i>	Оборот розничной торговли, млрд руб.
Рынок труда	<i>wage</i>	Среднемесячная номинальная начисленная заработная плата работников организаций, тыс. руб.
	<i>unemp</i>	Уровень безработного населения в возрасте 15–72 лет, %
Монетарная и бюджетно-налоговая политика	<i>miacr</i>	Средневзвешенная фактическая ставка по однодневным кредитам в рублях, предоставленным московскими банками, %
	<i>yield</i>	Бескупонная доходность трехмесячных рублевых ОФЗ, %
	<i>credit</i>	Средневзвешенная ставка по кредитам нефинансовым организациям в годовом исчислении, %
	<i>deposit</i>	Средневзвешенная ставка по вкладам физических лиц в годовом исчислении, %
	<i>m</i>	Денежный агрегат М2, млрд руб.
	<i>debt</i>	Внутренний государственный долг по ценным бумагам, млрд руб.
	<i>it</i>	Дамми-переменная, отражающая период проведения политики таргетирования инфляции
Международная торговля	<i>eern</i>	Индекс номинального эффективного обменного курса (количество рублей за единицу средневзвешенной иностранной валюты), %
	<i>oil</i>	Мировая цена на сырую нефть марки Brent, \$/барр.
	<i>wheat</i>	Мировая цена на пшеницу, \$/т
	<i>gas</i>	Мировая цена на природный газ, \$/млн БТЕ
Финансовый сектор	<i>imoex</i>	Индекс Московской биржи
	<i>imoex_std</i>	Стандартное отклонение индекса Московской биржи
	<i>spread</i>	Разность между бескупонными доходностями десятилетних и двухлетних рублевых ОФЗ, процентные пункты (п. п.)
Неопределенность	<i>er_std</i>	Среднее стандартное отклонение валютного курса рубля
	<i>oil_std</i>	Стандартное отклонение цены на нефть марки Brent, \$/барр.
	<i>gpr</i>	Индекс геополитического риска, %
	<i>epu</i>	Индекс неопределенности экономической политики, %

Источник: составлено автором

Все исходные ряды, за исключением ряда разности в бескупонной доходности десятилетних и двухлетних ОФЗ (*spread*), содержащего отрицательные значения, логарифмируются. Показатель денежной массы *m*, индекс промышленного производства *ipi*, оборот розничной торговли *trade* и средняя номинальная заработная плата *wage* характеризуются сезонными колебаниями, которые необходимо либо скорректировать, либо учесть в спецификации уравнений для инфляции. В настоящей работе предпочтение отдается моделированию сезонности посредством включения в модели дамми-переменных для каждого месяца во избежание возможной потери информации, содержащейся в сезонной динамике рядов.

Рисунок 2. Динамика процентных ставок

Источник: составлено автором по данным Cbonds и Банка России

Анализ инфляционного процесса предполагает рассмотрение приростов ценового индекса. В соответствии с моделью (1) необходимо рассчитать ряды изменения уровня цен к прошлому месяцу, позапрошлому месяцу и т. д. Тогда требуется взятие разностей периодичности $h \geq 1$ ряда $\ln cpi$. Большинство объясняющих переменных берется в первых разностях, то есть в формате прироста за месяц. Показатели неопределенности er_std , oil_std , gpr , epu , а также показатели финансового сектора $imoex_std$ и $spread$ не подвергаются дифференцированию, так как рассмотрение их приростов не несет особого экономического смысла. Процентные ставки также остаются в формате логарифмов.

Для проверки стационарности проводится расширенный тест Дики – Фуллера (Dickey and Fuller, 1979), нулевая гипотеза которого отвергается на уровне значимости 0,1 для всех дифференцированных рядов, в том числе для разностей ряда $\ln cpi$ периодичности до 12 месяцев включительно. Среди переменных, взятых в логарифмах, тест показал наличие единичного корня в рядах данных по средним кредитным (*credit*) и депозитным (*deposit*) ставкам, в то время как для остальных ставок нулевая гипотеза отвергается на уровне значимости 0,05. С учетом того что тесту свойственна «презумпция нестационарности», их дифференцирование все же не требуется. Таким образом, все обработанные ряды имеют одинаковый порядок интегрированности, оценка моделей на этих данных является корректной.

3. Эмпирический анализ

3.1. Спецификация модели

Предварительно логарифмированные ряды индекса потребительских цен ($\ln cpi$), денежной массы ($\ln m$), валютного курса ($\ln eern$), номинальной заработной платы ($\ln wage$), индекса производства ($\ln ipi$) и уровня безработицы ($\ln unemp$) исследуются на наличие коинтеграции. Выбор переменных в долгосрочном соотношении обусловлен наличием строгой связанности показателей согласно макроэкономической теории. По результатам теста Энгла – Грейнжера (Engle and Granger, 1987)

рассматриваемые ряды образуют устойчивую стационарную комбинацию, тогда включение в модель остатков коинтеграционного соотношения является уместным. Полученное уравнение коинтеграции определяется выражением (8), где в скобках указаны стандартные ошибки оценки коэффициентов. Отметим, что все оценки коэффициентов долгосрочной связи статистически значимы на уровне 0,01 и имеют ожидаемый знак.

$$\ln cpi_t = \underset{(0,01)}{0,3 \ln eern_t} + \underset{(0,02)}{0,23 \ln m_t} + \underset{(0,03)}{0,23 \ln wage_t} - \underset{(0,04)}{0,37 \ln ipi_t} - \underset{(0,02)}{0,11 \ln unemp_t} + \underset{(0,26)}{1,98 + coint_t}. \quad (8)$$

Квантильная модель (9), используемая в дальнейшем анализе, представляет значения квантилей инфляции за будущие h месяцев (прироста уровня цен за период с месяца t по месяц $t + h$) как функцию от текущих значений экономических и финансовых показателей, выраженных в уровнях или в формате приростов за месяц. С целью учета сезонности в данных в уравнение также включаются дамми-переменные для каждого месяца. Подбор факторов производился следующим образом. Предварительно на основе линейной модели с аналогичной спецификацией регрессоров для $h = 1$ по критерию Акаике был отобран один регрессор из группы показателей, отражающих динамику процентной ставки в экономике. Так в модель вошла ставка МІАСР. Далее по результатам оценки квантильных моделей с полным набором остальных факторов из уравнений были исключены те регрессоры, которые оказались статистически незначимы для всех квантилей инфляции на горизонтах 1, 6 и 12 месяцев одновременно.

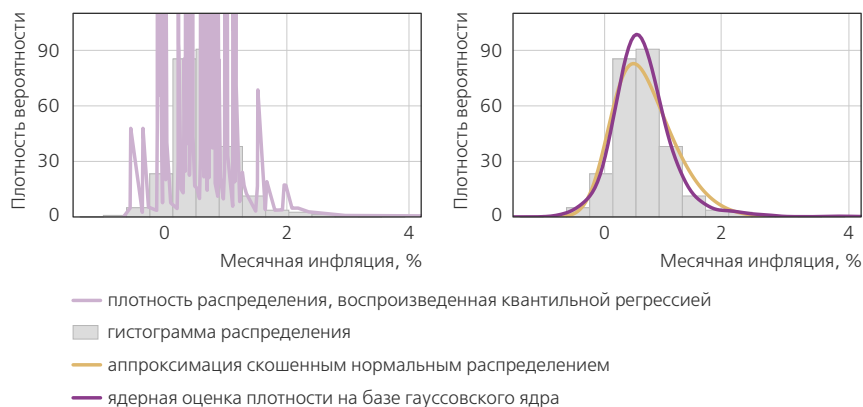
Уравнения оцениваются на всей исторической выборке данных, так как анализ прогнозных свойств в настоящей работе не предполагается. Рассматриваются квантили от 0,05 до 0,95 с шагом 0,01 на горизонтах от 1 до 12 месяцев.

$$\begin{aligned} (\Delta_h \ln cpi)_{t+h}^\tau &= \beta_{0,h}^\tau (\Delta \ln cpi)_t + \beta_{1,h}^\tau (\Delta \ln eern)_t + \beta_{2,h}^\tau (\ln oil_std)_t + \\ &+ \beta_{3,h}^\tau (\Delta \ln wheat)_t + \beta_{4,h}^\tau (\Delta \ln gas)_t + \beta_{5,h}^\tau (\ln miacr)_t + \beta_{6,h}^\tau (\Delta \ln m)_t + \\ &+ \beta_{7,h}^\tau (\Delta \ln debt)_t + \beta_{8,h}^\tau (\Delta \ln wage)_t + \beta_{9,h}^\tau (\Delta \ln trade)_t + \\ &+ \beta_{10,h}^\tau (\ln imoex_std)_t + \beta_{11,h}^\tau (spread)_t + \beta_{12,h}^\tau (\ln gpr)_t + \\ &+ \beta_{13,h}^\tau (\ln epu)_t + \beta_{14,h}^\tau (it)_t + \gamma_h^\tau (coint)_t + \sum_{i=1}^{12} d_{i,h}^\tau + \varepsilon_{t+h}^\tau, \\ &\tau \in (0,05, 0,95), \quad h = 1, \dots, 12. \end{aligned} \quad (9)$$

Квантили инфляции, предсказываемые оцененной моделью (9) при заданных значениях объясняющих переменных, представляют собой точки условной функции распределения процесса, которые требуется преобразовать в функцию плотности

вероятности для анализа рисков. Рис. 3 иллюстрирует необходимость обработки плотности, которую воспроизводит квантильная регрессия. На левом графике представлены точечные значения эмпирической плотности ежемесячной инфляции $\Delta \ln cpi_{t+1}$, полученные на основании модели (9) при $h = 1$, а также их гистограмма. На правом графике демонстрируется применение различных методов сглаживания – аппроксимация скошенным нормальным распределением и ядерная оценка плотности на базе гауссовского ядра. При дальнейшем анализе предпочтение отдается второму методу ввиду его гибкости.

