

МОСКОВСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
имени М.В. ЛОМОНОСОВА
ЭКОНОМИЧЕСКИЙ ФАКУЛЬТЕТ

На правах рукописи

Банникова Виктория Алексеевна

**Оценка работоспособности информационного канала денежно-кредитной
трансмиссии на основе высокочастотных данных**

Специальность 5.2.2. Математические, статистические и
инструментальные методы в экономике

ДИССЕРТАЦИЯ
на соискание ученой степени
кандидата экономических наук

Научный руководитель:
доктор экономических наук, доцент
Картаев Филипп Сергеевич

Москва – 2025

Оглавление	
Введение.....	3
Глава 1. Подходы к оценке неожиданных изменений в монетарной политике с помощью высокочастотных данных	13
1.1. Роль использования высокочастотных данных в идентификации монетарных шоков.....	13
1.2. Опыт использования идентификации на основе высокочастотных данных для разных стран.....	22
1.3. Методы оценки измерений денежно-кредитной политики на основе высокочастотных данных.....	31
1.4. Информационные эффекты и возможные причины их появления в данных	41
1.5. Основные выводы главы 1	52
Глава 2. Моделирование шоков монетарной и информационной политики с помощью высокочастотной идентификации.....	55
2.1. Описание исходных данных и характеристика первичных индикаторов монетарных сюрпризов.....	55
2.2. Оценка предсказуемости изменений краткосрочной рыночной процентной ставки в дни публикации пресс-релизов Банка России.....	66
2.3. Роль предсказуемости изменений рыночных процентных ставок в дни публикации пресс-релизов Банка России	78
2.4. Перспективы идентификации нескольких шоков ДКП на основе учета гетероскедастичности.....	85
2.5. Основные выводы главы 2	95
Глава 3. Моделирование информационных эффектов ДКП Банка России на основе высокочастотных данных.....	96
3.1. Модификация модели на основе учета гетероскедастичности и многомерного пространства шоков ДКП.....	96
3.2. Проверка гипотезы о многомерности пространства шоков ДКП с помощью предложенного подхода на основе гетероскедастичности.....	107
3.3. Перспективы учета информационных эффектов в высокочастотной идентификации: эмпирические факты.....	120
3.4. Моделирование информационных эффектов на внутридневных данных	128
3.5. Основные выводы главы 3	140
Основные результаты и выводы.....	143
Список литературы.....	147
Приложение	158

Введение

Актуальность темы исследования

Моделирование последствий денежно-кредитной политики (ДКП) является важной практической задачей, востребованной как центральным банком, так и бизнес-сообществом. Для её выполнения необходима корректная оценка неожиданных изменений политики центрального банка (шоков ДКП). В условиях перехода к инфляционному таргетированию инструменты монетарной политики не ограничиваются регулированием краткосрочных процентных ставок, а включают также коммуникации с остальными участниками экономических отношений. Современные центральные банки в странах с развитыми и формирующимися рынками проводят информационную политику, сообщая о возможных будущих мерах и оценивая экономические перспективы, для управления инфляционными ожиданиями и привязки их к целевому показателю. Неожиданные изменения ключевой ставки и её прогноза на будущее оказывают влияние на ожидания экономических агентов, а также на финансовые и макроэкономические показатели, например, инфляцию.

Центральным банкам, в том числе относительно недавно перешедшим к инфляционному таргетированию, важно понимать, каковы последствия проводимой информационной политики и какие механизмы лежат в основе формирования рыночных ожиданий. Эта задача не перестает быть актуальной для российской экономики, работающей в условиях повышенной неопределенности и возросших геополитических рисков. Банк России столкнулся с ослаблением денежно-кредитной трансмиссии (ДКТ) по многим каналам, таким как процентный, валютный, балансовый. В этих условиях особенно важно определить роль информационного канала ДКТ в повышении эффективности политики Банка России, что обуславливает актуальность моделирования воздействия информационной политики ЦБ на российскую экономику.

Настоящее диссертационное исследование сосредоточено на оценке работоспособности информационного канала с использованием динамики стоимости финансовых активов. Сложность этой задачи связана с тем, что для её решения нужно отделить ожидаемые изменения параметров ДКП от неожиданных, а также отделить эффект изменения ключевой ставки от информационного эффекта ДКП (эта множественность эффектов, связанная с действием информационной политики ЦБ, получила в литературе название *многомерности* ДКП). Поэтому реакция переменных финансового рынка на действия денежных властей изучается в коротком временном

интервале (так называемом «окне», например, 30-минутном¹) вокруг момента публикации решения по ДКП (например, пресс-релиза Банка России). Таким образом, с помощью использования высокочастотных данных можно быть уверенным, что реакция инвесторов вызвана именно действиями Центрального банка, а не другими событиями, произошедшими раньше или позже.

В зарубежной практике в качестве высокочастотных применяются дневные и внутридневные наблюдения, т.е. минутные или часовые данные. Исследователи отдают предпочтение более высоким частотам, что позволяет отследить первичную реакцию и исключить из анализа последующие рыночные корректировки. В условиях повышенной экономической неопределенности и, как следствие, повышенной волатильности финансового рынка разработка методов оценки информационных шоков с помощью таких данных становится особенно актуальной. Методы, применяемые в зарубежных исследованиях, не подходят для анализа российских финансовых данных в силу специфики раскрытия информации по фондовым рынкам, для которых не публикуются внутридневные данные по процентным финансовым инструментам.

Моделирование в рамках столь коротких интервалов требует использования высокочастотных данных. На основе анализа высокочастотных данных по российским финансовым инструментам с разными сроками погашения появляется возможность учесть два аспекта ДКП — изменение ключевой ставки и информационную политику ЦБ. Коммуникации регулятора относительно будущей экономической ситуации, а также мотивации текущего решения способны поменять рыночные ожидания, воздействуя на динамику цен долгосрочных активов. Многоаспектность сообщений регулятора, освещающих как ожидаемые последствия от мер ДКП, так и мотивацию принятых решений, в условиях асимметрии информации может выражаться в появлении *информационных эффектов (information effect)*, изменяющих последствия ДКП для инфляционных ожиданий. В частности, если рыночные агенты воспринимают повышение процентной ставки как сигнал о более высокой ожидаемой инфляции, то инфляционные ожидания могут, вопреки традиционному эффекту ДКП, не снизиться, а наоборот — увеличиться. Информационные эффекты, т.е. явление, при котором реакция ожиданий определяется сопутствующими сигналами о будущем состоянии экономики, возникают в случае наличия асимметрии информации между рынком и ЦБ, проявляющейся как в различиях в оценке экономической ситуации (например, разрыва выпуска), так и в некорректном понимании предпочтений регулятора (например, соотношении

¹ Под 30-минутным окном подразумевается интервал с границами - за 10 минут до публикации пресс-релиза по ДКП и 20 минут после.

² контракты существуют, но фактически не торгуются, см.
https://www.barchart.com/futures/quotes/ZQ*0/futures-prices

проинфляционных и дефляционных рисков). По перечисленным причинам информационные эффекты могут усиливаться в периоды недостаточной коммуникации ЦБ, что приводит к *неоднородности* влияния информационной политики на инфляционные ожидания и ослабляет последствия регулирования ключевой ставки.

Таким образом, разработка и реализация на российских финансовых данных методов идентификации монетарных и коммуникационных шоков Банка России необходима для исследования эффективности ДКП на современном этапе.

Степень разработанности проблемы

Тема высокочастотного моделирования представлена в большом объеме зарубежной научной литературы [Kuttner, 2001; Faust et al., 2004; Gürkaynak et al., 2005; Gürkaynak et al., 2007; Rigobon, Sack, 2008; Gertler, Karadi, 2015; Kane et al., 2018; Inoue, Rossi, 2019; Holtemöller et al., 2020; Jarociński, 2024; Rossi, 2021; Hoesch et al., 2023]. Особенно широкое распространение она получила в последнее время в российских исследованиях [Голощапова, Андреев, 2017; Жемков, 2021; Третьяков, Фокин, 2021; Абрамов и др., 2022; Евстигнеева и др., 2022; Евстигнеева и др. 2023; Крамков, Максимов, 2024; Матевосова, 2024]. Одна из причин – возможность оценки в эконометрических работах влияния событий на финансовые и другие переменные, наблюдения по которым можно получить за каждый день или с большей частотой.

Одна из широко распространенных областей применения высокочастотного моделирования связана с оценкой монетарных шоков. Современные высокочастотные методы базируются на методике, предложенной в работе [Kuttner, 2001]. Изменение процентной ставки представляется как сумма ожидаемой и неожиданной составляющих денежно-кредитной политики. Оценка последней компоненты (монетарного сюрприза) стала возможна благодаря использованию данных с фьючерсных рынков в коротком временном окне. Многие исследования, последовавшие за статьей [Kuttner, 2001], показали, что высокочастотные данные позволяют получить достаточно хорошую аппроксимацию для шока ДКП, являясь устойчивыми к различным парадоксам, наблюдаемым в данных [Ramey, 2016; Gertler, Karadi, 2015; Miranda-Agrippino, Ricco, 2023]. В частности, так называемая в литературе *ценовая загадка (price puzzle)*, которая состоит в получении положительного импульсного отклика инфляции в ответ на ужесточение ДКП, нередко объясняется исследователями как следствие некорректности оценивания монетарного шока. Это мотивировало авторов научных работ находить способы тестировать предпосылку об экзогенности получаемых оценок [Cesa-Bianchi et al., 2020; Miranda-Agrippino, Ricco, 2023; Schlaak et al., 2023]. Помимо этого, исследователи находят свидетельства в пользу несостоятельности оценок шоков ДКП из-за

нерелевантности дневных данных [Bu et al, 2021; Kubota, Shintani, 2022]. Предпосылка об **исключающем ограничении** (*exclusion restriction*), принимаемая в большинстве зарубежных работ, состоит в том, что на изменение котировок финансовых активов не оказывает влияние информация, отличная от новостей о ДКП. На минутных данных относительно легче выявить резкие изменения в них, произошедшие после публикации новой информации ЦБ, относительно дневных данных, учитывающих больше новостей, чем просто выпуск пресс-релиза по ключевой ставке. Часть исследований, использующих менее частотные, например, дневные данные, ослабляют предпосылку об исключаяющем ограничении, а также тестируют независимость шока ДКП от других, немонетарных шоков, таких как шок агрегированного спроса.

Дальнейшее развитие методики высокочастотной идентификации шоков ДКП было связано с попытками ответить на вопрос об информационном содержании монетарных сюрпризов. [Gürkaynak et al, 2005; Altavilla et al, 2019; Swanson, 2021; Abramov et al, 2022; Евстигнеева и др., 2022] сфокусировались на разных видах инструментов ДКП, поскольку во время монетарного события регулятор сообщал информацию не только об изменении ключевой ставки. Заявления регулятора о ключевой ставке сопровождались сигналами о последующих шагах ДКП и о будущей экономической ситуации, а также о крупномасштабных покупках активов (в случае нетрадиционной ДКП в США, еврозоне). Помимо этого, в современных работах находят доказательства эндогенности монетарных сюрпризов, связанной с разными причинами информационных эффектов: 1) «информационным каналом ФРС» [Romer, Romer, 2000; Nakamura, Steinsson, 2018; Jarociński, Karadi, 2020], 2) сигнальным каналом [Melosi, 2017], 3) «каналом реакции ФРС на новости» [Bauer, Swanson, 2020], 4) внеплановостью заседаний Совета директоров центрального банка [Paul, 2020]. Для учёта проблем многомерности ДКП в научной литературе нередко используются многомерный статистический анализ [Gürkaynak et al, 2005; Altavilla et al, 2019; Swanson, 2021; Andrade, Ferroni, 2021] и структурные векторные авторегрессии, совмещающие высокочастотный подход и другие способы идентификации [Cieslak, Schrimpf, 2019; Jarociński, Karadi, 2020; Fanelli, Marsi, 2022].

Несмотря на обилие существующих зарубежных исследований по этой тематике, использование высокочастотных данных в идентификации монетарных шоков является сравнительно новым направлением в российских исследованиях о последствиях монетарной политики [Tishin, 2019; Seleznev, Tishin, 2022; Abramov et al, 2022; Евстигнеева и др., 2022; Крамков, Максимов, 2024]. В частности, это связано со степенью развития финансового рынка, наличием данных, необходимых для реализации

высокочастотного подхода. В российских исследованиях использовались разные источники финансовых инструментов и разные периоды моделирования для оценки изменений ожидаемой процентной ставки [Tishin, 2019; Abramov et al, 2022; Евстигнеева и др., 2022]. Методики оценки монетарных сюрпризов представлены факторным анализом [Abramov et al, 2022; Евстигнеева и др., 2022], а также одномерными оценками монетарного шока [Tishin, 2019; Крамков, Максимов, 2024]. Найдены свидетельства в пользу возможной эндогенности существующих оценок монетарных сюрпризов [Евстигнеева и др., 2022; Крамков, Максимов, 2024]. Однако в российских работах, использующих высокочастотный подход, не обсуждается вопрос о неоднородности последствий коммуникационной политики: в идентификации шоков ДКП не учитывается напрямую информационная компонента монетарных сюрпризов.

При этом внутридневные данные, теоретически обеспечивающие более валидные оценки, представлены по гораздо более узкому ряду финансовых инструментов по сравнению с дневными данными. С одной стороны, процентные финансовые инструменты недостаточно ликвидны для применения более частотных (т.е. внутридневных по сравнению с дневными) данных. В работе [Крамков, Максимов, 2024] показана актуальность применения идентификаций на основе учета гетероскедастичности изменений процентных ставок, т.е. принимается предпосылка об изменении волатильности процентных ставок в день решения ЦБ вместо предпосылки об исключаящем ограничении. Согласно предпосылке об исключаящем ограничении, изменение процентной ставки в окне заявления ЦБ о своем решении является с точностью до случайной ошибки монетарным шоком. В случае предпосылки о гетероскедастичности на изменение процентной ставки в окне заявления ЦБ могут влиять другие факторы, дисперсия которых не изменяется ввиду сообщения ЦБ (например, события, произошедшие задолго до решения ЦБ по ключевой ставке). С другой стороны, финансовые инструменты, которые обладают более высокой ликвидностью, достаточной для идентификации шоков ДКП в 30-минутном окне вокруг пресс-релиза ЦБ, не позволяют широко варьировать спектр срочностей используемых финансовых инструментов. В частности, в условиях высоких процентных ставок, санкционных ограничений и общей экономической нестабильности валютные фьючерсы с длительным сроком обращения (более шести месяцев) характеризуются крайне низкой ликвидностью по сравнению с контрактами на более короткие сроки, что затрудняет оценку последствий информационной политики в целом. Из-за специфики доступных финансовых данных использование существующих зарубежных практик для оценки монетарных сюрпризов в

российском контексте невозможно по объективным причинам, что делает востребованной модификацию в применяемой методике.

Цель и задачи исследования

Целью диссертационного исследования является разработка метода моделирования влияния информационной политики Банка России на рыночные процентные ставки с помощью высокочастотных данных. Для достижения цели были поставлены следующие задачи:

- 1) Систематизировать существующие методы оценки монетарных и коммуникационных шоков ЦБ на основе высокочастотных данных для определения перспективных исследовательских направлений в области выделения шоков ДКП.
- 2) Выявить особенности российских высокочастотных финансовых данных, учет которых необходим для разработки метода идентификации шоков ДКП, и сформулировать соответствующие предпосылки.
- 3) Разработать на основе выявленных предпосылок метод идентификации шоков ДКП с учетом информационной политики Банка России и реализовать его на российских данных.
- 4) Определить существенность предпосылок, выявленных по результатам анализа российских высокочастотных данных, с точки зрения изменения результатов идентификации шоков ДКП и оценки их последствий.
- 5) Проверить однородность влияния информационной политики Банка России на рыночные процентные ставки на основе полученных результатов моделирования и сформулировать рекомендации относительно проведения информационной политики Банка России.

Предмет и объект исследования

Объектом исследования является информационная политика как часть ДКП Банка России.

Предмет исследования – последствия информационной политики Банка России для финансовых рынков.

Научная новизна результатов исследования

- 1) Систематизированы методы идентификации шоков ДКП на основе анализа реалистичности двух основных предпосылок моделирования на российских высокочастотных данных: 1) предпосылки об исключаящем ограничении,

предполагающей влияние исключительно новости о решении ЦБ на движение финансовых рынков в узком временном окне; 2) предпосылки о многомерности ДКП, состоящей в одновременности влияния на финансовые рынки решения об изменении ключевой ставки и прочей информации пресс-релиза ЦБ. В предыдущих работах выбор метода осуществлялся на основе анализа правомерности лишь одной из этих предпосылок.

2) Выявлена статистическая зависимость изменений краткосрочной процентной ставки в день публикации пресс-релизов Банка России от информации, доступной заранее. В отличие от общепринятого в литературе подхода, предполагающего, что такие изменения являются следствием исключительно неожиданных изменений ДКП, допускается их частичная предсказуемость, обусловленная невыполнимостью предпосылки об исключаящем ограничении, а также информационной асимметрией между регулятором и участниками финансового рынка. Для учета этой предсказуемости впервые для российского рынка применен метод инструментальных переменных, что позволяет оценивать влияние денежно-кредитной политики корректнее, чем при использовании стандартного метода наименьших квадратов.

3) Разработан и реализован на практике подход к идентификации шока информационной политики Банка России, который учитывает влияние немонетарных шоков на динамику процентных ставок, произошедшее до пресс-релиза. В предыдущих работах информационный шок Банка России оценивался только в случае выполнения исключаящего ограничения, что затрудняло проверку надежности полученных оценок.

4) Осуществлена совместная оценка параметров влияния шоков ДКП на рыночные ставки с разными сроками погашения, что помогает проверить на реальных данных предпосылку об источнике гетероскедастичности изменений процентных ставок (т.е. о непостоянстве их дисперсии в день пресс-релиза), заменяющую нетестируемую предпосылку об исключаящем ограничении, используемую ранее в литературе.

5) Предложен метод оценки совместного вклада в динамику финансовых переменных шоков ДКП, отличающихся друг от друга противоположными последствиями информационной политики ЦБ для инфляционных ожиданий. Оценка информационных эффектов, затрудняющих управление ЦБ инфляционными ожиданиями, отличает проведенную работу от предыдущих российских исследований. В отличие от зарубежных исследований предложенный метод основан на использовании данных по валютным фьючерсам и учитывает специфику российских финансовых данных.

Теоретическая и практическая значимость

Теоретическая значимость диссертации заключается в разработке подхода к идентификации информационных и монетарных шоков, который, в отличие от аналогов, является более общим, позволяя включать в модель данные разной частотности (от поминутных до дневных), и опирается на инструментальные переменные, обеспечивающие более корректную оценку последствий реализации мер ДКП.

Практическая значимость работы состоит в возможности использования результатов диссертационного исследования аналитиками Банка России и бизнес-сообщества для прогнозирования мгновенных, краткосрочных и среднесрочных последствий реализации мер ДКП, а также для анализа механизмов формирования инфляционных ожиданий в связи с изменениями в информационной политике Банка России.

Теоретико-методологические основы исследования

Теоретическая основа исследования включает в себя научные исследования зарубежных и российских авторов в области оценки шоков ДКП и моделирования последствий их влияния на финансовые и макроэкономические переменные.

В качестве методологической основы диссертации служат методы анализа, синтеза, сравнения и обобщения. В работе применяются эконометрические и статистические методы и модели: метод главных компонент, факторный анализ, регрессионный анализ, обобщенный метод моментов для оценки нескольких уравнений, байесовские методы, модели структурной векторной авторегрессии.

Информационная база исследования

В качестве информационной базы исследования выступают статистические базы данных Банка России, Московской Биржи, Национальной финансовой ассоциации (НФА), портала «Финам».

Для расчётов использованы статистические пакеты R, MATLAB, Stata.

Основные положения, выносимые на защиту

1. Проведенная систематизация методов оценки шоков ДКП на основе высокочастотных данных помогает выявить некорректность существующих способов моделирования одновременного воздействия на финансовые рынки как информации пресс-релиза ЦБ, так и решения по ключевой ставке. Предыдущие работы опирались на предпосылку об исключаяющем ограничении, которая не применима в общем случае. Отказ от этой предпосылки дает возможность использовать российские высокочастотные данные для моделирования последствий информационной политики ЦБ.

