

Научная статья

УДК 336

doi: 10.17223/19988648/70/3

Оценка влияния ключевой ставки на уровень инфляции с применением векторных авторегрессионных моделей

Алексей Анатольевич Золотарёв^{1,2}, Анна Юрьевна Румянцева³

¹ Санкт-Петербургский государственный институт кино и телевидения,
Санкт-Петербург, Россия

^{2,3} Санкт-Петербургский университет технологий управления и экономики,
Санкт-Петербург, Россия

^{1,2} aleksey.zolotarev@gmail.com

³ post_graduate@mail.ru

Аннотация. Статья посвящена анализу взаимосвязи значения ключевой ставки, уровня инфляции и разрыва выпуска. Изучение тонкостей этой взаимосвязи является краеугольным камнем для выработки эффективной экономической политики, принятия обоснованных инвестиционных решений и более глубокого понимания сил, формирующих экономические результаты. Для оценки взаимосвязи используются векторные авторегрессионные модели и векторная модель коррекции ошибок. Цель исследования заключается в анализе взаимосвязи между динамикой ключевой ставки, уровнем инфляции и разрывом выпуска на эмпирических данных по Российской Федерации. Использовались ежемесячные данные о величине ключевой ставки и уровне инфляции. На основании индекса выпуска товаров и услуг по базовым видам экономической деятельности оценивалась ежемесячная величина разрыва выпуска. В выборку включены данные с 2014 по 2024 г. Все расчеты и построение графиков проводились с помощью языка R и соответствующих библиотек. Эмпирические данные и проведенные расчеты позволяют сделать следующие краткие выводы: временные ряды ключевой ставки и инфляции являются нестационарными, а точнее – DS-рядами $I(1)$, разрыв выпуска представлен стационарным рядом $I(0)$. Временные ряды ключевой ставки и инфляции являются коинтегрированными, что позволяет строить на их базе регрессионные модели, не опасаясь влияния ложной корреляции. Так как рассматриваемые временные ряды имеют один и тот же порядок интегрирования и являются коинтегрированными, то для анализа связи между изучаемыми переменными можно строить VAR-модель для уровней рядов или VECM-модель для разностей уровней, включив разрыв выпуска как экзогенную переменную. Коэффициенты VAR-модели в большей степени характеризуют краткосрочную связь между переменными, тогда как VECM отражает долгосрочную динамику. Анализ коэффициентов VAR-модели дает основания подозревать наличие эффекта обратной казуальности. Анализ причинности по Грейнджеру показал, что использование данных о динамике ключевой ставки является целесообразным при прогнозировании динамики уровня инфляции и разрыва выпуска. В свою очередь разрыв выпуска является причинной переменной для инфляции и ключевой ставки. Совокупность результатов оценки VAR-модели и причинности по Грейнджеру свидетельствует о высокой вероятности эффекта обратной казуальности, что равным образом указывает на то, что Центральный банк в своих решениях

касательно величины ключевой ставки ориентируется не на фактические, а ожидаемые значения инфляции. Анализ IRF и FEVD показал, что ключевая ставка оказывает влияние на уровень инфляции, а шок выпуска влияет на ключевую ставку и инфляцию. Ключевая ставка оказывает значительное влияние на инфляцию, причем в краткосрочном периоде это влияние может быть положительным. Данное явление может быть связано с временными лагами трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики и эффектами инфляционных ожиданий и издержек. Кроме того, оно может свидетельствовать об ориентации Центрального банка не только и не столько на текущие показатели инфляции, сколько на ее прогнозируемую динамику, что создает эффект обратной каузальности в краткосрочной перспективе. Разумным подходом может быть гибкая политика, предполагающая сравнительно короткие периоды высокой ставки с учётом ожидаемого временного лага её воздействия. Такой подход позволит минимизировать негативные последствия для макроэкономических показателей, сохраняя при этом эффективность антиинфляционных мер. Актуальность данных вопросов подчёркивает необходимость дальнейших исследований для уточнения механизмов взаимодействия ключевой ставки и инфляции, а также поиска оптимальной продолжительности её применения.

Ключевые слова: инфляция, ключевая ставка, разрыв выпуска, взаимосвязь, авторегрессионные модели, векторная модель коррекции ошибок

Для цитирования: Золотарёв А.А., Румянцева А.Ю. Оценка влияния ключевой ставки на уровень инфляции с применением векторных авторегрессионных моделей // Вестник Томского государственного университета. Экономика. 2025. № 70. С. 40–67. doi: 10.17223/19988648/70/3

Original article

Evaluation of the key rate impact on the inflation rate using vector autoregressive models

Alexey A. Zolotarev^{1, 2}, Anna Yu. Rumyantseva³

¹ St. Petersburg State University of Film and Television, St. Petersburg, Russian Federation

^{2, 3} St. Petersburg University of Management Technologies and Economics,
St. Petersburg, Russian Federation

^{1, 2} aleksey.zolotarev@gmail.com

³ post_graduate@mail.ru

Abstract. The article analyzes the relationship between the key rate value, inflation rate, and output gap. Studying the intricacies of this relationship is a cornerstone for developing an effective economic policy of the Russian Federation, making justified investment decisions, and gaining a deeper understanding of the forces shaping economic outcomes. Vector autoregressive models and a vector error correction model are used to evaluate the relationship. The objective of the study is to analyze the relationship between the key rate dynamics, inflation rate, and output gap based on empirical data for the Russian Federation. Monthly data on the key rate and the inflation rate were used in the research. Based on the index of goods and services output by basic types of economic activity, the monthly value of the output gap was estimated. The sample includes data from 2014 to 2024. All calculations and graph plotting were carried out using the R language and the corresponding libraries. Empirical data and calculations allow us to draw the following conclusions: The time series of the key rate and inflation are non-stationary, or rather, DS-series $I(1)$, and the output gap is represented by a stationary series $I(0)$. The time series of the key rate and inflation are cointegrated, which

makes it possible to build regression models without any fear of false correlation influence. Since the time series under consideration have the same integration order and are cointegrated, a VAR model for series levels or a VECM model for level differences can be built to analyze the relationship between the variables under study, including the output gap as an exogenous variable. The VAR coefficients of the model mostly characterize the short-term relationship between variables, while the VECM reflects long-term dynamics. The analysis of the VAR coefficients of the model gives reason to suspect the presence of the reverse causality effect. The Granger causality analysis showed that the use of data on the dynamics of the key rate is appropriate when predicting the dynamics of the inflation rate and the output gap. In turn, the output gap is a causal variable for inflation and the key interest rate. The combination of the results of the evaluation of the VAR model and the Granger causality indicates a high probability of the reverse causality effect, which in turn indicates that the Central Bank in its decisions regarding the value of the key rate is guided not by the actual, but by the expected values of inflation. The IRF and FEVD analysis showed that the key rate affects the inflation rate, and the output shock affects the key rate and inflation. The key rate has a significant impact on inflation, and in the short term this impact may be positive. This phenomenon may be related to time lags in the transmission mechanism of monetary policy and the effects of inflationary expectations and costs. In addition, it may indicate that the Central Bank is focused not only and not so much on current inflation rates as on its projected dynamics, which creates an inverse causality effect in the short term. A flexible policy may be a reasonable approach, assuming relatively short periods of high interest, taking into account the expected time lag of its impact. This approach will minimize negative consequences for macroeconomic indicators, while maintaining the effectiveness of anti-inflationary measures. The relevance of these issues highlights the need for further research to clarify the mechanisms of interaction between the key rate and inflation, as well as to find the optimal duration of its application.

Keywords: inflation, key rate, output gap, correlation, autoregressive models, vector error correction model

For citation: Zolotarev, A.A. & Rumyantseva, A.Yu. (2025) Evaluation of the key rate impact on the inflation rate using vector autoregressive models. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta. Ekonomika – Tomsk State University Journal of Economics*. 70. pp. 40–67. (In Russian). doi: 10.17223/19988648/70/3

Введение

Понимание количественных последствий изменения ключевой ставки необходимо для выработки мер денежно-кредитной политики Российской Федерации, так как корректировка значений ключевой ставки является одним из основных рычагов, которым может воспользоваться государство для выполнения своих намерений по уровням инфляции, занятости и темпам экономического роста. Однако масштабы и продолжительность того, как изменения ключевой процентной ставки проникают в экономику и влияют на совокупный спрос и уровень цен, остаются предметом споров.

Частой и порой неизбежной реакцией центральных банков (ЦБ) в различных странах на ухудшение экономической ситуации и под влиянием различных факторов является ужесточение денежно-кредитной политики, способной повлиять на достижение устойчиво низкого уровня инфляции [1]. В последние годы центробанки многих стран мира столкнулись с ухудшением

финансового положения, что определило их переход к более «жесткой» денежно-кредитной политике [2]. Например, ЦБ Швейцарии поддерживал ставку на отрицательном уровне ($-0,75\%$) с 2015 до июня 2022 г. (рост ставки до $-0,25\%$). В 2022–2023 гг. ставка поднималась еще несколько раз – до значения $0,5\%$ в сентябре 2022 г., до 1% в декабре 2022 г., до $1,5\%$ в марте 2023 г. и до $1,75\%$ в июне 2023 г.

Федеральная резервная система США установила значение процентной ставки в $0,25\%$ в марте 2020 г. и до января 2022 г. поддерживала ее на этом уровне, однако с марта 2022 г. наблюдается ее существенный рост до значения $5,5\%$, зафиксированного с сентября 2023 г. по июль 2024 г. Аналогичная ситуация наблюдается и во многих других странах. Так, ЦБ Швеции повысил ключевую ставку с 0% в начале 2022 г. до 4% в сентябре 2023 г. – марте 2024 г. Процентная ставка Банка Англии достигла $5,25\%$, при значении в $0,1\%$ по состоянию на ноябрь 2021 г.

