

Прикладная эконометрика, 2025, т. 77, с. 25–45.

Applied Econometrics, 2025, v. 77, pp. 25–45.

DOI: 10.22394/1993-7601-2025-77-25-45

В.А. Банникова, С.И. Колесник¹

Оценка предсказуемости изменений рыночных процентных ставок в дни публикации пресс-релизов Банка России

В исследовании предлагается новый подход к идентификации монетарных шоков для российской экономики. В отличие от существующих отечественных работ, применяющих высокочастотные данные, представленный метод базируется на более четком определении шока денежно-кредитной политики. В новой идентификации в явном виде учитывается непредсказуемость монетарного шока на основе прошлой информации, а именно опубликованных макроэкономических прогнозов. Используется инструментальный подход, поскольку прогнозы регулятора, как правило, учитывают текущее решение по ключевой ставке и сильно коррелируют с прогнозами аналитиков, доступными в момент выхода пресс-релиза Банка России. Эконометрические оценки импульсных откликов макроэкономических переменных показывают, что традиционное регулирование ключевой ставки вместе с публикацией Центральным банком среднесрочных экономических прогнозов оказывают статистически значимое сдерживающее влияние на инфляцию и экономическую активность.

Ключевые слова: шок ДКП; монетарные сюрпризы; высокочастотный подход; предсказуемость; прогнозы ЦБ.

JEL classification: E52; G14; C22; C23.

1. Введение

Вопрос корректной идентификации монетарных шоков остается одной из ключевых задач эмпирических исследований. Современные исследования на российских ежедневных финансовых данных показывают, что высокочастотный подход позволяет получить оценки нескольких шоков денежно-кредитной политики (ДКП), объясняющих динамику макроэкономических переменных: шока ключевой ставки и прочих коммуникаций ЦБ. Данная область исследований развилась не так давно, и в настоящее время у нее существует много перспективных направлений. Особенно актуальной видится эта тема для экономик с формирующимися рынками, где центральные банки активно проводят информационную политику, а финансовые рынки недостаточно ликвидны, подвержены высоким уровням шума и неопределенности.

¹ Банникова Виктория Алексеевна — МГУ им. М.В. Ломоносова; РАНХиГС; yan.nika.dex@yandex.ru.
Колесник Софья Игоревна — МГУ им. М.В. Ломоносова; ИЭП; kolesnik.sophie@gmail.com.

В данном исследовании предлагается новый подход, улучшающий идентификацию монетарных шоков путем более точного выделения непредсказуемой компоненты изменения цен на финансовые активы в день заявления Банка России относительно решений по ДКП. Судя по полученным результатам моделирования эффектов ДКП, это позволяет не только корректнее оценить влияние монетарной политики, но и устранить так называемую «загадку цен», нередко возникающую в расчетах на российских данных. Таким образом, в отличие от предыдущих исследований, настоящая работа фокусируется на использовании нарративного (т.е. учитывающего прогнозную информацию относительно будущей динамики) подхода в сочетании с высокочастотным, что дает более надежные оценки монетарных сюрпризов.

В работе предлагается новый инструментальный подход, направленный на решение проблемы предсказуемости изменений рыночных процентных ставок в дни решений Банка России. Путем применения прогнозов аналитиков как инструментальных переменных для прогнозов ЦБ строится модель, позволяющая использовать официальные прогнозы регулятора в качестве объясняющих переменных для изменений кратчайшей ставки (например, средневзвешенной ставки овернайт по необеспеченным межбанковским кредитам), служащей ориентиром для ДКП.

Полученные результаты показывают, что использование модели байесовских локальных проекций (BLP) для оценки импульсных откликов на монетарные сюрпризы приводит к более согласованной динамике макроэкономических переменных, чем традиционные методы. В частности, BLP позволяет избежать загадок цен и экономической активности, выявленных в предыдущих исследованиях, демонстрируя более стабильные и предсказуемые результаты в ответ на шоки ДКП. Это подчеркивает важность учета ожиданий регулятора и информационной асимметрии между участниками рынка и ЦБ с помощью прогнозных данных в анализе монетарной политики.

Статья организована следующим образом. В разделе 2 приводится обзор литературы и теоретических основ идентификации монетарных шоков. Раздел 3 описывает используемые данные и методологию исследования. В разделе 4 представлены результаты эмпирического анализа предсказуемости монетарных сюрпризов. Раздел 5 обсуждает импульсные отклики, полученные с помощью моделей BLP и BVAR. В заключении сформулированы основные выводы.

2. Обзор литературы

Обобщенное правило Тейлора (1) демонстрирует, что изменение ключевой процентной ставки может быть как систематическим, обусловленным реакцией регулятора на изменения экономической конъюнктуры в соответствии с определенным правилом, так и несистематическим, представляющим собой монетарный шок, т.е. отклонение от установленного монетарного правила:

$$i_t = f(\Omega_t) + m_t, \quad (1)$$

где i_t — ключевая ставка, принятая ЦБ в день t ; $f(\cdot)$ — функция реакции ЦБ (монетарное правило); Ω_t — информационное множество ЦБ, т.е. вся информация, которой обладает регулятор к моменту принятия решения по ДКП в день t ; m_t — отклонение от существующего монетарного правила.

Согласно теории, если ЦБ проводит прозрачную политику и все агенты рациональны, то ожидаемая ДКП приводит к изменению ожиданий и инфляции, но не должна влиять на выпуск даже при условии жестких цен. Поэтому идентификация монетарного шока всегда связана с необходимостью выделения неожиданной, т.е. несистематической составляющей, способной повлиять на реальные макроэкономические показатели.

В идеальном мире, где отсутствует асимметрия информации между ЦБ и остальными экономическими агентами, неожиданное изменение ключевой ставки (Δi_t) в точности отражает отклонение от монетарного правила (m_t), т.е. шок ДКП:

$$\Delta i_t = m_t. \quad (2)$$

В таком случае для эмпирической оценки m_t не важно, на каком информационном множестве фокусируется исследователь: участников финансового рынка или регулятора (Miranda-Agrippino, Ricco, 2021). Оценка m_t с точки зрения информационного множества участников финансового рынка реализована в высокочастотном² подходе, где монетарный шок аппроксимируется монетарными сюрпризами — изменением цен на финансовые активы в узком временном окне вокруг даты объявления решений по ДКП. Считается, что цены на финансовые активы мгновенно абсорбируют новую информацию, и рассмотрение небольшого временного промежутка гарантирует, что единственная причина изменения цен — это решение по ДКП. Альтернативный подход — нарративный³, где учитывается информационное множество регулятора и применяются исторические данные официальных документов, использовавшихся при принятии решения по ДКП. В рамках нарративного подхода неожиданное изменение ключевой ставки находится как остаток из регрессии фактической ключевой ставки, например, на внутренние прогнозы регулятора.

Однако в условиях информационной асимметрии причин неожиданных изменений процентных ставок становится больше: возникают различия между реакцией ЦБ на макроэкономические изменения в действительности и с точки зрения участников финансового рынка. Тогда неожиданное изменение ключевой ставки Δi_t связано не только с отклонением от монетарного правила, но и с систематической реакцией ЦБ в ответ на макроэкономические изменения:

$$\Delta i_t = \Delta f(X_t) + m_t, \quad (3)$$

$$i_t - E_{t-1}[i_t | \Omega_{t-1}, f_{t-1}] = f_t(\Omega_t) - E_{t-1}[f_t(\Omega_t) | \Omega_{t-1}, f_{t-1}] + m_t. \quad (4)$$

В таком случае чисто нарративный подход не позволит оценить неожиданное с точки зрения финансовых рынков изменение ключевой ставки из-за несовпадения информационных множеств, а высокочастотный подход, хотя и дает оценку Δi_t , не оставляет возможности идентифицировать шок ДКП (m_t). Слагаемое $f_t(\Omega_t) - E_{t-1}[f_t(\Omega_t) | \Omega_{t-1}, f_{t-1}]$ часто называют информационным шоком, который возникает, например, из-за информационного преимущества ЦБ (различие в Ω) (Romer, Romer, 2004) или из-за систематической ошибки инвесторов в оценке функции реакции ЦБ (различие в f) (Bauer, Swanson, 2023).