Рисунок 3. Эмпирическая плотность распределения ряда $\Delta \ln cpi_{t+1}$



Источник: расчеты автора

3.2. Проверка адекватности модели

Для проверки качества и целесообразности использования квантильной регрессии далее проводится сравнение условного распределения инфляции, полученного с помощью модели (9), с результатом, который дает линейная регрессия аналогичной спецификации. Распределение, соответствующее линейной модели, определяется как нормальное распределение с математическим ожиданием, равным предсказанному среднему значению инфляции, и дисперсией, равной вариации этого значения.

На Рис. 4 слева визуализированы 90%-ные доверительные интервалы, воспроизведенные обеими моделями на историческом ряде ежемесячной инфляции за период 2010–2024 гг. Квантильная регрессия дает более широкие диапазоны, однако покрывает фактические значения ряда в большей доле случаев, чем линейная. Это можно считать преимуществом, так как точность интервала возможных значений важнее, чем более высокая уверенность модели в точечном прогнозе. Справа на том же рисунке для примера выведены оценки плотности распределения ряда $\Delta \ln cpi_{t+1}$ для января 2011 г. Можно заметить, что распределение вероятности, полученное по квантильной модели, намного лучше улавливает инфляционный риск в сравнении со стандартным нормальным распределением, которое заложено в линейной модели.

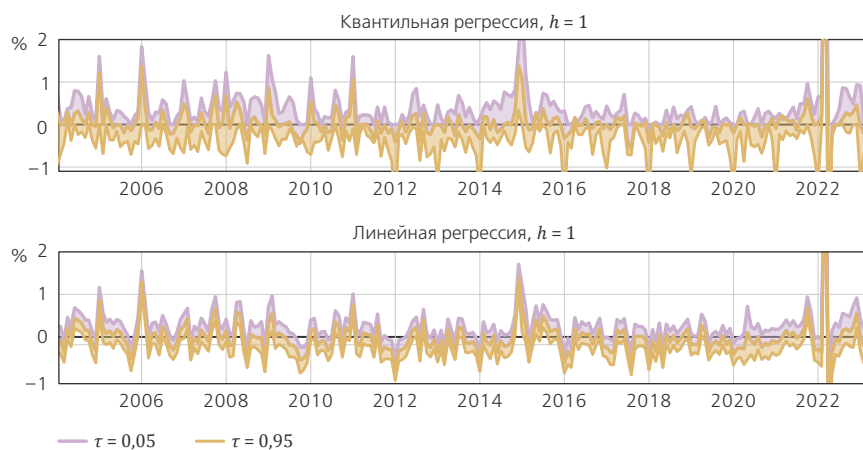
На Рис. 5 представлена разность между фактическим значением ряда ежемесячной инфляции и границами 90%-ных доверительных интервалов. В идеальной ситуации разница с квантилем 0,95 должна быть отрицательной, а с 0,05 – положительной. Отметим, что линейной модели свойственна недооценка как левой, так и правой границ распределения, в то время как квантильная регрессия практически не производит такого рода ошибки.

Рисунок 4. 90%-ные доверительные интервалы и фактические значения ряда $\Delta \ln cpi_{t+1}$



Источник: расчеты автора

Рисунок 5. Остатки 90%-ного доверительного интервала значений ряда $\Delta \ln cpi_{t+1}$



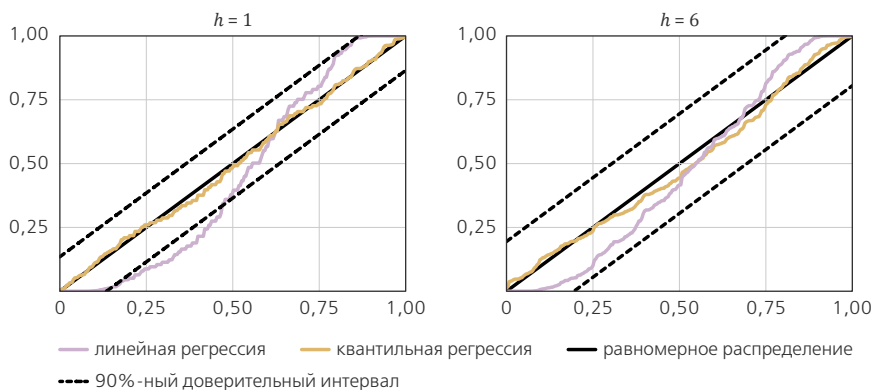
Примечание: точка соприкосновения двух областей соответствует остаткам прогноза по условной медиане (квантильная регрессия) и условному среднему (линейная регрессия).

Источник: расчеты автора

Результаты проверки корректности вероятностного распределения с помощью PIT для месячной и полугодовой инфляции представлены на Рис. 6. Обратные значения эмпирических функций распределения, полученные при использовании квантильной модели, не выходят за границы 90%-ного доверительного интервала

нулевой гипотезы о равномерности в обоих случаях в отличие от значений, полученных на основе линейной модели. Значения, соответствующие квантильной регрессии, расположены намного ближе к диагонали, что свидетельствует о более качественном результате.

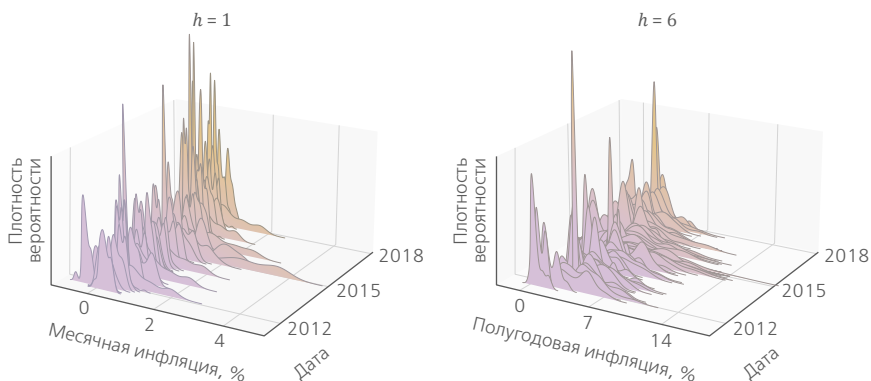
Рисунок 6. Проверка корректности распределения с помощью PIT



Источник: расчеты автора

На Рис. 7 визуализированы все плотности распределения рядов $\Delta \ln cpi_{t+1}$ (левый график) и $\Delta_6 \ln cpi_{t+6}$ (правый график), воспроизведенные при помощи квантильной модели (9), для интервала 2011–2018 гг. По Рис. 7 видно, что исторические плотности распределения российской инфляции в подавляющем большинстве случаев асимметричны и в высокой степени вариативны, при этом более активная динамика прослеживается в местоположении правого хвоста распределения. Можно заключить, что применение квантильного подхода дает более точное представление о риске повышенной инфляции в сравнении с линейной моделью. Следующий этап исследования включает интерпретацию квантильных оценок и анализ факторов инфляционного риска.

Рисунок 7. Исторические плотности распределения рядов $\Delta \ln cpi_{t+1}$ и $\Delta_6 \ln cpi_{t+6}$