Ужесточение денежно-кредитной политики в части роста процентных ставок ЦБ определяет колебания ставок по активным и пассивным операциям коммерческих банков и, как отмечает В.Ю. Катасонов [2], резкий переход от «мягкой» денежно-кредитной политики к «жесткой» стал триггером убытков центробанков за счет того, что пассивы демонстрируют более оперативную реакцию на повышение ключевых ставок. Внешнеэкономическая обстановка, санкционное давление и ряд других факторов, несомненно влияют и на экономическую обстановку в Российской Федерации. За период с 2020 г. наблюдается несколько точек динамичного роста значения ключевой ставки в РФ.

Цель данной работы – провести на основе эмпирических данных по Российской Федерации оценку связей между изменением ключевой ставки, уровня инфляции и разрыва выпуска с течением времени с помощью моделей VAR и VECM.

В современной экономике денежно-кредитная политика является одним из ключевых инструментов для достижения макроэкономической стабильности и устойчивого роста. Центральные банки используют различные инструменты для управления экономической активностью, среди которых особое место занимает ключевая ставка. Она выступает ориентиром стоимости заимствований и кредитования в финансовой системе, влияя на процентные ставки коммерческих банков и, следовательно, на расходы, инвестиции и общий уровень экономической активности.

Помимо непосредственного воздействия на стоимость заимствований, ключевая ставка играет важную роль в управлении инфляцией, являющейся одной из основных задач центральных банков. Высокая инфляция приводит к снижению покупательной способности домохозяйств, искажает ценовые сигналы, создает неопределенность для бизнеса, затрудняя инвестиционное планирование. Она может также спровоцировать спираль «зарплата–цены», бегство капитала, снижение конкурентоспособности экспорта и высокую волатильность на валютных рынках.

Напрямую Центральный банк не влияет на долгосрочный экономический рост, который определяется структурными факторами, такими как производительность труда, технологическое развитие и инвестиции в человеческий капитал. Однако через управление денежно-кредитной политикой он создает условия, благоприятные для экономического роста, поддерживая стабильность цен, контролируя инфляционные ожидания и снижая макроэкономическую неопределенность. В краткосрочной перспективе Центральный банк может влиять на разрыв выпуска, воздействуя на совокупный спрос через изменения процентных ставок и другие инструменты денежно-кредитной политики.

Материалы и методы

В данной работе сложная взаимосвязь между ключевой ставкой, инфляцией и разрывом выпуска исследуется с помощью эконометрических моделей векторной авторегрессии (VAR) и векторной модели коррекции ошибок (VECM). Эти модели выбраны благодаря их способности отражать динамические взаимозависимости, учитывать долгосрочные равновесные отношения и предоставлять информацию как о краткосрочных, так и о долгосрочных эффектах.

Обзор литературы

Связь ключевой ставки и инфляции является предметом многочисленных исследований, которые раскрывают сложные механизмы их взаимодействия. Так, в [3] рассмотрен механизм воздействия ключевой ставки на инфляцию, с особым вниманием к реакции банковской системы на ее повышение. Было установлено, что повышение ставки увеличивает проценты по депозитам и сокращает объем предоставляемых кредитов, способствуя оттоку излишних денежных средств из экономики. Авторы отметили неоднозначность реакции банков на изменение ключевой ставки, что подчеркивает необходимость комплексного подхода, включающего как монетарные, так и немонетарные методы для достижения стабильности национальной валюты и сдерживания инфляции.

В работе [4] авторы рассматривают ключевую ставку как основной инструмент денежно-кредитной политики Банка России, отмечая при этом, что изменение ключевой ставки влияет на финансовую и экономическую стабильность в стране, регулируя уровень инфляции и экономической активности. Также было показано, что использование ключевой ставки в комплексе с другими инструментами позволяет более эффективно управлять экономикой. В работе [5] авторы рассмотрели различные сценарии изменения ключевой ставки и их последствия для банковской системы России. Они отмечают, что снижение ключевой ставки стимулирует кредитную активность, но в то же время может привести к торможению роста сбережений населения и ускорению роста его закредитованности.

В работе [6] показано, что влияние ключевой ставки Банка России на инфляцию проявляется через несколько показателей, таких как индекс потребительских цен, дефлятор ВВП и индекс цен производителей. Изменение ключевой ставки оказывает влияние на эти показатели, но эффект закрепления этого влияния не всегда наблюдается. Кроме того, на инфляцию в России влияют и другие факторы, а именно: уровень финансовой грамотности населения, доля малого и среднего бизнеса в экономике, сбалансированность налоговых механизмов, бюджетная политика и др. Взаимосвязь ключевой ставки с процессом принятия инвестиционных и финансовых решений подробно рассмотрена в [7].

А работа [8] посвящена изучению существования равновесной долгосрочной зависимости межрегиональных различий в индексе потребительских цен от межрегиональных различий в объемах и структуре затрат на производство, реализацию и импорт товаров и услуг. Среди зарубежных исследований последних лет интерес представляет эксперимент наблюдения за денежно-кредитной политикой Турции в действии [9], вытекающий из убеждения правительства в том, что более высокие процентные ставки вызывают более высокую инфляцию, дает, к сожалению, чисто экзогенную дисперсию в правиле политики.

В ряде работ изучается влияние ключевой ставки на инфляцию в условиях санкций. Так, в работе [10] корреляционно-регрессионный анализ показал наличие заметной и прямой связи между ключевой ставкой и уровнем инфляции. Авторы подчеркивают, что для достижения целевых показателей необходимо использовать и другие инструменты денежно-кредитной политики.

Одним из самых распространенных методов изучения взаимосвязи временных рядов экономических показателей является применение моделей VAR и VECM. Примером может служить работа [11], в которой представлена оценка влияния цен на нефть на экономику России. Для анализа данных и построения прогнозов использовался метод VAR-LASSO. В работе [12] автор сравнил точность прогнозов между BVAR- и VAR-моделями по ключевым макроэкономическим показателям Беларуси.

В работе [13] исследовано влияние монетарной политики центральных банков стран БРИКС на динамику фондовых рынков. Используя методы VECM и фильтр Ходрика–Прескотта, авторы показали, что отклонение уровня инфляции от тренда оказывает значимое влияние на динамику фондового рынка во всех странах БРИКС.

Модели VAR и VECM довольно часто используются и для изучения взаимосвязи ключевой ставки и инфляции. В качестве примера можно привести целый ряд работ, где применяется этот подход. В работе [14] авторы употребили векторные авторегрессии для прогнозирования денежно-кредитной политики. Их исследование демонстрирует эффективность VAR-моделей в анализе и прогнозировании макроэкономических показателей.

Среди зарубежных публикаций, посвященных вопросам использования моделей VAR и VECM для оценки влияния инфляции и процентных ставок

на развитие различных экономических сфер и показателей, представлен опыт Бангладеша [15], Танзании [16], Польши [17], Нигерии [18] и др.

Таким образом, в целом ряде работ модели VAR и VECM используются при анализе взаимосвязи ключевой ставки, инфляции и выпуска, тем не менее следует отметить, что в большинстве работ, посвященных изучению заявленной темы, данные методы, несмотря на все их преимущества, не используются, вероятнее всего, по причине относительной сложности. Кроме того, следует отметить, что в настоящее время очень мало работ, которые бы охватывали период времени после 2021 г. Настоящая работа призвана закрыть образовавшуюся лауну и посвящена изучению связи между ключевой ставкой и инфляцией с использованием моделей VAR и VECM за период с 2014 по 2024 г.

Результаты и обсуждение

Подход VAR возник в ответ на ограничения, присущие крупномасштабным структурным моделям. В отличие от структурных моделей, VAR-модели эмпирически позволяют данным говорить самим за себя. Каждая переменная моделируется как функция своих собственных лагов и лагов других переменных. Это позволяет избежать наложения нереалистичных временных ограничений и получить векторную характеристику системных взаимозависимостей. Длина лага для компонентов авторегрессии выбирается с помощью информационных критериев, учитывая лаги передачи экономических последствий. Диагностическое тестирование остатков подтверждает соответствие модели предположениям, необходимым для правильного оценивания, вывода и прогнозирования. Анализ импульсного отклика позволяет проследить временные профили воздействия на шоки в системе, а дисперсионное разложение определяет долю изменений, приходящуюся на каждую переменную. В то время как модели VAR отлично справляются с улавливанием краткосрочной динамики, они часто не справляются с изучением долгосрочных связей. Модель VECM расширяет возможности модели VAR, включая механизмы коррекции ошибок для учета коинтеграции между переменными. Коинтеграция подразумевает существование долгосрочных равновесных отношений, которые могут отклоняться в краткосрочном периоде, но в долгосрочном периоде имеют тенденцию двигаться вместе. Корректирующий член ошибки в модели VECM отражает процесс возврата к долгосрочному равновесию, позволяя понять скорость и характер этой корректировки.

В контексте взаимосвязи между ключевой ставкой, инфляцией и выпуском модель VECM позволяет изучить наличие долгосрочной равновесной связи между этими переменными и другими макроэкономическими показателями. Такой анализ проливает свет на долгосрочные эффекты денежно-кредитной политики и факторы, способствующие отклонению от траектории равновесного развития. Необходимо отметить ограничения этих моде-

лей. Они опираются на предположение о линейности, которое может не всегда выполняться в реальном мире. Выбор переменных и длины лага может существенно повлиять на результаты, что требует тщательного рассмотрения и диагностики модели. Кроме того, эти модели носят преимущественно описательный характер и не всегда позволяют понять глубинные причинно-следственные механизмы, обуславливающие наблюдаемые взаимосвязи. Несмотря на имеющиеся ограничения, модели VAR и VECM остаются ценными инструментами экономического анализа. Их способность отражать сложную динамику и долгосрочные взаимосвязи делает их хорошо подходящими для изучения макроэкономических явлений, таких как взаимодействие между процентными ставками, инфляцией и другими ключевыми экономическими переменными.