2. Предложенный учет предсказуемости дневных изменений краткосрочной процентной ставки в день решения ЦБ позволяет более корректно оценить последствия неожиданной ДКП, а также объяснить «загадку цен», состоящую в положительном отклике инфляции в ответ на ужесточение монетарной политики.
3. Разработанный подход к оценке монетарных и информационных шоков с помощью учета гетероскедастичности изменений доходности гособлигаций позволяет сделать вывод о многомерности ДКП Банка России. Это обеспечивает возможность определить последствия этих многомерных шоков (как монетарных, так и информационных) на основе оценки значимости роста вариации в динамике процентных ставок в дни решений по ключевой ставке и без использования нереалистичной предпосылки об исключаящем ограничении.
4. Предложенный метод оценки совместного влияния на инфляционные ожидания и процентные ставки шоков, связанных с выходом пресс-релиза ЦБ по ключевой ставке, обеспечивает возможность комплексно учесть последствия коммуникационной политики при проведении ДКП Банком России.

Соответствие диссертации паспорту научной специальности

Диссертационная работа соответствует п. 3. «Разработка и развитие математических и эконометрических моделей анализа экономических процессов (в т.ч. в исторической перспективе) и их прогнозирования», а также п. 14. «Эконометрические и статистические методы анализа данных, формирования и тестирования гипотез в экономических исследованиях. Эконометрическое и экономико-статистическое моделирование» паспорта специальности научных работников ВАК 5.2.2 – «Математические, статистические и инструментальные методы в экономике».

Апробация результатов исследования и публикации

Результаты диссертации были представлены и обсуждены на Российском экономическом конгрессе (Москва, декабрь 2020), II международной конференции по эконометрике и бизнес-аналитике «International Conference on Econometrics and Business Analytics (iCEBA): Time series methods» (Ереван, сентябрь 2022), IX научной конференции «Modern Econometric Tools and Applications - META2022» в НИУ ВШЭ (Нижний Новгород, сентябрь 2022), Чтениях по инструментальным методам в экономических и социальных исследованиях памяти Е.Г. Ясина (Москва, май 2024), XXIV и XXV Ясинской (Апрельской) международной научной конференции по проблемам развития экономики и общества в НИУ ВШЭ (Москва, апрель 2023 и апрель 2025).

Основные результаты диссертации опубликованы в 4 работах в журналах WoS («Вопросы экономики»), Scopus («Прикладная эконометрика»), RSCI («Деньги и кредит»),

а также в изданиях, рекомендованных для защиты в диссертационном совете МГУ («Деньги и кредит», «Вестник Московского университета. Серия 6: Экономика», «Экономика и управление», «Научные исследования экономического факультета. Электронный журнал») общим объемом 5,89 п.л. (из них 4 п.л. – автором лично).

Структура диссертации

Диссертационная работа состоит из введения, трёх глав, заключения, списка литературы и приложения. Диссертация объёмом 159 страниц содержит 21 рисунок, 24 таблицы, в том числе приложение с 1 таблицей. В работе представлены ссылки на 135 источников.

Первая глава представляет собой обзор методов идентификации шоков ДКП на основе высокочастотных данных. Структура главы соответствует основным направлениям в развитии математического и эконометрического инструментария с использованием высокочастотных данных: определение роли частотности данных в идентификации шоков ДКП, описание предпосылок высокочастотной идентификации как наиболее простого метода идентификации, а также его использование для учёта многомерности ДКП и коммуникаций центрального банка в оценках монетарных сюрпризов. Итогом первой главы является авторская систематизация методов, которая позволяет выявить приоритетные направления разработки методов оценки шоков ДКП в контексте политики Банка России.

Во второй главе рассматриваются особенности использования моделей с двумя типами шоков ДКП на дневных российских финансовых данных: описание источников и характеристик данных, анализ необходимости учета многомерности ДКП в использовании российских высокочастотных данных. Также представлены итоги разработанного подхода к оценке шоков ДКП с учетом выявленной предсказуемости оценок, ранее полученных с помощью прямого переноса методов из зарубежных работ на российские данные.

Третья глава посвящена разработке метода высокочастотной идентификации шоков ДКП с учетом информационных эффектов. В первом разделе обсуждаются перспективы отказа от исключающего ограничения, для чего предложен подход к оценке шоков ДКП с учетом гетероскедастичности. Во втором разделе он реализован на российских дневных данных для определения существенности опущенной предпосылки в оценке последствий ДКП. В третьем и четвертом разделах предложен метод оценки информационной компоненты для выявления возможной неоднородности последствий ДКП. Заключение суммирует результаты по идентификации шоков ДКП с помощью высокочастотных данных, приведены основные результаты и выводы работы.

Глава 1. Подходы к оценке неожиданных изменений в монетарной политике с помощью высокочастотных данных

В главе 1 обобщен опыт применения высокочастотных данных для оценки многомерности денежно-кредитной политики, а также роли информационной политики центрального банка для финансовых рынков. В первом разделе мы систематизируем преимущества рассматриваемых подходов на основе высокочастотных данных, а также определяем ряд ограничений, на которые следует обратить внимание при создании собственной модели в выбранном направлении. Последующие разделы 1.2–1.4 детализируют описание подходов с точки зрения нескольких аспектов: тип данных, методы учета многомерности ДКП, методы оценки информационных эффектов, приводящих к эконометрическим загадкам (загадке цен или выпуска). Раздел 1.2 обращен к опыту применения высокочастотных данных для моделирования информационного канала в разных экономиках. В разделе 1.3 рассматриваются существующие в литературе методы оценки многомерной денежно-кредитной политики (регулирование ключевой ставки, информационная политика) с помощью высокочастотных данных. В последнем разделе 1.4 обсужден вопрос расширения идентификации для учета информационных эффектов, приводящих к эконометрическим загадкам цены и выпуска в моделировании последствий монетарной политики. Каждый раздел сопровождается методологическими предложениями для российских исследований.

В настоящей главе использованы материалы, опубликованные автором в статьях «Оценка предсказуемости изменений рыночных процентных ставок в дни публикации пресс-релизов Банка России» и «Оценка многомерности монетарной политики на высокочастотных данных» [Банникова, Пестова, 2021; Банникова, 2024].

1.1. Роль использования высокочастотных данных в идентификации монетарных шоков

Оценка последствий неожиданных изменений в ДКП является важной задачей в деятельности центрального банка, бизнес-аналитиков, рынков, поскольку монетарная политика значительно влияет на экономическую ситуацию, в той или иной степени определяя решения различных экономических агентов. В современной научной литературе сложился консенсус, что моделирование эффектов ДКП предполагает оценку неожиданного изменения в ключевой ставке, или монетарного шока. Прежде всего, это связано с тем, что простое вычисление разности в анонсируемой ключевой ставке за период между ближайшими заседаниями не эквивалентно шоку ДКП, т.е. не позволяет

выявить однонаправленную связь с другими переменными: оценить влияние ключевой ставки на инфляцию и другие макроэкономические и финансовые переменные. Абсолютное изменение ключевой ставки также является результатом реакции центрального банка на изменения в экономической конъюнктуре.

Тем не менее, оценка монетарного шока сопряжена с несколькими сложностями. Во-первых, процентные ставки и другие макроэкономические переменные взаимосвязаны. Центральный банк, устанавливая процентную ставку на некотором уровне, также реагирует на ожидаемую в будущем (не только на текущую) экономическую ситуацию. Во-вторых, регулятор основывает свои решения на данных реального времени, а не на пересмотренных данных, используемых в моделировании [Orphanides, 2001; Orphanides, 2003].

На текущий момент накоплен богатый опыт эмпирических исследований в области оценки монетарных шоков. Исследователи используют разные методы, каждый из которых, хотя и не лишен недостатков, обладает рядом преимуществ, что делает его более подходящим для изучения того или иного научного вопроса [Rossi, 2021]. В настоящем диссертационном исследовании в качестве основных методов оценки неожиданных изменений в ДКП рассматриваются подходы, базирующиеся на использовании высокочастотных данных. Такой выбор мотивирован, прежде всего, преимуществами, которые дает использование высокочастотных данных, а также позитивным опытом зарубежных исследователей в области моделирования шоков ДКП и их последствий. Далее подробнее охарактеризуем преимущества идентификации шоков ДКП на основе высокочастотных данных.

[Cochrane, Piazzesi, 2002] с помощью дневных данных евродолларового фьючерса обнаружили, что корреляция между процентными ставками и неожиданными изменениями в целевой ставке оказывается более сильной, а оценка этой связи – более реалистичной, чем в модели с обычными изменениями в целевой ставке. [Kuttner, 2001] использовали дневные данные по фьючерсам на целевую ставку, чтобы отделить ожидаемые изменения целевой ставки от неожиданных, и пришли к выводу о наличии тесной связи между неожиданными изменениями в ДКП и рыночными процентными ставками, а также к заключению о слабой реакции последних на ожидаемую монетарную политику. [Ramey, 2016] отмечает, что оценки шоков ДКП, полученные с помощью нарративного [Romer, Romer, 2004] и высокочастотного [Gertler, Karadi, 2015] подходов, демонстрируют относительно устойчивые результаты, в том числе логичные с точки зрения последствий монетарной политики для объема производства, на разных объемах данных. [Gertler, Karadi, 2015] с помощью высокочастотных данных получают новые

результаты по сравнению со стандартными моделями денежно-кредитной трансмиссии, утверждая о необходимости учета эффектов срочной премии и кредитного спреда в моделировании, а также о положительной роли информационной политики в эффективности трансмиссионного механизма. Как замечают авторы исследования, использование высокочастотных данных в идентификации монетарных шоков позволяет получить состоятельную оценку влияния шока ДКП на финансовые переменные, а также учесть сигналы регулятора о будущей ДКП. Отдельного внимания заслуживает тот факт, что высокочастотные данные можно использовать в качестве внешних инструментальных переменных, которые стали ведущим подходом в области оценки последствий монетарной политики [Miranda-Agrippino, Ricco, 2023]. Рассматриваемый подход удобен для оценки мгновенных эффектов, а также для событийного анализа. Различные модификации идентификации на основе высокочастотных данных, предпринятые в исследованиях последних 20 лет, позволили значительно усовершенствовать оценку неожиданных изменений в ДКП. [Miranda-Agrippino, Ricco, 2021], применяя идентификацию на основе высокочастотных данных, которая учитывает информационную негибкость, приходят к выводу о том, что ужесточение ДКП однозначно сдерживает рост экономики, и нет никаких свидетельств парадоксальной реакции инфляции или экономической активности в ответ на шок ДКП.

Как правило, при использовании вышеописанных методов исследователи рассчитывают изменения процентной ставки в коротком окне вокруг заявления центрального банка (далее ЦБ). В зарубежной литературе этот подход получил название «high-frequency identification», что далее будет переведено как «идентификация на основе высокочастотных данных». В современных научных работах под последними понимают данные с дневной или внутридневной частотой. Применение каждого типа может быть вполне оправдано, что в основном зависит от специфики исследования. Однако наибольшее распространение получило использование именно внутридневных данных (поминутных или тиков), поскольку, во-первых, они оказались доступны исследователям, и, во-вторых, использование более узкого окна позволяет точнее оценить отклики цен активов в ответ на заявления о решениях в области ДКП. В частности, использование высокой частотности позволяет отследить, как изменяется (и меняется ли в принципе) динамика финансовых переменных в ответ на заявления ЦБ. Также чем больше временной интервал, на котором наблюдается динамика финансового индикатора, тем больше различных новостей, произошедших за этот промежуток времени, учитываются в ценах активов.

С другой стороны, для определенных исследовательских целей бывает достаточно дневных данных, что требует эмпирической проверки. Например, [Gürkaynak et al, 2007] показывают, что для высокочастотной идентификации шоков денежно-кредитной политики ФРС нет необходимости в использовании внутрисдневных данных, если рассматриваемый период ограничен снизу 1995 годом. В первую очередь это связано с тем фактом, что до 1994 года ФРС не публиковала заявления о решениях по денежно-кредитной политике (пресс-релизы вместе с изложением позиции ЦБ насчет экономических перспектив) после заседаний Федерального комитета по открытым рынкам (ФКОР). Экономические агенты узнавали о решении ЦБ по итогам операций на открытом рынке, проведенных к 11:30 утра следующего дня после заседания ФКОР. Применение менее частотных данных оказывается полезным в случае недоступности внутрисдневных данных для каждого рассматриваемого события.

Таким образом, высокочастотный подход позволяет оценить монетарный сюрприз, неожиданное изменение в денежно-кредитной (как правило, процентной) политике с точки зрения участников (некоторого сегмента) финансового рынка. Обратим внимание на то, что монетарный сюрприз – это рыночная оценка шока ДКП. По этой причине она отражает изменения в ожиданиях относительно процентных ставок.

Формализуем применение идентификации на основе высокочастотных данных в оценивании мгновенных эффектов заявлений ЦБ. Её реализация заключается в оценке регрессии:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta mps_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где ΔX_t – изменение переменной интереса в день заседания ЦБ (например, относительно предыдущего дня), mps_t – оценка монетарного сюрприза, ε_t – случайная ошибка. Помимо этого, в регрессию могут быть включены контрольные переменные, однако в случае экзогенности mps_t оценка $\hat{\beta}$ по-прежнему будет состоятельной и несмещенной. Значит, оценка $\hat{\beta}$ может быть проинтерпретирована как мгновенное влияние заявления ЦБ на ту или иную финансовую переменную. Мера оценки неожиданных изменений в ДКП mps_t может быть получена как разница в цене финансового актива P_t в день заседания ЦБ относительно прошлой цены P_{t-k} :

$$mps_t = \frac{P_t - P_{t-k}}{P_{t-k}}. \quad (2)$$

Если ценообразование базируется на значении процентной ставки (пусть изменение цены эквивалентно изменению процентной ставки), то формула упрощается до разности $P_t - P_{t-k}$. На практике для оценки ожидаемой процентной ставки необходимо обращаться к аспектам ценообразования.

Промежуток времени от $t - k$ до t называют окном для оценки монетарного сюрприза. Определение достаточной ширины используемого окна – это результат накопленного исследовательского опыта. Например, [Gurkaynak et al, 2005; Gurkaynak et al, 2007] приходят к аналогичным выводам на основе оценок, полученных на дневных и внутридневных данных.

[Cochrane, Piazzesi, 2002] отмечают значительные преимущества использования высокочастотных данных в оценке неожиданных изменений в ДКП, называя этот подход практически идеальным. Во-первых, рыночные ожидания относительно процентных ставок формируются с учётом большого объёма информации, используемым как ЦБ при определении нового уровня ключевой ставки, так и участниками рынка, стремящимися «угадать» действия регулятора. Таким образом, не возникает проблемы пропущенной переменной в оценке правила реакции ЦБ: получаемая мера неожиданного изменения в ДКП является рыночной оценкой процентных ожиданий. Более того, в таком случае исследователь опирается на восприятие рынком ДКП вместо того, чтобы моделировать правило реакции в каждый момент времени. Тогда проблема изменяющихся со временем предпочтений ЦБ (например, более усиленная борьба с инфляцией или безработицей) не стоит так остро, как в случае оценки линейных векторных авторегрессий, где предпочтения ЦБ предполагаются неизменными.

Во-вторых, рекурсивная идентификация на дневных данных базируется на более реалистичных предпосылках по сравнению с её реализацией на месячных данных. Например, динамика процентных ставок – это один из статистических материалов, используемых для принятия решения в области изменения ключевой ставки. В то же время вслед за решением ЦБ могут изменяться процентные ставки во всей экономике. Однако изменение ставки в день заседания ЦБ по сравнению с предыдущим днём отражает влияние решения регулятора на процентные ставки, но не обратную связь монетарной политики и динамики ставок. Приведём пример. Дневные изменения рыночной процентной ставки RUONIA, не являются экзогенными: на процентную ставку оказывают влияние отклонение инфляции от цели, ликвидность банковского сектора, т. е. показатели, доступные на помесечном уровне [Мерзляков, Хабибуллин, 2017]. Использование процентных инструментов в коротком окне вокруг заявления центрального банка позволяет преодолеть эту проблему: то, как изменились макроэкономические переменные 5 минут назад, практически не оказывает влияние на процентную ставку.

В-третьих, оценки на основе высокочастотных данных позволяют исключить из анализа случаи, когда ЦБ изменяет ключевую ставку в ответ на те или иные события.

[Cochrane, Piazzesi, 2002] приводят пример 17 сентября 2001 года, когда доходности гособлигаций не изменились в день решения ФРС о целевой ставке, поскольку реакция произошла ранее, в день открытия торгов после террористических актов 11 сентября 2001 года. Это согласуется с определением монетарного шока, данного в работе [Eichenbaum, Evans, 1995]: шок ДКП трактуется как неожиданное изменение краткосрочной процентной ставки, вызванное только изменением в монетарной политике.

Помимо этого, подход, положенный в основу анализа диссертации, позволяет оценить последствия коммуникационной политики ЦБ. Заметим, что под информационной политикой можно понимать как сигналы ЦБ при детерминирующей роли процентной политики, так и в случае нетрадиционной ДКП, когда краткосрочная процентная ставка достигает значений около нуля. Так, [Gurkaynak et al, 2005] используют высокочастотные данные в оценке изменений ожидаемых процентных ставок на горизонте до 1 года для того, чтобы учесть эффекты сигналов регулятора о будущей монетарной политике, в то время как [Campbell et al, 2012] применяют метод [Gurkaynak et al, 2005] на более продолжительном периоде времени, включающим годы нулевой нижней границы процентных ставок. Подобные оценки сопряжены с рядом трудностей, которые будут обсуждены более подробно в разделах 1.2 и 1.4, тем не менее, даже приближенные оценки позволяют сделать важные макроэкономические выводы об информационном содержании монетарных сюрпризов.

Наконец, использование высокочастотных финансовых данных обладает существенными преимуществами перед прогнозами аналитиков. Как отмечают [Cieslak, Schrimpf, 2019], для оценки монетарного сюрприза прогнозы аналитиков должны быть на конкретную дату относительно каждого заседания. Однако это требование редко выполняется на практике, из-за чего проведенный анализ может быть неточным.

Несмотря на неоспоримые преимущества подхода на основе высокочастотных данных, в научной литературе нередко встречается критика рассматриваемого подхода. В первую очередь это связано с предположениями, которые делают при выборе такого метода. Обратимся к предпосылкам, как правило, принимаемых в случае идентификации на основе высокочастотных данных.

Во-первых, единственной важной новостью, которая должна была изменить ожидания рынка за рассматриваемый короткий интервал времени, является заявление ЦБ, что своевременно учитывается участниками рынка. Однако [Rossi, 2021] подчеркивает, что предпосылка о немедленном учёте заявления ЦБ в ценах финансовых активов (посредством рациональных ожиданий и эффективных рынков) может быть спорным предположением во времена финансовой нестабильности, в том числе кризисов. Если

имеют место отложенные эффекты, то узкое окно вокруг заявлений ЦБ не позволит корректно оценить величину монетарного сюрприза.

Также предполагается, что шок ДКП не оказывает мгновенное влияние на премию за риск. В то время как ожидаемая ставка реагирует на монетарную новость практически мгновенно, в окне заявления ЦБ, премия за риск не меняется за такой короткий промежуток времени. Предположение о неизменяющейся в окне премии за риск согласуется с результатами работы [Piazzesi, Swanson, 2008]. Однако эмпирические работы демонстрируют, что изменения цен на финансовые активы в коротком окне вокруг заявления ЦБ предсказуемы. [Cochrane, Piazzesi, 2002] объясняют это с помощью нерешенной проблемы эндогенной реакции монетарной политики на макроэкономическую ситуацию. [Miranda-Agrippino, 2016] обнаруживает, что изменения доходностей процентных фьючерсов оказываются предсказуемыми на основе предыдущих значений, объясняя это недостаточным числом нейтральных к риску инвесторов на рынке. Предсказуемость рыночных сюрпризов с помощью прошлой информации может быть объяснена с помощью изменения премии за риск [Fama, French, 1989; Fama, 1990, 2013]. Таким образом, в некоторых случаях премия за риск является важной компонентой монетарных сюрпризов, без идентификации которой невозможна корректная оценка последствий неожиданных изменений в ДКП.

Отметим, что делаются предположения относительно оценки изменения в процентной ставке с помощью разных финансовых инструментов, цены которых так или иначе связаны с процентной ставкой. В частности, предпосылки отражают некоторые аспекты ценообразования или формирования ожиданий по процентной ставке. Поскольку в основу идентификации на основе высокочастотных данных положен расчёт разностей цен финансовых активов в коротком окне вокруг заявления ЦБ, то необходимо обоснование того, что эти расчёты действительно удовлетворяют определению сюрприза, а не являются следствием случайного шума в данных. Заметим, что использование высокочастотных данных не гарантирует отсутствие ошибки измерения, поэтому нередко монетарные сюрпризы при выполнении некоторых предпосылок рассматриваются как приближенная оценка истинного шока ДКП. Альтернативные способы верификации этой предпосылки – это косвенные оценки, такие как моделирование последствий шоков ДКП, расчёт корреляции с другими мерами неожиданных изменений ДКП [Miranda-Agrippino, Rizzo, 2021]. В том числе мгновенные изменения в ценах финансовых активов должны соответствовать по направлению более продолжительной реакции низкочастотных переменных. В противном случае выбранная нами мера оценки может оказаться финансовым шумом. Эта предпосылка оказывается чрезвычайно важной, если

используются ограничения на знаки сюрпризов. Помимо этого, в настоящий момент существуют разные способы обработки высокочастотных данных, чтобы ослабить проблему ошибки измерения [Brownlees, Gallo, 2006; Altavilla et al., 2019].