Источник: расчеты автора

3.3. Интерпретация квантильных коэффициентов

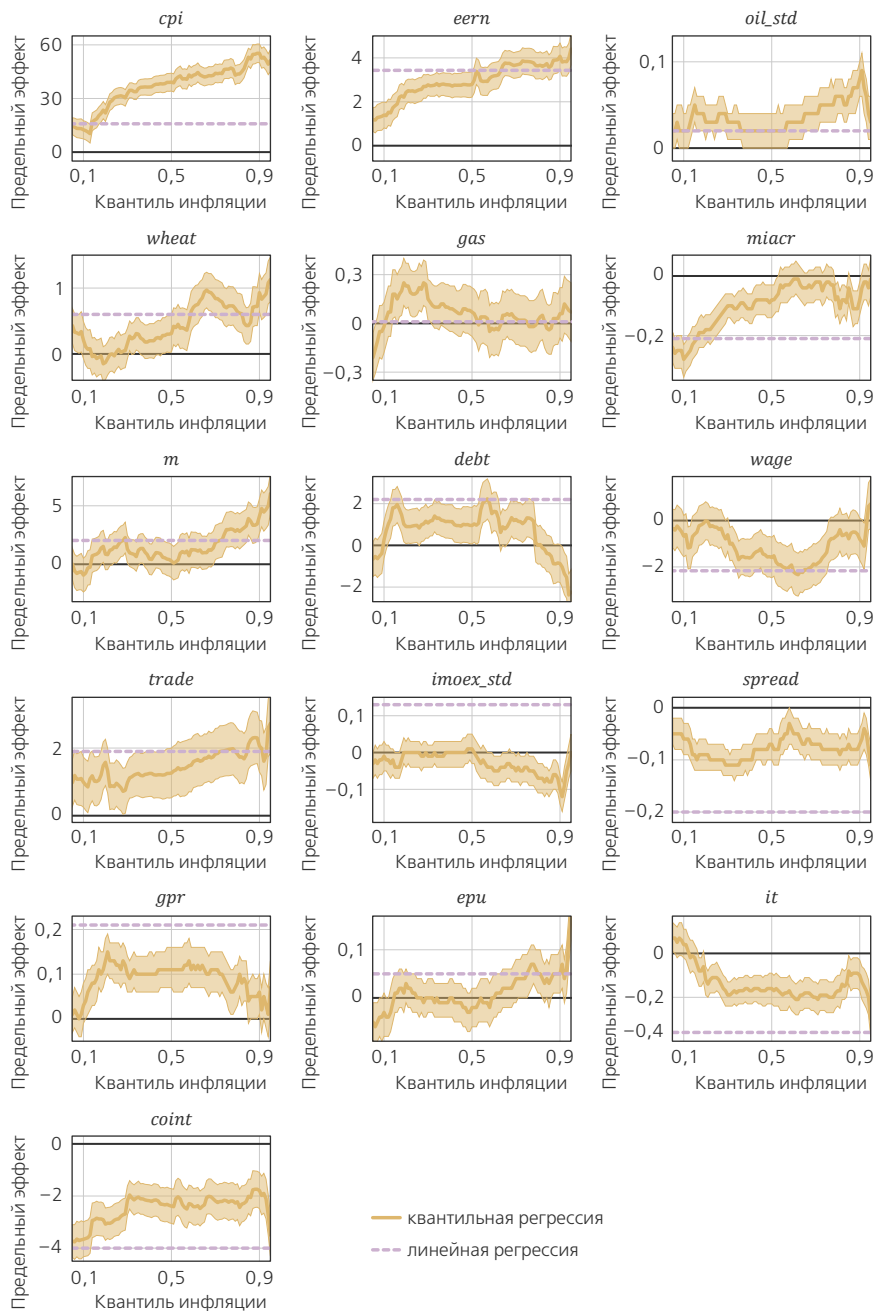
Проанализируем коэффициенты при объясняющих переменных квантильной модели, следуя стандартной практике (см., например, Makabe and Norimasa, 2022). В первую очередь рассмотрим краткосрочные предельные эффекты, которые отражают влияние текущих изменений значений показателей на квантили инфляции следующего месяца. Соответствующие оценки интерпретируются как среднее изменение заданного квантиля инфляции следующего месяца в ответ на рост значения интересующего фактора на 1 в текущем месяце при прочих равных. Стоит отметить, что данный подход имеет ограничения: оцененные предельные эффекты отражают лишь прямое влияние показателя на функцию распределения будущей инфляции, то есть не учитывают возможное опосредованное воздействие через другие переменные, что затрудняет анализ причинно-следственных связей.

На Рис. 8 отражены оценки коэффициентов модели (9) при $h = 1$ для квантилей инфляции от 0,05 до 0,95 и их 80%-ные доверительные интервалы. Пунктирной линией выделены оценки, полученные с помощью линейной модели аналогичной спецификации. Отметим, что логарифмы индекса потребительских цен ($\ln cpi_t$), валютного курса ($\ln eern_t$), денежной массы ($\ln m_t$) и номинальной заработной платы ($\ln wage_t$) входят в оцененное ранее коинтеграционное уравнение (8), остатки которого включены в число регрессоров квантильной модели (9). В связи с этим предельные эффекты показателей $\Delta \ln cpi_t$, $\Delta \ln eern_t$, $\Delta \ln m_t$, $\Delta \ln wage_t$ представлены на графиках с учетом эффекта коррекции ошибок. К примеру, коэффициент при валютном курсе рассчитан как $\beta_{1,1}^T + \gamma_1^T \times (-0,3)$.

По результатам оценивания квантильной регрессии значительная нелинейность связи с инфляцией будущего месяца обнаружена практически для всех переменных – величина эффекта варьируется в зависимости от уровня инфляции. Отметим, что влияние текущей инфляции ($\Delta \ln cpi_t$), приростов валютного курса ($\Delta \ln eern_t$), волатильности цен на нефть ($\ln oil_std_t$), прироста цен на пшеницу ($\Delta \ln wheat_t$), прироста денежной массы ($\Delta \ln m_t$), прироста оборота розничной торговли ($\Delta \ln trade_t$) и индекса неопределенности экономической политики ($\ln eru_t$) становится более выраженным с ростом квантиля, то есть данные показатели в большей степени смещают правый край плотности распределения инфляции за следующий месяц. Единственной переменной, эффект воздействия которой преимущественно проявляется в левом хвосте, является процентная ставка $MIACR$ ($\ln miacr_t$). Влияние остальных показателей рассредоточено по квантилям инфляции без явных тенденций. Оценки, полученные с помощью линейной модели, как правило, не совпадают со средним по квантилям коэффициентом. Например, вклад текущего значения инфляции в среднее значение инфляции следующего месяца существенно занижен. В случае с приростом мировых цен на газ ($\Delta \ln gas_t$) регрессия для условного среднего совсем не уловила слабый, но значимый на низких квантилях повышающий эффект.

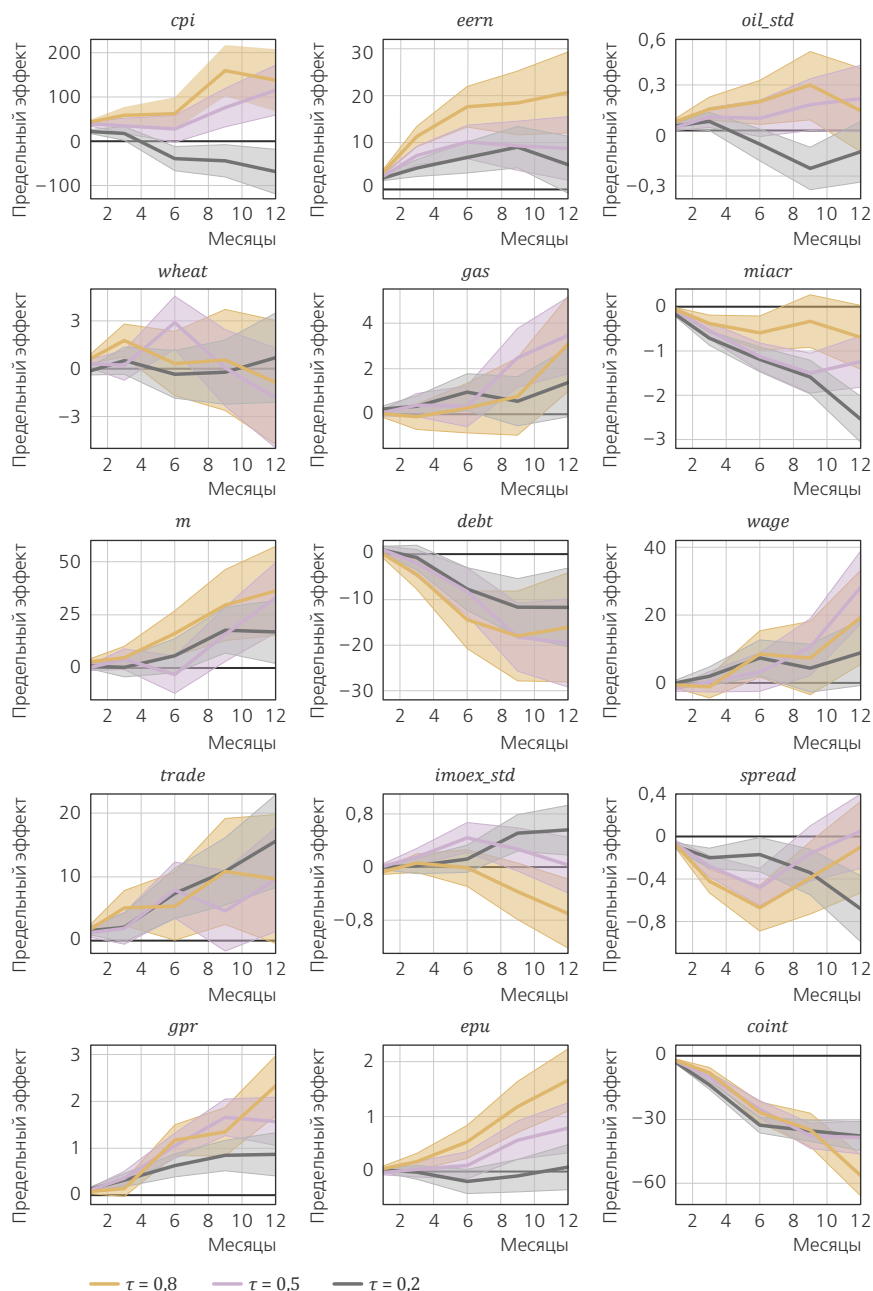
Оценки коэффициента коррекции ошибок, полученные при помощи квантильной модели и ее линейного аналога, также расходятся. Во втором случае эффект несколько завышен. Тем не менее квантильная оценка статистически значима и отрицательна на всех рассмотренных квантилях, то есть можно говорить о стабильности механизма коррекции ошибок.

Рисунок 8. Оценки коэффициентов модели (9) для ряда $\Delta \ln cpi_{t+1}$



Примечание: желтым цветом обозначены 80%-ные доверительные интервалы оценок коэффициентов, полученных с помощью квантильной регрессии. Значения всех коэффициентов домножены на 100.