Разделение информационного и монетарного шоков имеет практическую ценность, когда коммуникационный эффект противоположен монетарному. В частности, информационный

² См. такие статьи по высокочастотному подходу, как (Kuttner, 2001; Gürkaynak et al., 2005).

³ См. (Romer, Romer, 2000; Miranda-Agrippino, Ricco, 2021).

шок способен привести к снижению инфляции в условиях смягчения ДКП. Например, Jarociński, Karadi (2020) связывают информационный шок с позитивными новостями о состоянии финансового сектора, которые ведут к росту экономической активности за счет роста цен акций, облегчения кредитных условий, и сопровождаются ответным ужесточением ДКП. Тогда использование зашумленной оценки монетарного шока (не отделенного от информационного шока) дает ложное представление о возможностях ЦБ достижения цели по инфляции.

В научной литературе представлены разнообразные способы отделения информационного шока от монетарного, например, путем наложения знаковых ограничений (Andrade, Ferroni, 2021; Jarociński, Karadi, 2020), учета гетероскедастичности (Bu et al., 2021) или через сочетание высокочастотного подхода с нарративным (Miranda-Agrippino, Ricco, 2021; Bauer, Swanson, 2023).

В данном исследовании будет уделено особое внимание именно нарративному подходу в силу его важных характеристик. Во-первых, можно напрямую учесть, что, принимая решение по ключевой ставке, ЦБ опирается на свои прогнозы по макроэкономическим переменным. В то же время это сопряжено с проблемой эндогенности регрессора, когда прогнозы учитывают текущее решение по ставке. Для ФРС такой проблемы нет, поскольку используются прогнозы Зеленой книги, которые публикуются с пятилетним лагом (Romer, Romer, 2004; Miranda-Agrippino, Ricco, 2021; Hoesch et al., 2023). В случае Банка Англии до 2015 г. публикация решения по ДКП и квартальных прогнозов относительно будущей экономической ситуации происходили в разные моменты времени, что позволило использовать прогнозы в качестве экзогенных регрессоров для объяснения изменения ставки. Для использования большего числа наблюдений Cloyne, Hürtgen (2016) обращаются к разным источникам, в том числе к прогнозам ЦБ, отражающим ожидания рынка накануне заседания, и более ранним прогнозам аналитиков Национального института экономических и социальных исследований (NIESR), уже сформировавшимся к моменту пресс-релиза ЦБ. Для Банка России публикация решения по ДКП и прогнозов, уже учитывающих принятое решение, происходит одновременно, и в данной статье предлагается новый инструментальный метод решения этой проблемы. Во-вторых, в нарративном подходе используются данные реального времени, на которые опирается регулятор при принятии решений, вместо пересмотренных данных, что дает большую устойчивость к критике (Orphanides, 2001, 2003; Molodtsova et al., 2008), согласно которой оценки шока ДКП на своевременных и пересмотренных данных существенно различаются.

Важно отметить, что, независимо от выбранного подхода к отделению монетарного шока от информационного, авторы используют изменения финансовых инструментов в узком окне вокруг даты публикации решения по ДКП как оценку неожиданной политики ЦБ (Δi_t). При этом чаще изучаются развитые страны, чьи центральные банки более предсказуемые, а финансовые рынки высоколиквидные, в отличие от стран с формирующимися рынками. И даже в таких условиях поднимается проблема предсказуемости тех временных рядов, которые авторы ассоциируют с неожиданным изменением процентных ставок. Например, в работе (Andrade, Ferroni, 2021) демонстрируется, что найденный монетарный шок, связанный с изменением текущей процентной ставки ЕЦБ, коррелирует с прогнозами регулятора. Аналогично, оценки по США, полученные с помощью высокочастотного подхода, также противоречат определению монетарных сюрпризов, согласно которому они не могут быть предсказаны на основе прошлой информации (Miranda-Agrippino, Ricco, 2021).

Область исследований, использующих высокочастотный подход на российских данных, только начинает развиваться. Исследователи вынуждены работать с короткими временными рядами и полагаться на дневные изменения финансовых активов вместо более узких временных интервалов, что затрудняет идентификацию действительно неожиданных изменений на рынке.

В работе Банниковой и Пестовой (2021) не происходит отделения монетарного шока от информационного, и обнаруживается проблема «загадки цен». В исследовании Абрамова и др. (2022) делается акцент на многомерности решений по ДКП, однако авторы отмечают, что дневные данные могут содержать фоновый шум, что усложняет обоснование предположения об «исключающем ограничении». В исследовании Евстигнеевой и др. (2022) анализируется влияние коммуникации и информационных факторов на предсказуемость решений Банка России по ключевой ставке. Авторы отмечают, что их «монетарные сюрпризы» объясняются асимметрией в восприятии информации между центральным банком и рынком, а также вербальными интервенциями и различиями в интерпретации макроэкономических показателей. Это свидетельствует о том, что на российских данных крайне важной является грамотная идентификация монетарных сюрпризов, т.е. выделение непредсказуемой компоненты в изменениях цен на финансовые активы.

В настоящей работе предложен подход к оценке связи изменения процентной ставки и среднесрочного прогноза ЦБ, учитывающего текущее решение по ДКП и публикуемого вместе с пресс-релизом по ключевой ставке. Насколько известно авторам, это первая работа, использующая инструментальные переменные для решения проблемы эндогенности при использовании прогнозов Банка России в объяснении динамики процентной ставки в день решения по ДКП.

3. Эмпирическая стратегия

В основе данной работы лежит нарративный подход (Romer, Romer, 2004), где прогнозы Центрального банка используются для выделения неожиданных изменений ставки по федеральным фондам, что согласуется с определением монетарного шока. Однако с целью более корректной идентификации на дневных данных, в текущем исследовании рассматривается модификация модели (Miranda-Agrippino, Ricco, 2021):

$$\Delta_t^{mps} = \alpha + \sum_{k=1}^p \beta_k \Delta_{t-k}^{mps} + \sum_{h=0}^q \gamma' F_{t,h}^{cb} + \sum_{h=0}^q \delta' (F_{t,h}^{cb} - F_{t-1,h}^{cb}) + m_t. \quad (5)$$

В качестве зависимой переменной выступает изменение краткосрочной рыночной ставки (Δ_t^{mps}), данные по которой доступны на дневной частоте. Индекс t относится к событию «публикация пресс-релизов Банка России по ключевой ставке». Вектор $(\alpha, \beta', \gamma', \delta')$ содержит все оцениваемые коэффициенты модели. Вектор $F_{t,h}^{cb}$ включает прогнозы Центрального банка, опубликованные в пресс-релизе t , на текущий год публикации (при $h = 0$) или на h лет вперед; вектор $(F_{t,h}^{cb} - F_{t-1,h}^{cb})$ включает пересмотры Центральным банком своих прогнозов. В качестве контрольных переменных могут быть добавлены лаги зависимой переменной.

Остаток модели, обозначаемый как m_t , по определению трактуется как чистый монетарный шок (Romer, Romer, 2004; Miranda-Agrippino, Ricco, 2021). Однако его идентификация представляет собой нетривиальную задачу из-за необходимости соблюдения предпосылки об экзогенности всех объясняющих переменных в регрессии. Другими словами, прогнозы Центрального банка и их последующие корректировки должны отражать информационное множество ЦБ на момент публикации пресс-релиза, и в то же время не должны учитывать текущее решение по денежно-кредитной политике.

В действительности прогноз, публикуемый в докладах о ДКП, уже учитывает текущее решение в области монетарной политики. Например, Банк России при принятии решений по ключевой ставке опирается на среднесрочный прогноз инфляции, который формируется в рамках квартальной прогнозной модели (Могилат, 2017). Наиболее наглядный пример — инфляционные прогнозы ЦБ на двухлетний горизонт, которые оказываются заякоренными на уровне целевого ориентира по инфляции.

Следовательно, в уравнении (5) применительно к российским данным возможно смещение оценок коэффициентов из-за эндогенности прогнозов регулятора по причине двусторонней причинно-следственной связи.