Во-вторых, многие способы высокочастотной идентификации монетарных сюрпризов, как отмечает Michael Woodford в комментарии к статье [Campbell et al, 2012] на примере метода [Gurkaynak et al, 2005], не могут напрямую помочь при ответе на вопрос о причинах изменения рыночных прогнозов в ответ на заявление о ДКП. Иными словами, нельзя сказать, на какую часть заявления отреагировали участники рынка или по какой причине изменились прогнозы рынка относительно будущей процентной ставки, т. е. повлияло ли заявление ЦБ на рыночные представления о функции реакции или об экономической ситуации в будущем. Однако можно протестировать гипотезу о том, что заявления регулятора вообще не меняют ожиданий участников рынка, или гипотезу о том, что единственной новостью в заявлении является информация о новом уровне ключевой ставки. Также исследователи разработали подходы к выявлению причин монетарных сюрпризов [Campbell et al, 2012; Cieslak, Schrimpf, 2019; Andrade, Ferroni, 2021; Евстигнеева и др, 2022].

В-третьих, предполагается, что информационные множества ЦБ и рынка практически идентичны друг другу. В предположении, что монетарные сюрпризы – это приближенная оценка шоков ДКП, аналогичное утверждение будет сделано для отдельного сегмента финансового рынка (например, рынка фьючерсов на процентную ставку). Более того, помимо предпосылки о тождественности двух информационных множеств полагают, что воспринимаемая функция реакция ЦБ и рынка практически неотличимы друг от друга. Тем не менее, в литературе чаще появляются свидетельства того, что восприятие шока ДКП центральным банком и рынком могут существенно отличаться друг от друга [Romer, Romer, 2000; Hoesch et al, 2023]. Для наглядности представим изменение процентной ставки в окне заявления ЦБ Δi_t с помощью функции реакции, как это сделано в работе [Bauer, Swanson, 2023]:

$$\Delta i_t = \Delta f_t(X_t) + \varepsilon_t, \quad (3)$$

где f_t – это функция реакции в момент t , X_t – информационное множество ЦБ, ε_t – случайная ошибка. Знак Δ означает изменение в окне вокруг заявления ЦБ, индекс t относится к монетарному событию. Если $\Delta f_t(X_t) = 0$, то есть функция реакции, а также информационное множество в окне заявления ЦБ неизменны, то изменение процентной ставки в окне заявления ЦБ Δi_t в точности соответствуют неожиданному изменению ДКП в ответ на информационную политику ЦБ. [Romer, Romer, 2000; Jarociński, Karadi, 2020] находят свидетельства в пользу гипотезы об изменении X_t , а [Bauer, Swanson, 2023] – в

пользу гипотезы об изменении функции реакции в ответ на заявление ЦБ. Первый механизм получил название канала информации ФРС, а второй – канала реакции ФРС на новости.

Таким образом, можно обобщить выше сказанное в виде Таблицы 1.

Таблица 1 – Предпосылки и ограничения высокочастотного подхода

	Предпосылка высокочастотного подхода	Ограничение высокочастотного подхода
1	<i>Информация ЦБ в дни монетарных событий оказывается единственной важной для динамики котировок. Информационная политика ЦБ не оказывает мгновенное влияние на премию за риск. Использование поминутных финансовых данных или тиков в отличие от данных более низкой частоты позволяет сузить рассматриваемый промежуток времени (окно) в достаточной мере, чтобы принять эти предпосылки.</i>	Для дневных данных принятие этой предпосылки может оказаться более спорным. Поскольку изменение процентной ставки может быть связано с сообщением ЦБ прогнозов по ВВП и инфляции (или с последовательной ДКП, когда последующее решение зависит от предыдущего изменения ключевой ставки), оценки монетарных сюрпризов не удовлетворяют определению неожиданного изменения в ДКП.
2	<i>В реальном мире ЦБ сообщает не только новое значение ключевой ставки, но и макроэкономические прогнозы. Поскольку рынок своевременно учитывает поступающую информацию, предполагается, что для динамики финансовых переменных является важной информационная политика ЦБ, т.е. ДКП многомерна.</i>	Априори без дополнительного исследования невозможно установить конкретный источник информации, вызывающей изменение котировки или доходности. Однако можно установить общие механизмы влияния разных факторов ДКП (регулирования ключевой ставки, информационной политики ЦБ) на экономику.
3	<i>После получения информации ЦБ участники рынка склонны пересматривать ожидания относительно процентных ставок в будущем. Предполагается, что информационные множества ЦБ и рынка практически идентичны друг другу. Тогда изменение рыночной процентной ставки в день публикации решения по ключевой ставке отражает неожиданное изменение в ДКП.</i>	Причиной корректировки рыночных ожиданий может выступать не только изменение восприятия направления ДКП в ближайшие годы, но также изменение систематической ДКП. Тогда асимметрия информации или асимметрия реакции на новости между ЦБ и рынком может приводить к росту инфляционных ожиданий (фондового индекса) с ужесточением ДКП.

Источник: составлено автором.

В следующих разделах главы 1 мы подробнее рассмотрим принимаемые предпосылки и сделаем критический обзор используемых методов идентификации монетарных сюрпризов.

1.2. Опыт использования идентификации на основе высокочастотных данных для разных стран

Согласно разделу 1.1, монетарный сюрприз – это мера рыночной оценки неожиданного изменения в процентной ставке в ответ на решение центрального банка в области ДКП. В этом разделе мы рассмотрим аспекты этой оценки согласно приведенному определению.

На сегодняшний день использование высокочастотных данных для идентификации монетарных сюрпризов широко применялось для анализа ДКП центральных банков развитых стран: Федеральной резервной системы США, Европейского центрального банка, Банка Англии и Банка Японии. Для стран с формирующимися рынками прямой перенос зарубежного опыта в плане используемой методики, как правило, ограничен ввиду недостаточной ликвидности рынка процентных финансовых инструментов.

Однако в любом случае применение финансовых данных требует оценки ожидаемой процентной ставки. В качестве инструментов, используемых для расчета сюрпризов, обычно выступают процентные, такие как фьючерсы на ставку Федеральных Фондов, евродолларовые фьючерсы, процентные свопы и другие (Таблица 2). Для развивающихся стран исследователи выбирают иные финансовые переменные, например, цены закрытия для валютных фьючерсов, фондовый индекс и другое. Далее дадим краткую характеристику каждого из них.

Рынок фьючерсов на ставку Федеральных Фондов был создан в 1989 году Чикагской торговой палатой, и в настоящее время на нём торгуются 30-дневные контракты сроком до 5 лет². Цена такого фьючерса – это 100 минус среднее арифметическое ежедневных эффективных ставок по федеральным фондам в течение контрактного месяца, таким образом, фьючерсные цены отражают рыночные ожидания относительно будущих изменений ставки по фондам ФРС. [Gürkaynak et al, 2007] показывают, что по сравнению с другими финансовыми инструментами фьючерсы обеспечивают более точные прогнозы относительно траектории будущих процентных ставок до 6 месяцев.

Евродолларовые фьючерсы представляют собой фьючерсы на долларовую ставку процента срочных депозитов в коммерческих банках за пределами США. Они были впервые запущены на Чикагской товарной бирже (CME) в 1981 году. Базовый инструмент – это срочный 3-месячный депозит в евродолларах. Цена евродолларового фьючерса – это

² контракты существуют, но фактически не торгуются, см. https://www.barchart.com/futures/quotes/ZQ*0/futures-prices

100 минус 3-месячная процентная ставка LIBOR³ в долларах США, ожидаемая на дату расчёта по контракту. Политические решения ФРС оказывают влияние на цены евродолларовых фьючерсов: коммерческие банки для удовлетворения резервных требований могут обратиться в центральный банк, а также могут выбрать торговлю евродолларовыми фьючерсами, таким образом, евродоллары – альтернатива федеральным фондам, поэтому LIBOR практически следует за ставкой Федеральных Фондов. При этом евродолларовые фьючерсы не считаются в полном смысле безрисковыми, поскольку находятся вне сферы регулирования американским законодательством, однако уровень риска считается невысоким.

Процентные свопы (IRS) – это контракты между 2 сторонами, в конце срока действия которых одна сторона выплачивает фиксированную процентную ставку, оговоренную при заключении контракта, а другая сторона – среднюю рыночную процентную ставку. В отличие от фьючерсов на процентную ставку и гособлигаций свопы на процентную ставку имеют некоторые преимущества: 1) для заключения контракта не требуется авансовый платёж, т. е. практически отсутствует кредитный риск; 2) в случае Еврозоны влияние странового риска практически минимально [Altavilla et al, 2019]. Индексированные овернайт свопы (OIS) обладают фиксированным сроком погашения, что является преимуществом при расчётах вменённой процентной ставки.

Один из примеров процентного свопа – это индексированный своп овернайт, в основе которого лежит краткосрочная рыночная ставка овернайт SONIA (Sterling Overnight Index Average). Однако стоит отметить, что внутридневные данные становятся доступными только с 2008 года [Joyce et al, 2008]. Аналогичный инструмент для еврозоны – это индексированный своп овернайт, базирующийся на ставке EONIA (Euro Overnight Index Average).

Таблица 2 – Инструменты, используемые в идентификации монетарных сюрпризов

Финансовый инструмент	Характеристика	Примеры работ
Казначейские вексели	Учитывают в большей степени изменения в монетарной политики ФРС даже в условиях нижней нулевой границы.	[Swanson, Williams, 2014; Gilchrist et al, 2015; Bu et al, 2021]
Процентные свопы	Аналогичен доходности гособлигации за некоторыми	[Altavilla et al, 2019; Cesa-Bianchi et al,

³ Это краткосрочная процентная ставка, по которой коммерческие банки могут занимать средства на лондонском межбанковском рынке.

	исключениями. Отсутствует кредитный риск. В отличие от фьючерсов на процентную ставку имеет фиксированный срок до исполнения.	2020; Abramov et al, 2022]
Фьючерсы на процентную ставку (Eurodollar futures, Fed Funds futures, Sterling futures)	В основе ценообразования лежит процентная ставка межбанковского кредитования на евродолларовые, стерлинговые депозиты, федеральные фонды, что отражает ожидания по релевантной ключевой ставке.	[Gürkaynak et al, 2005; Cesa-Bianchi et al, 2020]
Процентные спреды	2-летний спред доходностей итальянских и немецких гособлигаций позволяет учесть особенности ДКП во время кризиса в Еврозоне (высокие спреды отражают не только ужесточение ДКП, но и угрозу валютному союзу).	[Kane et al, 2018]
Рыночная процентная ставка или ставка ЦБ	Предполагается, что изменения рыночной ставки в окне прежде всего обусловлены изменениями в ДКП.	[Görtz et al., 2020]
Доходности гособлигаций, индексы государственных облигаций	Влияние ключевой ставки на доходности гособлигаций является одной из первых ступеней монетарной трансмиссии.	[Gürkaynak et al, 2007; Inoue, Rossi, 2019; Swanson, 2021; Abramov et al, 2022]
Фондовый индекс	Мгновенный рост фондового индекса в ответ на шок монетарной политики отражает наличие немонетарной информации в сюрпризе.	[Jarociński, Karadi, 2020; Abramov et al, 2022]

Индекс VIX	Чувствителен к изменениям в восприятии инвесторов риска и премии за риск. Сильная корреляция с изменениями премии акции.	[Kroencke et al, 2021]
Спреды кредитных дефолтных свопов со сроком погашения пять лет	Чувствительны к изменениям в восприятии инвесторов риска и премии за риск. Те же детерминанты, что и для премии акции.	[Kroencke et al, 2021]
Спот-курс валютной пары	Обменный курс особенно чувствителен к заявлениям центрального банка, в том числе в то время, когда ставка по федеральным фондам достигла нулевой нижней границы.	[Tishin, 2019; Holtemöller et al, 2020]
Форвардный валютный курс фунт-доллар	Позволяет учесть нестандартные меры ДКП, когда краткосрочные процентные ставки не отражают в полной мере политику в условиях эффективной границы процентных ставок.	[Cesa-Bianchi et al, 2020]
Фьючерс на фондовый индекс	Предполагается, что изменения фондового индекса в окне прежде всего обусловлены изменениями в ДКП.	[Abramov et al, 2022]
Валютные фьючерсы (в т. ч. взвешенный портфель)	Чувствителен к изменениям в восприятии инвесторов риска и премии за риск. Учитывают неопределенность монетарной политики, премию за риск.	[Kroencke et al, 2021; Tishin, 2019; Банникова, Пестова, 2021]

Источник: составлено автором

В условиях отсутствия рядов данных, обладающих необходимыми характеристиками (продолжительность, ликвидность), в некоторых работах делается выбор в пользу рискованных инструментов.

[Cesa-Bianchi et al, 2020] используют форвардный курс валютной пары британский фунт – доллар США. Согласно наблюдениям авторов, этот показатель сильно коррелирует с более стандартными оценками монетарных новостей, оценённых на основе кривой доходности Великобритании, при этом он помогает учесть нестандартные меры ДКП, когда краткосрочные процентные ставки не отражают в полной мере политику в условиях эффективной границы процентных ставок. Комбинация сюрпризов, рассчитанных на основе 3-месячного форвардного валютного курса и 3-месячного стерлингового фьючерса, делает возможным оценку монетарного шока в условиях неоднородной ДКП.

[Holtemöller et al, 2020] используют тот факт, что валютные курсы чувствительны к коммуникации центрального банка, в то время как процентные ставки остаются неизменными. Используя различия в волатильности валютного курса и процентной ставки, авторы разделяют два шока, которые приводят к укреплению доллара, но имеют разные последствия для инфляции и экономической активности.

[Jarociński, Karadi, 2020] использовали рискованные активы в ограничениях на знаки: ужесточение монетарной политики при прочих равных приводит к снижению стоимости акций на рынке (увеличивается ставка дисконтирования, ожидаемые дивиденды снижаются в связи с ухудшением экономической ситуации, вызванным ужесточением политики, значит текущая стоимость будущих дивидендов снижается), и напротив, со направленность динамики процентных ставок и фондового индекса интерпретируется как наличие шока информации ЦБ.

[Kroencke et al, 2021] разделили финансовые инструменты на «безрисковые» и «рисковые» и применяют в идентификации оба типа источника данных. Авторы исследования объясняют такой подход тем, что инструменты на безрисковые процентные ставки не позволяют в наиболее полной мере учесть немонетарную информацию центрального банка, в частности, ту, которая способна повлиять на рост дивидендов и премию за риск [Cochrane, 2017]. Поэтому в работе выделяют факторы неожиданных изменений как в краткосрочных и долгосрочных ставках, так и в оценке риска инвесторами («risk shifts»). Шок премии за риск определяется как вызывающий падение индекса VIX, ослабление доллара и сжатие премий по CDS. Оценка последнего фактора становится возможным благодаря включению в модель данных по рискованным инструментам: индекса VIX, валютных фьючерсов и спреда кредитных дефолтных свопов. Шоки безрисковых ставок и изменения риска вызывают противоположные

реакции цен акций. В то же время авторы приходят к выводу, что большая часть реакции цен акций на новости о денежно-кредитной политике не остаётся устойчивой. В своей работе они показывают несостоятельность предпосылки о том, что цены на активы немедленно и полностью отражают фундаментальную информацию о реальной экономике после заявлений ФКОР.

В российских работах для идентификации монетарных сюрпризов используют как безрисковые, так и рискованные финансовые инструменты. [Tishin, 2019; Банникова, Пестова, 2021] показывают, что российские процентные инструменты недостаточно ликвидны для расчёта внутридневных монетарных сюрпризов и применяют валютные инструменты, чтобы оценить изменение в ожидаемой процентной ставке. [Abramov et al, 2022] используют для идентификации шока ключевой ставки «месячную ставку ОФЗ, фьючерс на доллар/рубль (Si, 3 месяца до исполнения), фьючерс на РТС (РТС, индекс российского фондового рынка в долларах, 3 месяца до исполнения), индекс Московской Биржи (MOEX), а также индекс государственных облигаций с дюрацией менее 1 года (RUGBICP1Y, чистый индекс цен). В качестве прокси к средним долгосрочным ставкам (от 1 года до 10 лет) – процентные свопы с внебиржевого рынка». [Евстигнеева и др., 2022] применяют аналогичную схему идентификации к дневным данным по индикативной ставке ROISfix (1–6 месяцев) и индекс облигаций федерального займа со сроками погашения 1 год, 2 года и 5 лет. [Крамков, Максимов, 2024] оценивают систему аналогичных уравнений на данных по доходностям гособлигаций и по ставке RUONIA.

Другой составляющей в определении монетарного сюрприза является свойство неожиданности. С практической точки зрения эта предпосылка означает, что полученная оценка неожиданных изменений в ДКП не является в большей степени предсказуемой на основе прошлой макроэкономической информации.

Изначально в исследованиях, использующих высокочастотные данные, предпосылка об экзогенности применялась на веру и была обоснована исследователями посредством институциональных особенностей проведения ДКП. До заседания ЦБ проходит так называемая «неделя тишины», период времени, когда ЦБ не публикует аналитические материалы, а также его представители не выступают с публичными заявлениями. Подобная организация информационной политики ЦБ мотивирована тем, чтобы исключить риск избыточной волатильности на рынках из-за неоднозначного толкования пресс-релиза⁴.

В дальнейшем были предприняты попытки эмпирической проверки соответствующей предпосылки. Изменения вмененной процентной ставки в коротком

⁴ Источник: материалы ЦБ с официального сайта https://www.cbr.ru/dkp/how_dec/

окне могут быть коррелированы с прогнозами ЦБ [Gertler, Karadi, 2015; Ramey, 2016], а также с общедоступной макроэкономической информацией, опубликованной до заявления ЦБ [Miranda-Agrippino, 2016; Miranda-Agrippino, Ricco, 2021].

[Miranda-Agrippino, 2016] находят эмпирические свидетельства в пользу нарушения предпосылки о неизменяющейся в коротком окне премии за риск. Напротив, её изменение вызвано снижением неопределенности относительно будущего курса ДКП и макроэкономических условий ввиду информационной политики регулятора. В свою очередь, это приводит к тому, что оценки монетарных сюрпризов оказываются предсказуемыми с помощью собственных лагов и прогнозов ЦБ. [Miranda-Agrippino, Ricco, 2021] продолжают эмпирический анализ работы [Miranda-Agrippino, 2016], оценивая макроэкономические эффекты неожиданных изменений ДКП. В частности, [Miranda-Agrippino, Ricco, 2021] обнаруживают, что учет информационных трений, приводящих к нарушению предпосылки о неожиданности, помогает объяснить многие «загадки», парадоксальные отклики некоторых переменных (объем промышленного производства, уровень безработицы, инфляции) в ответ на шок ДКП, описанные в научной литературе.

[Karnaukh, Vokata, 2022] обнаружили, что изменения доходностей облигаций могут быть предсказаны, по крайней мере частично, с помощью изменений прогнозов роста ВВП, сделанными до объявления ФКОР. По логике авторов обнаруженная взаимосвязь между заявлениями ФКОР и пересмотром прогноза по ВВП (также называемая «информационным эффектом») объясняется исключительно запаздыванием в пересмотре ожидаемых темпов роста ВВП. Авторы также применяют в интерпретации теорию зашумленной информации. Согласно теоретическим предположениям, инвесторы заранее формируют свои ожидания относительно публичного сигнала от ФРС и придают ему слишком большое значение в своих убеждениях. Из-за совпадения ожиданий ФРС и рынка оценки сюрпризов оказываются предсказуемыми.

[Kane et al, 2022] находят эмпирические доказательства в пользу наличия взаимосвязи между оценками монетарных сюрпризов для нескольких центральных банков. Авторы работы приходят к выводу, что реакция ФРС на заявления ЕЦБ является одним из ключевых каналов воздействия ДКП ФРС на финансовые переменные. Однако в некоторых работах утверждается, что подобные взаимосвязи между направлениями существуют у разных центральных банков, не только у ФРС и ЕЦБ [Cotton, 2022]. Таким образом, оценки, полученные в статье [Kane et al, 2022], могут быть смещенными и несостоятельными из-за пропущенной переменной. Если предсказуемость ряда оценки

сюрпризов имеет место, то ожидаемая часть изменений доходностей должна быть четко определена.