Источник: расчеты автора

Рисунок 9. Временная структура квантильных накопленных предельных эффектов

Примечание: светлым тоном цветов, соответствующих вероятностям квантилей, обозначены 80%-ные доверительные интервалы оценок коэффициентов. Значения всех коэффициентов домножены на 100.

Источник: расчеты автора

Также можно отметить неоднородность коэффициента: отклонение логарифмов индекса потребительских цен ($\ln cpi_t$), валютного курса ($\ln eern_t$), денежной массы ($\ln m_t$), заработной платы ($\ln wage_t$), индекса производства ($\ln ipi_t$) и уровня безработицы ($\ln unemp_t$) от долгосрочного соотношения (8) ведет к неравномерному смещению плотности распределения – экстремально низкие и высокие квантили сдвигаются в большей степени, чем средние. Иными словами, склонность процесса возвращаться к долгосрочной траектории проявляется сильнее при неестественно малых и больших значениях инфляции следующего месяца.

Далее рассмотрим влияние текущих изменений значений факторов на функцию распределения инфляции в среднесрочной и долгосрочной перспективе. На Рис. 9 визуализированы коэффициенты модели (9) для нижнего (20%), среднего (50%) и высокого (80%) квантилей в зависимости от горизонта $h = 1, \dots, 12$, которые в данном случае интерпретируются как предельный эффект, который фактор оказывает на квантили инфляции за будущие h месяцев в среднем при прочих равных. Как и ранее, коэффициенты при текущей инфляции ($\Delta \ln cpi_t$), приростах валютного курса ($\Delta \ln eern_t$), денежной массы ($\Delta \ln m_t$) и номинальной заработной платы ($\Delta \ln wage_t$) представлены с учетом эффекта от коинтеграции. Отметим, что оценки, приведенные на Рис. 9, также отражают накопленный за h месяцев отклик квантилей ежемесячной инфляции, поскольку прирост уровня цен за период с t по $t + h$ складывается из ежемесячных приростов за данный промежуток времени согласно формуле (10):

$$\begin{aligned} \Delta_h \ln cpi_{t+h} &= \ln cpi_{t+h} - \ln cpi_t = \sum_{i=1}^h (\ln cpi_{t+i} - \ln cpi_{t+i-1}) = \\ &= \sum_{i=1}^h \Delta_1 \ln cpi_{t+i}. \end{aligned} \quad (10)$$

Для начала отметим, что рассматриваемые квантили инфляции характеризуются сильной чувствительностью к изменениям ошибки коинтеграционного уравнения (8). При этом соответствующие коэффициенты достаточно однородны в межквантильном плане и плавно увеличиваются с расширением горизонта. Процесс склонен компенсировать отклонение переменных от долгосрочной траектории постепенно в течение следующего года. Вклад текущей инфляции ($\Delta \ln cpi_t$) при учете коинтеграционного эффекта оказывается несколько занижен, так как увеличение текущего прироста цен подразумевает отклонение текущего уровня ценового индекса от долгосрочной траектории, что ведет к меньшему росту квантилей будущей инфляции за счет механизма коррекции ошибок. Начиная с 6-го месяца ввиду усиления эффекта от коинтеграции коэффициент для низких квантилей даже становится отрицательным.

В свою очередь, вклад приростов валютного курса ($\Delta \ln eern_t$), денежной массы ($\Delta \ln m_t$) и заработной платы ($\Delta \ln wage_t$) только усиливается в присутствии коинтеграции из-за сонаправленности эффектов. Обесценение рубля, ведущее к удорожанию импортных товаров и производственных ресурсов, оказывает стабильное повышающее давление на высокие и средние квантили будущей инфляции. При этом полнота эффекта переноса курсовой динамики в высокие квантили

процесса плавно растет с расширением прогнозного горизонта, что говорит о постепенной подстройке внутренних цен к изменениям условий внешней торговли. К росту денежной массы, как и к ослаблению рубля, более восприимчивы высокие квантили инфляции. Помимо прямого эффекта, который выражается увеличением номинального благосостояния населения и сопутствующим повышением товарного спроса, рост денежного предложения может влиять на инфляцию косвенно – через повышающее давление на обменный курс. В годовой перспективе оба фактора оказывают значимое сонаправленное влияние на высокие и средние квантили инфляционного процесса. Рост номинальной заработной платы, вопреки ожиданиям, оказывает значимое понижающее воздействие на медианное значение инфляции следующего месяца. Тем не менее на горизонтах от 4 месяцев предельные эффекты показателя становятся положительными для всех квантилей, хотя доверительные интервалы и включают 0 в некоторые моменты времени. Долгосрочный эффект проявляется статистически значимым повышением значений средних и высоких квантилей, что позволяет отнести номинальную заработную плату к проинфляционным факторам. Рост этой переменной, с одной стороны, увеличивает доходы населения и отражается в повышении товарного спроса, а с другой – повышает производственные затраты и побуждает фирмы повышать цены на свою продукцию.

Переменная $\Delta \ln debt_t$, отражающая прирост государственного долга по ценным бумагам, на горизонтах от 4 месяцев оказывает статистически значимый отрицательный эффект на рассматриваемые квантили инфляции. Вероятно, при выпуске дополнительного объема ОФЗ государство увеличивает их доходность, чтобы обеспечить привлекательность этих ценных бумаг для населения. Рост стимулов к сбережениям мотивирует население меньше потреблять, что закономерно способствует снижению инфляции. Влияние показателя $\Delta \ln debt_t$ усиливается за счет сопутствующего снижения темпа роста денежного агрегата ($\Delta \ln m_t$). Если учесть, что выпуск ОФЗ, как правило, обусловлен увеличением расходов государства, то росту $\Delta \ln debt_t$ также может сопутствовать повышение номинальных заработных плат в государственном секторе и, следовательно, в среднем по экономике. В этом случае можно говорить о неоднозначности влияния государственных расходов, финансируемых за счет долга, на условное распределение будущей инфляции. Рост процентной ставки ($\ln miacr_t$) дает стабильный отрицательный вклад в нижние и средние квантили процесса. На высоких квантилях влияние этого фактора проявляется умереннее, что рационализирует более решительные действия Банка России в условиях интенсификации инфляционных рисков.

Интересно, что рост мировых цен на природный газ ($\Delta \ln gas_t$) оказывает значимое положительное влияние на рассматриваемые квантили инфляции преимущественно в долгосрочной перспективе, а на горизонтах до 7 месяцев эффект статистически незначим или невелик. В то же время рост цен на пшеницу ($\Delta \ln wheat_t$) оказывает существенное повышающее давление на медианный квантиль инфляции на горизонтах от 4 до 7 месяцев и верхний квантиль инфляции на горизонтах от 1 до 4 месяцев, однако в годовой перспективе вклад фактора статистически незначим. Такая разница во временной структуре эффектов, вероятно, связана

с особенностями экспортных контрактов: договор на поставку природного газа, как правило, является долгосрочным и контрактная цена пересматривается гораздо реже, чем в случае зерновых поставок. Отметим также, что прямое влияние нефтяных цен на функцию распределения инфляции статистически незначимо на горизонтах 1, 6 и 12 месяцев, поэтому данный предиктор был исключен из уравнений. Однако рост мировых цен на нефть может влиять на инфляционный риск опосредованно через понижающее давление на обменный курс. Кроме того, на горизонтах от 1 до 10 месяцев наблюдается значимый эффект со стороны волатильности нефтяных цен ($\ln oil_std_t$). Переменная воздействует повышающе на верхние квантили инфляции и преимущественно понижающе – на нижние, тем самым увеличивая разброс возможных значений. Рост волатильности фондового индекса ($\ln imoex_std_t$), наоборот, сужает диапазон наиболее вероятных значений инфляции на горизонтах от 8 месяцев.

Показатель геополитического риска ($\ln gpr_t$) выступает фактором роста всех рассматриваемых квантилей инфляции на горизонтах от 1 до 12 месяцев. Нестабильность геополитической обстановки, вероятно, оказывает воздействие на инфляцию через формирование инфляционных ожиданий: перспектива нарушения международных цепей поставок и товарного дефицита побуждает население предъявлять больший спрос на товары в следующие месяцы после роста этой переменной. Эффект неопределенности экономической политики ($\ln eru_t$) в свою очередь, совсем не ощущается на низких квантилях инфляции, а на высоких и средних проявляется спустя 4 и 7 месяцев соответственно. Рост переменной $spread_t$ оказывает ощутимое понижающее воздействие на все квантили инфляции в краткосрочной и среднесрочной перспективе, но долгосрочный эффект сохраняется лишь для низких квантилей. Согласно одной из возможных интерпретаций, увеличение спреда доходности десятилетних и двухлетних ОФЗ означает, что на горизонте двух лет инвесторы ожидают сравнительно меньшую инфляцию. Снижение инфляционных ожиданий, в свою очередь, ведет к снижению инфляционного давления. В завершение отметим, что направление влияния показателя $\Delta \ln trade_t$, который аппроксимирует изменение товарного спроса, является ожидаемо положительным, при этом точечные оценки в целом растут с расширением горизонта. В таком случае прямой эффект от факторов инфляции, влияющих на потребительский спрос, усиливается за счет сопутствующего изменения данной переменной.