Для решения данной проблемы используется подход инструментальных переменных, в качестве которых рассматриваются прогнозы аналитиков, сделанные накануне пресс-релиза CF_t . Такой подход требует выполнения предпосылок о релевантности и экзогенности:

$$E[CF_t \cdot m_t] = 0, \quad (6)$$

$$E[CF_t \cdot F_t] \neq 0. \quad (7)$$

На первом шаге можно оценить регрессии вида:

$$F_{t,h}^{cb}[x_j] = \alpha + \beta' CF_t + \varepsilon_t, \quad (8)$$

$$F_{t,h}^{cb}[x_j] - F_{t-1,h}^{cb}[x_j] = \alpha + \beta' CF_t + \varepsilon_t. \quad (9)$$

Используя предсказанные на первом шаге прогнозы Центрального банка в качестве регрессоров в уравнении второго шага, можно получить состоятельные оценки коэффициентов и корректные остатки модели (5).

4. Данные

4.1. Краткосрочная процентная ставка

Операционной целью ДКП Банка России является поддержание однодневных ставок денежного рынка вблизи ключевой. Эталонной ставкой российского рынка межбанковского кредитования является RUONIA, которая рассчитывается по группе крупнейших банков. Индикатором ожидаемой ставки RUONIA служит показатель ROISfix, который, в отличие от MOSPRIME, не включает кредитный риск. В работе используются данные

по 1-недельной⁴ индикативной ставке ROISfix⁵ по операциям процентного свопа на ставку RUONIA, которые доступны с 15 апреля 2011 г.

В 12:15 по московскому времени в рабочий день расчетный агент получает информацию от контрибьютера, и в 12:30 осуществляется расчет индикатора ROISfix. Для корректного сопоставления значений показателя с пресс-релизами Банка России необходимо следовать следующему правилу: если пресс-релиз дня t публикуется до 12:15, то это событие будет учтено в значении индикативной ставки в тот же день, иначе необходимо обратиться к значению предыдущего дня $t - 1$.

Предложенный подход особенно важен в случае решения по ДКП 15 августа 2023 г. Это заседание стало внеочередным, а решение по нему было опубликовано в 10:30. Однако о заседании стало известно накануне, во второй половине дня 14 августа (около 17 часов). Тем не менее, особенности публикации ставки ROISfix не позволяют учесть анонс, используя стандартную методику расчета сюрпризов на основе дневных изменений финансовых переменных. Таким образом, использование дневных данных, отражающих ожидания относительно процентных ставок, делает необходимым учет ожидаемой компоненты для внеочередных заседаний. 26 мая 2022 г. ЦБ также заранее заявил о внеочередном заседании (примерно в 9:45), при этом публикация решения по ключевой ставке произошла в 10:30 следующего дня. В условиях такой организации времени анонса и пресс-релиза дневное изменение ставки ROISfix в день пресс-релиза учитывает заявление ЦБ о будущем заседании.

Несмотря на сложности учета степени непредвиденности решения на внеочередном заседании, для анализа некоторых подобных монетарных событий подходят дневные данные по индикаторам денежного рынка. В контексте ДКП Банка России есть несколько примеров, когда решения по ключевой ставке принимались в период закрытия Московской биржи, когда данные по финансовым торгам ОФЗ или другими активами недоступны. Это 28 февраля 2022 г., когда торговая активность в фондовой, а также срочной секциях была приостановлена, а также решение о росте ключевой ставки до 17%, которое было принято Банком России в ночь на 16 декабря 2014 г. Преимущество ставок ROISfix в том, что имеются все необходимые наблюдения для оценки процентного сюрприза во время внеочередных собраний Совета директоров Банка России (рис. 1).

За период с января 2014 по декабрь 2023 г. было проведено 85 заседаний Совета директоров Банка России, из которых 6 дат заседаний не соответствовали заранее определенному календарю решений по ключевой ставке. Таблица 1 демонстрирует соотношение величины фактического изменения ключевой ставки после внеочередного заседания и ставки ROISfix в день пресс-релиза. Решение в ночь 16.12.2014 предварялось публикацией доклада о ДКП, в котором были пересмотрены некоторые прогнозы со времени

⁴ 1 неделя — это наименьший срок для ставок ROISfix, что в большей степени соответствует идее об операционной цели ЦБ.

⁵ Расчеты проводит Национальная валютная ассоциация (НВА) согласно «Положению об организации ежедневного фиксинга НВА ставок OIS на базе RUONIA». Контрибьютеры объявляют котировки по сделкам, которые должны отражать уровень цен, по которым участники в момент объявления котировок будут готовы заключить сделки. Тем не менее, заявление о намерениях не накладывает обязательств по заключению торговых сделок. Таким образом, рассматриваемый индикатор отражает ожидаемое среднее геометрическое значение ставки RUONIA в течение определенного периода, в частности, одной недели.

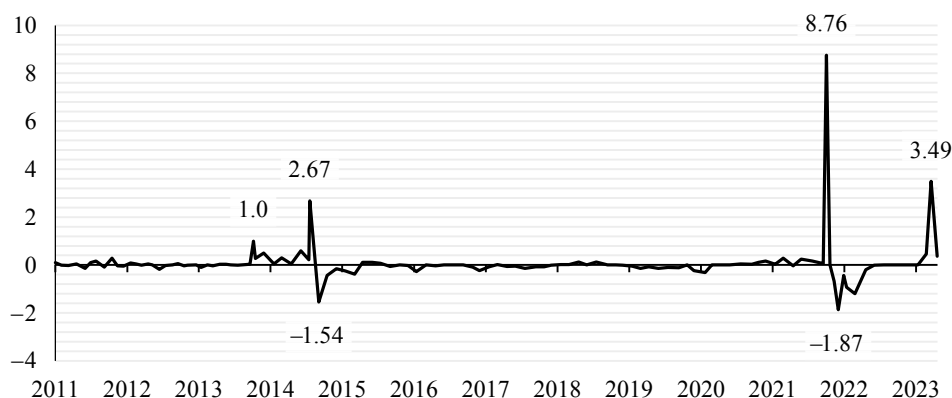


Рис. 1. Изменения индикативной ставки ROISfix сроком 1 неделя в дни заседаний Совета директоров Банка России по ключевой ставке (п.п.)

Таблица 1. Изменение ключевой ставки и индикативной ставки ROISfix сроком 1 неделя по итогу внеочередных заседаний Совета директоров Банка России

№	Дата заседания ЦБ	Решение по ключевой ставке	Предыдущее значение ключевой ставки	Изменения индекса ROISfix
1	03.03.2014	7% (+1.5%)	5.50%	1
2	16.12.2014	17% (+6.5%)	10.50%	2.67
3	28.02.2022	20% (+10.5%)	9.50%	8.76
4	08.04.2022	17% (–3.0%)	20%	–0.67
5	26.05.2022	11% (–3.0%)	14%	–0.44
6	15.08.2023	12.00% (+3.5%)	8.50%	3.49

Примечание. Составлено авторами на основе материалов Банка России, <https://cbr.ru/> (дата обращения — 16.11.2023).

заседания 11.12.2014⁶. Подобная информация могла побудить рынок пересмотреть ожидания по номинальной процентной ставке в сторону повышения, из-за чего сюрприз оказался меньшим по значению, чем в случае абсолютной неожиданности.

Накануне внеочередного заседания 08.04.2022 сложились благоприятные условия для снижения ключевой ставки, как и предсказывали эксперты, которые также отмечали соответствующее движение кривой доходности, т. е. участники рынка ожидали смягчения ДКП в ближайшие 3 месяца⁷.

⁶ Например, «... из заявления совета директоров Банка России при повышении ключевой ставки 11 декабря ключевая цифра доклада, предсказание «мягкой» рецессии при снижении цен на нефть до \$60 за баррель, была изъята» (<https://www.banki.ru/news/bankpress/?id=7450322>).

⁷ Аналитик ФГ «Финам» А. Ковалев отмечал: «Рынок сейчас довольно оптимистичен относительно траектории ее (ключевой ставки) движения, ожидая снижения уже в ближайшее время. Например, доходности самых коротких ОФЗ составляют всего 15%» (<https://www.forbes.ru/investicii/461355-linkery-i-vysokodohodnye-korporatysto-mozet-zasitit-ot-inflacii>). Эксперты, которые ведут телеграм-канал «Твердые цифры», отмечали, что ожидают снижения ключевой ставки до 15–17% уже в апреле (<https://t.me/txixty/1137>).