Помимо этого, в эконометрической литературе также известно исследовательское направление, устанавливающее соответствие между макроэкономическими заявлениями и резкими изменениями в финансовых активах. [Andersen et al, 2007; Lee, Mykland, 2008] разработали тесты для проверки наличия структурного сдвига у финансовых переменных. [Lahaye et al, 2011] тестируют сдвиг на высокочастотных данных. Авторы исследования оценивают вероятность того, что монетарная новость вызывает резкое изменение доходностей, и обнаруживают, что заявления о ставке целевых фондов приводят к относительно меньшему изменению в доходностях, чем ожидалось.

Репликация рядов оценок сюрпризов для развитых финансовых рынков часто ограничена из-за отсутствия доступа к финансовым данным (как правило, это конфиденциальные, публично недоступные данные). Исследователи нередко демонстрируют графики динамики доходностей только для нескольких дат, чтобы показать, что расчёт изменений в доходностях связан с монетарным событием и в целом проведен корректно. Несмотря на то, что для российского финансового рынка существует доступ к большим объёмам ежедневных и внутридневных данных, в научной литературе, в том числе в приложениях к опубликованным исследовательским работам, представлено недостаточно детальной информации по первичной работе с финансовыми данными. На текущий момент необходимо большее раскрытие информации для аргументированного использования рядов оценок монетарных сюрпризов на российских данных.

Использование поминутных финансовых данных или тиков в отличие от данных более низкой частоты позволяет сузить рассматриваемый промежуток времени (окно) в достаточной мере, чтобы принять предпосылку, основополагающую для высокочастотного подхода: изменение процентной ставки в окне объясняется публикацией информации ЦБ. Для дневных данных принятие этой предпосылки может оказаться более спорным. Авторы [Gürkaynak et al., 2007] делают вывод об эквивалентности использования дневных и поминутных данных для однородного периода. В случае если подобные выводы сделать затруднительно, а также для робастности полученных результатов исследователи применяют разные методы идентификации сюрпризов [Claus, Dungey, 2006; Bu et al, 2021; Känzig, 2021]. [Bu et al, 2021] отмечают, что использование подхода идентификации с учетом гетероскедастичности может быть полезно для экономик с формирующимися рынками. [Крамков, Максимов, 2024] показывают, что это положение верно в случае российского денежного рынка и оценивают классический монетарный шок с помощью этого подхода.

Рассматриваемый вопрос относительно обработки финансовых данных является не менее актуальным в случае использования ежедневных наблюдений. В зарубежной научной литературе этой проблеме уделялось недостаточно внимания, поскольку большинство исследователей своевременно переключились на внутридневные данные, как только они стали доступны, так как они оказались более подходящими для оценки непредсказуемых внешних сюрпризов. Как было упомянуто в разделе 1.1, чем уже окно, тем более исследователь уверен в предпосылке о неизменяющейся премии за риск. Тем не менее, для стран с формирующимся финансовым рынком низкочастотные ряды некоторых релевантных финансовых индексов часто остаются единственными доступными данными.

Таким образом, задача идентификации не может быть решена, если оценки монетарных сюрпризов являются ожидаемыми или в большей степени отражают краткосрочные случайные изменения на финансовом рынке. Перспективной областью исследований могла бы стать разработка специальных методов предварительной обработки высокочастотных данных перед оценкой монетарных сюрпризов. Что касается российских научных работ, то в недавней литературе не удалось найти ни одной работы, посвященной тщательному исследованию предсказуемости российских монетарных сюрпризов наподобие анализа в исследованиях [Miranda-Agrippino, Ricco, 2021; Hoesch et al, 2023]. В этой диссертации мы не ставим целью полностью восполнить существующий пробел, но также продолжим исследовать предсказуемость монетарных сюрпризов.

1.3. Методы оценки измерений денежно-кредитной политики на основе высокочастотных данных

С целью достижения ценовой стабильности центральные банки используют регулирование наиболее краткосрочной процентной ставки (ключевой ставки). Для воздействия на экономические условия важно изменение более долгосрочных процентных ставок, что побуждает центральные банки применять дополнительные способы воздействия на траекторию ожидаемых в будущем краткосрочных ставок (*path of expected future short rates*). Банк России совершенствует коммуникационную политику как с помощью качественных сигналов [Банк России, 2020, 2023], так и благодаря публикации количественных прогнозов, например, среднесрочного прогноза по среднегодовой ключевой ставке [Банк России, 2021].

Моделирование многомерной денежно-кредитной политики Банка России представлено несколькими исследовательскими направлениями. Во-первых, мотивация таких работ связана с определением систематической и несистематической компонент вариации инструментов монетарной политики [Kuttner, 2001; Слюсарь, 2019]. Первая компонента отражает регулярную реакцию Центрального банка на макроэкономическую динамику, вторая – остальную, вызванную, например, изменениями предпочтений регулятора относительно целей ДКП либо неточными оценками текущей ситуации. В последнем случае имеются в виду индикаторы «направленности» ДКП, в том числе неожиданные изменения монетарных показателей, которые не объясняются фундаментальными (немонетарными) шоками, действующими на экономику, т.е. монетарные шоки.

Во-вторых, инструменты, используемые Банком России, характеризуются, как минимум, с точки зрения двух аспектов – количественного и ценового (процентного). Например, валютные интервенции, движение денежных агрегатов и управление процентными ставками. [Шульгин, 2017] моделирует шоки валютной политики и шоки процентной ставки для периода до 2014 года. [Пестова, Ростова, 2017] отмечают, что в период управления процентными ставками (с ноября 2014 года) ЦБ также мог оказывать влияние на курс национальной валюты: в частности, в мае – июле 2015 года Банк России приобрел иностранную валюту на 550 млрд. рублей.

В-третьих, в период инфляционного таргетирования особую роль в стабилизации инфляции стала играть информационная политика, в связи с чем исследователи стали применять событийный анализ на дневных данных [Кузнецова, Ульянова, 2016; Мерзляков, Хабибуллин, 2017; Abramov et al., 2022; Телегин, 2022].

Общей для упомянутых исследований является идея оценки многомерной денежно-кредитной политики. В контексте использования высокочастотных данных эта задача сводится к оценке шоков кривой доходности в дни решений центрального банка.

Одна из основополагающих статей, посвященных вопросу о количестве измерений, необходимых для характеристики решений в области денежно-кредитной политики⁵, это работа [Gurkaynak et al, 2005]. В их исследовании используется метод главных компонент с последующей ротацией. В отличие от более ранней работы [Drakos, 2001], оцениваются факторы ДКП на данных по изменениям процентных ставок *в дни заявлений ФКОР*. При этом полученные шоки не обязаны быть ортогональными, для их идентификации применяется *нулевое ограничение*. Эти отличия позволяют авторам работы [Gurkaynak et al, 2005] выявить факторы, связанные с разными аспектами ДКП.

Согласно интерпретации исследователей, первый фактор ($Target_t$) имеет отношение к регулированию ключевой ставки, а другой ($Path_t$) – к управлению ожиданиями относительно ставки ЦБ в последующие периоды. Согласно теории ожиданий, фактор ключевой ставки оказывает влияние на текущую процентную ставку, в то время как фактор траектории влияет на ожидаемые будущие процентные ставки (см. рис. 1, а). Тогда если ключевая ставка и сигналы о будущей макроэкономической ситуации изменяются независимо, то два фактора ортогональны по отношению друг к другу, они определяют динамику разных процентных ставок. Таким образом, фактор ключевой ставки влияет, в основном на краткосрочные рыночные ставки (максимально приближенные к сроку операционной цели ЦБ) и в меньшей степени на другие процентные ставки с более длительными сроками погашения. Напротив, фактор траектории связан с восприятием рынка будущего курса ДКП, прогнозируемой макроэкономической ситуации, и, следовательно, влияет на ожидания рынка на более длительных горизонтах, в том числе на средне- и долгосрочные процентные ставки (см. рис. 1, б).

Согласно методике, используемой в работе [Gurkaynak et al, 2005], факторы ДКП определяются из следующей модели:

$$X_t = F_t \Lambda + \varepsilon_t, \quad (4)$$

где F_t – матрица с двумя факторами по столбцам ($Target_t$ и $Path_t$), Λ – матрица нагрузок, а ε_t – ошибка модели. Матрица X_t содержит по столбцам несколько рядов изменений доходностей. Первый столбец матрицы X_t представляет собой ряд для доходностей с наименьшим сроком погашения ($i_t^{(0)}$). Факторы определяются

⁵ См. также [Perez-Quiros, Sicilia, 2002; Rigobon, Sack, 2008; Brand et al, 2010]. [Altavilla et al, 2019; Swanson, 2021] оценивали три фактора, однако также использовали нулевое ограничение [Gurkaynak et al, 2005].

единственным образом с точностью до ортогонального преобразования: необходимо найти уникальную ортогональную матрицу U , удовлетворяющую ограничениям (6)-(7). Последнее ограничение является так называемым нулевым ограничением, где $U_{.2}$ – второй столбец матрицы U , а $\Lambda_{.1}$ – первый столбец матрицы Λ .

$$X_t = F_t U U' \Lambda + \varepsilon_t, \quad (5)$$

$$U U' = I \quad (6)$$

$$U_{.2} \Lambda_{.1} = 0 \quad (7)$$

С учетом ограничений (6)-(7) модель (4) может быть представлена в виде системы уравнений (8)-(9):

$$\Delta i_t^{(0)} = \alpha_0 Target_t + u_t^{(0)}, \quad (8)$$

$$\Delta i_t^{(n)} = \alpha_{1,n} Target_t + \alpha_{2,n} Path_t + u_t^{(n)}, \quad (9)$$

Метод [Gurkaunak et al, 2005] позволил учесть многомерность ДКП Банка России политики в ряде работ [Abramov et al, 2022; Евстигнеева и др., 2022]: в пресс-релизах Банка России сообщается не только информация об изменении ключевой ставки, но и сигналы о будущей ДКП и экономической ситуации в целом. [Евстигнеева и др., 2022] обнаружили, что факторы $Target_t$ и $Path_t$ сильно коррелируют и в большинстве случаев имеют одинаковый знак. Рисунок 1 иллюстрирует общую идею, заложенную в основе идентификации [Gurkaunak et al, 2005].

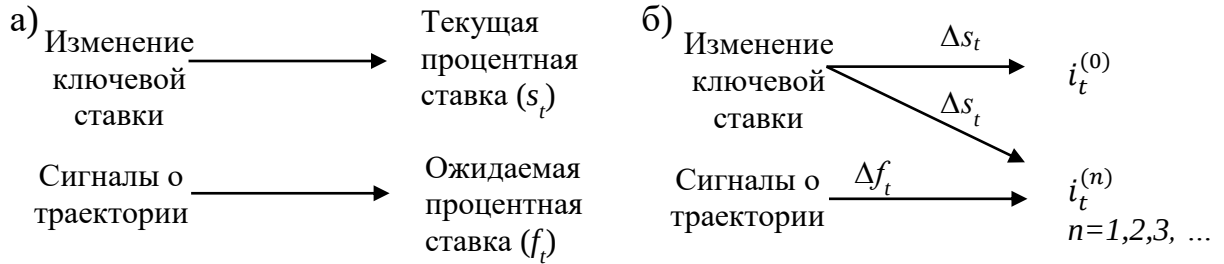


Рисунок 1 – Связь между информацией ЦБ о ключевой ставке, траектории и процентными ставками: а) текущей и ожидаемой в будущем процентными ставками (слева), б) краткосрочной и более долгосрочными (справа)

Источник: составлено автором.

Далее мы подробнее рассмотрим вопрос о корреляции между фактором ключевой ставки и фактором траектории, в том числе полученных с использованием методологии [Gurkaunak et al, 2005]. В отличие от существующих работ, мы рассматриваем вопрос – как интерпретировать высокую корреляцию между целевыми факторами и факторами траектории, оцененными по российским данным. Опираясь на недавние исследования, посвященные информационному содержанию монетарных сюрпризов, мы выявляем

возможные причины, лежащие в основе этой корреляции, и, таким образом, определяем возможные направления будущих исследований в этой области.

Результаты работы [Morris, Shin, 2002] предполагают, что участники рынка могут обновлять свои прогнозы относительно будущего состояния экономики независимо от содержания сообщений ЦБ. Другими словами, наличие информационного преимущества ЦБ не является необходимым и достаточным условием для возникновения монетарного сюрприза. [Acosta, 2022] подчеркивает, что оценки сюрпризов, полученные с помощью финансовых данных, (например, с использованием фьючерсов на процентные ставки) отражают рыночное восприятие неожиданной ДКП. [Jarociński, Karadi, 2020] обнаружили, что оценки информационных и монетарных шоков пропорциональны друг другу в период до 1994 года, когда ФКОР не делал систематических пресс-релизов по решению регулятора. Этот эмпирический вывод согласуется с теоретическими работами [Melosi, 2017; Nakamura, Steinsson, 2018] и интерпретируется авторами следующим образом: участники рынка наблюдают новый уровень ставки по федеральным фондам и, основываясь на этой информации, оценивают неожиданные изменения в текущей и будущей денежно-кредитной политике, т. е. монетарный и информационный шоки.

Таким образом, независимо от содержания сообщения ЦБ, изменения ключевой ставки могут повлиять на формирование рынком ожиданий относительно будущей ДКП и макроэкономических перспектив. Кроме того, фактор траектории подразумевает изменения ожиданий по ставке в связи с решениями по ДКП, включая заявления ЦБ о ключевой ставке. Пунктирные стрелки на Рисунке 2 обозначают связи между ДКП и процентными ставками в рамках, описанных выше. Изменения ключевой ставки оказывают влияние на ожидаемые будущие процентные ставки (Рисунок 2, а) и, таким образом, регулирование ключевой ставки оказывает влияние на долгосрочные процентные ставки $i_t^{(n)}$ посредством изменения не только текущей процентной ставки, но и ожидаемых будущих ставок (Рисунок 2, б). Пунктирные стрелки на Рисунке 2 обозначают различия по сравнению со стандартной интерпретацией факторов. Следовательно, оцененные факторы $Target_t$ и $Path_t$ могут быть коррелированы.

Поскольку фактор ключевой ставки определяется как изменение наиболее краткосрочной процентной ставки с точностью до случайной ошибки (см. уравнение (8)), нулевое ограничение, используемое в работе [Gurkaunak et al, 2005], приводит к смещенной оценке фактора траектории. Последний следует интерпретировать как фактор информации ЦБ, которая учитывает, по меньшей мере, заявления об изменениях ключевой ставки. Таким образом, теоретически факторы ключевой ставки и траектории могут коррелировать, если 1) участники рынка формируют ожидания о будущей

макрэкономической ситуации по информации о ключевой ставке; 2) в прогнозе траектории ставок рынок опирается на сигнал ЦБ, сопровождающий текущее решение.

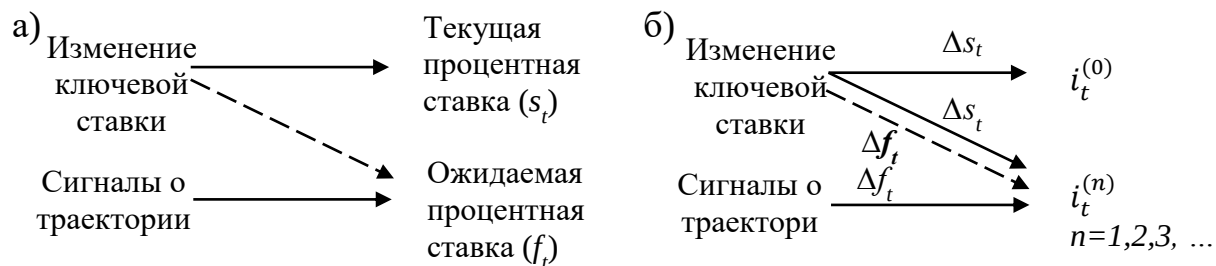


Рисунок 2 – Связь между информацией ЦБ о ключевой ставке, траектории и процентными ставками: а) текущей и ожидаемой в будущем процентными ставками (слева), б) краткосрочной и более долгосрочными (справа)

Источник: составлено автором.

Также [Leon, Sebestyen, 2012] подчеркивают, что факторы, полученные после применения к ним операции поворота, могут быть коррелированы между собой, поэтому их одновременное использование в регрессионном анализе приводит к несостоятельным оценкам коэффициентов регрессии. Корреляция между факторами, определенными с помощью нулевого ограничения [Gurkaynak et al, 2005], может быть выражена следующим образом:

$$\text{corr}(\text{Target}_t, \text{Path}_t) = \frac{\lambda_{11}\lambda_{21}(\gamma_2 - \gamma_1)}{\sqrt{(\lambda_{11}^2\gamma_1 + \lambda_{21}^2\gamma_2)(\lambda_{21}^2\gamma_1 + \lambda_{11}^2\gamma_2)}}, \quad (10)$$

где γ_i обозначает общую величину отклонения, которая может быть объяснена i -ым фактором, а λ_{j1} — это элемент в j -ой строке и первом столбце в матрице нагрузок. Чем выше доля дисперсии, объясненной с помощью первого фактора, тем выше при прочих равных разность $\gamma_2 - \gamma_1$ и тем больше значение корреляции $\text{corr}(\text{Target}_t, \text{Path}_t)$.

На российских высокочастотных данных значение выборочной корреляции между двумя типами сюрпризов оказалось высоким [Евстигнеева и др., 2022]. Согласно формуле (10), это может быть объяснено прежде всего большой разностью $\gamma_2 - \gamma_1$, т. е. сильной политикой регулирования ключевой ставки и относительно малым вкладом информационной политики Банка России в динамику кривой доходности. По значению корреляции мы не можем сделать вывод о том, что фактор траектории определяется только информационной политикой ЦБ или только его заявлениями о ключевой ставке. Однако вопрос о роли коммуникаций регулятора в динамике процентных ставок актуален

для экономик с формирующимися рынками и развивающейся коммуникационной политикой.

Действительно, фактор траектории может объяснять малую долю дисперсии, являясь слабым фактором. Можно предположить, что ввиду включения в выборку периода перехода на инфляционное таргетирование, а также недолгой истории развития информационной политики Банка России, компоненты, интерпретируемые как коммуникационные, объясняют малую долю дисперсии изменения процентных ставок. Это согласуется с наблюдением [Abramov et al, 2022]: реакция средне- и долгосрочных процентных ставок в ответ на коммуникационный шок, как и его вклад в объяснение вариации кривой доходности относительно невелики.

В случае анализа российской информационной политики можно отметить следующие возможные причины коррелированности факторов кратчайшей процентной ставки и траектории.

Во-первых, как отмечают [Евстигнеева и др., 2022], Банк России, как правило, сопровождает текущее изменение ключевой ставки (увеличение и снижение) соответствующим жестким/мягким сигналом. Например, в феврале 2022 года Банк России допустил возможность роста ключевой ставки на ближайшем заседании, за чем последовало ее увеличение на 10,5 п.п., что стало беспрецедентным событием за период с 2014 года.

Во-вторых, возможен эффект тайминга, когда неожиданное ужесточение ДКП сейчас приводит к ожиданию более медленного роста ключевой ставки в будущем.

В-третьих, в российской истории регулирования ключевой ставки были эпизоды резкого ужесточения ДКП (2014 и 2022 гг.), которое носило временный характер и вскоре сменилось смягчением [Егоров, 2023].

С другой стороны, между факторами ДКП может не наблюдаться сильной корреляции, что может происходить по разным причинам.

Во-первых, ЦБ сообщает рынку новую информацию, поэтому фактор траектории может учитывать не только непосредственный сигнал регулятора, но и изменения в тональности риторики ЦБ.

Во-вторых, сигнал регулятора может быть неожиданным для рынка в отличие от решения по ключевой ставке. Например, 10 февраля 2023 года Банк России оставил без изменения ключевую ставку на уровне 7,5%, ужесточив сигнал. Также были пересмотрены вверх прогнозы по среднегодовой ключевой ставке на текущий и следующий годы.

Как правило, в методе оценки системы шоков заложено условие их ортогональности и, как следует из представленного обзора литературы, предположение о некоррелированности факторов ДКП может необязательно выполняться на практике.

Следующий аспект моделирования многомерной ДКП – это определение нескольких информационных шоков.