Ранние работы фокусировались на эффекте Фишера, постулирующем прямую связь между номинальными процентными ставками и ожидаемой инфляцией. Теория предполагает, что номинальные ставки корректируются один к одному с изменениями ожидаемой инфляции для поддержания постоянной реальной процентной ставки. Следовательно, центральные банки могут контролировать реальные ставки и влиять на экономическую активность, управляя инфляционными ожиданиями посредством корректировки ключевой ставки. Эмпирические исследования подтверждают эффект Фишера, хотя степень влияния ожидаемой инфляции на номинальные ставки может варьироваться в зависимости от конкретных экономических условий и институциональных факторов.

Помимо эффекта Фишера, исследователи изучают влияние изменений ключевой ставки на инфляцию через различные каналы передачи. Канал процентных ставок, например, действует через прямое влияние стоимости заимствований на совокупный спрос. Повышение процентных ставок обычно приводит к снижению инфляции и наоборот. Канал обменного курса также играет роль, так как изменения ключевой ставки могут влиять на обменные курсы, воздействуя на импортные и экспортные цены, что впоследствии влияет на инфляцию.

Добавление разрыва выпуска как переменной позволяет более полно учитывать взаимодействие между денежно-кредитной политикой и экономической активностью. Разрыв выпуска отражает отклонение фактического объема производства от его потенциального уровня и служит индикатором состояния экономики. Например, при положительном разрыве выпуска, когда фактический ВВП превышает потенциальный, усиливается инфляционное давление. В таких условиях повышение ключевой ставки может не только снизить инфляцию, но и сократить разрыв выпуска за счет ослабления избыточного спроса.

Необходимо отметить важность ожиданий в формировании взаимосвязи между ключевой ставкой, инфляцией и разрывом выпуска. Теория рациональных ожиданий предполагает, что экономические агенты формируют свои ожидания о будущей инфляции и уровне экономической активности на основе всей доступной информации, включая текущие действия в области

денежно-кредитной политики. Следовательно, эффективность денежно-кредитной политики в сдерживании инфляции и управлении экономическим циклом зависит от её способности управлять инфляционными ожиданиями. Коммуникация и прозрачность Центрального банка играют решающую роль в закреплении инфляционных ожиданий, повышении доверия к политике и обеспечении устойчивого экономического роста.

Однако важно понимать, что взаимосвязь между ключевой ставкой, инфляцией и выпуском не всегда однозначна и зависит от множества факторов. Сила и сроки воздействия могут варьироваться в зависимости от состояния экономики, наличия шоков предложения и эффективности механизмов передачи денежно-кредитной политики. Несмотря на сложности и продолжающиеся дискуссии, существующий массив исследований дает ценное представление о взаимосвязи ключевой ставки, инфляции и выпуска. Исследования подчеркивают важность доверия к Центральному банку, эффективной коммуникации и глубокого понимания передаточных механизмов, через которые действует денежно-кредитная политика.

Цель настоящего исследования заключается в анализе взаимосвязи между динамикой ключевой ставки, уровня инфляции и разрыва выпуска на эмпирических данных по Российской Федерации. Для достижения данной цели были решены следующие задачи:

1. Подготовка данных.
2. Проверка загруженных временных рядов на наличие единичного корня.
3. Проверка временных рядов на коинтеграцию.
4. Построение модели VAR.
5. Построение модели VECM.
6. Проверка причинности по Грейнджеру.
7. Построение и анализ функции импульсного отклика.
8. Анализ факторного разложения дисперсии.

Для построения модели в работе применялись официальные данные Банка России, а именно данные о ежемесячной величине ключевой ставки в процентах в год по состоянию на последнее число месяца и уровне инфляции в процентах в год месяц к месяцу прошлого года с сайта Банка России. Оценка величины разрыва выпуска проводилась на основании ежемесячных данных Росстата об индексе выпуска товаров и услуг по базовым видам экономической деятельности. Так как с ноября 2014 г. Банк России упразднил действовавший на тот момент механизм курсовой политики, в нашей работе анализируются данные в период с декабря 2014 г. по март 2024 г. Пропущенные данные и выбросы отсутствуют, преобразование данных не проводилось, средневзвешенное ежемесячное значение ключевой ставки не рассчитывалось. Все расчеты и построение графиков проводились с помощью языка R. Динамика ключевой ставки и уровня инфляции представлена на рис. 1.

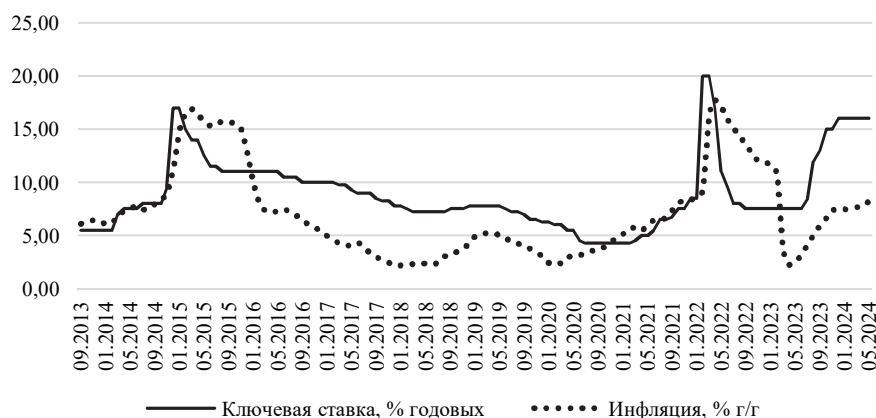
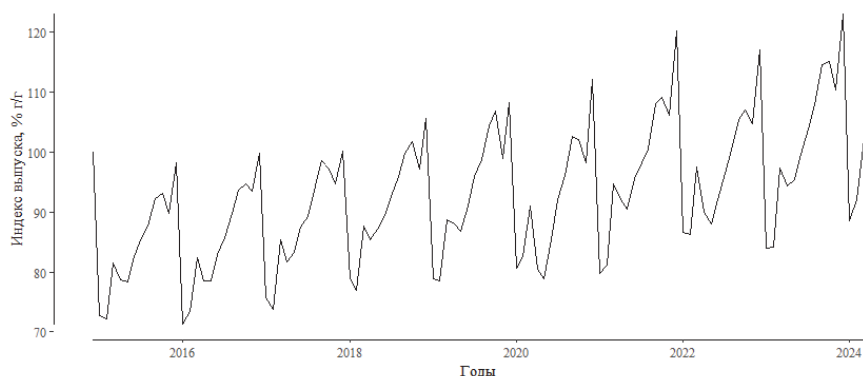


Рис. 1. Динамика ключевой ставки и уровня инфляции в России (2014–2024).
Составлено авторами по данным <https://cbr.ru/statistics/ddkp/infl>

Важным аспектом построения эконометрической модели, описывающей механизм взаимодействия ключевой ставки и инфляции, является включение в модель переменной, характеризующей величину разрыва выпуска, т.е. отклонение фактического объема выпуска от потенциального. Обычно в исследованиях используются данные о величине квартального ВВП, но так как два других ряда представлены с интервалом в месяц, авторами было принято решение использовать для оценки разрыва выпуска данные об индексе выпуска товаров и услуг по базовым видам экономической деятельности, которые ежемесячно публикуются Росстатом. Учитывая тот факт, что разрыв выпуска измеряется в относительных величинах, т.е. долях или процентах, такая методика оценивания является правомочной. На рис. 2 представлена динамика индекса выпуска товаров и услуг по базовым видам экономической деятельности. За 100 принят уровень декабря 2014 г.

Для очищения исходных данных о динамике индекса выпуска товаров и услуг от тренда и сезонности использовался фильтр Калмана. Расчеты проводились с помощью библиотеки *KFAS*. На рис. 3 изображена динамика оценки разрыва выпуска в процентах.

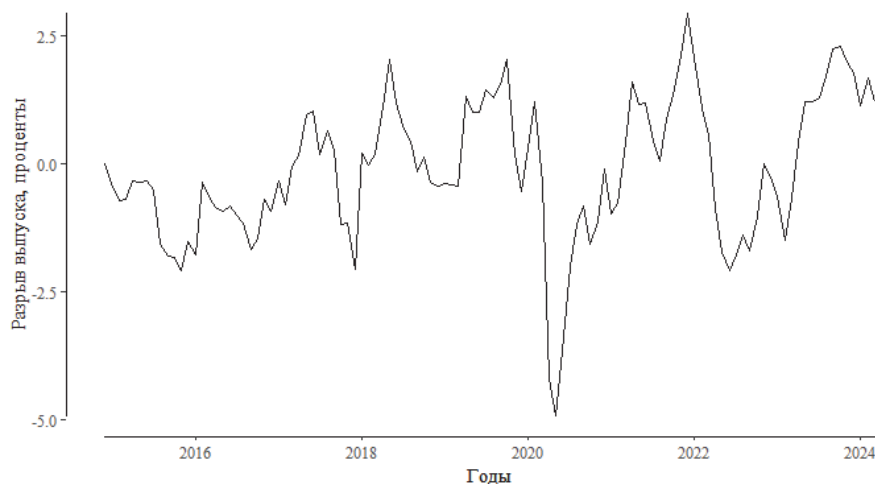
Дальнейший ход анализа взаимосвязи временных рядов зависит от того, являются ли эти ряды стационарными или нет. Если временные ряды являются стационарными, то проверять их взаимосвязь можно с помощью обычной регрессии (чаще в этом случае используют авторегрессионную модель с распределенными лагами – *ARDL*). Если временные ряды нестационарны, то для дальнейшей работы над моделями необходимо определить, относятся ли изучаемые временные ряды к классу рядов с детерминированным трендом (*TS*-ряды) или к классу рядов со стохастическим трендом (*DS*-ряды). Это требуется, в частности, для того, чтобы определить, каким способом можно привести временные ряды к стационарности.