Таким образом, можно убедиться, что оценки таких монетарных сюрпризов, как дневные изменения индикативной ставки для внеочередных заседаний Совета директоров Банка России, тем ближе к фактическому изменению ключевой ставки, чем более непредвиденным для участников рынка оказывается решение ЦБ по ДКП. Наиболее наглядны примеры 3 марта 2014 г., 28 февраля 2022 г. и 15 августа 2023 г.

Поскольку именно во время внеплановых заседаний происходят самые значительные финансовые неожиданности, и влияние информационных эффектов снижается, в уравнение (5) дополнительно включается бинарная переменная для обозначения внеплановых заседаний (*unscheduled*).

4.2. Прогнозы ЦБ и аналитиков

Предпосылка об экзогенности инструментальных переменных (6) валидна, если предполагается, что основной причиной возникновения монетарных сюрпризов является новая информация, сообщаемая Центральным банком. В таком случае прогнозы аналитиков, полученные в ходе опросов, проведенных до наступления дня пресс-релиза по ключевой ставке, характеризуют информационное множество аналитиков накануне пресс-релиза без учета новой информации регулятора, что согласуется с результатами исследования (Евстигнеева и др., 2022)⁸.

По сравнению с лагами прогнозов ЦБ, корреляция прогнозов аналитиков с текущими значениями прогнозов регулятора несколько выше (0.87 против 0.81), поэтому предпочтение отдается рыночной оценке. Кроме того, в качестве инструмента можно использовать сигнал по ключевой ставке, сформированный по итогам предыдущего заседания. Однако из-за небольшого периода публикации траектории по ожидаемой ключевой ставке (с апреля 2021 г.) пока существует не так много наблюдений.

Сопоставление прогнозов Банка России⁹ и консенсус-прогнозов аналитиков (участников опроса Института «Центр развития» НИУ ВШЭ) происходит таким образом, что даты проведения опроса предшествуют дате пресс-релиза ЦБ. Шок ДКП m_t по определению является неожиданным изменением в ключевой ставке с точностью до константы, а значит независимым от прогнозов аналитиков, сформированных накануне решения Совета директоров Банка России. При этом прогнозы ЦБ и рынка сильно коррелируют, за небольшим исключением периодов турбулентности, когда регулятор оперативно реагировал в условиях кризиса и финансовой нестабильности. Ввиду сильной коррелированности на разных горизонтах как консенсус-прогнозов из опросов $CF_t[x_j]$, так и официальных прогнозов Банка России $F_t[x_j]$,

⁸ Тем не менее, существуют другие причины неожиданного для рынка решения по ДКП, например, разная степень реакции аналитиков и ЦБ на общие новости (Bauer, Swanson, 2023). Если этот канал формирования ожиданий в ответ на информацию ЦБ работоспособен, рыночные прогнозы, взятые с лагом по отношению к дате пресс-релиза, могут рассматриваться как объясняющие переменные. Модификация модели может быть представлена в будущих исследованиях.

⁹ Даты релиза прогнозов Банка России взяты из раздела «Календарь решений по ключевой ставке» (http://www.cbr.ru/dkp/cal_mp/#t10, дата обращения 16.11.2023). До 2014 г. — это даты релиза доклада о ДКП, и с 2015 г. — даты пресс-релизов, которые сопровождаются публикацией доклада о ДКП (с 2015 по 2018 г.) либо среднесрочного прогноза (с марта 2019 г.).

в исследовании рассматриваются только текущие прогнозы, для которых, теоретически, должно выполняться условие релевантности (7).

В данной работе рассчитывается пересмотр прогнозов за год, т.е., например, пересмотр прогноза в 1 квартале 2023 г. считается как разность прогноза, сделанного в 1 квартале 2023 г. на текущий год, и прогноза, сделанного в 1 квартале 2022 г. на следующий год. В таком случае пересмотры прогнозов содержат больше информации о направлении монетарной политики, что позволяет достичь большей релевантности инструмента.

5. Результаты эконометрического моделирования шоков ДКП

Таблица 2 демонстрирует результаты оценки регрессии первого шага, в которой прогнозы аналитиков служат объясняющими переменными, а прогнозы и их пересмотры со стороны регулятора — зависимыми переменными. Текущие прогнозы регулятора тесно коррелируют с соответствующими прогнозами аналитиков. Аналогичные выводы возможны и в отношении пересмотров прогнозов регулятора. На основе F -статистики, устойчивой к автокорреляции и гетероскедастичности, можно сделать вывод о релевантности применяемых инструментальных переменных.

Как указывают Miranda-Agrippino, Ricco (2021), ключевой элемент предсказуемости прогнозов регулятора связан с пересмотрами прогнозов между последовательными заседаниями, что соответствует концепции сигнального канала, ранее исследованной в работах (Melosi, 2017) и (Hubert, Maule, 2021). Результаты настоящей работы подтверждают значимость этого канала коммуникации. Особое внимание стоит уделить тому, как прогнозы цен на нефть влияют на прогнозы Центрального банка, особенно при их пересмотре. Значимость коэффициентов подчеркивает, что внешние экономические шоки, такие как колебания цены

Таблица 2. Результаты оценки регрессии первого шага

	Зависимая переменная					
	$F_{t,0}^{cb}[g^{GDP}]$	$F_{t,0}^{cb}[\pi]$	$F_{t,0}^{cb}[P_{Oil}]$	$F_{t,0}^{cb}[g^{GDP}] - F_{t-1,0}^{cb}[g^{GDP}]$	$F_{t,0}^{cb}[\pi] - F_{t-1,0}^{cb}[\pi]$	$F_{t,0}^{cb}[P_{Oil}] - F_{t-1,0}^{cb}[P_{Oil}]$
$CF_{t,0}^{GDP}$	0.963*** (0.101)	0.038 (0.148)	0.392 (0.297)	1.006*** (0.184)	-0.121 (0.162)	1.892** (0.815)
$CF_{t,0}^{Infl}$	0.022 (0.075)	0.873*** (0.117)	0.032 (0.235)	0.101 (0.154)	0.547*** (0.136)	0.230 (0.680)
$CF_{t,0}^{ER}$	-0.001 (0.029)	0.012 (0.027)	0.007 (0.057)	0.006 (0.047)	0.067 (0.041)	-0.466** (0.224)
$CF_{t,0}^{Poil}$	0.0002 (0.023)	0.041* (0.022)	0.980*** (0.044)	-0.074** (0.031)	0.099*** (0.028)	0.912*** (0.139)
<i>intercept</i>	0.037 (2.813)	-2.453 (2.337)	-1.569 (4.836)	2.149 (3.388)	-12.431*** (2.980)	-18.596 (15.872)
Наблюдений	77	77	76	68	68	67
F -статистика	108.283	48.455	227.466	64.305	42.273	23.293
R^2	0.760	0.765	0.926	0.552	0.694	0.616
Adjusted R^2	0.746	0.752	0.922	0.523	0.674	0.591

Примечание. * — $p < 0.1$, ** — $p < 0.05$; *** — $p < 0.01$.

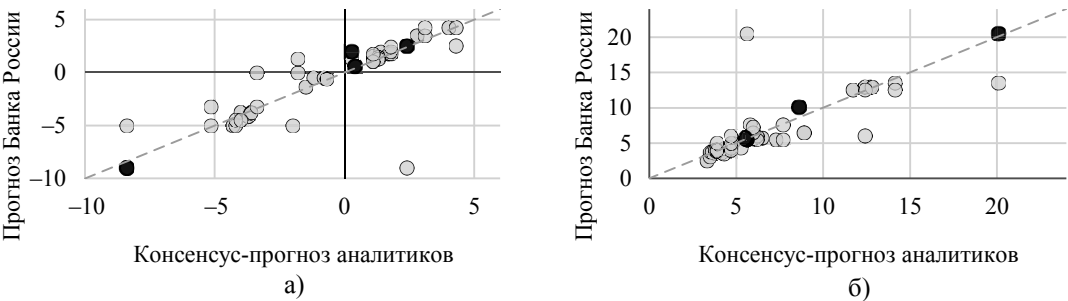


Рис 2. Сравнение прогнозов Банка России и консенсус-прогнозов аналитиков: а) по ВВП, б) по инфляции. Темным цветом выделены внеплановые заседания, пунктирная линия соответствует полному совпадению прогнозов

на нефть, могут существенно воздействовать на политические решения, поэтому переменные, связанные с ценами на нефть, играют важную роль в корректировках прогнозов.