Идентификация [Gürkaynak et al, 2005] основана на достаточно простой идее, которая была положена в основу многих исследований [Altavilla et al, 2019; Andrade, Ferroni, 2021]. В дальнейшем она была детализирована разными предпосылками: в частности, предположениями о том, что центральный банк как сигнализирует о будущей ДКП, так и сообщает о собственном видении будущей макроэкономической ситуации [Andrade, Ferroni, 2021]. Пусть первые 3 столбца матрицы X – ряды сюрпризов 1-месячного процентного свопа, 1-летнего процентного свопа и индексированного на инфляцию 5-летнего свопа, соответственно. [Andrade, Ferroni, 2021] оценили три фактора: первый ассоциируется с регулированием ключевых ставок в еврозоне, второй связан с сигналами ЕЦБ о будущей экономической ситуации, последний – с сигналами ЕЦБ о будущей ДКП. Второй фактор связан с понятием информационных эффектов, о которых подробнее изложено в разделе 1.4. В таком случае для идентификации факторов монетарной политики необходимо наложить следующие ограничения на элементы матрицы U :

$$U'_{.2}\Lambda_{.1} = 0, \quad (11)$$

$$U'_{.3}\Lambda_{.1} = 0, \quad (12)$$

$$U'_{.2}\Lambda_{.2} > 0, \quad (13)$$

$$U'_{.3}\Lambda_{.2} > 0, \quad (14)$$

$$U'_{.2}\Lambda_{.3} > 0, \quad (15)$$

$$U'_{.3}\Lambda_{.3} < 0, \quad (16)$$

где $U_{.j}$ – j -й столбец матрицы U , $\Lambda_{.i}$ – i -ый столбец матрицы Λ .

Помимо политики управления ожиданиями относительно траектории ставок центральный банк использует количественное смягчение, что отражается на дальнем конце кривой доходности [Altavilla et al, 2019]. Ортогональное преобразование устроено так, что помимо $UU' = I$, имеет решение следующая задача:

$$\min_{u_{ij}} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (F_t^{noQE} U_{3.})^2, \quad (17)$$

$$U'_{.2}\Lambda_{.1} = 0, \quad (18)$$

$$U'_{.3}\Lambda_{.1} = 0, \quad (19)$$

где T — число наблюдений в докризисный период, U_j — j -й столбец матрицы U , U_i — i -я строка матрицы U (для матрицы Λ обозначения аналогичные). Этот подход требует аргументацию выбранного периода, на котором минимизируется дисперсия фактора.

[Altavilla et al., 2019] обращается к двум типам монетарных событий, используя окно пресс-релиза для оценки шока ключевой ставки и окно пресс-конференции для оценки набора факторов разных участков кривой доходности: шок краткосрочных (фактор тайминга), среднесрочных (фактор политики прогнозного руководства) и долгосрочных процентных ставок (фактор количественного смягчения). [Martínez-Hernández, 2020] отмечают неоднородность оцененного фактора прогнозного руководства на периоде с 2002 года: с 4 июля 2013 года ЕЦБ стал давать прогнозы относительно будущей траектории процентных ставок. Помимо этого, начиная с 2016 года, ЕЦБ стал сообщать о мерах нетрадиционной ДКП в пресс-релизах. До этого пресс-конференция отличалась от пресс-релизов наличием прогноза на будущее и обсуждением решения в области количественного смягчения.

Стоит отметить, что перечисленные выше методы, как и в случае с двухфакторными моделями [Leon, Sebestyen, 2012], не гарантируют независимость оцененных шоков ДКП [Martínez-Hernández, 2020], а их коррелированность объясняется неоднородностью рассматриваемого периода.

Отметим также другие недостатки представленных в литературе методов.

Методы снижения размерности уязвимы в плане определения числа существенных компонент/факторов. Как правило, используются тесты на проверку нулевой гипотезы о существовании некоторого числа факторов, которые базируются на асимптотических свойствах оценивания [Cragg, Donald, 1997], либо приводят к неустойчивым выводам в работе [Kaiser, 1960].

[Abramov et al., 2022] получают оценки шоков ДКП на данных для процентных и непроцентных финансовых инструментов и отмечают устойчивость к выбору периода оценки, набора переменных и подходу к обработке выбросов. С одной стороны, использование разных источников данных позволяет определить несколько факторов ДКП, но с другой стороны, такая оценка учитывает не только ожидания относительно процентной ставки, но и других показателей (например, валютного курса).

Также вывод о наличии одного информационного шока на достаточно продолжительном периоде 2008-2021 гг. видится несколько противоречивым, если принять во внимание изменения в информационной политике Банка России после

перехода на инфляционное таргетирование⁶. [Евстигнеева и др., 2022; Павленко и др., 2023] рассчитывают «монетарные сюрпризы» на более однородном периоде проведения ДКП (2015-2021 гг.), однако использование дневных данных по меньшему числу финансовых переменных (индикативные ставки ROISfix и ОФЗ) не обеспечивает большого числа наблюдений.

Для российских высокочастотных данных помимо вопроса об идентификации фактора траектории «path» также существует проблема экстремальных значений, что частично объясняется существенными изменениями ключевой ставки. Это, в свою очередь, не позволяет применять метод главных компонент, поскольку этот способ снижения размерности представляет собой задачу максимизации дисперсии первой компоненты или минимизации суммы квадратов остатков (проблема, известная как «noise corruption») и, следовательно, чувствителен к выбросам.

В случае ДКП Банка России наличие значительных (наиболее заметных) по абсолютной величине инноваций объясняется регулированием ключевой ставки. В частности, это события 2014 и 2022 гг., когда Банк России поднял ставку на 6,5 и 10,5 п.п., соответственно. В работе [Пестова, Ростова, 2017] оценивают факторы монетарной политики на периоде 2010–2015 годы и наблюдают наиболее заметные положительные инновации в марте 2011 года, а также в марте и декабре 2014 года. Авторы связывают этот факт с излишне пессимистической оценкой ситуации центральным банком (март 2011 года), с реакцией регулятора на нестабильность на валютном рынке (март, декабрь 2014 года). [Kurovskiy, 2020] выделяет также июнь 2017 года, когда аналитики ожидали снижения ключевой ставки, в то время как ЦБР принял решение сохранить ставку на прежнем уровне, а также осень 2018, когда повышение ставки оказалось неожиданным для рынка (абсолютно для аналитиков Bloomberg). На высокочастотных данных [Банникова, Пестова, 2021] показано, что существенное монетарное событие – наблюдение декабря 2014 года, которое может быть причиной парадоксальных откликов инфляции в ответ на шок ДКП [Seleznev, Tishin, 2022].

В заключение мы приходим к выводу, что существует, как минимум, 3 проблемы, возникающие при факторном анализе монетарных сюрпризов: 1) оцениваемые по методу [Gürkaynak et al, 2005] факторы «target» и «path» могут коррелировать, что необязательно связано с последовательной монетарной и информационной политикой; 2) в зависимости от механизма влияния информации ЦБ на формирование рыночных ожиданий, информационных факторов может быть несколько, которые в том числе, могут быть

⁶ Тестирование числа факторов основано на асимптотической теории, что затрудняет проведение теста для коротких временных интервалов.

связаны с текущим заявлением о ключевой ставке; 3) в условиях наличия резких сильных повышений ключевой ставки методы идентификации, опирающиеся на оценку моментов 1-ого и 2-ого порядка, могут приводить к некорректным оценкам. Описанные выше проблемы в исследованиях о сигналах можно было бы устранить полностью или частично путем разработки подхода, под которым подразумевается более точная интерпретация факторов, а также корреляции между ними.

Мы рассматриваем следующие возможные направления. Во-первых, это двухэтапная оценка каждого из факторов по отдельности, а также чуть более детальное определение информационных факторов, связанных с сигналами ЦБ. Во-вторых, в модели *априори* предполагается, что факторы ДКП не коррелируют, хотя у нас недостаточно оснований для подобных утверждений. Модель, в которой можно дополнительно учесть коррелированность шоков, возможно, имела бы некоторое преимущество. В-третьих, идентификация информационного шока должна быть проведена на релевантном периоде. Поскольку период инфляционного таргетирования не достаточно продолжителен, может быть полезен подход, с помощью которого можно смягчить проблему малого числа наблюдений.

1.4. Информационные эффекты и возможные причины их появления в данных

Информационными эффектами принято называть систематическую реакцию рынка на сообщение центрального банка о ключевых макроэкономических переменных (macroeconomic fundamentals). В зависимости от контекста исследования, под последними понимают разный набор переменных: например, у [Nakamura, Steinsson, 2018] это крайне устойчивые переменные, такие как равновесная реальная процентная ставка (natural rate), у [Romer, Romer, 2000] – прогнозы по инфляции из «Зеленой книги» ФРС, включающей длинный перечень макроэкономических показателей, прогнозируемых регулятором.

Определение информационного эффекта было впервые дано в работе [Romer, Romer, 2000]. Тогда термин «эффект информации ФРС» означал специфическую реакцию рынка на изменение процентной ставки, когда участники рынка формировали ожидания относительно неопубликованных на тот момент прогнозов «Зеленой книги» ФРС. Авторы работы объясняют это посредством информационного преимущества регулятора, под которым подразумевается, что ЦБ прямо или косвенно сообщает участникам рынка новую для них информацию о своих намерениях. Как правило, если участники рынка в ответ на изменение ДКП формируют собственные ожидания относительно информации, отличной от ДКП, например, относительно агрегированного спроса в будущем, в реальных данных мы можем обнаружить парадоксальные отклики макроэкономических переменных на шок процентной ставки.

На сегодняшний день в литературе существует несколько гипотез относительно причин парадоксальных откликов ожиданий на монетарные сюрпризы, которые мы наблюдаем в данных. Наиболее распространённая классификация включает 3 основных механизма: 1) «информационный канал ФРС» [Romer, Romer, 2000; Nakamura, Steinsson, 2018; Jarociński, Karadi, 2020], 2) сигнальный канал [Melosi, 2017], 3) «канал реакции ФРС на новости» [Bauer, Swanson, 2023]. Таким образом, согласно представлению (3), данному в разделе 1.1, информационные эффекты – это изменение функции реакции или информационного множества вследствие заявления регулятора $\Delta f_t(X_t)$. Иными словами, любое отличие восприятия рынка f_t и X_t от представлений ЦБ приводит к появлению информационных эффектов, или нарушению предпосылки об экзогенности стандартных оценок монетарных сюрпризов Δi_t . Далее подробнее рассмотрим каждый из перечисленных механизмов.

Фундаментальная работа [Romer, Romer, 2000] утверждает, что Федеральная резервная система имеет информационное преимущество по сравнению с частным сектором при прогнозировании инфляции. Под «информационным преимуществом» («частной информацией ФРС») здесь и далее понимается лучшее качество обработки

данных ввиду большого количества ресурсов, которое центральный банк может задействовать в работе с большими данными. Из-за подобной информационной асимметрии между рынком и регулятором мы, работая с данными, можем делать несколько парадоксальные выводы: при ужесточении ДКП рыночные ожидания по инфляции растут, хотя политика ЦБ в таком случае должна привести к сдерживанию роста уровня цен. Авторы исследования объясняют это следующим образом: получив новую неизвестную до этого информацию от центрального банка, участники рынка думают, что появилась новая негативная информация об инфляции и пересматривают инфляционные ожидания вверх.

Одна из проблем, связанных с выбора метода [Romer, Romer, 2000], состоит в том, что априори мы не знаем причину, по которой наблюдаются нестандартные отклики ожиданий в ответ на неожиданное изменение ключевой ставки. В частности, даже в случае отсутствия информационного преимущества центрального банка экономические агенты могут пересматривать ожидания [Morris, Shin, 2002]. Это, в свою очередь, объясняет наличие информационных эффектов в американских данных до 1994 года, когда ФКОР не публиковал пресс-релизы, а единственной наблюдаемой информацией ЦБ было изменение целевой процентной ставки [Jarociński, Karadi, 2020]. С другой стороны, очевидно, что экономические агенты отдадут большее предпочтение «Зелёной книге» ФРС, чем прогнозам частных аналитиков: над подготовкой прогнозов трудится большой штат квалифицированных сотрудников ФРБ и региональных банков ФРС. С этой точки зрения, исследование [Romer, Romer, 2000] эмпирически проверяет достаточно реалистичную гипотезу.

В модели [Melosi, 2017] изменение ключевой ставки не только изменяет реальные процентные ставки в экономике, но и сигнализирует участникам рынка об оценке центральным банком макроэкономического развития (в частности, сигнализирует об инфляционных шоках). В таком случае $\Delta f_t(X_t)$ и ε_t не ортогональны друг другу, пока в модели не будет учтена многомерность ε_t , а также сигнальная функция регулирования ключевой ставки. Подробнее эта проблема эндогенности, возникающая в этой ситуации, была обсуждена в разделе 1.3. Вместе с тем, модель, представленная в работе [Melosi, 2017], объясняет, почему инфляционные ожидания с задержкой реагируют на монетарные шоки и остаются незаякоренными в течение многих лет. Подобное, например, наблюдалось в 1970-х годах в США, когда инфляция и инфляционные ожидания были на устойчиво высоком уровне.

В работе [Nakamura, Steinsson, 2018] монетарная политика влияет не только на реальные ставки, но и на ожидания экономических агентов относительно нейтральной

ставки, поскольку центральный банк систематически оценивает естественную ставку и сообщает информацию о ней.

Существуют альтернативные объяснения «эффекта информации ФРС». В частности, [Bauer, Swanson, 2023] отказываются от предпосылки, состоящей в том, что участники рынка и центральный банк реагируют одинаково на новую информацию. Общеизвестные экономические новости заставляют как ФРС менять денежно-кредитную политику, так и частный сектор пересматривать свои прогнозы. Авторы приводят чёткие доказательства тому, что ФРС и частный сектор реагируют на одни и те же публичные новости по-разному, а «информационный эффект ФРС» практически не играет никакой роли. В качестве новостей исследователи приводят пересмотр ожиданий на разных горизонтах до заявления центрального банка. Анализ подвержен проблеме эндогенности, поскольку пересмотр ожиданий может быть не ограничен используемыми переменными.

Все перечисленные каналы информационных эффектов могут приводить к парадоксальной реакции рыночных ожиданий (по инфляции, выпуску) в ответ на заявление ЦБ. Одно из альтернативных объяснений информационных эффектов состоит в том, что все представленные выше каналы могут наблюдаться одновременно или раздельно, но при некотором едином для каждого периода времени условии.

В частности, [Paul, 2020] обнаруживает, что учет в данных наблюдений внеплановых заседаний Совета директоров центрального банка приводит к результатам, трудно объяснимым посредством распространенных теоретических предположений. Подобные заседания, как правило, проводят в кризисные эпизоды и могут раскрыть участникам рынка новую информацию в большем объеме, чем в спокойное время. Nakamura, Steinsson (2013) отмечают, что незапланированные заседания могут происходить в ответ на другие немонетарные шоки и, таким образом, быть эндогенными. Caldara, Herbst (2019) показывают, что изменения цен активов в дни таких заседаний учитывают ожидаемый эффект (эндогенную ДКП), не отражая неожиданное изменение ключевой ставки.

[Hanson, Stein, 2015] описывают канал спроса инвесторов, который состоит в том, что инвесторы наблюдают изменение ключевой ставки и прибегают к использованию выгодной стратегии carry-trade (инвестор получает большую прибыль благодаря игре на разнице ставок). В результате, при увеличении ФРС целевой ставки, долгосрочная рыночная процентная ставка увеличивается в большей степени, чем в случае, когда инвесторы реагируют посредством операций только с краткосрочными активами.

В работе [Hansen et al, 2019] обсуждается механизм так называемого канала неопределенности относительно будущей ДКП. Коммуникации ЦБ способны изменить

воспринимаемую дисперсию процентных ставок, поскольку сигнализируют об определенном уровне экономической неопределенности. Теоретически, эта новая для рынка информация должна оказать наибольшее влияние на долгосрочные ставки, так как реализация механизма происходит за счет изменения премии за срочность.

Помимо того, что существуют разные причины появления информационных эффектов, другой, но не менее важной в моделировании проблемой является подбор метода для получения экзогенных оценок монетарных сюрпризов.

[Bekaert et al, 2013] утверждают, что ДКП способна повлиять на (эффективное) неприятие риска, настроение или склонность к риску инвесторов в более широком смысле, заставляя переключаться участников рынка между безопасными и рискованными активами. Возможный механизм, который стоит за этим каналом монетарной трансмиссии, предложен в работе [Adrian, Shin, 2010]: денежно-кредитная политика может влиять на балансы финансовых посредников, ослабляя ограничения, связанные с риском, и тем самым изменяя их эффективное неприятие риска. Государственные облигации хеджируют риски от экономических потрясений, во время которых акции становятся более рискованными («flight-to-safety episodes»), поэтому доходности облигаций и акций изменяются в одном направлении. Более того, можно сказать, что влияние премий за риск на кривую доходности увеличивается со сроком погашения [Cieslak, Povala, 2015; Hanson, Stein, 2015; Cieslak, Povala, 2016], что можно связать с хеджированием риска наступления рецессии. Поскольку акции преуспевают во время экспансии, когда предельная полезность низкая, и плохо во время рецессии, когда предельная полезность высока, инвесторы в акции требуют компенсации за риск рецессии [Cieslak, Schrimpf, 2019]. В связи с возможностью влияния коммуникации ЦБ на премию за риск [Kroencke et al, 2021] определяют «расширенный информационный канал». [Cieslak, Schrimpf, 2019] идентифицируют шоки премии за риск, показывая, что информационные эффекты разнородны, это разные типы реакции рынка на новости о ДКП: если в ранее обсуждаемом случае рынок формирует ожидания относительно экономической активности, то в рассматриваемом работе – относительно премии за риск.

В литературе [Cieslak, Schrimpf, 2019; Lunsford, 2020] отмечают, что сила информационных эффектов зависит от характеристик монетарных событий (тип события, период). В частности, пресс-релизы обычно связывают с монетарными новостями, пресс-конференции – с новостями об экономическом росте, причём новости о премии за риск преобладают после глобального финансового кризиса с началом использования нестандартных мер денежно-кредитной политики [Cieslak, Schrimpf, 2019]. Авторы используют ограничения на знаки матрицы влияния. Во-первых, 2-летняя ставка сильнее

реагирует на информационный шок спроса, чем 10-летняя, последняя в свою очередь сильнее реагирует на шок премии за риск, чем 2-летняя. Во-вторых, более краткосрочная 2-летняя ставка сильнее отвечает на шок информации об экономической активности, чем на шок премии за риск, в то время как в динамике более долгосрочной ставки большую роль играет шок премии за риск. Таким образом, изменения финансовых переменных в окне решения ЦБ u_t связаны со структурными шоками ε_t посредством матрицы A :

$$u_t = A^{-1}\varepsilon_t, \quad (20)$$

$$A^{-1} = \begin{pmatrix} a_{2g} & a_{2m} & a_{2p} \\ a_{10g} & a_{10m} & a_{10p} \\ a_{sg} & a_{sm} & a_{sp} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} + & + & - \\ + & + & - \\ + & - & - \end{pmatrix}. \quad (21)$$

$$|a_{2p}| < |a_{10p}|, \quad (22)$$

т.е. 2-летняя доходность реагирует слабее на шок ε_t^p , чем 10-летняя.

$$|a_{2g}| > |a_{10g}|, \quad (23)$$

т.е. 2-летняя доходность реагирует сильнее на шок ε_t^g , чем 10-летняя.

$$|a_{2m}| > |a_{2p}|, \quad (24)$$

т.е. 2-летняя доходность реагирует сильнее на шок ε_t^m , чем на ε_t^p .

$$|a_{10m}| < |a_{10p}| \quad (25)$$

т.е. 10-летняя доходность реагирует слабее на шок ε_t^m , чем на ε_t^p .

Существенным аспектом, ограничивающим репликацию метода на других данных, является необходимость выполнения предпосылки: инфляция должна быть проциклической, тогда номинальные облигации позволят хеджировать рецессионные риски и обеспечат защиту активов в кризисные времена.

Вместе с тем накопленные за более, чем 2 десятилетия, ряды монетарных сюрпризов позволяют обратиться к вопросу о роли информационного канала монетарной трансмиссии в разные периоды истории денежно-кредитной политики в США. В 2008 году Кристина Ромер предположила, что на фоне растущей прозрачности политики ФРС роль информационного преимущества центрального банка в эффектах монетарных сюрпризов будет ослабевать⁷. [D'Agostino, Whelan, 2008; Rossi, Sekhposyan, 2016] показывают, что информационное преимущество ФРС с годами ослабевает и начало ухудшаться как минимум в 1990-х. [Lunsford, 2020; Hoesch et al, 2023] показывают, что информационные эффекты преобладали до августа 2003 года, когда решения ФКОР

⁷ Интервью с Дэвидом и Кристиной Ромер:

<https://www.minneapolisfed.org/article/2008/interview-with-christina-and-david-romer>

содержали сигналы о макроэкономической ситуации⁸. Таким образом, существует некоторая проблема нелинейности, которую априори достаточно трудно учесть, поскольку необходимо знать четкие периоды времени, когда могут наблюдаться информационные эффекты.