Источник: Росстат

Рис. 2. Динамика индекса выпуска товаров и услуг по базовым видам экономической деятельности (2014–2024, за 100 принят уровень декабря 2024 г.).

Составлено авторами на основе расчетов по данным
<https://www.fedstat.ru/indicator/58599>



Источник: расчеты авторов

Рис. 3. Динамика оценки разрыва выпуска (2014–2024).

Составлено авторами по данным <https://www.fedstat.ru/indicator/58599>

Если временной ряд относится к категории TS-рядов, то для приведения его к стационарному виду нужно использовать процедуру детрендривирования, а если к категории DS-рядов, то нужно использовать взятие разниц соответствующего порядка. При этом если временные ряды являются TS-рядами, то для анализа их взаимосвязи можно использовать модель ARDL с добавлением в нее трендовой компоненты. Если же временные ряды являются

DS-рядами, то для принятия решения о выборе модели нужно провести дополнительные расчеты, о которых будет рассказано далее.

Существует несколько стратегий анализа, позволяющих определить, к какому классу относится временной ряд. В основном в литературе используется подход, описанный в [19]. Тем не менее следует отметить, что предлагаемый алгоритм избыточно сложен в практическом применении, учитывая тот факт, что, анализируя динамику конкретных макроэкономических показателей, часто можно заранее сделать научно обоснованное предположение о тех вариантах модели временного ряда, которые явно неприменимы в данном конкретном случае. Так, в случае с анализом динамики ключевой ставки и уровня инфляции можно заранее исключить из рассмотрения модель временного ряда, включающую детерминированный тренд. А в случае анализа динамики разрыва выпуска можно обоснованно ожидать нулевого среднего значения. В результате алгоритм проверки ряда на стационарность значительно упрощается. В качестве примера такого упрощенного по исполнению, но не проигрывающего по качеству алгоритма можно привести процедуру на основе расширенного теста Дики–Фуллера (ADF) [20]. Для анализа временных рядов ключевой ставки и инфляции на стационарность в настоящем исследовании используется реализация теста ADF с помощью функции *ur.df* из пакета *urca*. Функция запускалась с параметрами *type* = “drift” (для разрыва выпуска – “none”) и *selectlags* = “AIC”. Результаты вывода функции для временного ряда по инфляции:

```
Test regression drift

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-6.9001 -0.2912 -0.0319  0.2936  7.4901

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.37356    0.19153   1.950  0.05374 .
z.lag.1      -0.06047    0.02281  -2.651  0.00924 **
z.diff.lag   0.38538    0.08398   4.589 1.22e-05 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.081 on 107 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1926,    Adjusted R-squared:  0.1775
F-statistic: 12.76 on 2 and 107 DF,  p-value: 1.073e-05

Value of test-statistic is: -2.6511 3.6529

Critical values for test statistics:
      1pct   5pct 10pct
tau2 -3.46 -2.88 -2.57
phi1  6.52  4.63  3.81
```

Как видно из результатов работы функции, полученное значение F-критерия не позволяет отвергнуть нулевую гипотезу о наличии во временном ряду единичного корня на уровне значимости 0,01 и 0,05. Таким образом мы можем сделать вывод о том, что временной ряд инфляции является нестационарным DS-рядом.

Результаты вывода функции *ur.df* для временного ряда по ключевой ставке:

```
Test regression drift

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-4.2934 -0.3712 -0.1578  0.2165 11.4583

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   1.02811    0.37184   2.765  0.00671 **
z.lag.1       -0.11604    0.03914  -2.965  0.00373 **
z.diff.lag     0.25398    0.09285   2.735  0.00730 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.34 on 107 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1129,    Adjusted R-squared:  0.09631
F-statistic: 6.808 on 2 and 107 DF,  p-value: 0.001647

Value of test-statistic is: -2.9649 4.397

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
tau2 -3.46 -2.88 -2.57
phi1  6.52  4.63  3.81
```

В этом временном ряду значение F-критерия не позволяет отвергнуть нулевую гипотезу на уровне значимости 0,01 и 0,05. Таким образом мы можем сделать вывод о том, что временной ряд инфляции является нестационарным DS-рядом с ненулевым средним значением.

Результаты вывода функции *ur.df* для временного разрыва выпуска:

```
Test regression none

Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.034061 -0.004587 -0.000285  0.004465  0.020864
```

```

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1      -0.21946    0.05393  -4.069 8.99e-05 ***
z.diff.lag    0.29640    0.09248   3.205  0.00178 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.007454 on 108 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1618,    Adjusted R-squared:  0.1463
F-statistic: 10.42 on 2 and 108 DF,  p-value: 7.269e-05

Value of test-statistic is: -4.0695

Critical values for test statistics:
      1pct  5pct 10pct
taul -2.58 -1.95 -1.62

```

Полученное значение тестовой статистики позволяет отвергнуть нулевую гипотезу о наличии во временном ряду единичного корня на уровне значимости 0,01. Можно сделать вывод о том, что временной ряд разрыва выпуска является стационарным с нулевым средним значением.

После того как анализ показал, что два временных ряда относятся к нестационарным DS-рядам, необходимо определить порядок их интегрирования. Для этого следует составить временные ряды из разностей различных порядков исходных рядов и определить, при каком максимальном порядке разности составленные временные ряды становятся стационарными.

С помощью языка R эту проверку можно быстро выполнить с привлечением функции *ndiffs* из пакета *forecast*, которая может определить порядок интегрирования с помощью тестов ADF, KPSS и PP. Результаты расчетов этой функции приведены в таблице. Так как проверка осуществляется полностью в автоматическом режиме, ее результаты могут отличаться от результатов, полученных с помощью функции *ur.df*.

В частности, результаты ADF-теста ключевой ставки не соответствуют полученным ранее, так как данная функция делает вывод о наличии единичного корня по t-статистике, а в рамках настоящего исследования наличие единичного корня определялось по F-критерию.

Результаты проверки порядка интегрирования временных рядов с помощью функции *forecast::ndiffs*

Тест	Инфляция	Ключевая ставка	Разрыв выпуска
ADF	1	0	0
PP	1	1	0
KPSS	1	1	1

Источник: составлено авторами.

Таким образом, обобщая ранее сделанные выводы о нестационарности анализируемых временных рядов и результаты расчетов функции *ndiffs*, можно сделать вывод о том, что разрыв выпуска является стационарным

временным рядом, а динамика инфляции и ключевой ставки описывается DS-рядами с порядком интегрирования, равным 1, т.е. I(1) рядами, а следовательно, для анализа их взаимосвязи необходимо выполнить проверку их на коинтеграцию. Так как оба ряда являются интегрированными рядами одного порядка, то с помощью процедуры Йохансена, которая реализована в пакете *urca* в виде функции *ca.jo*, можно проверить, существует ли долгосрочная равновесная связь между ключевой ставкой и инфляцией. Прежде чем использовать функцию *ca.jo* необходимо с помощью информационных критериев выбрать оптимальный порядок лагов, которые следует включать в модель. Это можно сделать с помощью функции *VARselect* из пакета *vars*.

Вывод функции *VARselect* с *lag.max* = 12 и *type* = “const”:

AIC (n)	HQ (n)	SC (n)	FPE (n)
2	2	2	2

Таким образом, в модели нужно включить переменные с лагом два.

Функция *ca.jo* запускалась со следующими параметрами: *type* = “trace”, *ecdet* = “const”, *K* = 2.

Вывод функции *ca.jo* :

```
#####
# Johansen-Procedure #
#####

Test type: trace statistic , without linear trend and constant
in cointegration

Eigenvalues (lambda):
[1] 2.247458e-01 6.143328e-02 3.371915e-02 -1.019296e-17

Values of teststatistic and critical values of test:

      test 10pct  5pct  1pct
r <= 2 |   3.77  7.52  9.24 12.97
r <= 1 |  10.75 17.85 19.96 24.60
r = 0  |  38.75 32.00 34.91 41.07

Eigenvectors, normalised to first column:
(These are the cointegration relations)

      INFL.12  KEY_RATE.12  GAP.12  constant
INFL.12    1.000000    1.000000  1.0000000  1.00000000
KEY_RATE.12 -2.670802    3.443947 -1.0494794 -0.86023235
GAP.12      12.274248    3.852366  0.1440355 -0.04388604
constant    18.051004   -36.775506  3.4793908 -10.00025578

Weights W:
(This is the loading matrix)

      INFL.12  KEY_RATE.12  GAP.12  constant
INFL.d    0.002980996 -0.001923348 -0.043300638 -1.485999e-17
KEY_RATE.d 0.034146344 -0.014062381  0.010786217  5.056083e-17
GAP.d     -0.015678593 -0.009978565  0.005208703  6.633962e-18
```

В строке « $\tau = 0$ » проверяется нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграционной связи против альтернативной гипотезы о наличии хотя бы одной коинтеграционной связи. Так как расчетное значение тестовой статистики превышает табличные значения на всех уровнях значимости, нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции может быть отклонена. В строке « $\tau = 1$ » происходит проверка нулевой гипотезы о наличии хотя бы одной коинтеграционной связи. Поскольку расчетное значение тестовой статистики меньше табличного на уровне значимости 0,05, нельзя отклонить нулевую гипотезу о наличии не более одной коинтеграции.

Объединяя выводы для этих двух строк, получаем, что в рассматриваемой модели есть одно коинтеграционное отношение, т.е. временной ряд инфляции и временной ряд ключевой ставки являются нестационарными, но коинтегрированными, что позволяет использовать для описания взаимосвязи между ними линейные регрессионные модели и не опасаться искажения результатов из-за наличия ложной корреляции. В свою очередь разрыв выпуска является стационарным временным рядом. Таким образом, краткосрочные отношения можно смоделировать с помощью модели VAR, а долгосрочные – с помощью модели VECM с экзогенной переменной, в качестве которой будет выступать разрыв выпуска.