Выбранные для исследования консенсус-прогнозы аналитиков были сделаны до публикации официальных прогнозов Банком России. В большинстве случаев эти прогнозы достаточно близки друг к другу (рис. 2). Внеочередные заседания, выделенные темным цветом, не искажают общую картину соответствия прогнозов.

На втором шаге проведена оценка регрессии 1-недельной ставки ROIS на основе предсказанных значений прогнозов Банка России (табл. 3) и на основе предсказаний пересмотров прогнозов Банка России (табл. 4). Для проверки устойчивости оценок использованы разные наборы переменных, что демонстрируют столбцы (1)–(7) в указанных таблицах. Прогнозы и их пересмотры не включены в единую регрессию из-за проблемы мультиколлинеарности. Почти во всех рассмотренных спецификациях коэффициенты перед регрессорами оказываются значимыми, по крайней мере, на 5%-ном уровне. Данный результат демонстрирует предсказуемость изменений цен на финансовые активы, произошедших в дневном окне вокруг объявления решений по ДКП, что не позволяет трактовать их как монетарные

Таблица 3. Результаты оценки регрессии второго шага с прогнозами регулятора

Зависимая переменная — ROIS (1 неделя)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(7)
$CF_{t,0}^{GDP}$	0.037** (0.016)			0.010 (0.024)	0.041** (0.017)	0.036* (0.019)
$CF_{t,0}^{Infl}$		-0.037*** (0.013)		-0.032* (0.018)		-0.005 (0.015)
$CF_{t,0}^{Poil}$			-0.008* (0.004)		-0.009** (0.004)	-0.008 (0.005)
<i>intercept</i>	-0.075 (0.064)	0.165* (0.084)	0.339 (0.221)	0.133 (0.083)	0.433** (0.216)	0.355 (0.220)
Наблюдений	74	74	73	74	73	73
R^2	0.073	0.119	0.088	0.122	0.190	0.166
Adjusted R^2	0.061	0.107	0.076	0.097	0.167	0.155

Примечание. * — $p < 0.1$, ** — $p < 0.05$; *** — $p < 0.01$.

Таблица 4. Результаты оценки регрессии второго шага с пересмотрами прогнозов

	Зависимая переменная — ROIS (1 неделя)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$F_{t,0}^{cb}[g^{GDP}] - F_{t-1,0}^{cb}[g^{GDP}]$	0.048*** (0.016)			0.032 (0.028)	0.050** (0.020)		0.027 (0.028)
$F_{t,0}^{cb}[\pi] - F_{t-1,0}^{cb}[\pi]$		-0.038** (0.018)		-0.019 (0.028)		-0.041*** (0.015)	-0.022 (0.025)
$F_{t,0}^{cb}[P_{Oil}] - F_{t-1,0}^{cb}[P_{Oil}]$			-0.002 (0.004)		-0.004 (0.005)	0.001 (0.004)	-0.002 (0.005)
<i>intercept</i>	-0.001 (0.061)	0.001 (0.049)	-0.076 (0.057)	0.009 (0.051)	-0.002 (0.036)	-0.018 (0.037)	-0.005 (0.041)
Наблюдений	66	66	65	66	65	65	65
R^2	0.133	0.120	0.005	0.146	0.174	0.175	0.188
Adjusted R^2	0.119	0.106	-0.011	0.119	0.148	0.148	0.148

Примечание. * — $p < 0.1$, ** — $p < 0.05$; *** — $p < 0.01$.

сюрпризы. В таком случае, неожиданная составляющая, соответствующая определению монетарного сюрприза, должна содержаться в остатках.

Добавление бинарной переменной для внеплановых заседаний и эффектов взаимодействия в оценку модели (5) на полной выборке существенно не изменяет сделанные в работе выводы, что свидетельствует в пользу корректности предложенного метода. Результаты (для различных спецификаций) приведены в Приложении А.

6. Моделирование эффектов шоков ДКП: сравнение результатов оценивания BVAR, BLP

В данном разделе проверяется, что идентифицированные монетарные сюрпризы с учетом предсказуемости позволяют получить более правдоподобную динамику переменных, согласующуюся с макроэкономической теорией. Далее представлены результаты оценки функций импульсных откликов в моделях *проху*-BVAR и *проху*-BLP (с прокси-переменной для монетарного шока). Выбор байесовских методов оценки связан с небольшой длиной выборки, а сопоставление результатов для векторной авторегрессии и для локальных проекций позволяет выявить важные аспекты динамики экономических показателей. Преимущество модели BLP перед BVAR заключается в расширенной способности интегрировать информативные априорные данные и достичь компромисса между смещением и дисперсией оценок (Ferreira et al., 2023).

Моделирование состоит из двух этапов: 1) остатки сокращенной формы из уравнения для процентной ставки регрессируются на потенциальную прокси-переменную; 2) полученные из регрессии оцененные значения зависимой переменной используются в дальнейших расчетах в качестве оценки шока ДКП. Спецификация повторяет спецификацию 2 из работы (Банникова, Пестова, 2021) и содержит следующий набор переменных: индекс промышленного производства, индекс потребительских цен, кредитный спред, номинальный эффективный курс национальной валюты, ключевая ставка. В базовой модели производятся оценки

на периоде с конца 2014 до конца 2019 г., т.к. этот период считается однородным относительно проводимой ДКП и относительно более стабильным в последние годы.

Оценки монетарных сюрпризов, полученные на предыдущем шаге (см. раздел 5), далее будут использоваться как прокси-переменные, поскольку дневные изменения рыночной ставки даже после идентификации улавливают фоновый шум только в некоторой степени и могут отражать шок ДКП лишь приближенно. В качестве итоговой прокси-переменной используется та, для которой F -статистика с 1-го этапа оказывается наибольшей. В нашем случае подходящим инструментом оказались остатки из уравнения регрессии, представленного в табл. 3, где регрессором являются инструментированные пересмотры прогнозов Банка России по ВВП. Тем не менее, значение F -статистики меньше 10, что, возможно, связано с малым периодом оценки. В дальнейших работах может быть реализована иная идентификация SVAR-модели, например, упорядочивание по Холецкому, где первым расположена предложенная в данной работе оценка шока ДКП.

С целью определения роли предложенной идентификации в моделировании результаты проверяются на устойчивость с использованием альтернативных инструментальных переменных.

В качестве инструментов применяются переменные из работы (Банникова, Пестова, 2021), а также изменение кратчайшей ставки — 1-недельной индикативной ставки ROISfix, предложенное в исследовании (Евстигнеева и др., 2022). В Приложении Б приведены оценки импульсных откликов в модели с относительным изменением котировок 3-месячных валютных фьючерсов в качестве прокси-переменной (рис. Б1). Ключевая ставка мгновенно реагирует на монетарный шок, что соответствует логике трансмиссионного механизма ДКП. Курс рубля укрепляется примерно через 3–4 месяца, что согласуется с эмпирическими результатами, полученными ранее (Могилат, 2017). Кредитный спред не реагирует на шок ДКП, что противоречит утверждению о работоспособности балансового канала. Однако для экономической активности и инфляции наблюдаются загадки: в ответ на рост ключевой ставки вместо падения индекса промышленного производства и ИПЦ обнаруживается их рост. Для инструмента, рассчитанного по паритету на внутрисдневных данных (Банникова, Пестова, 2021), импульсные отклики ведут себя похожим образом. В случае прокси-переменной 1-недельной индикативной ставки ROISfix импульсные отклики всех переменных статистически незначимы (рис. Б2). Отметим, что используется одинаковый набор переменных и один и тот же метод оценки модели, а единственное отличие в спецификациях — это прокси-переменная для монетарного шока.

На рисунке 3 приведены оценки импульсных откликов для новой идентификации монетарных сюрпризов. В отличие от описанных выше результатов (рис. Б1, Б2), здесь не наблюдаются загадки цен и экономической активности, причем этот вывод сохраняется и при изменении способа оценки модели (BLP или BVAR). Кредитный спред и валютный курс растут в ответ на шок ДКП с лагом в 2 и 4 месяца соответственно. Однако данный результат наблюдается только для BLP, а для BVAR импульсные отклики статистически незначимы. Вероятно, BLP лучше учитывает особенности данных благодаря своей способности к регуляризации оценок, что позволяет более четко выявить динамику, скрытую в зашумленных или ограниченных временных рядах.