На Рис. А1 в Приложении в онлайн-версии статьи также приводятся оценки, полученные с помощью регрессии для условного среднего. Можно отметить, что эффект текущей инфляции ($\Delta \ln cpi_t$), волатильности нефтяных цен ($\ln oil_std_t$), цен на пшеницу ($\Delta \ln wheat_t$), денежной массы ($\Delta \ln m_t$) и заработной платы ($\Delta \ln wage_t$) статистически незначим на уровне 20% практически для всех рассмотренных горизонтов. Таким образом, квантильный подход позволяет получить более полную картину влияния факторов на инфляционный процесс. Основные результаты оценки квантильной модели (9), а именно статистическая значимость и направление влияния рассмотренных выше показателей на отдельные квантили распределения инфляции за следующий месяц, следующее полугодие и следующий год, резюмированы в Табл. 2 (Раздел 3.6).

3.4. Выявление основных факторов инфляционного риска

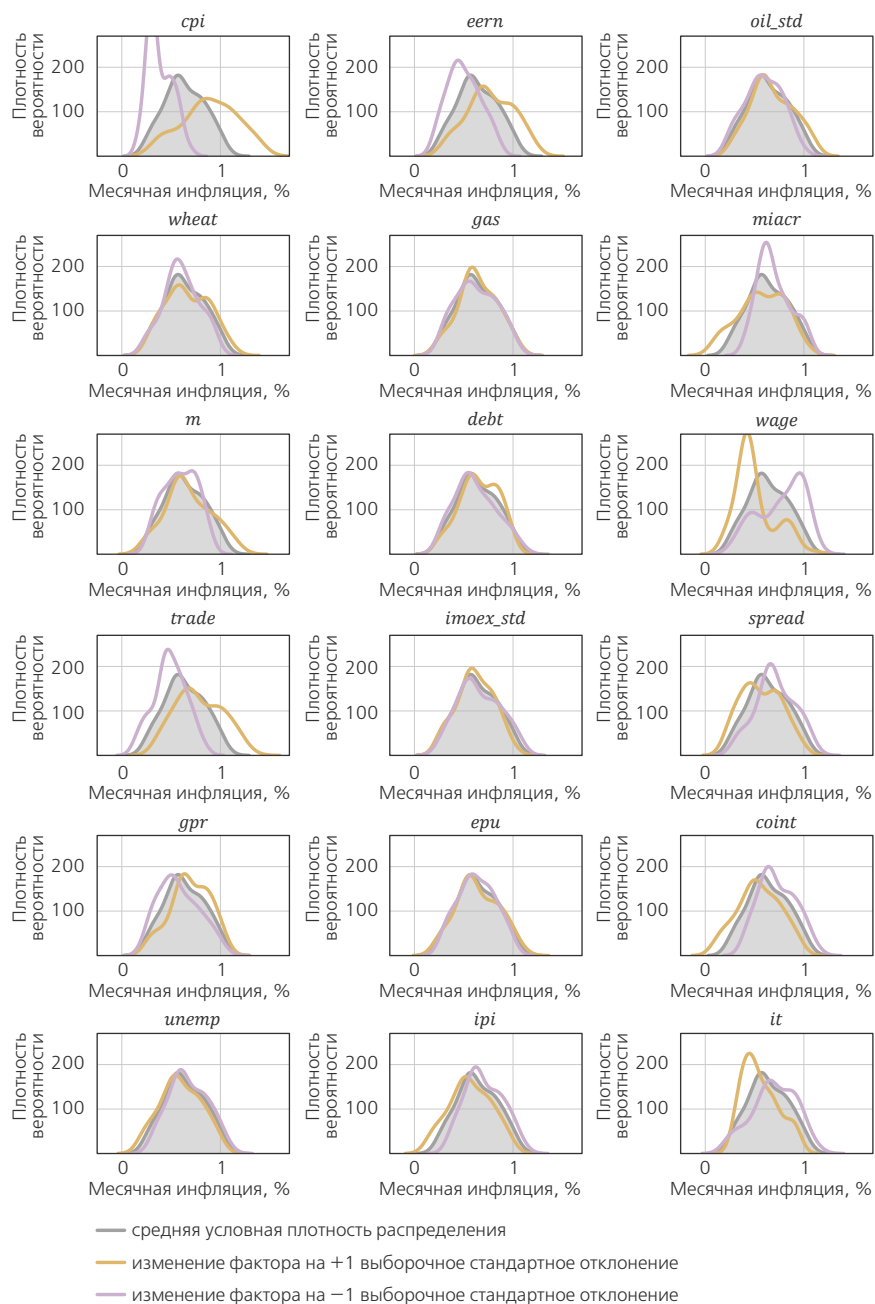
Альтернативный способ иллюстрации влияния объясняющих переменных модели на квантили инфляции – визуализация изменений условной функции плотности вероятности процесса в ответ на рост значения интересующего фактора (как, например, в работе Banerjee et al., 2024). В контексте российской экономики особый интерес представляет изменение вероятности критически высоких значений будущей инфляции, которое может быть наглядно продемонстрировано на графиках.

На Рис. 10 показано, как меняется среднее условное распределение инфляции за следующий месяц под влиянием различных факторов. Исходное среднее распределение процесса получено при подстановке средних по выборке значений каждой из объясняющих переменных в оцененную для $h = 1$ модель (9). Аналогичные графики для инфляции за полугодие ($h = 6$) и год ($h = 12$) представлены на Рис. А2 и А3 в Приложении. В текущем исследовании вклад переменных в инфляционный риск определяется как изменение вероятности высокой инфляции в ответ на рост или снижение значения интересующего фактора на одно выборочное стандартное отклонение при неизменности остальных переменных. Порог, начиная с которого инфляция следующего месяца считается высокой, выбран равным 0,8%. Тогда инфляционный риск рассчитывается как площадь под кривой плотности распределения на интервале от 0,8% до бесконечности. Для полугодовой и годовой инфляции критические значения полагаются равными 5 и 10% соответственно. Количественные оценки изменения инфляционного риска, соответствующие Рис. 10, А2 и А3, приведены в Табл. 3.

Влияние текущей инфляции ($\Delta \ln cpi_t$), приростов валютного курса ($\Delta \ln eern_t$), денежной массы ($\Delta \ln m_t$) и средней номинальной заработной платы ($\Delta \ln wage_t$) на условное распределение будущей инфляции, как и при анализе коэффициентов в Разделе 3.3, представлено с учетом механизма коррекции ошибок. Так, например, рост среднего по выборке значения $\mu_{\Delta \ln eern}$ на величину выборочного стандартного отклонения $\sigma_{\Delta \ln eern}$ подразумевает и изменение μ_{coint} на $(-0,3) \times \sigma_{\Delta \ln eern}$. Отметим, что на Рис. 10 также представлены эффекты от таких факторов, как уровень безработицы ($\ln unemp_t$) и индекс производства ($\ln ipi_t$), разности которых не входят в число объясняющих переменных модели (9). Влияние данных показателей рассчитано через изменение μ_{coint} на $(0,11) \times \sigma_{\ln unemp}$ и $(0,37) \times \sigma_{\ln ipi}$ соответственно. Для объясняющих переменных, имеющих тенденцию к росту или снижению во времени, выборочное стандартное отклонение вычислялось после очистки ряда от линейного тренда.

Из Рис. 10 следует, что основными предикторами роста инфляционного риска на горизонте следующего месяца выступают текущая инфляция ($\Delta \ln cpi_t$), приросты валютного курса ($\Delta \ln eern_t$) и оборота розничной торговли ($\Delta \ln trade_t$). Их вклад в вероятность высокой инфляции составляет от 20 до 38 п. п. Увеличение прироста номинальной заработной платы ($\Delta \ln wage_t$), наоборот, значительно снижает краткосрочный инфляционный риск. Как обсуждалось в Разделе 3.3, отрицательный вклад номинальной заработной платы в средние квантили инфляции на горизонте 1 месяца далее плавно сменяется положительным. В перспективе 6 и 12 месяцев аналогичное изменение показателя существенно повышает риск высокой инфляции. Немаловажными факторами роста краткосрочного инфляционного риска также выступают увеличение прироста цен на пшеницу ($\Delta \ln wheat_t$), спреда доходности ОФЗ ($spread_t$), индекса геополитического риска ($\ln gpr_t$) и снижение индекса производства ($\ln ipi_t$). Вклад перечисленных показателей превышает 7 п. п.

Рисунок 10. Влияние факторов на среднюю условную плотность ряда $\Delta \ln cpi_{t+1}$



Примечание: для дамми-переменной периода проведения политики таргетирования инфляции it рассматривается не положительное и отрицательное отклонение от среднего, а равенство переменной 1 и 0 соответственно.

Источник: расчеты автора

На горизонте полугода инфляционный риск в большей степени растет при увеличении прироста обменного курса ($\Delta \ln eern_t$), прироста заработной платы ($\Delta \ln wage_t$), индекса геополитического риска ($\ln gpr_t$) и снижении индекса производства ($\ln ipi_t$). Данные факторы дают вклад от 12 до 15 п. п. Ощутимый эффект, составляющий от 7 до 11 п. п., наблюдается при положительных приростах текущей инфляции ($\Delta \ln cpi_t$), оборота розничной торговли ($\Delta \ln trade_t$) и отрицательных изменениях процентной ставки МІАСР ($\ln miacr_t$), спреда доходности ОФЗ ($spread_t$), уровня безработицы ($\ln unemp_t$). Для инфляции следующего года лидирующими факторами риска остаются рост заработной платы ($\Delta \ln wage_t$) и снижение уровня производства ($\ln ipi_t$). Вклад данных переменных составляет 30 и 15 п. п. соответственно. Эффект приростов текущей инфляции ($\Delta \ln cpi_t$), обменного курса ($\Delta \ln eern_t$), оборота розничной торговли ($\Delta \ln trade_t$), индекса геополитического риска ($\ln gpr_t$), уровня безработицы ($\ln unemp_t$) остается существенным и составляет от 7 до 12 п. п. Для индекса неопределенности экономической политики ($\ln eru_t$) и приростов денежной массы ($\Delta \ln m_t$) отмечается значительный рост степени влияния в сравнении со среднесрочным и краткосрочным горизонтами. Также можно отметить, что переход к политике таргетирования инфляции, отраженный в дамми-переменной it , значительно снизил риск высоких значений ежемесячной, полугодовой и годовой инфляции.