Оценить параметры модели VAR можно с помощью функции *VAR* из пакета *vars*. Функция запускалась с параметрами $p = 2$, $type = "const"$. Оставив только значимые на уровне 0,05 переменные, получим следующую систему уравнений:

$$INFL_t = 1,273 \cdot INFL_{t-1} + 0,455 \cdot KEY_{RATE_{t-1}} - \\ - 0,315 \cdot INFL_{t-2} - 0,424 \cdot KEY_{RATE_{t-2}}$$

$$KEY_RATE_t = 1,045 \cdot KEY_RATE_{t-1} - 0,196 \cdot KEY_RATE_{t-2} + 1,171$$

$$GAP_t = 1,035 \cdot GAP_{t-1} - 0,265 \cdot GAP_{t-2}$$

Инфляция сильно зависит от своих лагов, что свидетельствует о наличии инфляционной инерции. Влияние ключевой ставки неоднозначно: с лагом 1 она увеличивает инфляцию, а с лагом 2 – оказывает отрицательное влияние, это согласуется с ожиданием, что ужесточение денежно-кредитной политики снижает инфляцию с задержкой. Разрыв выпуска незначим. Это может указывать на слабую связь между циклической активностью и инфляцией в краткосрочном периоде.

Ключевая ставка демонстрирует высокую автокорреляцию, что отражает инерционность денежно-кредитной политики. Центральные банки обычно корректируют ставку плавно, чтобы избежать шоков для экономики. Влияние инфляции и разрыва выпуска незначимо. Это может быть связано с тем, что реакция Центрального банка на эти переменные проявляется с большим лагом.

Разрыв выпуска имеет устойчивую инерционность и зависит от собственных лагов. Отрицательный коэффициент при лаге, равном двум, свидетельствует о некой цикличности: текущий разрыв уменьшается, если он

был высоким два месяца назад. Влияние инфляции и ключевой ставки незначимо, что указывает на слабую связь между монетарной политикой и краткосрочной динамикой выпуска.

В данной модели обращают на себя внимания два несогласующихся с теорией аспекта.

Первый аспект – это положительное влияние ключевой ставки на инфляцию при лаге, равном одному месяцу. Это противоречит ожиданию, что ужесточение денежно-кредитной политики снижает инфляцию.

Одним из возможных объяснений прямой зависимости уровня инфляции от ключевой ставки является эффект издержек: повышение ставки увеличивает стоимость кредитов, что в краткосрочной перспективе может подталкивать цены вверх из-за роста себестоимости. Вторым возможным объяснением является эффект ожидания: повышение ключевой ставки может интерпретироваться экономическими агентами как сигнал о том, что Центральный банк ожидает дальнейший рост инфляции. Это может усилить инфляционные ожидания, что в свою очередь временно увеличивает инфляцию. Третьей возможной причиной является эффект обратной казуальности: Центральный банк может принимать решения о ключевой ставке, ориентируясь не только на текущие показатели инфляции, но и на прогнозируемую инфляцию. Если ожидается рост инфляции в будущем, Центральный банк может заранее повысить ставку, чтобы охладить экономику и снизить инфляционные риски. В этом случае фактический рост инфляции еще не произошел, но Центральный банк уже отреагировал на ожидания, что создает иллюзию причинно-следственной связи от ставки к инфляции.

Второй несогласующийся с теорией аспект – это отсутствие связи между разрывом выпуска, инфляцией и ключевой ставкой. Согласно модели Филлипса, разрыв выпуска должен влиять на инфляцию. Однако в данной модели эта связь незначима. Связь между разрывом выпуска и инфляцией может быть ослаблена из-за глобализации и ценовых шоков (например, на сырьевые товары). Также причиной может являться ошибка оценки разрыва выпуска на месячных данных.

Специальным приложением модели VAR является VECM. Спецификация моделей VECM предполагает введение условий коррекции ошибок в модели VAR. Методология VECM используется, если переменные в системе имеют долгосрочную связь, т.е. являются коинтегрированными. Любая VAR-модель может быть специфицирована в форме VECM путем дифференцирования переменных и введения условий коррекции ошибок.

Построение VECM-модели для всех трех переменных не будет корректным, так как тест Йохансена показывает наличие только одной пары коинтегрированных переменных (инфляция и ключевая ставка). VECM-модели применяются, когда все переменные включены в одну или несколько коинтеграционных связей. Если коинтеграция существует только между двумя переменными, третья переменная, которая не входит в коинтеграцию, может нарушить корректность модели. Поэтому при расчете параметров

VECM-модели разрыв выпуска надо задать как экзогенную переменную. Это можно сделать с помощью функции VECM из пакета tsDyn.

В результате расчетов была получена следующая система уравнений (оставлены только значимые на уровне 0,01 переменные):

коинтеграционное уравнение (долгосрочное равновесие):

$$r_1 = INFL - 1.66 \cdot KEY_RATE,$$

где r_1 – отклонение от долгосрочного равновесия, рассчитанное как остаток коинтеграционного уравнения:

$$\begin{aligned} \Delta INFL_t &= 0,310 \cdot INFL_{t-1} + 0,461 \cdot KEY_RATE_{t-1} \\ \Delta KEY_RATE_t &= 0,028 \cdot r_1 + 0,204 \cdot KEY_RATE_{t-1} + 0,282 \cdot GAP_t + 0,983. \end{aligned}$$

По результатам оценки VECM-модели можно сделать следующие выводы:

1. Коэффициент r_1 для инфляции незначим, что указывает на слабую роль долгосрочной динамики в этом уравнении. Для ключевой ставки этот коэффициент указывает на слабую, но значимую долгосрочную коррекцию к равновесию.

2. Прирост инфляции существенно зависит от своего лага и краткосрочной динамики ключевой ставки (положительный эффект).

3. Динамика ключевой ставки определяется внутренней краткосрочной зависимостью и разрывом выпуска как экзогенной переменной.

При анализе временных рядов значительный практический и теоретический интерес представляет собой анализ причинности по Грейнджеру. Основная идея данного метода заключается в том, что переменная X является «причиной» Y , если прошлые значения X могут помочь объяснить Y . Тест причинности по Грейнджеру не позволяет фактически оценить наличие причинно-следственных связей между временными рядами, тем не менее, если прошлые значения X помогают лучше объяснить текущие значения Y , это может означать, что X является причиной Y и значения X можно использовать для прогнозирования значений Y . Кроме того, причинность по Грейнджеру позволяет делать определенные выводы касательно наличия обратной казуальности, о возможности которой уже было указано выше.

Для анализа причинности по Грейнджеру воспользуемся функцией *causality* из пакета *vars* и проверим, имеет ли смысл использовать данные по ключевой ставке для прогнозирования значений инфляции и разрыва выпуска:

```
$Granger
Granger causality H0: KEY_RATE do not Granger-cause INFL GAP
data:  VAR object var_model
F-Test = 12.422, df1 = 4, df2 = 309, p-value = 2.215e-09
$Instant
H0: No instantaneous causality between: KEY_RATE and INFL GAP
data:  VAR object var_model
Chi-squared = 0.94874, df = 2, p-value = 0.6223
```

Значение расчетного F-критерия равно 12,422, а p-значение равно $2,215 \times 10^{-9}$. Таким образом, нулевая гипотеза отвергается с очень высокой степенью уверенности. Это означает, что изменения ключевой ставки содержат информацию, которая помогает предсказывать изменения инфляции и разрыва выпуска. Следовательно, ключевая ставка является причинной переменной для инфляции и разрыва выпуска в смысле Грейнджера, что соответствует теории монетарной политики.

Значение теста $\chi^2 = 0,95874$ с $p\text{-value} = 0,6223$, нулевая гипотеза не отвергается, а значит, изменение ключевой ставки не оказывает мгновенного эффекта и экономическая динамика требует времени для адаптации к изменениям ключевой ставки.

Теперь таким же образом проверим, целесообразно ли использовать данные о величине инфляции для прогнозирования значения ключевой ставки и разрыва выпуска:

```
$Granger
Granger causality H0: INFL do not Granger-cause KEY_RATE GAP
data:  VAR object var_model
F-Test = 1.2136, df1 = 4, df2 = 309, p-value = 0.305
$Instant
H0: No instantaneous causality between: INFL and KEY_RATE GAP
data:  VAR object var_model
Chi-squared = 0.99083, df = 2, p-value = 0.6093
```

Значение теста $F = 1,2136$ не позволяет отвергнуть нулевую гипотезу, а значит, инфляция не является причинной переменной для ключевой ставки и разрыва выпуска в смысле Грейнджера. Влияние инфляции на разрыв выпуска через другие механизмы может быть слабым или несущественным в данной модели.

Значение критерия χ^2 позволяет сделать вывод и об отсутствии мгновенной причинности.

Результаты оценки причинности по Грейнджеру для разрыва выпуска приведены ниже:

```
$Granger
Granger causality H0: GAP do not Granger-cause INFL KEY_RATE
data:  VAR object var_model
F-Test = 2.9597, df1 = 4, df2 = 309, p-value = 0.02011
$Instant
H0: No instantaneous causality between: GAP and INFL KEY_RATE
data:  VAR object var_model
Chi-squared = 1.8852, df = 2, p-value = 0.3896
```

Высокое значение F-критерия и $p\text{-value} = 0,02011$ позволяет отвергнуть нулевую гипотезу на уровне значимости 0,05. Это означает, что разрыв выпуска является причинной переменной для инфляции и ключевой ставки в смысле Грейнджера. Разрыв выпуска может влиять на инфляцию через ме-

ханизмы спроса и предложения, а Центральный банк, реагируя на такие изменения, может корректировать ключевую ставку. Этот результат согласуется с экономической теорией (например, кривой Филлипса). Нулевая гипотеза о мгновенной причинности не отвергается, а значит, разрыв выпуска влияет на инфляцию и ключевую ставку с временным лагом, но не мгновенно.