На более продолжительном периоде (до сентября 2023 г.) снова появляются загадки цен и экономической активности, что может быть связано с неоднородностью периода (например, с изменением правила ДКП после 2022 г.) и необходимостью моделирования нескольких

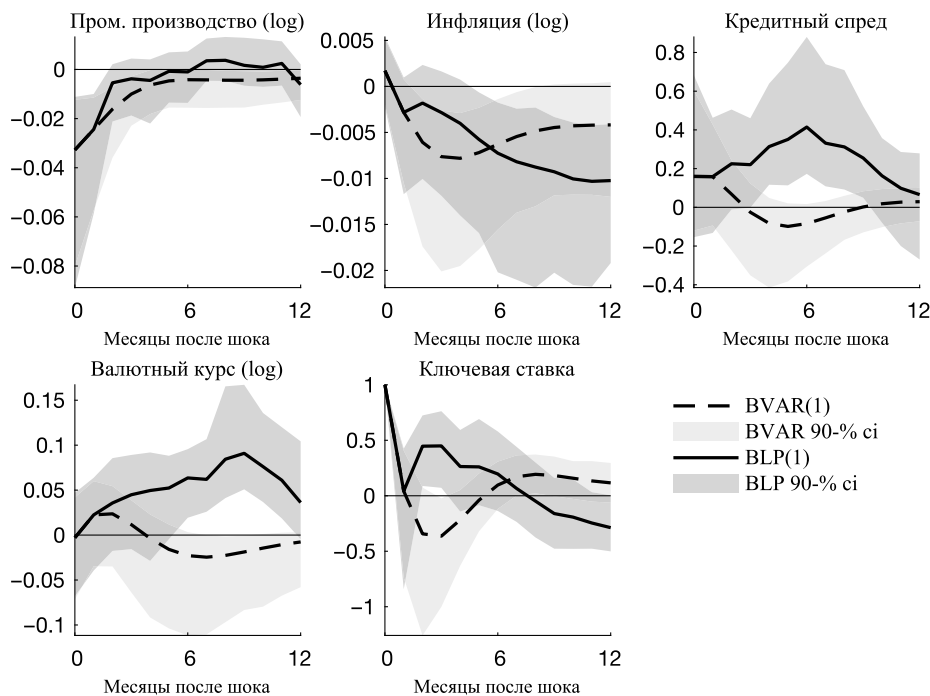


Рис. 3. Импульсные отклики переменных на шок ДКП, идентифицированный с использованием нового инструмента с пересмотром прогнозов по ВВП (период: ноябрь 2014 г. — декабрь 2019 г., 90%-ный доверительный интервал)

режимов ДКП (рис. 4). Этот вопрос о корректном моделировании на неоднородном периоде остается для будущих исследований.

7. Заключение

Российские исследования последних лет, выполненные на высокочастотных данных, показывают, что при моделировании эффектов ДКП для финансовых рынков важно учитывать многомерность ДКП (Абрамов и др., 2022; Евстигнеева и др., 2022). Иными словами, важно учесть не только шок ключевой ставки, но и так называемый информационный шок, отражающий изменения во всем спектре информационной политики Банка России.

Результаты данной работы демонстрируют необходимость решения не только проблемы размерности пространства шоков ДКП, но и проблемы идентификации самих монетарных сюрпризов. Важно провести соответствие между заявленной оценкой шока ДКП и его теоретическим определением. Основной вклад исследования заключается в том, что он предлагает новый метод идентификации монетарных шоков, который включает использование прогнозов аналитиков как инструментальных переменных и оценку регрессий для выявления неожиданных изменений ключевой ставки. Более того, использование представленной в работе идентификации позволяет устранить загадки цен и экономической активности в результате моделирования эффектов ДКП.

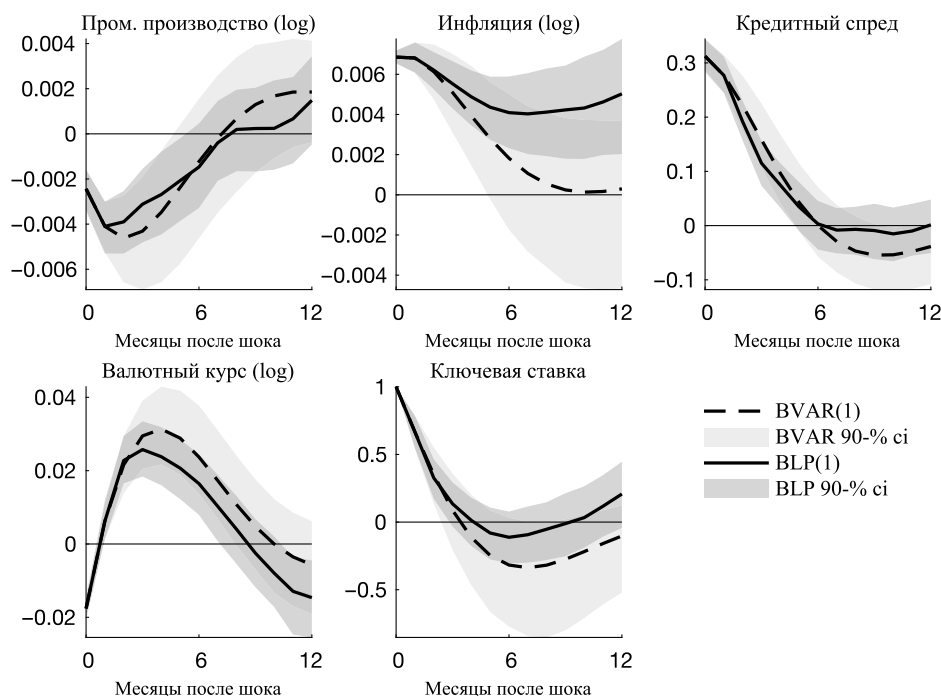


Рис. 4. Импульсные отклики переменных на шок ДКП, идентифицированный с использованием нового инструмента с пересмотром прогнозов по ВВП (период: ноябрь 2014 г. — сентябрь 2023 г., 90%-ный доверительный интервал)

Таким образом, учет прогнозных данных и информационных асимметрий имеет ключевое значение при анализе монетарной политики. Результаты показывают, что традиционное регулирование ключевой ставки вместе с публикацией среднесрочных экономических прогнозов Центральным банком оказывает значимое влияние на инфляцию и экономическую активность. Дальнейшие исследования могут быть направлены на усовершенствование моделей идентификации шоков ДКП и изучение влияния информационных эффектов в условиях кризисов и финансовой нестабильности.

Литература

- Абрамов В., Тишин А., Стырин К. (2022). Денежно-кредитная политика и кривая доходности. *Банк России, Серия докладов об экономических исследованиях*, 95, 1–46.
- Банникова В. А., Пестова А. А. (2021). Моделирование воздействия монетарных шоков на инфляцию с помощью высокочастотного подхода. *Вопросы экономики*, 6, 47–76.
DOI: 10.32609/0042-8736-2021-6-47-76.
- Евстигнеева А., Щадилова Ю., Сидоровский М. (2022). Роль коммуникации и информационных факторов в возникновении сюрпризов денежно-кредитной политики Банка России. *Банк России, Серия докладов об экономических исследованиях*, 99, 1–55.