3.5. Проверка гипотез об эффекте переноса

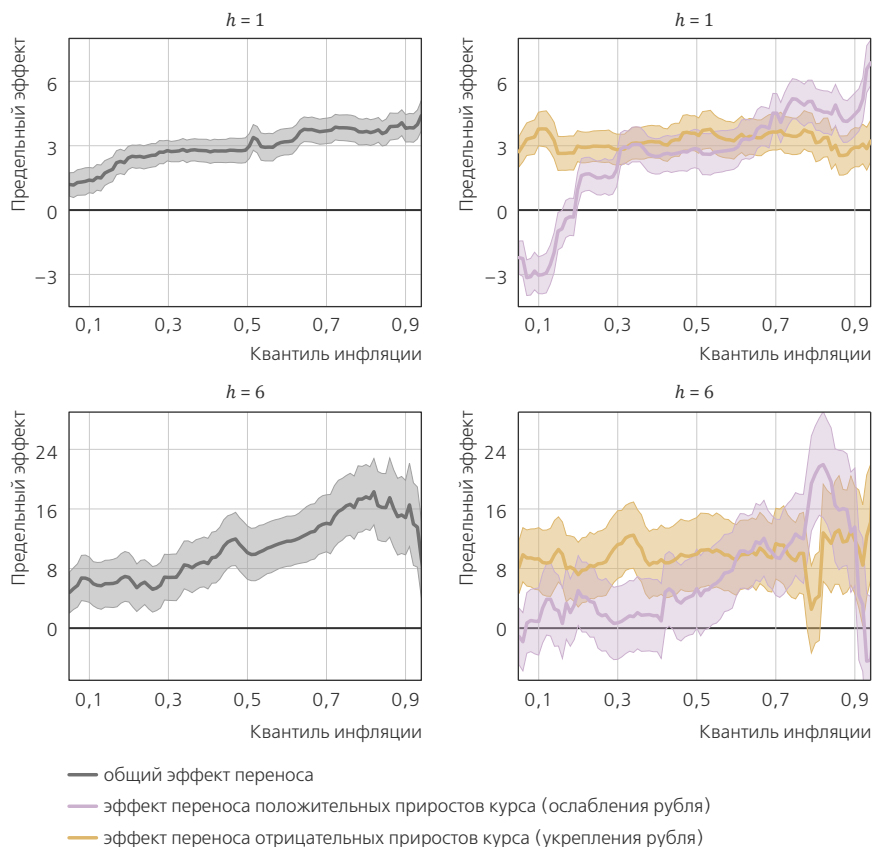
Слева на Рис. 11 представлены оценки эффекта переноса валютного курса, то есть предельного эффекта от переменной $\Delta \ln eern_t$, в различные квантили инфляции следующего месяца и следующего полугодия, полученные по модели (9) при $h = 1, 6$. Приведенные коэффициенты рассчитаны с учетом того, что на квантили инфляции влияют не только курсовые приросты, но и переменная валютного курса в уровнях, входящая в уравнение коинтеграции (8).

Как показано на графиках в левой части Рис. 11, эффекту переноса свойственна неполнота – его значение составляет от 1 до 4,5% и от 5 до 18% для месячной и полугодовой инфляции соответственно. Краткосрочный коэффициент плавно увеличивается по мере рассмотрения более высоких квантилей, чего нельзя сказать о среднесрочном – начиная с 0,85 квантиля эффект идет на понижение. Таким образом, Гипотеза 1 о положительной зависимости от уровня инфляции не отвергается для эффекта переноса валютного курса в цены следующего месяца. Следовательно, в исторические периоды с неблагоприятной инфляционной обстановкой в российской экономике наблюдается более выраженное отражение текущей динамики валютного курса в потребительской инфляции за следующий месяц. Это объясняется тем, что при высоких темпах роста уровня цен производители и поставщики потребительских товаров, как правило, склонны пересматривать цены на продукцию более активно, учитывая при этом и курсовые колебания.

Для того чтобы отдельно оценить эффекты от ослабления и укрепления рубля, временной ряд переменной валютного курса $\Delta \ln eern_t$ был разделен на ряды положительных и отрицательных приростов по формуле (5), а ряд $\ln eern_t$, входящий в коинтеграционное соотношение, – на ряды положительных и отрицательных

частичных сумм по формуле (6). Далее уравнение коинтеграции (8) и сама квантильная модель (9) были переоценены с новыми переменными валютного курса при неизменности остальных регрессоров. Полученные оценки представлены в правой части Рис. 11.

Рисунок 11. Эффект переноса при квантилях рядов $\Delta \ln cpi_{t+1}$ и $\Delta_6 \ln cpi_{t+6}$



Примечание: светлым тоном цветов, соответствующих переменным, обозначены 80-ные доверительные интервалы оценок коэффициентов. Значения всех коэффициентов домножены на 100.

Источник: расчеты автора

Отметим, что краткосрочный эффект переноса положительных приростов обменного курса (то есть ослабления рубля), как и общий, растет по мере перехода к более высоким квантилям. Его значения составляют от -3 до 7%. В то же время коэффициент при отрицательных приростах обменного курса в среднем составляет около 3% и кажется статичным в межквантильном смысле. Абсолютная разница между эффектами достигает 4% на экстремально высоких квантилях и около 6% – на низких. Получается, что квантильная оценка общего эффекта переноса является неточной: усреднение скрывает выраженную нелинейность эффекта от обесценения рубля и линейность эффекта от укрепления.

Для краткосрочного эффекта переноса также можно отметить следующее. Расхождения в коэффициентах при сконструированных переменных незначительны для квантилей инфляции от 0,3 до 0,7. Для квантилей от 0,7 преобладает эффект переноса положительных курсовых приростов, также наблюдается усиление асимметрии по мере роста квантиля, что свидетельствует в пользу Гипотезы 2. При более высокой инфляции фирмы становятся более склонны повышать цены в ответ на удорожание импортных факторов, то есть при ослаблении отечественной валюты, так как это все меньше противоречит направлению изменения общего уровня цен. Для квантилей от 0,15 до 0,3 наблюдается обратная ситуация: эффект переноса отрицательных приростов курса проявляется сильнее, чем положительных, а асимметрия становится более выраженной по мере снижения квантиля. Данный факт не противоречит Гипотезе 2, поскольку низкие квантили инфляционного процесса соответствуют ситуации, когда общий уровень цен растет достаточно медленно или даже снижается, то есть наблюдается дефляция, и фирмам выгоднее реагировать снижением цены при укреплении национальной валюты. Для квантилей ниже 0,15 коэффициент при положительных курсовых приростах принимает отрицательные значения, то есть ослабление рубля оказывает понижающее воздействие на инфляцию. Возможно, регрессия уловила эффект замещения в потреблении и производстве. В условиях низкой инфляции потребители и фирмы, вероятно, предпочтут перейти на более недорогие и стабильные по цене отечественные аналоги взамен импортных товаров и ресурсов, подорожавших ввиду ослабления национальной валюты, что повлечет за собой снижение стоимости потребительской корзины. Отметим, что на полугодовом горизонте эффект переноса положительных и отрицательных курсовых приростов в целом имеет схожие характеристики межквантильной динамики, однако на квантилях выше 0,85 перевес в сторону эффекта от ослабления рубля, наоборот, снижается.

3.6. Выводы и сравнение результатов

Основные результаты проведенного исследования представлены в Табл. 2 и 3. В Табл. 2 приводится факт статистической значимости влияния факторов на квантили инфляции за будущие месяц, полгода и год; в случае наличия статистической значимости указывается направление эффекта. Табл. 3 содержит количественные оценки среднего вклада факторов в инфляционный риск на различных горизонтах. Приведенные значения отражают изменение вероятности того, что инфляция превысит заданный порог, когда интересующая переменная растет и снижается на одно выборочное стандартное отклонение, а остальные показатели остаются равными своим средневыворочным значениям.

По итогам оценки квантильной регрессии (9) та или иная степень нелинейности связи с будущей инфляцией была выявлена для всех переменных, вошедших в модель. Шоки рассмотренных факторов влекут за собой неравномерное смещение функции распределения будущих значений ценовых приростов и, естественно, по-разному влияют на вероятность высокой инфляции. В таком случае стандартные линейные модели не позволяют качественно оценивать инфляционные риски, что обосновывает целесообразность применения квантильного подхода при исследовании инфляционного процесса в российской экономике.