Эти результаты подтверждают важную роль разрыва выпуска как долгосрочного фактора, влияющего на инфляцию и монетарную политику, но при этом подчеркивают отсутствие немедленных эффектов.

Объединяя результаты расчетов по VAR-модели и выводы о наличии причинности по Грейнджеру, можно сделать вывод о высокой вероятности эффекта обратной казуальности, что подтверждается:

- сильным лаговым влиянием ключевой ставки на инфляцию и незначительностью лаговых значений инфляции в соответствующих уравнениях модели VAR;

- наличием статистически значимой причинности по Грейнджеру «ключевая ставка → инфляция» без доказательств обратного влияния «инфляция → ключевая ставка»;

- отсутствием мгновенной зависимости, что указывает на лаговую природу взаимодействий;

- типичной практикой центральных банков, ориентирующихся на прогнозы инфляции.

Лучший способ подтвердить или опровергнуть гипотезу об ожиданиях центрального банка – использовать данные об ожидаемой инфляции, что выходит за рамки настоящего исследования.

Для изучения того, как шоки или импульсы одной переменной влияют на другие переменные в моделях VAR или VECM, используются функции импульсного отклика (IRF). Функция импульсного отклика направлена на отслеживание шока в одну единицу или одно стандартное отклонение эндогенной переменной и его влияние на все эндогенные переменные в VAR или VECM, сохраняя все остальные переменные и шоки постоянными. Функции импульсного отклика являются наиболее важным приложением моделей VAR и VECM. Они полезны для понимания динамического поведения переменных в системе. Кроме того, IRF являются важными инструментами для прогнозирования последствий импульсов/шоков.

Применительно к изучаемой модели VAR с инфляцией, ключевой ставкой и разрывом выпуска в качестве эндогенных переменных с помощью функций импульсного отклика можно проанализировать, как шоки в этих переменных влияют на них в разные периоды времени. Для оценки IRF можно использовать функцию `irf` из пакета `tsDyn`. Сгенерируем IRF для оценки влияния шоков ключевой ставки на уровень инфляции и построим ее график (рис. 4).

На графике видно, что инфляция довольно сильно реагирует на шок ключевой ставки с небольшим лагом по времени примерно в 2 месяца. Положительный шок ключевой ставки приводит сначала к увеличению инфляции,

но примерно через год функция импульсного отклика переходит в отрицательную часть графика. При этом шок от ключевой ставки действует на инфляцию довольно долго – нижняя граница доверительного интервала переходит через ноль примерно через 6 месяцев. Разрыв выпуска на шок ключевой ставки не реагирует.

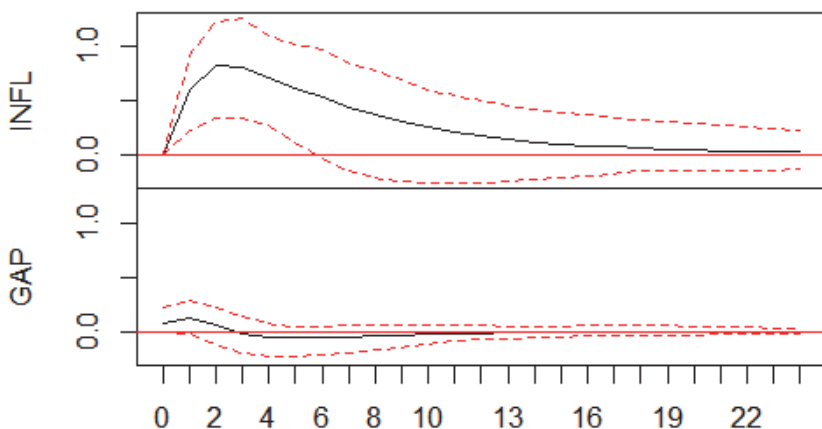


Рис. 4. Влияние шоков ключевой ставки на инфляцию и разрыв выпуска.

Источник: составлено авторами

Теперь с помощью IRF оценим влияние шоков инфляции на ключевую ставку (рис. 5).

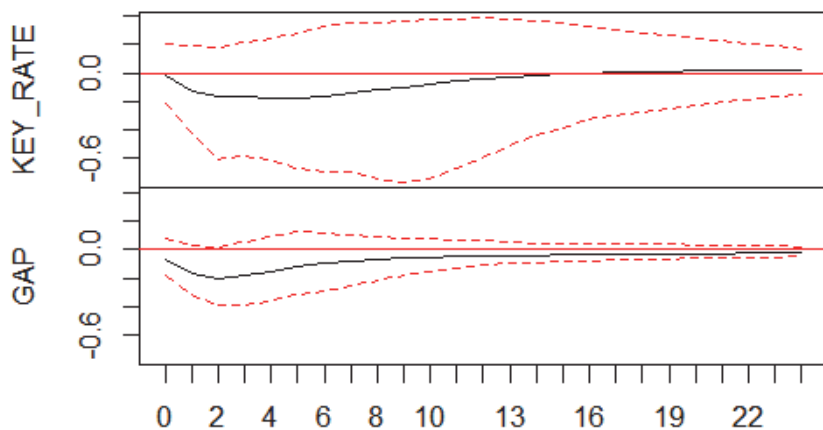


Рис. 5. Влияние шоков инфляции на ключевую ставку и разрыв выпуска.

Источник: составлено авторами

Из анализа графика следует, что доверительные интервалы реакций ключевой ставки и разрыва выпуска на шок инфляции всегда покрывает собой нулевое значение, а значит, можно сделать вывод о том, что инфляция на ключевую ставку и разрыв выпуска влияния не оказывают, что в общем хорошо согласуется с теорией, описывающей механизм воздействия монетарной политики на уровень цен в экономике, и с предыдущими расчетами (рис. 6).

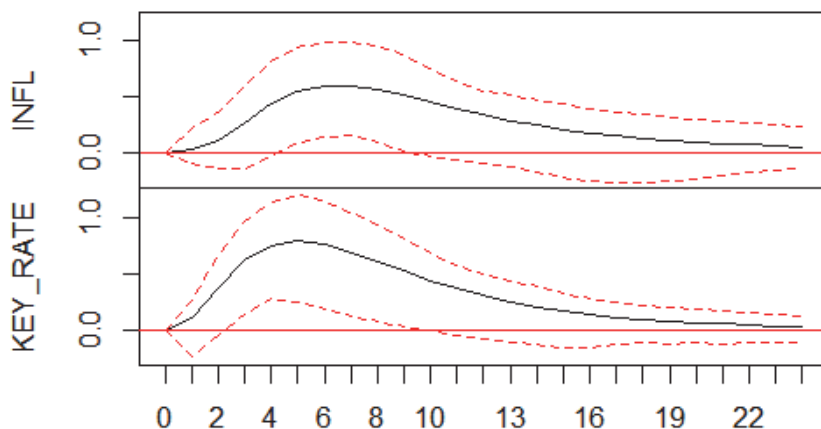


Рис. 6. Влияние шоков разрыва выпуска на инфляцию и на ключевую ставку.

Источник: составлено авторами

Анализ графика IRF шока разрыва выпуска показывает, что он оказывает на инфляцию и ключевую ставку прямое воздействие с небольшим лагом. Положительная реакция достигает пика через 4–6 месяцев, а затем постепенно затухает. Это согласуется с экономической теорией, так как положительный шок в разрыве выпуска (увеличение совокупного спроса) приводит к росту ценового уровня через увеличение инфляционного давления, а положительная реакция ключевой ставки отражает реакцию Центрального банка на увеличение инфляционного давления.

Кроме IRF для анализа влияния шоков переменных в модели VAR можно использовать дисперсионное разложение или разложение дисперсии ошибки прогноза (FEVD). FEVD показывает, какая часть дисперсии ошибки прогноза каждой из переменных может быть объяснена шоком других переменных. Для расчета FEVD можно использовать функцию `fevd` из пакета `vars` (рис. 7).

Анализ факторного разложения дисперсии показал, что каждая из исследуемых переменных имеет свои доминирующие источники изменений. Основным драйвером дисперсии инфляции выступают собственные шоки, что свидетельствует о значительной роли внутренних инфляционных процессов, включая инфляционные ожидания. Для ключевой ставки значительный вклад в объяснение её динамики вносят не только собственные шоки, но также шоки разрыва выпуска, особенно на более длинных горизонтах. Это

соответствует правилу Тейлора, согласно которому Центральный банк корректирует ключевую ставку в зависимости от отклонения выпуска от потенциального уровня. Дисперсия разрыва выпуска преимущественно объясняется его собственными шоками, при этом влияние инфляции и денежно-кредитной политики остается минимальным.

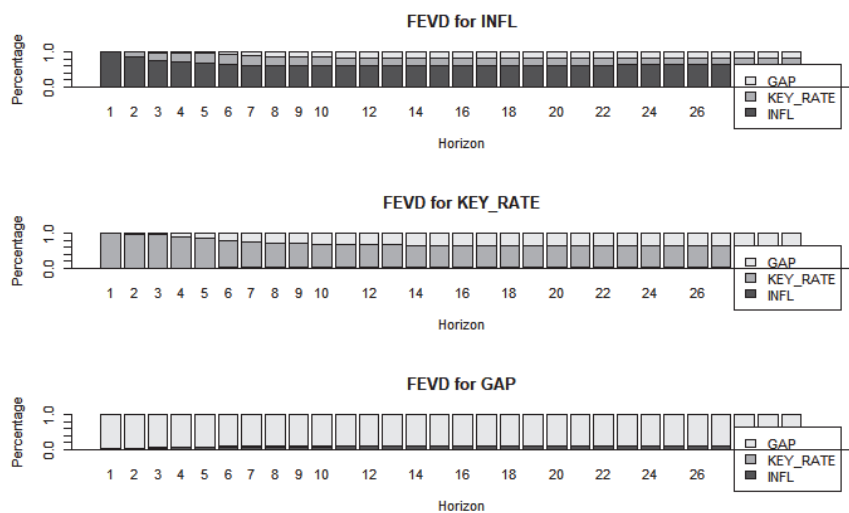


Рис. 7. FEVD инфляции, ключевой ставки и разрыва выпуска.