[Jarociński, Karadi, 2020] используют ограничения на знаки фондового индекса и процентных ставок, в то время как [Andrade, Ferroni, 2021] применяют ограничения на знаки инфляционных ожиданий и процентных ставок в модели структурной векторной авторегрессии:

$$\begin{pmatrix} \Delta OIS_{1M,t} \\ \Delta OIS_{1Y,t} \\ \Delta ILS_{5Y,t} \\ \vdots \\ * \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} * & 0 & 0 \\ * & + & + \\ * & + & - \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ * & * & * \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_{target,t}^* \\ f_{delphic,t}^* \\ f_{odyssean,t}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ e_{3,t} \\ \vdots \\ * \end{pmatrix}, \quad (26)$$

где Δ обозначает внутридневное изменение, а именно $\Delta OIS_{x,t}$ – внутридневное изменение доходности процентного свопа сроком x в ответ на решение ЦБ в области ДКП, $\Delta ILS_{5Y,t}$ – внутридневное изменение доходности инфляционного свопа сроком x в ответ на решение ЦБ в области ДКП, $f_{target,t}^*$, $f_{delphic,t}^*$, $f_{odyssean,t}^*$ – факторы ДКП (фактор ключевой ставки, факторы Дельфийской и Одиссейской⁹ информационной политики), e_t – случайная ошибка.

[Fanelli, Marsi, 2022] делают более сложную идентификацию, выделяя помимо монетарного и информационного шоков ($f_{mon,t}^*$ и $f_{info,t}^*$) шок спреда ($f_{spread,t}^*$), характеризующие случай еврозоны. Для идентификации информационного шока используется внутридневное изменение фондового индекса $\Delta STOXX50_t$ аналогично методу [Jarociński, Karadi, 2020]:

$$\begin{pmatrix} \Delta OIS_{1y,t} \\ \Delta OIS_{2y,t} \\ \Delta OIS_{5y,t} \\ \Delta OIS_{10y,t} \\ \Delta STOXX50_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} + & + \\ + & + \\ + & + \\ + & \bullet \\ - & + \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_{mon,t}^* \\ f_{info,t}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ e_{3,t} \\ e_{4,t} \\ e_{5,t} \end{pmatrix}, \quad (27)$$

где $e_{i,t}$ – это случайная ошибка i -ого уравнения модели.

Для идентификации шока спреда ($f_{spread,t}^*$) используется спред доходностей итальянских суверенных облигаций и процентных свопов для еврозоны $IT_{x,t} - OIS_{x,t}$ со сроком погашения x в 2 года, 5 и 10 лет:

⁸ После августа 2003 года они также содержали сигналы о будущей процентной политике.

⁹ Названия Дельфийской и Одиссейской денежно-кредитной политики получили в честь героев древнегреческих мифов – Одиссея, который привязывал себя к мачте (аналогия с центральным банком, связывающим себя обещанием придерживаться определенного изменения в ДКП), и Дельфийского оракула, который формировал свои предсказания расплывчато.

$$\begin{pmatrix} \Delta^{hf} OIS_{1y,t} \\ \Delta^{hf} OIS_{2y,t} \\ \Delta^{hf} OIS_{5y,t} \\ \Delta^{hf} OIS_{10y,t} \\ \Delta^{hf} (IT_{2y,t} - OIS_{2y,t}) \\ \Delta^{hf} (IT_{5y,t} - OIS_{5y,t}) \\ \Delta^{hf} (IT_{10y,t} - OIS_{10y,t}) \\ \Delta^{hf} STOXX50_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} + & + & + \\ + & + & + \\ + & + & + \\ + & \bullet & + \\ + & - & - \\ + & - & - \\ + & - & - \\ - & + & + \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_{mon,t}^* \\ f_{info,t}^* \\ f_{spread,t}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ e_{3,t} \\ e_{4,t} \\ e_{5,t} \\ e_{6,t} \\ e_{7,t} \\ e_{8,t} \end{pmatrix}. \quad (28)$$

Неоднократно на основе разных методик [Jarociński, Karadi, 2020] было показано, что информационные эффекты – это устойчивые последствия не только для ожиданий, но и для реального сектора и темпа роста цен, способные в некоторой степени компенсировать эффекты монетарной политики. При этом влияние информационных и монетарных шоков на процентные ставки может быть одинаковым, что неверно для инфляционных ожиданий. Именно поэтому учёт сигнальных, а также информационных эффектов важен для корректной идентификации монетарных сюрпризов. Тем не менее, влияние ДКП на оценку активов нетривиально в теоретической литературе, и эмпирические оценки этой связи весьма неоднородны, поскольку существуют работы, подтверждающие различные теории о природе взаимоотношения цен активов и информации ЦБ. Связь между ДКП и ценами акций оказывается противоречивой по разным причинам. Во-первых, рациональные финансовые пузыри делают поведение процентных ставок неоднозначным: оптимальная ДКП обеспечивает баланс между стабилизацией текущего и будущего совокупного спроса, однако более сильное изменение процентной ставки может увеличить волатильность цен на активы [Galí, 2014]. Во-вторых, предположение о немедленной реакции цен на финансовые активы на заявления о ДКП сомнительно [Kroenke et al, 2021]. Таким образом, фактическая взаимосвязь между ценами на акции и денежно-кредитной политикой может не учитываться на коротких временных промежутках, включающих заявления ЦБ.

Альтернативой индексу цен на акции является показатель инфляционных ожиданий (в том числе инфляция безубыточности, breakeven inflation). [Jarociński, Karadi, 2020] демонстрируют, что жесткие ограничения на неожиданные изменения цен на акции и безубыточную инфляцию приводят к одним и тем же предполагаемым эффектам низкочастотных переменных. Они обнаружили, что ограничение о со-направленности изменения процентных ставок, темпов роста, инфляционных ожиданий в ответ на заявления ЦБ позволяет идентифицировать шок, приводящий к последствиям, напоминающим шок спроса. Чтобы нивелировать влияние немонетарных новостей на

оценки сюрпризов, [Campbell et al, 2012] используют опросные данные. Тем не менее, оба подхода – использование рыночных или же опросных данных, имеют недостатки: ожидания следует замерять непосредственно перед коммуникациями ЦБ, что редко выполняется на практике для опросов [Cieslak, Schrimpf, 2019].

В отличие от теоретически обоснованных ограничений, [Jarociński, 2024] использует подход, основанный на данных (data-driven approach), для оценки неожиданных изменений в ДКП. Основное предположение заключается в нерегулярности негауссовских структурных шоков: экстремальные по значению наблюдения связаны с действием какого-то конкретного шока. В статье используется параметрический подход: предполагается, что структурные шоки имеют совместное t -распределение. Результаты согласуются с предыдущими работами с другими методами, в основе которых лежат теоретические предположения [Jarociński, Karadi, 2020; Swanson, 2021]. Однако информационный шок (названный в работе как «Delphic forward guidance»)¹⁰ исчезает через несколько дней, что, вероятно, отражает влияние случайного шума из-за волатильности на финансовом рынке [Swanson, 2023]. Более того, предположение о распределении является довольно жестким. [Herwartz et al, 2019] показывают, что точность оценки существенно снижается из-за неправильного определения условной плотности распределения структурных шоков.

В некоторых исследовательских работах отсутствует явная идентификация информационных шоков, вместо этого в моделировании принимаются некоторые предпосылки, из которых следует несущественность информационных эффектов. Иными словами, при некоторых предпосылках невозможно выявить эффект информационной политики ЦБ. В частности, в подходе, основанном на учете гетероскедастичности [Bu et al, 2021] предполагается, что информационные шоки кратко- и долгосрочных процентных ставок ортогональны друг другу. Это предположение базируется на результате предыдущего исследования [Hansen et al., 2019], согласно которому коммуникация ЦБ существенно влияет на долгосрочные ставки посредством сигналов ЦБ о рисках и экономической неопределенности в будущие периоды.

Тем не менее, специфичность набора предпосылок ограничивает исследователей в широком применении этого метода. Оценка модели не корректна на данных только краткосрочных или только долгосрочных процентных ставок. Таким образом, исключается возможность оценки последствий сообщений ЦБ о направлении ДКП на ближайших заседаниях по ключевой ставке (near-term forward guidance).

¹⁰ Автор связывает информационный шок с «Дельфийскими сигналами», что согласно работе [Campbell et al, 2012], является сообщением центральным банком дополнительной прогнозной информации о ключевых макроэкономических переменных.

Авторы работы [Bauer, Swanson, 2023] объясняют отсутствие информационных эффектов используемым подходом, который учитывает корреляцию между прогнозами регулятора и рынка. Исследователи отмечают, что резкие изменения финансовых котировок в дни решений ЦБ могут быть предсказаны как с помощью прогнозов ЦБ, так и с помощью рыночных прогнозов. Оба типа прогнозов одинаково (не)точны, а различия между ними связаны с тем, что рынок и регулятор по-разному реагируют на одни и те же новости, на одинаковые изменения в публично доступной информации. Успешность применения подхода [Bauer, Swanson, 2023] определяется полнотой охвата информационного множества ЦБ, т.е. тех переменных, которые важны в принятии решения Центробанком.

[Cesa-Bianchi et al, 2020] предлагают тестировать условие сверхидентификации в случае наличия нескольких внешних инструментальных переменных, что позволяет обосновать предположение об отсутствии немонетарных шоков, существенно искажающих оценку шока ДКП. Аналогично подходу [Bauer, Swanson, 2023], результаты J-теста также определяются выбором набора макроэкономических переменных, описывающих множество информации ЦБ, используемое в принятии решения по ДКП.

В работе [Cesa-Bianchi et al, 2016] вслед за [Nakamura, Steinsson, 2013] тестируют гипотезу о равенстве нулю разницы между оценкой, полученной на основе учета гетероскедастичности, и МНК-оценкой. Первая оценка основана на идентификации изменения ставки в день пресс-релиза ЦБ вместо простого расчета разности в ставках в некотором окне публикации решения по ключевой ставке. Это позволило авторам проверить устойчивость результатов к предположению о том, что изменение процентной ставки не отражает информацию, отличную от ДКП, например, финансовый шум, немонетарные новости, которые возникли задолго до решения ЦБ, но продолжили оказывать влияние на финансовые рынки после.

Таблица 3 иллюстрирует связи методов оценки информационных эффектов и результатов их реализации. Из неё следует, что информационные эффекты не были обнаружены, когда было большое количество наблюдений, позволяющее опираться на асимптотические законы, а также тестировать модель на подвыборках. При этом из литературы известно, что ограничения на знаки сюрпризов достаточно успешно справляются с задачей идентификации информационных шоков. Также BVAR с идентификацией, основанной на данных, приводит к аналогичным результатам, но за счёт более мягких предпосылок [Jarociński, 2024]. Последний метод позволяет учесть распределение, отличное от нормального, в том числе наличие «выбросов», что нередко проявляется на коротких выборках. Таким образом, подходы, основанные на данных,

позволяют учесть эндогенную реакцию рынка на ДКП с более реалистичными предпосылками для российских данных.

Таблица 3 – Обнаружение информационного эффекта в работах с разбивкой по методам

Используемый метод	Название статьи	Наличие информационного эффекта	Комментарий
Структурный VAR с внешним инструментом	[Gertler, Karadi, 2015; Miranda-Agrippino, Ricco, 2021]	+	Идентификация информационной компоненты зависит от спецификации регрессии для получения внешнего инструмента.
Структурный VAR с ограничением на знаки	[Cieslak, Schrimpf, 2019; Jarociński, Karadi, 2020]	+	Рациональные финансовые пузыри могут быть причиной недостаточности знаковых ограничений для устранения ценовой загадки и прочих парадоксальных эконометрических результатов.
Метод главных компонент с ротацией матрицы	[Altavilla et al, 2019; Andrade, Ferroni, 2021]	+	Используются ограничения [Jarociński, Karadi, 2020], которые подвержены проблеме рациональных финансовых пузырей.
Подход на основе учета гетероскедастичности	[Bu et al, 2021]	–	В оригинальной постановке модели не предусмотрено ограничение, позволяющее отделить информационную компоненту от шока ДКП
Текстовый анализ	[Hansen et al, 2019]	+	Необходим репрезентативный круг заинтересованных в текстовой информации, а также четко определенный набор слов-маркеров.
Анализ на подвыборках	[Altavilla et al, 2019; Hoesch et al, 2023]	+/-	Нужен достаточно большой объем данных для корректной оценки параметров модели.
BVAR с идентификацией, основанной на данных	[Jarociński, 2024]	+	Идентификация происходит с точностью до константы и перестановки столбцов матрицы влияния. Необходимы перекрестные проверки.

Источник: составлено автором

Отметим, что обозначенные подходы не избавляют нас от предпосылки о немедленной реакции цен на финансовые активы на заявления о ДКП. Можно предложить использовать альтернативную фондовому индексу меру инфляционных ожиданий или иные прогнозы аналитиков, которые как известно, менее инертны, чем высокочастотные данные.

В заключение отметим, что, хотя концепция информационных эффектов не имеет твердой теоретической основы, в последнее время исследователи-эмпирики начинают применять схемы идентификации, основанные на данных. Более того, идентификация информационной компоненты с использованием российских данных могла бы стать новой областью исследований. В российских исследованиях экзогенность оценок неожиданных изменений в ДКП обычно предполагается ввиду так называемой «недели тишины». Эта проблема редко исследуется эмпирически, в то время как выполнение предпосылки об экзогенности необходимо для устойчивых несмещенных и состоятельных оценок. В перспективе проблема эндогенности может оказаться существенной. Пресс-релизы Банка России содержат информацию об изменениях ключевой ставки, а также о прогнозируемой макроэкономической ситуации и ожидаемом направлении ДКП. Также внутридневные данные доступны только для валютных фьючерсов, в то время как данные по процентным финансовым инструментам доступны с ежедневной периодичностью. Теоретически, это менее выгодно, так как более широкое окно вокруг заявления ЦБ может захватывать больше ненужной информации, отличной от заявления ЦБ.

1.5. Основные выводы главы 1

На основе главы 1 можно выделить 3 ключевые проблемы, возникающие при работе с высокочастотным подходом.

1. В условиях низколиквидного рынка процентных фьючерсов и свопов высокочастотный подход может быть применен только на менее частотных (например, дневных) данных. Это означает, что окно наблюдения становится шире и потенциально учитывает больше новостей, среди которых необязательно новости о денежно-кредитной политике. Таким образом, применение дневных данных создает некоторые трудности на пути принятия предпосылок: 1) изменение рыночной ставки в день решения ЦБ отражает информацию о ДКП; 2) текущее влияние решения ЦБ на премию за риск незначительно. В научной литературе предложены несколько направлений для решения описанной проблемы: 1) оценка структурного сдвига [Claus, Dungey, 2006], 2) оценка изменения дисперсии [Bu et al, 2021; Känzig, 2021; Крамков, Максимов, 2024], 3) использование доступных внутридневных данных [Altavilla et al., 2019; Тишин, 2019] или предпосылки о недели тишины [Abramov et al, 2022]. Так, [Bu et al, 2021] отмечают, что использование подхода идентификации с учетом гетероскедастичности может быть полезно для экономик с формирующимися рынками. Российская практика показывает, что это положение верно в случае российского денежного рынка [Крамков, Максимов, 2024].
2. В современном мире трудно найти центральный банк, который сообщает об уровне ключевой ставке, макроэкономических прогнозах, мотивации решения в разные даты. Нередко эти события накладываются друг на друга по времени. Для более точной идентификации, понимания последствий проводимой политики исследователи обращаются к оценке многомерной ДКП. Высокочастотный подход не позволяет выявить конкретную меру коммуникационной политики, которая вызвала изменение рыночной процентной ставки. В научной литературе предлагается использовать методы снижения размерности, методы оценки набора шоков ДКП. Это позволяет установить общие механизмы влияния разных факторов ДКП на экономику.
3. В условия асимметрии информации между рынком и ЦБ (или асимметрии реакции на общеизвестные новости) изменение рыночной процентной ставки в день публикации решения по ключевой ставке отражает не только неожиданное изменение в ДКП, но и различия в восприятии рынка и ЦБ функции реакции регулятора. Возможна ситуация, когда с ростом краткосрочной ставки наблюдаются такие контринтуитивные результаты, как рост инфляционных ожиданий, фондового индекса, усиление роста

уровня цен, экономической активности. Эта проблема менее тривиальна в виду слабой теоретической основы для оценки информационных эффектов. С учетом недавнего старта в развитии коммуникации с широкой аудиторией (2013–2014 гг.) и обозначенных выше возможных трудностей особое значение имеет разработка основанных на данных подходов к информационным эффектам ДКП.

Таблица 4 систематизирует работы по нескольким критериям: 1) учет многомерности ДКП и метод оценки нескольких шоков ДКП, 2) способ идентификации неожиданного изменения в рыночной процентной ставке.

Таблица 4 – Систематизация методов идентификации шоков ДКП с использованием высокочастотных данных

		Предположение о размерности денежно-кредитной политики		
		Единственный шок (одномерная ДКП)	Несколько шоков (многомерная ДКП)	
			Шок ключевой ставки + информационный шок	Шок (-и) ДКП с учетом асимметрии информации между ЦБ и рынком
Выполнение исключающего ограничения	Высокочастотная идентификация	Оценка шока ключевой ставки ДКП с использованием внутрисдневных котировок: 1) краткосрочных процентных инструментов [Kuttner, 2001; Gurkaynak et al., 2007]; 2) краткосрочных непроцентных инструментов [Tishin, 2019]. <i>Оценка изменения вмененной процентной ставки из валютных фьючерсов</i>	Методы снижения размерности с ротацией, оценка нескольких шоков в моделях (векторных авторегрессиях) с идентификацией: 1) по типу нулевого ограничения [Gurkaynak et al., 2005; Abramov et al, 2022]; 2) ограничения на монотонность [Cieslak, Pang, 2023]; 3) на основе оптимизации функции на подпериоде [Altavilla et al., 2019; Swanson, 2023]. <i>Более гибкая идентификация в условиях ограниченных данных по 1-недельному валютному фьючерсу</i>	В рамках моделей с несколькими шоками (снижения размерности, векторных авторегрессий): 1) оценка отдельного шока с помощью доп. ограничения на знаки/монотонность [Andrade, Ferroni, 2021]; 2) выявление совместной динамики шоков ДКП и валютного курса в спокойные и кризисные периоды [Банникова, 2021]; 3) удаление прогнозной информации из оценки шока ДКП [Romer, Romer, 2000; Miranda-Agrippino, Ricco, 2021]. <i>Оценка шока ДКП путем учета известной ранее информации на данных по краткосрочной рыночной процентной ставке</i>
	Другие подходы	Статистическая и эконометрическая оценка: 1) фактора кривой доходности, возникающего в день решения ЦБ [Craine, Martin, 2003]; 2) сдвига кривой доходности [Inoue, Rossi, 2019]; 3) на основе учета гетероскедастичности [Bu et al., 2021].	Статистическая и эконометрическая оценка: 1) факторов кривой доходности, возникающих в день решения ЦБ [Claus, Dungey, 2006]; 2) шоков ДКП с помощью комбинации подхода на основе учета гетероскедастичности и многофакторной модели [Miescu, 2022]. <i>Более высокая точность оценивания шоков ДКП за счёт совместной оценки параметров модели</i>	Учет асимметрии информации за счет принятия предпосылки об ортогональности информационных шоков кратко- и долгосрочных процентных ставок [Bu et al., 2021]. <i>Оценка информационных шоков на данных по краткосрочным ставкам (инструменты с близким сроком погашения)</i>

Источник: составлено автором.

Глава 2. Моделирование шоков монетарной и информационной политики с помощью высокочастотной идентификации

В главе 2 предложен подход к оценке шоков краткосрочной процентной ставки, возникающих в дни решений Банка России по ДКП. Разделы 2.1-2.4 посвящены решению задачи 2, т.е. выявлению ограничений использования высокочастотного подхода на *дневных* данных по процентным ставкам. Во-первых, обнаружено, что медленная адаптация рынка к новостям может искажать оценки, полученные с помощью высокочастотного подхода. Во-вторых, изменение краткосрочной ставки в день решения ЦБ является предсказуемым на основе прогнозной информации ЦБ, известной в дни недели тишины. Предложен подход к оценке шоков ДКП, позволяющий учесть свойство предсказуемости в данных по изменениям ставок в день пресс-релиза по ключевой ставке для моделирования монетарного шока. Это отличается от существующего в литературе подхода, использующего дневное изменение кратчайшей рыночной процентной ставки в качестве индикатора неожиданного изменения в ДКП.

В настоящей главе использованы материалы, опубликованные автором в статьях «Оценка предсказуемости изменений рыночных процентных ставок в дни публикации пресс-релизов Банка России» и «Оценка многомерности монетарной политики на высокочастотных данных» [Банникова, Колесник, 2025; Банникова, 2024].