- Могилат А. Н. (2017). Обзор основных каналов трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики и инструментов их анализа в Банке России. *Деньги и кредит*, 9, 3–9.
- Andrade P., Ferroni F. (2021). Delphic and odyssean monetary policy shocks: Evidence from the euro area. *Journal of Monetary Economics*, 117 (C), 816–832. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2020.06.002.
- Bauer M. D., Swanson E. T. (2023). An alternative explanation for the “Fed information effect”. *American Economic Review*, 113 (3), 664–700. DOI: 10.1257/aer.20201220.
- Bu C., Rogers J., Wu W. (2021). A unified measure of Fed monetary policy shocks. *Journal of Monetary Economics*, 118 (C), 331–349. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2020.11.002.
- Cloyne J., Hürtgen P. (2016). The macroeconomic effects of monetary policy: A new measure for the United Kingdom. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8 (4), 75–102. DOI: 10.1257/mac.20150093.
- Ferreira L. N., Miranda-Agrippino S., Ricco G. (2023). Bayesian local projections. *The Review of Economics and Statistics*, 1–45. DOI: 10.1162/rest_a_01334.
- Gürkaynak R. S., Sack B., Swanson E. (2005). Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements. *International Journal of Central Banking*, 1 (1), 55–93.
- Hubert P., Maule B. (2021). Policy and macro signals from central bank announcements. *International Journal of Central Banking*, 17 (2), 255–296.
- Hoesch L., Rossi B., Sekhposyan T. (2023). Has the information channel of monetary policy disappeared? Revisiting the empirical evidence. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 15 (3), 355–387. DOI: 10.1257/mac.20200068.
- Jarociński M., Karadi P. (2020). Deconstructing monetary policy surprises — the role of information shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12 (2), 1–43. DOI: 10.1257/mac.20180090.
- Kuttner K. N. (2001). Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of Monetary Economics*, 47 (3), 523–544. DOI: 10.1016/S0304-3932(01)00055-1.
- Melosi L. (2017). Signalling effects of monetary policy. *The Review of Economic Studies*, 84 (2), 853–884. DOI: 10.1093/restud/rdw050.
- Miranda-Agrippino S., Ricco G. (2021). The transmission of monetary policy shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13 (3), 74–107. DOI: 10.1257/mac.20180124.
- Molodtsova T., Nikolsko-Rzhevskyy A., Papell D. H. (2008). Taylor rules with real-time data: A tale of two countries and one exchange rate. *Journal of Monetary Economics*, 55, S63–S79. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2008.07.003.
- Orphanides A. (2001). Monetary policy rules based on real-time data. *American Economic Review*, 91 (4), 964–985. DOI: 10.1257/aer.91.4.964.
- Orphanides A. (2003). Historical monetary policy analysis and the Taylor rule. *Journal of Monetary Economics*, 50 (5), 983–1022. DOI: 10.1016/S0304-3932(03)00065-5.
- Romer C. D., Romer D. H. (2000). Federal Reserve information and the behavior of interest rates. *American Economic Review*, 90 (3), 429–457. DOI: 10.1257/aer.90.3.429.
- Romer C. D., Romer D. H. (2004). A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. *American Economic Review*, 94 (4), 1055–1084. DOI: 10.1257/0002828042002651.

Поступила в редакцию 07.06.2024
принята в печать 01.08.2024.

Приложение А

Таблица А1. Результаты оценки регрессии первого шага с бинарной переменной для внеплановых заседаний

	Зависимая переменная					
	$F_{t,0}^{cb}[g^{GDP}]$	$F_{t,0}^{cb}[\pi]$	$F_{t,0}^{cb}[P_{Oil}]$	$F_{t,0}^{cb}[g^{GDP}] - F_{t-1,0}^{cb}[g^{GDP}]$	$F_{t,0}^{cb}[\pi] - F_{t-1,0}^{cb}[\pi]$	$F_{t,0}^{cb}[P_{Oil}] - F_{t-1,0}^{cb}[P_{Oil}]$
$CF_{t,0}^{GDP}$	0.964*** (0.105)	0.038 (0.096)	0.376 (0.328)	1.008*** (0.314)	-0.122 (0.133)	1.891** (0.894)
$CF_{t,0}^{Infl}$	0.023 (0.077)	0.873*** (0.088)	0.021 (0.250)	0.103 (0.240)	0.546*** (0.107)	0.229 (1.426)
$CF_{t,0}^{ER}$	-0.002 (0.031)	0.012 (0.037)	0.018 (0.065)	0.001 (0.123)	0.071 (0.054)	-0.462 (0.450)
$CF_{t,0}^{Poil}$	-0.001 (0.026)	0.041 (0.032)	0.995*** (0.057)	-0.076** (0.039)	0.101*** (0.035)	0.914*** (0.261)
<i>unscheduled</i>	0.168 (0.597)	-0.003 (0.851)	-2.206 (1.697)	0.598 (0.662)	-0.432 (0.882)	-0.401 (3.796)
<i>intercept</i>	0.138 (3.111)	-2.455 (3.849)	-2.997 (6.522)	2.608 (8.262)	-12.763*** (4.528)	-18.952 (34.076)
Наблюдений	77	77	76	68	68	67
F-статистика	102.815	44.454	209.353	71.818	40.938	22.081
R ²	0.760	0.765	0.927	0.553	0.694	0.616
Adjusted R ²	0.743	0.748	0.922	0.517	0.670	0.584

Примечание. * — $p < 0.1$, ** — $p < 0.05$; *** — $p < 0.01$.

Таблица А2. Результаты оценки регрессии второго шага с прогнозами регулятора с бинарной переменной для внеплановых заседаний

	Зависимая переменная — ROIS (1 неделя)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$F_{t,0}^{cb}[g^{GDP}]$	0.091** (0.037)	0.040* (0.021)	0.044** (0.018)			
$F_{t,0}^{cb}[\pi]$				-0.074** (0.030)	-0.038** (0.016)	-0.033** (0.017)
$F_{t,0}^{cb}[P_{Oil}]$	-0.010** (0.005)		-0.009** (0.005)	0.001 (0.005)		-0.003 (0.005)
<i>unscheduled</i>	3.029** (1.375)	2.950*** (1.114)	3.126*** (1.142)	3.049** (1.317)	5.773** (2.258)	5.863** (2.343)
$F_{t,0}^{cb}[g^{GDP}] \times unscheduled$		0.400* (0.206)	0.400* (0.213)			
$F_{t,0}^{cb}[\pi] \times unscheduled$					-0.299** (0.129)	-0.303** (0.133)
<i>intercept</i>	0.511* (0.272)	-0.065 (0.053)	0.455* (0.244)	0.366 (0.266)	0.181* (0.096)	0.283 (0.250)
Наблюдений	76	77	76	76	77	76
R ²	0.413	0.486	0.507	0.411	0.489	0.502
Adjusted R ²	0.388	0.465	0.480	0.387	0.468	0.473

Примечание. * — $p < 0.1$, ** — $p < 0.05$; *** — $p < 0.01$.

Таблица А3. Результаты оценки регрессии второго шага с *пересмотрами прогнозов* регулятора с бинарной переменной для внеплановых заседаний

	Зависимая переменная — ROIS (1 неделя)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$F_{t,0}^{cb}[g^{GDP}] - F_{t-1,0}^{cb}[g^{GDP}]$	0.102** (0.052)	0.050** (0.020)		
$F_{t,0}^{cb}[\pi] - F_{t-1,0}^{cb}[\pi]$			-0.080** (0.037)	-0.038 (0.024)
<i>unscheduled</i>	2.936 (1.860)	3.785*** (1.331)	3.104* (1.759)	4.726*** (1.785)
$(F_{t,0}^{cb}[g^{GDP}] - F_{t-1,0}^{cb}[g^{GDP}]) \times unscheduled$		0.425** (0.171)		
$(F_{t,0}^{cb}[\pi] - F_{t-1,0}^{cb}[\pi]) \times unscheduled$				-0.367*** (0.130)
<i>intercept</i>	0.065 (0.070)	0.009 (0.053)	0.068 (0.065)	0.007 (0.045)
Наблюдений	68	68	68	68
R^2	0.365	0.467	0.357	0.456
Adjusted R^2	0.346	0.442	0.337	0.430

Примечание. * — $p < 0.1$, ** — $p < 0.05$; *** — $p < 0.01$.