Источник: составлено авторами

Полученные результаты в целом согласуются с теоретическими представлениями о реакции Центрального банка на макроэкономические изменения. Однако слабое влияние шоков ключевой ставки на инфляцию и разрыв выпуска может свидетельствовать о трудностях в работе трансмиссионного механизма или о чрезмерном упрощении модели.

Заключение

Взаимосвязь между ключевой ставкой, инфляцией и выпуском является одним из фундаментальных вопросов экономики и денежно-кредитной политики, привлекающим внимание исследователей на протяжении десятилетий. Многочисленные исследования стремятся раскрыть эту сложную зависимость, используя различные теоретические модели и эмпирические методы.

Проанализировав проведенные расчеты, можно сделать следующие краткие выводы:

1. Временные ряды ключевой ставки и инфляции являются нестационарными, а точнее – DS-рядами $I(1)$. Разрыв выпуска представлен стационарным рядом $I(0)$.

2. Временные ряды ключевой ставки и инфляции являются коинтегрированными, а значит, на их базе можно строить регрессионные модели, не опасаясь влияния ложной корреляции.

3. Так как рассматриваемые временные ряды имеют один и тот же порядок интегрирования и являются коинтегрированными, то для анализа связи между изучаемыми переменными можно строить VAR-модель для уровней рядов или VECM-модель для разностей уровней, включив разрыв выпуска как экзогенную переменную. Коэффициенты VAR-модели больше описывают краткосрочную связь между переменными, тогда как VECM больше характеризует долгосрочную динамику.

4. Анализ коэффициентов VAR-модели дал основания подозревать наличие эффекта обратной каузальности.

5. Анализ причинности по Грейнджеру показал, что при прогнозировании динамики уровня инфляции и разрыва выпуска целесообразно использовать данные о динамике ключевой ставки. В свою очередь, разрыв выпуска является причинной переменной для инфляции и ключевой ставки в смысле Грейнджера.

6. Совокупность результатов оценки VAR-модели и причинности по Грейнджеру свидетельствует о высокой вероятности эффекта обратной каузальности, что в свою очередь указывает на то, что Центральный банк в своих решениях касательно величины ключевой ставки ориентируется не на фактические, а на ожидаемые значения инфляции.

7. Анализ IRF и FEVD показал, что ключевая ставка оказывает влияние на уровень инфляции, а шок выпуска влияет на ключевую ставку и инфляцию.

Данное явление может быть связано с временными лагами трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики, а также с эффектами инфляционных ожиданий и издержек. Кроме того, это может свидетельствовать о том, что Центральный банк ориентируется не только и не столько на текущие показатели инфляции, сколько на ее прогнозируемую динамику, что создает эффект обратной каузальности в краткосрочной перспективе.

Если Центральный банк принимает решение использовать повышение ключевой ставки для борьбы с инфляцией, он должен учитывать возможное краткосрочное увеличение цен и быть готовым к задержке основного эффекта. Это требует сбалансированного подхода: длительное удержание высокой ключевой ставки может стабилизировать инфляцию, но при этом создаёт риски для экономического роста и занятости. Вместо этого разумным подходом может быть гибкая политика, предполагающая более короткие периоды высокой ставки с учётом ожидаемого временного лага её воздействия. Такой подход позволит минимизировать негативные последствия для других макроэкономических показателей, сохраняя при этом эффективность антиинфляционных мер. Актуальность данных вопросов подчёркивает необходимость дальнейших исследований для уточнения механизмов взаимодействия ключевой ставки и инфляции, а также поиска оптимальной продолжительности её применения.

Проведенное исследование также выявило ограничения VAR- и VECM-моделей при анализе сложных макроэкономических взаимосвязей. Эти модели не позволяют полностью учесть влияние инфляционных ожиданий и их связь с динамикой ключевой ставки, а также затрудняют разделение шоков спроса, предложения и политики. В этом контексте использование

DSGE- и DSGE-VAR-моделей представляется более перспективным подходом. Такие модели обеспечивают структурную интерпретацию результатов, включают инфляционные ожидания и позволяют учитывать динамическое поведение агентов, что особенно важно для анализа монетарной политики.

Список источников

1. Кескин О. Набиуллина: жесткая денежно-кредитная политика – не «прихоть» ЦБ РФ, а «неизбежная реакция». URL: <https://www.aa.com.tr/ru/%D0%BC%D0%B8%D1%80/%D0%BD%D0%B0%D0%B1%D0%B8%D1%83%D0%BB%D0%BB%D0%B8%D0%BD%D0%B0-%D0%B6%D0%B5%D1%81%D1%82%D0%BA%D0%B0%D1%8F-%D0%B4%D0%B5%D0%BD%D0%B5%D0%B6%D0%BD%D0%BE-%D0%BA%D1%80%D0%B5%D0%B4%D0%B8%D1%82%D0%BD%D0%B0%D1%8F-%D0%BF%D0%BE%D0%BB%D0%B8%D1%82%D0%B8%D0%BA%D0%B0-%D0%BD%D0%B5-%D0%BF%D1%80%D0%B8%D1%85%D0%BE%D1%82%D1%8C-%D1%86%D0%B1-%D1%80%D1%84-%D0%B0-%D0%BD%D0%B5%D0%B8%D0%B7%D0%B1%D0%B5%D0%B6%D0%BD%D0%B0%D1%8F-%D1%80%D0%B5%D0%B0%D0%BA%D1%86%D0%B8%D1%8F-/3380218>
2. Катасонов В.Ю. Долговая петля мировой экономики. Серия финансовые хроники профессора Катасонова. Вып. 29. М.: Книжный мир, 2024. 655 с.
3. Романова А.В., Күрушина Д.Е. Анализ влияния ключевой ставки на инфляцию // Симбирский научный вестник. 2018. № 4 (34). С. 50–53.
4. Скларов И.Ю., Скларова Ю.М., Латышева Л.А. Ключевая ставка как основной инструмент денежно-кредитной политики Банка России // Экономика и управление: проблемы, решения. 2021. Т. 3, № 4 (112). С. 116–121. doi: 10.36871/ek.up.r.2021.04.03.016
5. Пильник Н.П., Поспелов И.Г., Радионов С.А. О пределах влияния ключевой ставки Банка России на показатели российской банковской системы // Проблемы прогнозирования. 2020. № 2 (179). С. 137–147.
6. Афанасьева О.Н. Влияние ключевой ставки Банка России на инфляцию // Экономика. Бизнес. Банки. 2019. № 9 (35). С. 29–38.
7. Дружинин Н.Л., Попова М.И., Марьяненко В.П. Повышенная ключевая ставка как фактор принятия инвестиционных и финансовых решений // Вестник Алтайской академии экономики и права. 2024. № 4. С. 401–407. doi: 10.17513/vaael.3438
8. Алехин Б.И. Межрегиональные различия в инфляции в свете теории Экли // Финансовый журнал. 2023. Т. 15, № 1. С. 8–25. doi: 10.31107/2075-1990-2023-1-8-25
9. Gürkaynak R.S., Kısacıkoglu B., Lee S.S. Exchange rate and inflation under weak monetary policy: Turkey verifies theory // Economic Policy. 2023. Vol. 38, № 115. P. 519–560. <https://doi.org/10.1093/epolic/eiad020>
10. Середя С.Н., Середя А.С. Ключевая ставка как регулятор инфляции в условиях санкций // Первый экономический журнал. 2023. № 6 (336). С. 148–154. doi: 10.58551/20728115_2023_6_148
11. Фокин Н., Полбин А. VAR-LASSO модель для прогнозирования ключевых макроэкономических показателей России // Деньги и кредит. 2019. № 2. С. 67–93. doi: 10.31477/gjmf.201902.67
12. Рудаковский Я. Сравнение точности прогнозов между BVAR- и VAR-моделями по ключевым макроэкономическим показателям Беларуси // Банковский вестник. 2023. № 5 (718). С. 52–63.
13. Бекарева С.В., Мельтенисова Е.Н., Ибрагимов Н.М., Пономарева К.К. Влияние монетарной политики на динамику фондовых рынков стран БРИКС // Казанский экономический вестник. 2020. № 4 (48). С. 100–107.

14. Акылбеков А.А., Сейткадиева А.М., Кенжалина Ж.Ш. Применение векторных авторегрессий для прогнозирования денежно-кредитной политики // *Central Asian Economic Review*. 2023. № 3 (150). P. 54–69. doi: 10.52821/2789-4401-2023-3-54-69
15. Chowdhury A., Ratna T.S., Akhter T., Hossain S.F.A. Rise of inflation and formation of interest rate on loans in industrial sector: A VECM approach to assess the impact on total industrial production from evidence of Bangladesh // *Heliyon*. 2024. Vol. 10, № 3. doi: 10.1016/j.heliyon.2024.e24976
16. Utonga D., Ndoweke B.N. The Impact of Financial Development on Inflation in Tanzania: Empirical Evidence from the VECM Approach // *American Journal of Economics and Business Innovation*. 2023. Vol. 2, № 2. P. 64–73. doi: 10.54536/ajebi.v2i2.1648
17. Koterwa J., Kycia H., Czapkiewicz A. The relationship between the inflation rate and the unemployment rate in Poland and their long-term associations with selected macroeconomic variables // *Managerial Economics*. 2023. Vol. 24, № 2. P. 165. doi: 10.7494/manage.2023.2.2.165
18. Adewole A.I. Econometric modelling of Nigeria economic growth: A VECM and impulse response functions // *Science World Journal*. 2023. Vol. 18, № 3. P. 429–437. doi: 10.4314/swj.v18i3.16
19. Pfaff B. Analysis of integrated and cointegrated time series with R. Springer Science & Business Media, 2008. 210 p.
20. Elder J., Kennedy P.E. Testing for unit roots: What should students be taught? // *Journal of Economic Education*. 2001. Vol. 32, № 2. P. 137–146. doi: 10.1080/00220480109595179