2.1. Описание исходных данных и характеристика первичных индикаторов монетарных сюрпризов

В главе 1 было сказано, что подход с использованием высокочастотных данных предполагает, прежде всего, оценку изменения ожидаемой процентной ставки, вызванного заявлением ЦБ. Эта первоочередная задача легла в основу выбора источников данных в настоящем диссертационном исследовании. Как уже отмечалось выше в разделе 1.2, в отличие от зарубежного, для российского финансового рынка нет аналогичной возможности использовать внутрисдневные данные по процентным финансовым инструментам (фьючерсы, свопы и другие). В связи с этим, в главе 2 выявлены особенности применения российских финансовых данных на низкой частоте (т.е. дневных данных), к которым в дальнейшем адаптируются существующие подходы. С этой целью в текущем разделе 2.1, на основе опыта, представленного в литературе, мы создадим и охарактеризуем переменные, которые мы используем в разработанной модели.

В текущей, а также следующей главах 2 и 3 настоящего диссертационного исследования мы обращаемся к данным по рыночным процентным ставкам – во-первых,

по индикативной ставке ROISfix, во-вторых, по доходностям ОФЗ на разных сроках погашения. Они также были использованы в нескольких российских работах [Евстигнеева и др., 2022; Павленко и др., 2023; Крамков, Максимов, 2024], поэтому сделанный выбор в пользу ROISfix и ОФЗ обеспечит преемственность в исследованиях.

В исследовании [Евстигнеева и др., 2022] выделены некоторые особенности выборки за период с 2015 по 2021 год. В частности, накопленная величина изменения процентных ставок является наибольшей для краткосрочных инструментов и снижается по мере увеличения срока. По аналогии с предшествующими работами [Gürkaynak et al., 2005; Bernanke, Kuttner, 2005] авторы указывают, что, даже при ожидаемом характере пересмотра ключевой ставки, прогноз может содержать ошибку в отношении даты следующего решения.

Следует отметить, что укрепление коммуникационной политики Банка России в последние годы потенциально повышает предсказуемость проводимой регулятором денежно-кредитной политики (ДКП). Однако в условиях возросшей неопределенности и неожиданных изменений финансовых и макроэкономических факторов ДКП не становится более предсказуемой. Таким образом, использование высокочастотного подхода к анализу выбранных данных дает возможность учесть не только непосредственный эффект от регулирования ключевой ставки, но и сигналы относительно будущего курса ДКП с точки зрения ее предсказуемости.

В качестве краткосрочной ставки, по сроку наиболее близкой к операционной цели Банка России, используется 1-недельная индикативная ставка ROISfix ($i_{0,t}$):

$$\Delta i_{0,t} = i_{0,t} - i_{0,t-1}, \quad (29)$$

Также доступны сроки: 2 недели, 1, 2, 3, 6 месяцев, 1 год и 2 года. Данные по ставке ROISfix доступны на официальном сайте Национальной финансовой ассоциации (НФА), где публикуются по рабочим дням в 12:30¹¹. Эта особенность публикации данных накладывает требование к расчету дневного изменения индикативной ставки ROISfix: разница значений ставки с некоторым сроком i_k в дни t и $t - 1$ содержит информацию, на которую отреагировал рынок между 12:30¹² дня $t - 1$ и 12:30 дня t . Из этого следует, что если решение по ключевой ставке принято после 12:30 в день t , то расчет изменения ставки, учитывающего пресс-релиз ЦБ, будет произведен по формуле:

$$\Delta i_{k,t+1} = i_{k,t+1} - i_{k,t}, \quad (30)$$

¹¹ Источник: <https://roisfix.ru/archive>

¹² Сбор информации от Контрибьютеров должен быть завершен к 12:15 по московскому времени в рабочий день.

где $k = 0, \dots, 7$ соответствует сроку процентной ставки от 1 недели до 2 лет. Если решение ЦБ принято до 12:30 в день t , то формула имеет следующий вид:

$$\Delta i_{k,t} = i_{k,t} - i_{k,t-1}, k = 1, \dots, 9 \quad (31)$$

Изменение доходности ОФЗ $\Delta i_{k,t}$ в день заседания — это разница между доходностями по закрытию в день t и предшествующий день $t - 1$:

$$\Delta i_{k,t} = i_{k,t} - i_{k,t-1}, k = 10, \dots, 21 \quad (32)$$

где срок k принадлежит к множеству: 3, 6, 9 месяцев, 1, 2, 3, 5, 7, 10, 15, 20, 30 лет¹³. Данные для расчета дневного изменения доходности ОФЗ доступны на официальном сайте Московской Биржи¹⁴.

Изменение процентной ставки можно представить в следующем общем виде:

$$\Delta i_{k,t} = i_{k,t} - i_{k,t-1}, k = 0, \dots, 21 \quad (33)$$

где значение ставки $i_{k,t}$ за период t наблюдается после заявления ЦБ о новом значении ключевой ставки, а значение ставки $i_{k,t-1}$ за период $t - 1$ наблюдается до пресс-релиза.

Предложенный подход к расчету изменения ставки ROISfix особенно актуален для анализа внеочередных решений по ДКП, таких как заседание 15 августа 2023 года, решение по которому было опубликовано в 10:30, а информация о заседании появилась лишь накануне вечером. Особенности публикации ставки ROISfix не позволяют использовать стандартную методику расчёта сюрпризов на основе дневных изменений финансовых переменных, чтобы учесть анонс (в качестве ставки до решения $i_{k,t-1}$ выступает наблюдение за 14 августа, которое еще не учитывает изменения в графике решений Банка России). Напротив, утром 25 мая 2022 года Банк России заранее заявил о заседании, которое состоялось на следующий день. В таком случае значение ставки $i_{k,t-1}$ уже учитывает заблаговременное заявление регулятора, что соответствует принципу расчета дневных изменений ставки для большинства наблюдений.

Примеры 28 февраля 2022 года и 16 декабря 2014 года показывают, что анализ монетарных сюрпризов осложняется, когда решения принимаются вне торговых часов: в 2022 году была приостановлена торговля в фондовой и срочной секциях, а решение по итогам заседания 15 декабря 2014 года было опубликовано в ночь по московскому времени. Для 1-недельной ставки ROISfix есть возможность рассчитать дневные изменения в перечисленные дни решений Банка России, что позволяет использовать большее число наблюдений в сравнении с другими источниками данных.

¹³ Далее, где будут использованы широкие наборы изменений процентных ставок с разными сроками, вместо указания порядкового k мы будем уточнять срок финансового инструмента для удобства.

¹⁴ Источник: <https://www.moex.com/ru/marketdata/indices/state/g-curve/archive/>

Между дневным изменением ставки ROISfix и фактическим изменением ключевой ставки можно наблюдать следующую закономерность: чем более непредвиденное для рынка решение по ключевой ставке, тем ближе друг к другу оказываются изменения ключевой и индикативной ставок. Наиболее наглядны примеры 3 марта 2014 года, 28 февраля 2022 года и 15 августа 2023 года (Таблица 5)¹⁵.

Таблица 5 – 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

Источник: составлено авторами [Банникова, Колесник, 2025].

Выборочная корреляция между изменениями доходности 3-месячной ОФЗ и 3-месячной ставки ROISfix в день решения по ДКП составляет 0.78 за период с мая 2011 года по август 2023 года.

В главе 1 на основе проведенного обзора литературы был сделан вывод, что наиболее подходящими инструментами для оценки монетарных сюрпризов можно считать валютные фьючерсы, процентные свопы и ОФЗ. Стоит отметить, что выборочная корреляция между оценками изменения вмененной ставки на данных по 3-месячным валютным фьючерсам [Банникова, Пестова, 2020] и изменениями 3-месячной ставки ROISfix меньше и равна 0,44. *Источник:* составлено авторами [Банникова, Колесник, 2025].

Таблица 6 иллюстрирует, что оценки монетарных сюрпризов, полученные на альтернативных типах данных (по ОФЗ и валютным фьючерсам), могут расходиться с изменениями ROISfix и ошибкой прогнозов аналитиков как по абсолютному значению, так и по направлению.

Таблица 6 – Значения оценок монетарных сюрпризов для разных типов данных для 8 дат заседаний Совета директоров Банка России

Дата заседания	Решение по	Ошибка прогноза	ROISfix (1 нед., дн.)	ОФЗ (3 мес.,	Si (3 мес., дн.)	Si (3 мес.,
----------------	------------	-----------------	-----------------------	--------------	------------------	-------------

¹⁵ Подробнее об этих примерах можно прочесть в статье Банникова, Колесник (2025).

Банка России	ключевой ставке	аналитиков Bloomberg		дн.)		мин.)
16.09.2022	7.50%	-0.05	-0.19	0.07	-1,19	-0.163
28.10.2022	7.50%	-0.03	-0.01	-0.12	-1,13	-0.285
16.12.2022	7.50%	0	0	0.15	-0,17	-0.044
10.02.2023	7.50%	0	0	-0.02	-0,27	-0.019
17.03.2023	7.50%	0	0.01	0.00	-0,84	0.177
28.04.2023	7.50%	0	0	0.05	0,78	-0.347
09.06.2023	7.50%	-0.04	0	-0.15	-0,97	0.133
21.07.2023	8.50%	0.49	0.46	0.29	0,76	-0.100

Источник: составлено автором.

На Рисунке 3 изображен график изменений 1-недельной ставки ROISfix в дни решений по ключевой ставке, каждое наблюдение соответствует дате заседания Совета директоров Банка России по вопросам ДКП. Метками обозначены наблюдения, значения которых превышают одно стандартное отклонение (значение выборочного стандартного отклонения приблизительно равно 0,717). Выбор этих наблюдений в качестве «экстремальных» также обусловлен критерием межквартильного диапазона (*interquartile range*). При использовании метода процентилей в качестве экстремальных значений рассматриваются наблюдения, лежащие вне интервала, образованного процентилями 5% и 95%.

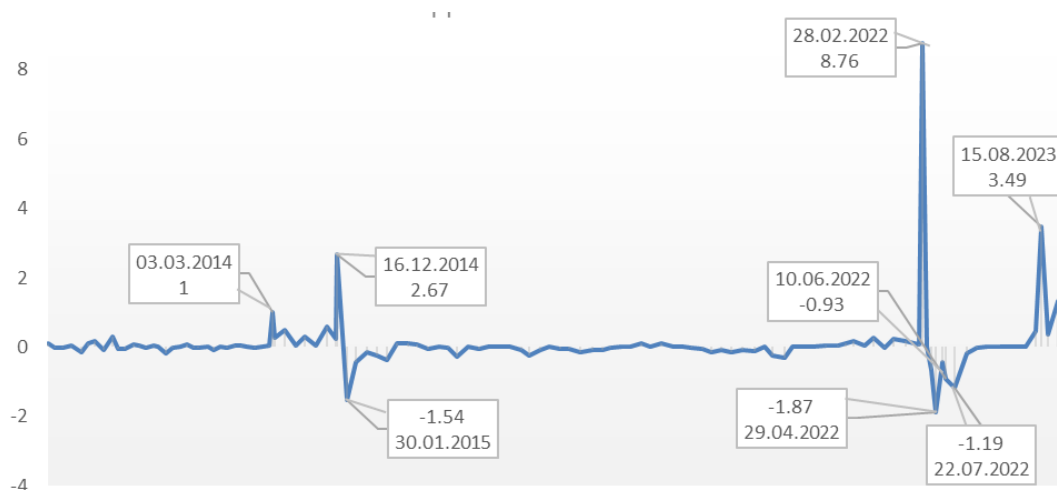


Рисунок 3 – Изменения индикативной ставки ROISfix со сроком 1 неделя в дни заседаний Банка России по вопросам о ДКП за период с мая 2011 по август 2023

Источник: составлено автором.

Наибольшее дневное значение изменения индикативной ставки (-4,69) наблюдается для даты 3 февраля 2012 года. Тогда Банк России оставил на прежнем уровне процентные ставки по рефинансированию и операциям регулятора. Значение индикативной ставки для

любого срока для этой даты равно нулю, поэтому значение дневного изменения ставки ROISfix не отражает изменение в рыночной оценке направления ДКП. Подобное наблюдается также в ноябре 2018 года (2 ноября 2018), но в этот месяц не было заседания ЦБ. Для удобства последующих расчетов мы заменим дневное изменение для этих дат разностями ненулевых значений ставки для ближайших из доступных дат.

3 марта 2014 было принято поднять ключевую ставку на 1,5 п. п., в то время как на внеочередном заседании Банка России 16 декабря 2014 – на 7,5 п.п., что объясняется реакцией регулятора на нестабильность на валютном рынке из-за украинского конфликта и реализации системного финансового кризиса на внутреннем рынке [Пестова, Ростова, 2017]. Согласно опросу Thomson Reuters, аналитики ожидали 5,5% и 11%, при этом ЦБ в действительности повысил ключевую ставку до 7% и 17%, соответственно [Слюсарь, 2019]. Таким образом, неожиданное изменение в ДКП в марте и декабре 2014 года оценивается в 1,5 п.п. и 6 п.п. Рыночная оценка на основе данных ставки ROISfix составила в этих случаях 1 и 2,67.

30 января 2015 Банк России снизил ставку с 17 до 15%, обосновывая это решение более быстрым замедлением экономики в будущем, чем прогнозировалось ранее. В пресс-релизе отмечается, что текущее на тот момент ускорение инфляции ввиду ослабления рубля носит ограниченный во времени характер и в целом решение принято «с учетом изменения баланса рисков ускорения инфляции и охлаждения экономики». Аналитики полагали, что регулятор оставит ключевую ставку неизменной [Слюсарь, 2019]. Оценка монетарного сюрприза на основе результатов опроса Thomson Reuters и дневных данных ставки ROISfix составила -2 и -1,54.

28 февраля 2022 Совет директоров Банка России повысил ключевую ставку до 20% годовых на фоне изменения внешних условий для российской экономики (ввиду новых иностранных санкций). Рыночная оценка монетарного сюрприза на основе данных по ставке ROISfix приняла наибольшее значение за рассматриваемый период времени (8,76).

29 апреля 2022 Банк России понизил ключевую ставку с 17% до 14% годовых. Рыночная оценка монетарного сюрприза на основе данных по ставке ROISfix составила -1,87, что близко к разнице между новым значением ключевой и медианным прогнозом (-0,74 п.п. и -1,37 п.п. для аналитиков «ACI Russia» и «Bloomberg», соответственно).

Накануне заседания ЦБ 10 июня 2022 года большинство аналитиков и участников рынка («ACI Russia», «Bloomberg») прогнозировали снижение ключевой до 10% годовых, в то время как действительным решением регулятора стало снижение ставки до 9,5% годовых. Рыночная оценка монетарного сюрприза на основе данных по ставке ROISfix

приняла значение -0,93, что несколько превосходит по абсолютному значению альтернативную оценку с помощью опросов рынка (-0,5).

На заседании Совета директоров Банка России 22 июля 2022 было принято решение снизить ключевую ставку на 150 б.п., аналитики («ACI Russia», «Bloomberg») в основном ожидали менее осторожного шага – снижения на 200 б.п.

На внеочередном заседании 15 августа 2023 года ключевая ставка была повышена с 8,5% до 12%, что было неожиданным решением ЦБ для рынка. О проведении заседания было известно заранее, поэтому по результатам проведенных опросов аналитиков и экспертов можно предполагать о том, насколько ожидаемо было решение Банка России. Например, согласно опросу организации «ACI Russia», участники рынка полагали, что ставка будет повышена до значений в районе 10,0% годовых. В то время как оценка монетарного сюрприза на основе прогнозов аналитиков составила примерно 2 п.п., изменение индикативной ставки оказалось несколько большим – 3,49.

Ситуация, когда ЦБ заранее заявляет о внеочередном заседании, достаточно редкая. В частности, в мае 2022 года Банк России снизил ключевую ставку с 14% до 11%. На тот момент подобный шаг регулятора был третьим подряд снижением на 300 б.п., что в целом соответствовало ожиданиям аналитиков. Однако результаты опросов показывали широкий диапазон изменения ключевой ставки: примерно одинаковая доля респондентов «ACI Russia» прогнозировало разные значения ставки 10%, 11% и 12% (0,22, 0,22 и 0,28, соответственно). Индикативная ставка ROISfix в день заседания ЦБ снизилась на 0,44.

Стоит отметить, что понятие очередности заседания также трансформировалось по мере развития информационной политики Банка России. До 2013 года в пресс-релизах Банка России время публикации решения по итогам следующего заседания было указано примерно (начало/конец/декада месяца). Начиная с августа 2013 г. в пресс-релизах Банка России указывается дата следующего заседания, а также время публикации пресс-релиза по итогам заседания Совета директоров. График заседаний Банка России на следующий год относительно текущего начал публиковаться в «Основных направлениях единой государственной ДКП на 2018 год и период 2019 и 2020 годов» [Банк России, 2017].

В работе [Евстигнеева и др., 2022] была принята предпосылка, нередко используемая в высокочастотном подходе: изменения рыночных процентных ставок в день решения ЦБ (33) определяется исключительно новостью о монетарном событии, т.е. публикацией пресс-релиза по ключевой ставке и сопровождающей его информацией.

Изменение ключевой ставки i_{key} в день решения ЦБ τ представимо в следующем виде:

$$\Delta i_{key,\tau} = i_{key,\tau} - i_{key,\tau-1} = i_{key,\tau} - i_{key,\tau}^e + i_{key,\tau}^e - i_{key,\tau-1}, \quad (34)$$

где $i_{key,\tau} - i_{key,\tau}^e$ – это неожиданное для рынка изменение ключевой ставки, т.е. ошибка прогноза рынка, $i_{key,\tau}^e - i_{key,\tau-1}$ – это ожидаемое рынком изменение ключевой ставки, произошедшее ко дню решения ЦБ. Первая составляющая изменения ключевой ставки возникает ввиду новой информации ЦБ, поступающей вместе с сообщением о новом уровне ключевой ставки, вторая – ввиду медленной реакции финансового рынка на новости, появившиеся до пресс-релиза ЦБ.

Далее мы оцениваем выборочную корреляцию между ошибкой прогноза аналитиков и изменениями рыночных процентных ставок в день пресс-релиза, 1 неделю до и 2 недели после публикации решения ЦБ по ключевой ставке. Аналогичные оценки сделаны для ожидаемого изменения ключевой ставки с прошлого заседания к моменту текущего решения ЦБ.

В качестве ожидаемой ставки $i_{key,\tau}^e$ используются среднее¹⁶ значение консенсус-прогнозов. Данные собраны из результатов опросов Bloomberg (для периода 2021–2023 гг.), Thomson Reuters (для периода 2015–2017 гг.)¹⁷.

Корреляции между этими индикаторами и дневным изменением 1-недельной ставки представлены в Таблице 7, из которой следует вывод о том, что день пресс-релиза ЦБ по ДКП является важным для участников денежного рынка. Корреляция между ошибкой прогноза аналитиков и изменением 1-недельной рыночной процентной ставки принимает наибольшее значение в день пресс-релиза (0,517), в то время как корреляция между пересмотром ожидаемой ставки и изменением 1-недельной рыночной процентной ставки – за день до пресс-релиза (0,568).

Как можно заметить из Таблицы 7, рынок начинает формировать ожидания за несколько дней до пресс-релиза, а ошибка прогноза аналитиков коррелирует с дневными изменениями 1-недельной ставки как после решения ЦБ, так и в неделю тишины. Стоит отметить, что не наблюдается проблема медленной абсорбции решения по ключевой ставке: процентная ставка корректируется сразу после публикации пресс-релиза, изменения рыночной процентной ставки в последующие дни практически не коррелирует с ошибкой прогноза. Корреляционный анализ также показывает, что немонетарные новости медленно абсорбируются рынком: корреляции между изменениями ставки ROISfix и пересмотром ключевой ставки являются статистически значимыми как в неделю тишины, так и в некоторые последующие дни после решения ЦБ. Тем не менее, в день пресс-релиза изменение 1-недельной ставки значимо не коррелирует с пересмотром

¹⁶ Для медианы сделанные далее выводы остаются верными.

¹⁷ Частично (2018–2020 гг.) дополнены данными из исследования Владислава Гусева (2023), предоставленных нам ее автором по запросу. Данные консенсус-прогнозов аналитиков по ключевой ставке предоставлены автором исследовательской работы Алексеем Слюсарем (2019).

ключевой ставки, то есть в большей степени изменение на рынке объясняется новостью о новом уровне ключевой ставки.