Приложение Б

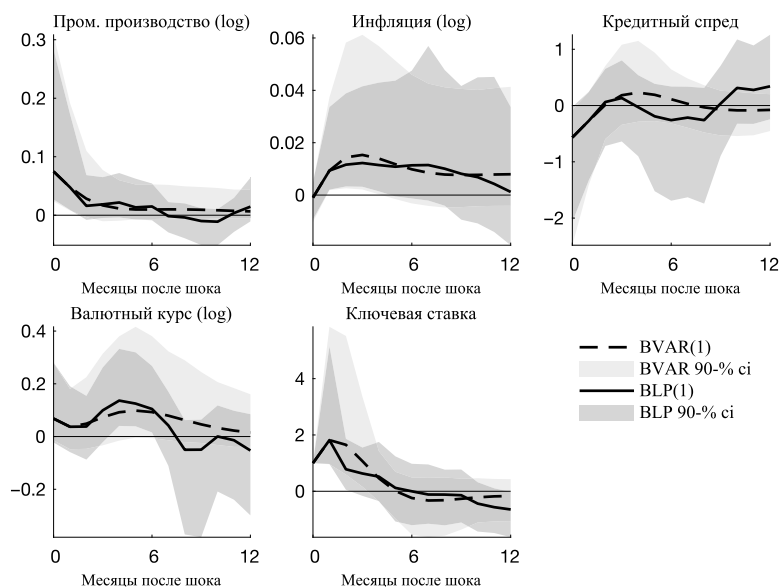


Рис. Б1. Импульсные отклики переменных на шок ДКП, идентифицированный с использованием изменения котировок 3-месячных валютных фьючерсов (Банникова, Пестова, 2021)
(период: ноябрь 2014 г. — декабрь 2019 г., 90%-ный доверительный интервал)

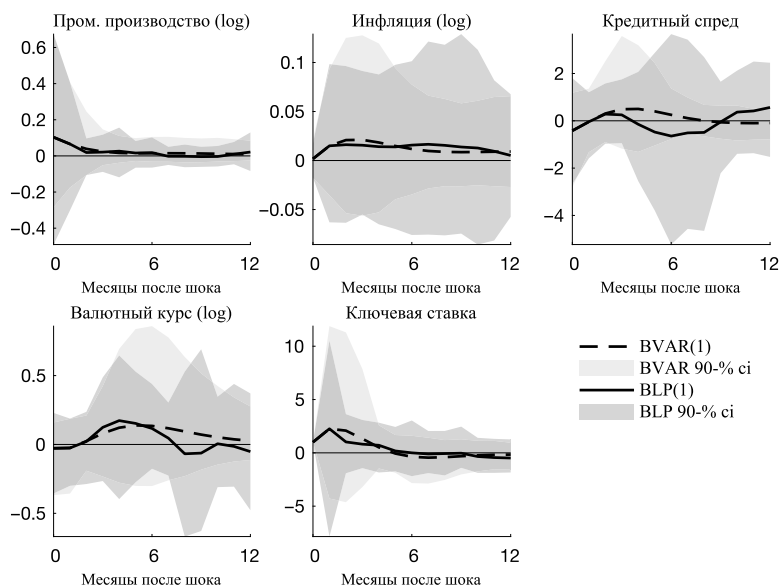


Рис. Б2. Импульсные отклики переменных на шок ДКП, идентифицированный с использованием 1-недельной индикативной ставки ROISfix (период: ноябрь 2014 г. — декабрь 2019 г., 90%-ный доверительный интервал)

Bannikova V.A., Kolesnik S. I. Assessing the predictability of market interest rate changes on Central Bank of Russia press release days. *Applied Econometrics*, 2025, v. 77, pp. 25–45.

DOI: 10.22394/1993-7601-2025-77-25-45

Viktoriia Bannikova

Lomonosov Moscow State University, RANEPa, Moscow, Russian Federation;
yan.nika.dex@yandex.ru

Sofya Kolesnik

Lomonosov Moscow State University, Gaidar Institute for Economic Policy,
Moscow, Russian Federation;
kolesnik.sophie@gmail.com

Assessing the predictability of market interest rate changes on Central Bank of Russia press release days

This study proposes a new approach to identifying monetary shocks for the Russian economy. Unlike existing research that applies high-frequency data, the presented method is based on a more precise definition of monetary policy shocks. The new identification explicitly considers the unpredictability of monetary shocks based on past information, specifically published macroeconomic forecasts. We use an instrumental approach because the regulator forecasts typically incorporate the current key rate decision and are highly correlated with analysts' forecasts known at the time of the Central Bank

of Russia's press release. Econometric estimates of impulse responses of macroeconomic variables show that traditional key rate regulation, along with the publication of medium-term economic forecasts by the Central Bank, has a statistically significant restraining effect on inflation and economic activity.

Keywords: monetary shock; monetary policy surprises; high-frequency identification; predictability; Central Bank forecasts.

JEL classification: E52; G14; C22; C23.

References

- Abramov V., Styryn K., Tishin A. (2022). Monetary policy and the yield curve. *Bank of Russia Working Paper Series*, 95, 1–46 (in Russian).
- Bannikova V.A., Pestova A.A. (2021). The effects of monetary shocks on inflation: High-frequency approach. *Voprosy Ekonomiki*, 6, 47–76 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2021-6-47-76.
- Evstigneeva A., Shchadilova Y., Sidorovskiy M. (2022). The role of communication and information factors in the emergence of surprises in Bank of Russia monetary policy. *Bank of Russia Working Paper Series*, 99, 1–55 (in Russian).
- Mogilat A. (2017). Overview of monetary policy transmission mechanism channels and instruments of their analysis in the Bank of Russia. *Russian Journal of Money and Finance*, 9, 3–9 (in Russian).
- Andrade P., Ferroni F. (2021). Delphic and odyssean monetary policy shocks: Evidence from the euro area. *Journal of Monetary Economics*, 117 (C), 816–832. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2020.06.002.
- Bauer M.D., Swanson E.T. (2023). An alternative explanation for the “Fed information effect”. *American Economic Review*, 113 (3), 664–700. DOI: 10.1257/aer.20201220.
- Bu C., Rogers J., Wu W. (2021). A unified measure of Fed monetary policy shocks. *Journal of Monetary Economics*, 118 (C), 331–349. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2020.11.002.
- Cloyne J., Hürtgen P. (2016). The macroeconomic effects of monetary policy: A new measure for the United Kingdom. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8 (4), 75–102. DOI: 10.1257/mac.20150093.
- Ferreira L.N., Miranda-Agrippino S., Ricco G. (2023). Bayesian local projections. *The Review of Economics and Statistics*, 1–45. DOI: 10.1162/rest_a_01334.
- Gürkaynak R.S., Sack B., Swanson E. (2005). Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements. *International Journal of Central Banking*, 1 (1), 55–93.
- Hubert P., Maule B. (2021). Policy and macro signals from central bank announcements. *International Journal of Central Banking*, 17 (2), 255–296.
- Hoesch L., Rossi B., Sekhposyan T. (2023). Has the information channel of monetary policy disappeared? Revisiting the empirical evidence. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 15 (3), 355–387. DOI: 10.1257/mac.20200068.
- Jarociński M., Karadi P. (2020). Deconstructing monetary policy surprises — the role of information shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12 (2), 1–43. DOI: 10.1257/mac.20180090.
- Kuttner K.N. (2001). Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of Monetary Economics*, 47 (3), 523–544. DOI: 10.1016/S0304-3932(01)00055-1.
- Melosi L. (2017). Signalling effects of monetary policy. *The Review of Economic Studies*, 84 (2), 853–884. DOI: 10.1093/restud/rdw050.

- Miranda-Agrippino S., Ricco G. (2021). The transmission of monetary policy shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13 (3), 74–107. DOI: 10.1257/mac.20180124.
- Molodtsova T., Nikolsko-Rzhevskyy A., Papell D. H. (2008). Taylor rules with real-time data: A tale of two countries and one exchange rate. *Journal of Monetary Economics*, 55, S63–S79. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2008.07.003.
- Orphanides A. (2001). Monetary policy rules based on real-time data. *American Economic Review*, 91 (4), 964–985. DOI: 10.1257/aer.91.4.964.
- Orphanides A. (2003). Historical monetary policy analysis and the Taylor rule. *Journal of Monetary Economics*, 50 (5), 983–1022. DOI: 10.1016/S0304-3932(03)00065-5.
- Romer C. D., Romer D. H. (2000). Federal Reserve information and the behavior of interest rates. *American Economic Review*, 90 (3), 429–457. DOI: 10.1257/aer.90.3.429.
- Romer C. D., Romer D. H. (2004). A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. *American Economic Review*, 94 (4), 1055–1084. DOI: 10.1257/0002828042002651.

Received 07.06.2024; accepted 01.08.2024.