References

1. Keskin, O. (n.d.) *Nabiullina: zhestkaya denezhno-kreditnaya politika – ne "prikhot" TsB RF, a "neizbezhnaya reaktsiya"* [Nabiullina: Tight Monetary Policy Is Not a "Whim" of the Central Bank of Russia, But an "Inevitable Reaction"]. [Online] Available from: <https://www.aa.com.tr/ru/%D0%BC%D0%B8%D1%80/%D0%BD%D0%B0%D0%B1%D0%B8%D1%83%D0%BB%D0%BB%D0%B8%D0%BD%D0%B0%D0%B6%D0%B5%D1%81%D1%82%D0%BA%D0%B0%D1%8F-%D0%B4%D0%B5%D0%BD%D0%B5%D0%B6%D0%BD%D0%BE-%D0%BA%D1%80%D0%B5%D0%B4%D0%B8%D1%82%D0%BD%D0%B0%D1%8F-%D0%BF%D0%BE%D0%BB%D0%B8%D1%82%D0%B8%D0%BA%D0%B0-%D0%BD%D0%B5-%D0%BF%D1%80%D0%B8%D1%85%D0%BE%D1%82%D1%8C-%D1%86%D0%B1-%D1%80%D1%84-%D0%B0-%D0%BD%D0%B5%D0%B8%D0%B7%D0%B1%D0%B5%D0%B6%D0%BD%D0%B0%D1%8F-%D1%80%D0%B5%D0%B0%D0%BA%D1%86%D0%B8%D1%8F-/3380218>
2. Katasonov, V. Yu. (2024) *Dolgovaya petlya mirovoy ekonomiki* [The Debt Noose of the World Economy]. Seriya finansovye khroniki professora Katasonova [Financial Chronicles by Professor Katasonov Series], Vol. 29. Moscow: Knizhnyy mir.
3. Romanova, A.V. & Kurushina, D.E. (2018) Analiz vliianiia klyuchevoy stavki na inflyatsiyu [Analysis of the Impact of the Key Rate on Inflation]. *Simbirskiy nauchnyy vestnik*. 4 (34). pp. 50–53.
4. Sklyarov, I.Yu., Sklyarova, Yu.M. & Latysheva, L.A. (2021) Klyuchevaya stavka kak osnovnoy instrument denezhno-kreditnoy politiki Banka Rossii [The Key Rate as the Main Instrument of the Bank of Russia's Monetary Policy]. *Ekonomika i upravlenie: problemy, resheniya*. 3 (4). pp. 116–121. doi: 10.36871/ek.up.p.r.2021.04.03.016
5. Pilnik, N.P., Pospelov, I.G. & Radionov, S.A. (2020) O predelakh vliyaniya klyuchevoy stavki Banka Rossii na pokazateli rossiiskoy bankovskoy sistemy [On the Limits of the Influence of the Bank of Russia's Key Rate on Indicators of the Russian Banking System]. *Problemy prognozirovaniya*. 2 (179). pp. 137–147.
6. Afanas'eva, O.N. (2019) Vliyanie klyuchevoy stavki Banka Rossii na inflyatsiyu [The Impact of the Bank of Russia's Key Rate on Inflation]. *Ekonomika. Biznes. Banki*. 9 (35). pp. 29–38.

7. Druzhinin, N.L., Popova, M.I. & Marianenko, V.P. (2024) Povyshennaya klyuchevaya stavka kak faktor prinyatiya investitsionnykh i finansovykh resheniy [The Increased Key Rate as a Factor in Investment and Financial Decision-Making]. *Vestnik Altaiskoy akademii ekonomiki i prava*. 4. pp. 401–407. doi: 10.17513/vaael.3438
8. Alekhin, B.I. (2023) Mezhhregional'nye razlichiya v inflyatsii v svete teorii Ekli [Interregional Differences in Inflation through the Prism of Ackley's Theory]. *Finansovyy zhurnal*. 15 (1). pp. 8–25. doi: 10.31107/2075-1990-2023-1-8-25
9. Gürkaynak, R.S., Kısacıkoglu, B. & Lee, S.S. (2023) Exchange rate and inflation under weak monetary policy: Turkey verifies theory. *Economic Policy*. 38 (115). pp. 519–560. doi: 10.1093/epolic/eiad020
10. Sereda, S.N. & Sereda, A.S. (2023) Klyuchevaya stavka kak regulyator inflyatsii v usloviyakh sanktsiy [The Key Rate as an Inflation Regulator Under Sanctions]. *Pervyy ekonomicheskii zhurnal*. 6 (336). pp. 148–154. doi: 10.58551/20728115_2023_6_148
11. Fokin, N. & Polbin, A. (2019) VAR-LASSO model' dlia prognozirovaniia klyuchevykh makroekonomicheskikh pokazateley Rossii [VAR-LASSO Model for Forecasting Russia's Key Macroeconomic Indicators]. *Den'gi i kredit*. 2. pp. 67–93. doi: 10.31477/rjmf.201902.67
12. Rudakovskii, Ya. (2023) Svravnenie tochnosti prognozov mezhdru BVAR- i VAR-modeliami po klyuchevym makroekonomicheskim pokazateliam Belarusi [Accuracy Comparison of BVAR and VAR Models for Belarus' Key Macroeconomic Indicators]. *Bankovskiy vestnik*. 5 (718). pp. 52–63.
13. Bekareva, S.V., Meltenisova, E.N., Ibragimov, N.M. & Ponomareva, K.K. (2020) Vliyanie monetarnoy politiki na dinamiku fondovykh rynkov stran BRIKS [Impact of Monetary Policy on Stock Market Dynamics in BRICS Countries]. *Kazanskiy ekonomicheskii vestnik*. 4 (48). pp. 100–107.
14. Akylbekov, A.A., Seitkazieva, A.M. & Kenzhalina, Zh.Sh. (2023) Primenenie vektornykh avtoregressiy dlia prognozirovaniya denezhno-kreditnoy politiki [Application of Vector Autoregressions for Monetary Policy Forecasting]. *Central Asian Economic Review*. 3 (150). pp. 54–69. doi: 10.52821/2789-4401-2023-3-54-69
15. Chowdhury, A., Ratna, T.S., Akhter, T. & Hossain, S.F.A. (2024) Rise of inflation and formation of interest rate on loans in industrial sector: A VECM approach to assess the impact on total industrial production from evidence of Bangladesh. *Heliyon*. 10 (3). doi: 10.1016/j.heliyon.2024.e24976
16. Utonga, D. & Ndoweka, B.N. (2023) The Impact of Financial Development on Inflation in Tanzania: Empirical Evidence from the VECM Approach. *American Journal of Economics and Business Innovation*. 2 (2). pp. 64–73. doi: 10.54536/ajebi.v2i2.1648
17. Koterwa, J., Kycia, H. & Czapkiewicz, A. (2023) The relationship between the inflation rate and the unemployment rate in Poland and their long-term associations with selected macroeconomic variables. *Managerial Economics*. 24 (2). pp. 165–165. doi: 10.7494/manage.2023.24.2.165
18. Adewole, A.I. (2023) Econometric modelling of Nigeria economic growth: A VECM and impulse response functions. *Science World Journal*. 18 (3). pp. 429–437. doi: 10.4314/swj.v18i3.16
19. Pfaff, B. (2008) *Analysis of integrated and cointegrated time series with R*. New York: Springer Science & Business Media.
20. Elder, J. & Kennedy, P.E. (2001) Testing for unit roots: What should students be taught? *Journal of Economic Education*. 32 (2). pp. 137–146. doi: 10.1080/00220480109595179

Информация об авторах:

Золотарёв А.А. – кандидат экономических наук, доцент, заведующий отделением дистанционного образования, доцент кафедры продюсирования и экономики, Санкт-Петербургский государственный институт кино и телевидения (Санкт-Петербург, Россия); доцент кафедры международных финансов и бухгалтерского учета, Санкт-Петербургский университет технологий управления и экономики (Санкт-Петербург, Россия).

E-mail: aleksey.zolotarev@gmail.com. Scopus Author ID: 57219611259. ORCID: 0009-0004-9251-7740.

Румянцева А.Ю. – кандидат экономических наук, доцент, проректор по науке и международной деятельности, доцент кафедры международных финансов и бухгалтерского учета, Санкт-Петербургский университет технологий управления и экономики (Санкт-Петербург, Россия). E-mail: post_graduate@mail.ru. Scopus Author ID: 57201183232. ORCID: 0000-0001-7279-5306.

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Information about the authors:

A.A. Zolotarev, Cand. Sci. (Economics), docent, head of the Distance Education Department, associate professor at the Department of Production and Economics, St. Petersburg State University of Film and Television (St. Petersburg, Russian Federation); associate professor at the Department of International Finance and Accounting, St. Petersburg University of Management Technologies and Economics (St. Petersburg, Russian Federation). E-mail: aleksey.zolotarev@gmail.com. Scopus Author ID: 57219611259. ORCID: 0009-0004-9251-7740.

A.Yu. Rumyantseva, Cand. Sci. (Economics), docent, Vice-Rector for Research and International Affairs, associate professor of the Department of International Finance and Accounting, St. Petersburg University of Management Technologies and Economics (St. Petersburg, Russian Federation). E-mail: post_graduate@mail.ru. Scopus Author ID: 57201183232. ORCID: 0000-0001-7279-5306.

The authors declare no conflicts of interests.

*Статья поступила в редакцию 04.02.2024;
одобрена после рецензирования 25.04.2025; принята к публикации 30.05.2025.*

*The article was submitted 04.02.2024;
approved after reviewing 25.04.2025; accepted for publication 30.05.2025.*