Таблица 2. Влияние факторов на квантили инфляции

Период	1 месяц			6 месяцев			12 месяцев		
Квантиль	0,2	0,5	0,8	0,2	0,5	0,8	0,2	0,5	0,8
$\Delta \ln cpi$	+	+	+	-		+	-	+	+
$\Delta \ln eern$	+	+	+	+	+	+		+	+
$\ln oil_std$	+		+			+			
$\Delta \ln wheat$			+			+			
$\Delta \ln gas$	+			+			+	+	+
$\ln miacr$	-	-		-	-		-	-	
$\Delta \ln m$			+			+	+	+	+
$\Delta \ln debt$	+	+		-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln wage$		-		+		+		+	+
$\Delta \ln trade$	+	+	+	+	+		+	+	
$\ln imoex_std$			-		+		+		-
$spread$	-	-	-	-	-	-	-		
$\ln gpr$	+	+	+	+	+	+	+	+	+
$\ln epu$			+			+		+	+
$coint$	-	-	-	-	-	-	-	-	-
it		-	-	-	-	-	-	-	-

Примечание: «+» обозначает положительный предельный эффект от фактора, «-» – отрицательный.

Источник: расчеты автора

Таблица 3. Влияние факторов на инфляционный риск, п. п.

Период	1 месяц (порог 0,8%)		6 месяцев (порог 5%)		12 месяцев (порог 10%)	
Исходный риск	24%		19%		18%	
Изменение	+1 σ	-1 σ	+1 σ	-1 σ	+1 σ	-1 σ
$\Delta \ln cpi$	+38	-24	+7	-6	+11	-7
$\Delta \ln eern$	+20	-19	+13	-10	+9	-7
$\ln oil_std$	+6	-8	+3	-4	+1	-1
$\Delta \ln wheat$	+7	-7	+2	-2	+0	-0
$\Delta \ln gas$	+0	-1	+0	-1	+3	-4
$\ln miacr$	-4	+2	-6	+11	-5	+5
$\Delta \ln m$	+6	-10	+5	-9	+11	-7
$\Delta \ln debt$	+3	-3	-6	+4	-3	+2
$\Delta \ln wage$	-12	+27	+14	-16	+30	-9
$\Delta \ln trade$	+20	-21	+10	-9	+11	-14
$\ln imoex_std$	-5	+4	+2	-2	-2	+2
$spread$	-9	+8	-12	+10	-0	+0
$\ln gpr$	+9	-7	+12	-10	+12	-7
$\ln epu$	+2	-2	+3	-5	+8	-8
it	-11	+11	-16	+20	-10	+20
$\ln ipi$	-8	+9	-11	+15	-11	+15
$\ln unemp$	-4	+4	-7	+7	-7	+7

Примечание: порог в скобках обозначает величину, начиная с которой накопленная инфляция за соответствующий период считается высокой; σ – выборочное стандартное отклонение. Для дамми-переменной периода проведения политики таргетирования инфляции it рассматривается не положительное и отрицательное отклонение, а равенство переменной 1 и 0 соответственно.

Источник: расчеты автора

Вывод о том, что величина коэффициентов при текущих приростах уровня цен и валютного курса положительно зависит от квантиля инфляции следующего месяца, согласуется с результатами, полученными Banerjee et al. (2024) в среднем для развивающихся стран. В работе Banerjee et al. (2024) отмечается также, что рост нестабильности фондового рынка влечет за собой расширение прогнозной плотности распределения инфляции. Согласно результатам текущего исследования, при повышенной волатильности индекса Московской биржи диапазон наиболее вероятных значений инфляции за следующий год, наоборот, снижается. Кроме того, согласно Banerjee et al. (2024), в развивающихся странах переход к политике таргетирования инфляции привел к смещению правого хвоста плотности распределения инфляции при неизменности местоположения левого. Аналогичный вывод получен и для России при рассмотрении ряда ежемесячной инфляции. Однако в случае годовой инфляции оказывается, что политика таргетирования инфляции повлияла на все квантили процесса, значительно поспособствовав снижению инфляционного риска: в среднем при прочих равных вероятность того, что инфляция к соответствующему месяцу предыдущего года превысит порог 10%, уменьшилась с 38 до 8%.

Оцененный в настоящей работе эффект переноса валютного курса в цены на горизонтах 1 и 6 месяцев варьируется в пределах 1–4,5 и 5–18% соответственно в зависимости от квантиля инфляции, что в среднем составляет гораздо меньшую величину, чем было получено в предыдущих исследованиях на российских данных. В работе Пономарева и др. (2014) оценка переноса курсовой динамики в месячный прирост индекса потребительских цен составляет около 5%, для трех месяцев – 17,8%. Вероятно, различия обусловлены методологией оценки: Пономарев и др. (2014) рассчитывают эффект на основе импульсных откликов по векторной модели коррекции ошибок, в то время как в текущей работе применяется подход локальных проекций (см. Jordà, 2023). Выявленные особенности межквантильной динамики коэффициента при валютном курсе свидетельствуют в пользу того, что краткосрочный эффект переноса проявляется сильнее при более высоком уровне инфляции. Разделение ряда курсовых приростов на положительные и отрицательные значения показало, что высокие квантили инфляционного процесса более чувствительны к ослаблению рубля, а низкие – к укреплению. Это обусловлено тем, что эффект переноса положительных приростов обменного курса характеризуется более выраженной нелинейностью в сравнении с общим эффектом, а коэффициент при отрицательных стабилен в межквантильном плане, то есть не зависит от уровня инфляции. Таким образом, в условиях неблагоприятной инфляционной обстановки Банку России необходимо уделять большее внимание тенденциям курсовой динамики, так как в такие моменты наблюдается повышенный эффект переноса валютного курса в потребительскую инфляцию следующего месяца. При этом стоит учитывать, что усиление эффекта касается именно ситуаций ослабления национальной валюты, в то время как вклад укрепления курса рубля в снижение инфляции в среднем остается постоянным. Вместе с тем в исторические периоды, характеризующиеся умеренным уровнем инфляции в экономике, эффект переноса положительных и отрицательных приростов обменного курса схож по амплитуде.

По результатам проведенного анализа можно заключить, что на годовом горизонте основными предикторами роста инфляционного риска для российской экономики в условиях зависимости от глобальных рынков остаются внутренние факторы, такие как рост номинальных заработных плат и снижение уровня промышленного производства. Стоит подчеркнуть, что из этого не следует наличие причинно-следственной связи. Как известно из классической модели совокупного спроса – совокупного предложения (Aggregate Demand – Aggregate Supply, AD–AS), сокращение выпуска может быть вызвано уменьшением как совокупного спроса (сдвиг кривой AD), так и совокупного предложения (сдвиг кривой AS), что предполагает противоположные по направлению изменения уровня цен. Таким образом, полученная отрицательная зависимость между уровнем промышленного производства и инфляционным риском может отражать либо эффект со стороны предложения, либо влияние мировых цен на нефть, поскольку в российской экономике резкое падение нефтяных цен зачастую сопровождается ослаблением курса рубля, спадом в производстве и ростом инфляции. Тем не менее можно утверждать, что наблюдаемые в настоящее время снижение уровня выпуска и повышение оплаты труда, как правило, сопутствуют обострению инфляционного риска в следующем году. Чуть менее значимым является вклад инфляции текущего месяца, денежной массы, оборота розничной торговли и геополитического риска. Геополитическая напряженность также входит в число ключевых факторов риска высокой полугодовой и месячной инфляции. Схожий, но менее существенный эффект наблюдается со стороны индекса неопределенности экономической политики. Данный показатель по крайней мере отчасти отражает и неопределенность, связанную с ДКП. Это позволяет сделать вывод о том, что принцип информационной открытости, которого уже достаточно долгое время придерживается Банк России, способствовал снижению инфляционного риска в последние годы. Ослабление рубля оказывает ощутимое повышающее давление на вероятность высоких значений годовой инфляции, однако этот эффект не так значим на фоне перечисленных выше факторов.

На горизонте одного месяца, наоборот, влияние условий международной торговли в целом проявляется более выражено. Если не брать в расчет положительный краткосрочный эффект от снижения номинальной заработной платы, валютный курс наряду с оборотом розничной торговли дает второй по величине вклад в риск высокой инфляции, уступая лишь приросту цен за текущий месяц. Сравнительно небольшой, но ощутимый эффект наблюдается при повышении мировых цен на пшеницу и росте волатильности нефтяных цен. К предикторам повышенного краткосрочного риска также можно отнести рост денежной массы, снижение производства и уменьшение спреда доходности десятилетних и двухлетних ОФЗ. Последнее полагается индикатором относительного роста инфляционных ожиданий, сформированных финансовым рынком для горизонта следующих двух лет.

Стоит отметить, что в российской экономике имеет место межвременной компромисс между безработицей и инфляционным риском, который в большей степени проявляется в полугодовой и годовой перспективе, однако эффект не столь значим в сравнении с остальными. Влияние мировых цен на природный газ, волатильности фондового индекса и государственного долга по ценным бумагам

также можно назвать незначительным: существенных изменений прогнозируемого значения риска высокой инфляции следует ожидать лишь в случае экстремально больших по величине приростов показателей. При этом вклад цен на природный газ проявляется преимущественно в долгосрочной перспективе. Отметим, что показатель мировых цен на нефть не вошел в модель ввиду статистической незначимости квантильных коэффициентов. Тем не менее некорректно говорить о нечувствительности инфляционного риска к изменениям этого фактора. Как уже упоминалось ранее, рост нефтяных цен может отражаться в укреплении курса рубля и повышении уровня выпуска, что, согласно модели, снижает вероятность высокой инфляции в будущем.

Еще одним потенциальным фактором, который не входит в уравнение напрямую, является изменение объема государственных расходов. Ввиду того что финансирование дополнительных трат чаще всего производится за счет эмиссии ОФЗ, в контексте модели рост показателя может оказывать опосредованное влияние через увеличение внутреннего государственного долга по ценным бумагам. Рост долговых обязательств, согласно полученным оценкам, ведет к снижению инфляционного риска в среднесрочной и долгосрочной перспективе, что, по всей видимости, обусловлено снижением текущего и будущего товарного спроса со стороны домохозяйств, вложивших свободные средства в ОФЗ. В то же время в зависимости от целей заимствования дополнительные расходы государства могут отразиться в повышении среднего уровня номинальных заработных плат, что увеличивает риск высокой годовой инфляции, или росте промышленного производства, который, наоборот, способствует снижению инфляционного давления. В таком случае направление влияния фактора неоднозначно.

Что касается влияния процентной ставки, то рост ставки $MIACR$, которая в настоящей работе используется в качестве прокси ключевой ставки, дает сравнительно небольшой вклад в снижение риска высокой инфляции, однако существенно повышает вероятность более близких к 0 значений ценовых приростов. В таком случае сокращение риска критических отклонений будущей инфляции вверх от целевого уровня требует более решительных действий со стороны Банка России.

4. Заключение

В настоящей работе выполнена оценка квантильной регрессии для российской потребительской инфляции с применением метода локальных проекций с целью анализа временной структуры эффектов, оказываемых различными экономическими и финансовыми показателями на функцию распределения будущих значений процесса, а также выявления основных факторов инфляционного риска на различных горизонтах.

В рамках исследования установлено, что при прочих равных наибольший вклад в рост вероятности высокой годовой инфляции дает повышение среднего уровня номинальных заработных плат и снижение объемов промышленного производства, то есть наблюдаемые экономический спад и рост оплаты труда, как правило, предвещают осязаемое обострение инфляционных рисков в будущем году. В перспективе следующего месяца основным сигналом о повышении

риска выступает рост текущего значения инфляции и оборота розничной торговли, а также ослабление рубля. Кроме того, предикторами высокого инфляционного риска могут выступать ускорение темпов роста денежной массы, неблагоприятность геополитической обстановки и снижение спреда бескупонной доходности десятилетних и двухлетних ОФЗ.

Исследование выявило ряд особенностей эффекта переноса курсовой динамики в российские потребительские цены: эффект усиливается с ростом уровня инфляции, при этом имеет место асимметрия по направлению – в условиях высокоинфляционной среды цены растут сильнее при ослаблении рубля, чем падают при его укреплении, в то время как для низкоинфляционной обстановки характерна обратная ситуация.

Выявлено также, что предупреждение риска критических значений будущей инфляции требует от Банка России проведения гораздо более жесткой процентной политики, чем необходимо для контроля за средним значением ценовых приростов. В таком случае более результативное снижение инфляционного риска может быть достигнуто при реализации комплексных мер экономической политики, направленных в том числе на закоривание инфляционных ожиданий, увеличение макроэкономической стабильности и повышение эффективности производства. Полученные выводы могут использоваться при планировании антиинфляционных мероприятий.

Квантильная регрессия продемонстрировала преимущество перед своим линейным аналогом при решении задачи практического моделирования инфляционного процесса в российской экономике. Оценка отдельного уравнения для каждого из квантилей инфляции позволяет получить более корректные доверительные интервалы значений показателя по сравнению с результатом, который дает модель для условного среднего. Кроме того, квантильная модель улавливает влияние факторов, которые специфически воздействуют на крайние квантили процесса, не оказывая статистически значимого эффекта на среднее значение. Использованный в настоящей работе подход к оценке рисков, неизбежно сопровождающих любой экономический процесс, может быть применен и к другим макроэкономическим рядам. Однако приведенный метод имеет некоторые ограничения. Оценки коэффициентов в квантильных уравнениях отражают эффект интересующего фактора при неизменности значений остальных объясняющих переменных, то есть модель не учитывает возможность взаимозависимости предикторов и не позволяет корректно интерпретировать причинно-следственную связь между инфляционным риском и рассмотренными факторами. В дальнейшем выводы текущего исследования могут быть проработаны более детально посредством оценки квантильной векторной авторегрессии, обладающей потенциалом моделирования многогранных связей между показателями. Еще одним направлением дальнейших исследований может быть разработка практических инструментов, позволяющих в реальном времени прогнозировать условное распределение инфляции и инфляционный риск на несколько месяцев вперед.

Список литературы

- Абрамов В., Морозов А., Синяков А., Стерхова А.** О роли глобальных факторов в инфляции: аналитическая записка. – Москва: Банк России, 2022. URL: https://www.cbr.ru/Content/Document/File/132962/analytic_note_20220215_dip.pdf (дата обращения: 26.11.2024).
- Андреев А.** Исследование асимметрии и нелинейности переноса динамики обменного курса в инфляцию // Банк России. Серия докладов об экономических исследованиях. – 2019. – № 45.
- Перевышина Е., Егоров Д.** Причины инфляции в России // Российское предпринимательство. – 2015. – Т. 16. – № 23. – С. 4261–4270. doi: 10.18334/rp.16.23.2160
- Полбин А., Шумилов А.** Прогнозирование инфляции в России с помощью TVP-модели с байесовским сжатием параметров // Вопросы статистики. – 2023. – Т. 30. – № 4. – С. 22–32. doi: 10.34023/2313-6383-2023-30-4-22-32
- Пономарев Ю., Трунин П., Улюкаев А.** Эффект переноса динамики обменного курса на цены в России // Вопросы экономики. – 2014. – № 3. – С. 21–35. doi: 10.32609/0042-8736-2014-3-21-35
- Baker S. R., Bloom N., Davis S. J.** Measuring Economic Policy Uncertainty // Quarterly Journal of Economics. – 2016. – Vol. 131(4). – pp. 1593–1636.
- Banerjee R., Contreras J., Mehrotra A., Zampolli F.** Inflation at Risk in Advanced and Emerging Market Economies // Journal of International Money and Finance. – 2024. – Vol. 142. – Article 103025. doi: 10.1016/j.jimonfin.2024.103025
- Caldara D., Iacoviello M.** Measuring Geopolitical Risk // American Economic Review. – 2022. – Vol. 112(4). – pp. 1194–1225.
- Campa J. M., Goldberg L. S.** Distribution Margins, Imported Inputs, and the Sensitivity of the CPI to Exchange Rates // NBER Working Paper. – 2006. – N 12121.
- Delatte A.-L., López-Villavicencio A.** Asymmetric Exchange Rate Pass-Through: Evidence from Major Countries // Journal of Macroeconomics. – 2012. – Vol. 34(3). – pp. 833–844. doi: 10.1016/j.jmacro.2012.03.003
- Dickey D., Fuller W.** Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root // Journal of the American Statistical Association. – 1979. – Vol. 74(336). – pp. 427–431.
- Dzhunkeev U.** Forecasting Inflation in Russia Using Gradient Boosting and Neural Networks // Russian Journal of Money and Finance. – 2024. – Vol. 83(1). – pp. 53–76.
- Engle R., Granger C.** Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing // Econometrica. – 1987. – Vol. 55(2). – pp. 251–276. doi: 10.2307/1913236
- Flodén M., Wilander F.** State Dependent Pricing, Invoicing Currency, and Exchange Rate Pass-Through // Journal of International Economics. – 2006. – Vol. 70(1). – pp. 178–196. doi: 10.1016/j.jinteco.2005.08.002
- Jordà Ò.** Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections // American Economic Review. – 2005. – Vol. 95(1). – pp. 161–182. doi: 10.1257/0002828053828518
- Jordà Ò.** Local Projections for Applied Economics // Annual Review of Economics. – 2023. – Vol. 15(1). – pp. 607–631. doi: 10.1146/annurev-economics-082222-065846

- Kocoglu M.** Drivers of Inflation in Turkey: A New Keynesian Phillips Curve Perspective // Economic Change and Restructuring. – 2023. – Vol. 56. – pp. 2825–2853. doi: 10.1007/s10644-023-09532-6
- Koenker R., Bassett G.** Regression Quantiles // Econometrica. – 1978. – Vol. 46(1). – pp. 33–50. doi: 10.2307/1913643
- Korobilis D.** Quantile Regression Forecasts of Inflation Under Model Uncertainty // International Journal of Forecasting. – 2017. – Vol. 33(1). – pp. 11–20. doi: 10.1016/j.ijforecast.2016.07.005
- Lopez-Salido D., Loria F.** Inflation at Risk // FEDS Working Paper. – 2020. – N 2020-013. doi: 10.32609/0042-8736-2007-10-4-26
- Makabe Y., Norimasa Y.** The Term Structure of Inflation at Risk: A Panel Quantile Regression Approach // Bank of Japan Working Paper Series. – 2022. – N 22-E-4.
- Rossi B., Sekhposyan T.** Alternative Tests for Correct Specification of Conditional Predictive Densities // Journal of Econometrics. – 2019. – Vol. 208(2). – pp. 638–657. doi: 10.1016/j.jeconom.2018.07.008
- Styrin K.** Forecasting Inflation in Russia Using Dynamic Model Averaging // Russian Journal of Money and Finance. – 2019. – Vol. 78(1). – pp. 3–18. doi: 10.31477/rjmf.201901.03
- Taylor J. B.** Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms // European Economic Review. – 2000. – Vol. 44(7). – pp. 1389–1408. doi: 10.1016/S0014-2921(00)00037-4