Таблица 7 – Корреляции между ошибкой прогноза аналитиков, пересмотром ожидаемой ставки и изменением 1-недельной рыночной процентной ставки в день пресс-релиза, 1 неделю до и 2 недели после публикации решения ЦБ по ключевой ставке

	t-7	t-6	t-5	t-4	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3
Ошибка прогноза аналитиков	-0.037	0.125	0.267**	0.35***	0.218*	0.153	0.306***	0.517***	0.148	-0.119	-0.037
Пересмотр ожидаемой ставки	0.212*	0.053	0.39***	0.387***	0.396***	0.531***	0.568***	0.164	-0.064	-0.083	0.212*
	t+4	t+5	t+6	t+7	t+8	t+9	t+10	t+11	t+12	t+13	t+14
Ошибка прогноза аналитиков	0.159	0.06	-0.044	0.236*	0.165	-0.073	0.054	0.064	-0.146	0.087	-0.062
Пересмотр ожидаемой ставки	-0.003	-0.057	0.073	0.146	0.097	-0.143	0.22*	0.22*	-0.291**	0.209*	-0.271**

Примечание: из выборки за период с 16 декабря 2014 года по 27 октября 2023 года были удалены наблюдения, для которых ошибка прогноза по абсолютному значению выше 5% квантиля (2014-12-16, 2015-01-30, 2022-02-28, 2022-04-29, 2022-05-26, 2022-09-16, 2023-09-15, 2023-10-27, 2020-04-24).

Источник: составлено автором.

Обратимся к мультиномиальной логит-модели [McFadden, 1974], где зависимой переменной будет вероятность изменения ключевой ставки (повышение, снижение и поддержание ставки на прежнем уровне, т.е. альтернативы $j = \{1, 2, 3\}$):

$$P(y_i = j) = \frac{\exp(\beta_{0,j} + \sum_{p=1}^P \beta_{p,j} \Delta i_{0,t-p})}{\sum_{j=1}^3 \exp(\beta_{0,j} + \sum_{p=1}^P \beta_{p,j} \Delta i_{0,t-p})} \quad (35)$$

В качестве объясняющих переменных используются изменения 1-недельной индикативной ставки ROISfix в дни «недели тишины» (обозначили как $\Delta i_{0,t-p}$, где $p = 1, \dots, P$).

Мы оцениваем качество модели с помощью стандартных тестов: LR-тест, теста Хаусмана-МакФаддена¹⁸. Уравнение оказывается статистически значимым в целом, а тест о независимости альтернатив говорит о выполнении одной из основных предпосылок модели, что согласуется с постановкой эконометрической модели.

Результаты оценивания (Таблица 8) показывают, что решение по ключевой ставке в некоторой степени предсказуемо, во время недели тишины участники рынка формируют ожидания относительно будущего значения ключевой ставки.

Таблица 8 – Результаты оценивания мультиномиальной логит-модели

Коэффициент	Модель 1		Модель 2	
	Снижение ключевой	Повышение ключевой	Снижение ключевой	Повышение ключевой
Константа	0.371** (0.39)	0.129*** (0.597)	0.019*** (1.361)	0.057*** (0.897)
$\Delta i_{0,t-1}$	0.580*** (0.183)	1.932*** (0.208)	0.129*** (0.752)	1.636 (0.354)
$\Delta i_{0,t-2}$			0.098*** (0.884)	0.844 (0.29)
$\Delta i_{0,t-3}$			0.306** (0.589)	0.555 (0.39)
$\Delta i_{0,t-4}$			0.593** (0.256)	3.444* (0.691)
Число наблюдений	70		70	
R ²	0.42		0.735	
Логправдоподобие	-42.426		-19.386	
LR Test	61.342***		107.422***	

Примечание: вместо оценок коэффициентов указаны относительные коэффициенты риска. Значимость: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Источник: составлено автором.

Согласно модели 1, вероятность повышения ставки Центральным банком в среднем при прочих равных почти в 2 раза выше её неизменения в случае, если однонедельная рыночная процентная ставка за день до решения растет на 1 п.п. Аналогично, вероятность её снижения в среднем при прочих равных почти в 2 раза меньше её неизменения в

¹⁸ Подробнее о проблеме независимости нерелевантных альтернатив и вкладе МакФаддена смотрите в работе [Худокормов и др., 2019]

случае, если однонедельная рыночная процентная ставка за день до решения растет на 1 п.п.

Тем не менее, при добавлении в модель 2 большего числа объясняющих переменных, т.е. изменений ставки в дни «недели тишины», выводы существенно изменяются: не обнаружено статистического различия между случаями повышения и неизменности ключевой ставки. Этот результат может быть связан с тем, что с расширением «окна», т.е. после учета большего числа наблюдений за «неделю тишины», оценки более зашумлены, что не позволяет выявить различия между решениями по ключевой ставке с разными исходами.

Таким образом, расчеты в разделе 2.1 показывают, что изменение рыночной ставки в день пресс-релиза отражает неожиданное изменение в ДКП для рынка, при этом направление этого изменения предсказуемо на основе информации о рыночных ожиданиях по ставке в «неделю тишины». Иными словами, рынок формирует ожидания по ставке заранее до публикации решения ЦБ и, таким образом, применение высокочастотного подхода позволяет учесть неожиданность решения ЦБ для рынка.

2.2. Оценка предсказуемости изменений краткосрочной рыночных процентной ставки в дни публикации пресс-релизов Банка России

Предсказуемость изменения краткосрочной процентной ставки в день пресс-релиза по ключевой ставке может свидетельствовать о неполной информации рынка относительно функции реакции ЦБ и макроэкономической ситуации в целом. По этой причине важно понять, являются ли предсказуемыми изменения рыночной процентной ставки в день решения по ДКП. В настоящем разделе этот вопрос будет изучен на примере российских данных по 1-недельной ставке.

В основе метода, предложенного для изучения этого вопроса, лежит нарративный подход [Romer, Romer, 2004]. Краткая суть метода состоит в удалении из изменения процентной ставки компоненты, которую можно предсказать с помощью информации, доступной к моменту решения по ДКП. В частности, исследователи [Romer, Romer, 2004] применили в качестве предикторов прогнозы центрального банка, которые можно найти в Зеленой книге спустя некоторое время после заявления о новом уровне ключевой ставки. Таким образом, особенности коммуникаций центрального банка в Соединённых Штатах предоставляют возможность оценить вклад частной информации, недоступной рынку в момент решения по ДКП. [Miranda-Agrippino, Ricco, 2021] используют похожую идею для выделения неожиданных изменений ставки по федеральным фондам, в их спецификации есть пересмотр аналогичных прогнозов за некоторый период, монетарный сюрприз за предшествующий период, что согласуется с учетом медленной абсорбции рынка новой информации и с утверждением об информационном преимуществе центрального банка. Далее, согласно работам [Romer, Romer, 2004] и [Miranda-Agrippino, Ricco, 2021], может быть использована следующая спецификация модели предсказуемости изменения рыночной процентной ставки:

$$\Delta i_{0,t}^{\text{mps}} = \alpha + \sum_{k=1}^p \beta_k \Delta i_{t-k}^{\text{mps}} + \sum_{h=0}^q \gamma_h F_{t,h}^{cb} + \sum_{h=0}^q \delta_h (F_{t,h}^{cb} - F_{t-1,h}^{cb}) + m_t. \quad (36)$$

Зависимая переменная, в качестве которой рассматривается изменение краткосрочной рыночной ставки, обозначена как $\Delta i_{0,t}^{\text{mps}}$. Операционной целью ДКП Банка России является поддержание однодневных ставок денежного рынка вблизи ключевой, при этом эталонной ставкой российского рынка межбанковского кредитования является RUONIA, которая рассчитывается по группе крупнейших банков. Как отмечалось ранее, для оценки шока ключевой ставки в качестве $\Delta i_{0,t}^{\text{mps}}$ мы обратимся к индикатору ожидаемой ставки RUONIA с наименьшей (из доступных для исследователя) срочностью, а именно к индикативной ставке ROISfix со сроком 1 неделя.

Данные по рыночным процентным ставкам, таким как 1-недельная ставка ROISfix, доступны на дневной частоте, а значит, при условии мгновенной реакции рынка на заявления ЦБ, её изменение в день пресс-релиза учитывает неожиданные для рынка изменения в ДКП. Индекс t указывает на монетарное событие, связанное с публикацией пресс-релиза Банка России по ключевой ставке. В качестве предикторов применяются: 1) прогнозы Центрального банка, опубликованные в пресс-релизе t , на текущий год публикации (при $h = 0$) или на h лет вперед, где $h \in \{1, 2, 3\}$ (вектор соответствующих прогнозов обозначен как $F_{t,h}^{cb}$); 2) пересмотры Центральным банком своих прогнозов (вектор соответствующих прогнозов обозначен как $F_{t,h}^{cb} - F_{t-1,h}^{cb}$), 3) p лагов зависимой переменной $\Delta i_{0,t-k}^{mps}$, где $k = 1, \dots, p$.

С точки зрения вопроса о предсказуемости Δi_t^{mps} исследователя интересует оценка коэффициентов $\beta_k, \gamma_h, \delta_h$. Если коэффициенты β_k статистически значимые, то это означает, что изменение рыночной ставки предсказуемо на основе прошлой информации: новости абсорбируются не мгновенно. Предположение об учете автокорреляции во временном ряде $\Delta i_{0,t}^{mps}$ согласуется с оценками информационной жесткости для российской экономики [Bozhechkova et al, 2021]. Значимость коэффициентов γ_h, δ_h может быть интерпретирована в пользу информационной асимметрии между рынком и Банком России относительно функции реакции и несоответствия между их информационными множествами. Иными словами, изменение в процентной ставке в день решения ЦБ неожиданно из-за отсутствия у частных агентов важной информации об экономической ситуации, например, экономических данных, модельного аппарата, инструментов обработки данных, применяемых ЦБ, либо из-за существенной переоценки или недооценки рынком факторов решения по ключевой ставке по сравнению с видением регулятора.

Ошибка модели, обозначенная как m_t , представляет собой монетарный шок [Romer, Romer, 2004], [Miranda-Agrippino, Ricco, 2021]. Для идентификации m_t требуется, чтобы регрессоры были экзогенными. Однако среднесрочные прогнозы Банка России связаны с текущим изменением ключевой ставки прямо и обратно. Во-первых, в принятии решения по ДКП Банк России использует среднесрочный прогноз по инфляции, предварительно подготовленный сотрудниками регулятора с помощью квартальной прогнозной модели [Могилат, 2017]. Во-вторых, Центробанк проводит ДКП с целью поддержания ценовой стабильности. Иными словами, текущее решение по ДКП повлияет на выполнение цели по инфляции, что может быть проиллюстрировано с помощью

заякоренности годовых инфляционных прогнозов на двухлетнем горизонте, у цели по инфляции.

Из-за эндогенности прогнозов регулятора по причине двусторонней причинно-следственной связи оценки коэффициентов в уравнении (36) могут быть несостоятельными и смещенными. В научной литературе есть утверждение о том, что правило ДКП можно оценивать с помощью метода наименьших квадратов [Carvalho et al, 2021]. Авторы делают вывод о том, что асимптотическое смещение при МНК-оценке коэффициентов в регрессии для правила Тейлора пропорционально доле дисперсии регрессоров, макроэкономических переменных. Далее будет использован метод инструментальных переменных, поскольку 1) оценивается не правило Тейлора, а его модификация применительно к дневному изменению процентной ставки в день заявления ЦБ (что и позволяет обратиться к вопросу об асимметрии информации) и 2) отсутствует литература о смещении оценки коэффициентов в регрессиях по типу (36) на российских данных.

В качестве инструментальных переменных к прогнозам ЦБ ($F_{t,h}^{cb}$) предложено использовать прогнозы аналитиков, сделанные накануне пресс-релиза ($CF_{t,h}$). Таким образом, расчетные значения прогнозов ЦБ и их пересмотров отражают информацию, доступную для всех агентов к моменту публикации пресс-релиза по ключевой ставке, и не отражают информацию о текущем решении по ДКП.

Подход инструментальных переменных основан на выполнении предпосылки о релевантности:

$$\mathbb{E}[F_{t,h}^m \cdot m_t] = 0 \quad (37)$$

и экзогенности инструментов $F_{t,h}^m$ для каждого h :

$$\mathbb{E}[F_{t,h}^m \cdot F_{t,h}^{cb}] \neq 0 \quad (38)$$

На первом шаге оцениваются регрессии вида:

$$F_{t,h}^{cb} = \alpha + \beta' F_{t,h}^m + \varepsilon_t \quad (39)$$

$$(F_{t,h}^{cb} - F_{t-1,h}^{cb}) = \alpha + \beta' F_{t,h}^m + \varepsilon_t \quad (40)$$

Используя предсказанные значения прогнозов ЦБ $\widehat{F_{t,h}^{cb}}$ и $(\widehat{F_{t,h}^{cb}} - \widehat{F_{t-1,h}^{cb}})$ в качестве объясняющих переменных для изменения краткосрочной процентной ставки в день пресс-релиза Δi_t^{mps} , можно получить состоятельные оценки коэффициентов $\beta_k, \gamma_h, \delta_h$ в уравнении второго шага:

$$\Delta i_t^{\text{mps}} = \alpha + \sum_{k=1}^p \beta_k \Delta i_{t-k}^{\text{mps}} + \sum_{h=0}^q \gamma_h \widehat{F_{t,h}^{cb}} + \sum_{h=0}^q \delta_h (\widehat{F_{t,h}^{cb}} - \widehat{F_{t-1,h}^{cb}}) + m_t. \quad (41)$$

Обратимся к вопросу о выполнении предпосылок (37) и (38).

Предпосылка об экзогенности инструментальных переменных (38) состоит в том, что монетарный шок m_t и прогнозы рынка $F_{t,h}^m$ ортогональны друг другу. Иными словами, неожиданное для рынка изменение в ключевой ставке не может быть предсказано на основе доступной рынку информации. Так же прогнозы, сделанные накануне пресс-релиза по ключевой ставке, не определяются текущим монетарным шоком. Если же возникновение m_t связано с асимметрией информации относительно функции реакции ЦБ, например, вызвано появлением новой для рынка информации от ЦБ, то это так же не противоречит предпосылке (38). Прогнозы, которые сделали аналитики в результате опроса до заседания по ключевой ставке, отражают информационное множество участников рынка до решения ЦБ и не отражают новую информацию ЦБ.

Предпосылка о релевантности инструментальных переменных (37) обоснована наличием высокой корреляции между консенсус-прогнозами из опросов аналитиков $F_{t,h}^m$ и официальными прогнозами Банка России $F_{t,h}^{cb}$. В качестве $F_{t,h}^m$ и $F_{t,h}^{cb}$ были использованы данные среднесрочных прогнозов Банка России¹⁹ и консенсус-прогнозов аналитиков, участников опроса Института «Центр развития» НИУ ВШЭ [НИУ ВШЭ, 2024]. Ввиду того, что опрос не привязан к заседаниям Банка России по ключевой ставке, как например, макроэкономический опрос Банка России²⁰, имеющий менее продолжительную историю [Банк России, 2024; 2025а; 2025б]²¹, сопоставление прогнозов происходит не с регулярной частотой. Прогнозу ЦБ всегда был сопоставлен прогноз из опроса, предшествующего ближайшему пресс-релизу ЦБ (но так, чтобы даты проведения опроса не включали дату решения по ключевой ставке). Например, среднее число дней между публикацией прогноза Банком России и Институтом составляет примерно 1,5 месяца, а наибольшее число дней равно 101. В дни решений, когда Банк России не публиковал среднесрочные прогнозы, было оставлено предшествующее значение прогнозных переменных (т.е. доступная на тот момент информация для рынка). Тем не менее, наблюдается тесная корреляция между заявленными переменными (за исключением некоторых наблюдений, приходящихся на периоды экономической неопределенности, когда прогнозы ЦБ и рынка существенно изменялись за несколько месяцев в условиях кризиса или финансовой нестабильности. В качестве иллюстрации

¹⁹ Даты релиза прогнозов Банка России взяты из раздела «Календарь решений по ключевой ставке»: http://www.cbr.ru/dkp/cal_mp/#t10 (Дата обращения: 16.12.2024). До 2014 года – это даты релиза доклада о ДКП и с 2015 года – даты пресс-релизов, которые сопровождаются публикацией доклада о ДКП (с 2015 года по 2018 год) либо среднесрочного прогноза (с марта 2019 года).

²⁰ Календарь публикации опросов в 2025 году. Источник: https://www.cbr.ru/Content/Document/File/119844/!Survey_calendar_2025.pdf (Дата обращения: 16.01.2025).

²¹ Архив результатов опроса с мая 2021 года по декабрь 2024 года. Источник: [https://www.cbr.ru/Content/Document/File/144490/full%20\(may2021-december2024\).xlsx](https://www.cbr.ru/Content/Document/File/144490/full%20(may2021-december2024).xlsx) (Дата обращения: 16.01.2025).

этого факта приведем пример для прогнозов по инфляции и ВВП на текущий год (Рисунок 4). Наблюдения для внеочередных заседаний отмечены черной заливкой, т.е. накануне таких заседаний нет существенных различий в прогнозах рынка и ЦБ.

Корреляция прогнозов на более продолжительных прогнозных горизонтах становится слабее. Далее рассматриваются только прогнозы на текущий год, поскольку для расчетов необходимы релевантные инструментальные переменные.

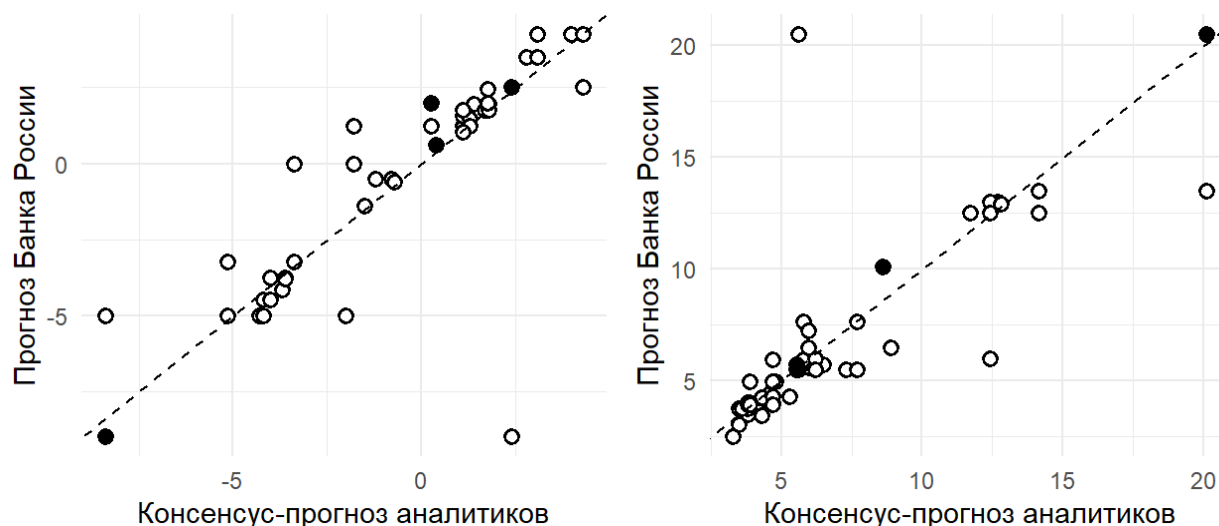


Рисунок 4 – Корреляция между прогнозами Банка России и консенсус-прогнозами аналитиков а) по ВВП (слева), б) по инфляции (справа)

Примечание: Черным цветом выделены точки для внеплановых заседаний, пунктирная линия соответствует полному совпадению прогнозов.

Источник: составлено автором.

Менее тривиальным является вопрос о том, насколько хорошо пересмотры прогнозов Банка России предсказываются прогнозами аналитиков. Ответ зависит от способа, с помощью которого рассчитана переменная пересмотров прогнозов.

Во-первых, пересмотр может быть рассчитан относительно предыдущего опубликованного прогноза на тот же срок. Например, пересмотр прогноза, сделанного в апреле 2021 года, $F_{t,h}^{cb} - F_{t-1,h}^{cb}$ – это разница между прогнозами, опубликованными на опорных заседаниях в апреле и феврале 2021 года. Во-вторых, расчет может быть произведен относительно прогноза того же квартала, того же срока, только годом ранее. Тогда пересмотр прогноза, сделанного в апреле 2021 года, $F_{t,h}^{cb} - F_{t-1,h}^{cb}$ – это разница между прогнозами опубликованными на опорных заседаниях в апреле 2021 года и в апреле 2020 года. Основное различие между перечисленными способами расчета переменной пересмотров прогнозов ЦБ состоит в том, что во втором случае сравнение будет более сопоставимым в силу сезонных эффектов, эффектов календаря²², чем в

²² Например, в случае расчета пересмотра в начале года логичнее сравнивать прогноза на текущий год, сделанный в начале этого года, с прогнозом на следующий год, сделанным в конце предыдущего года. Для

первом, а также потенциально пересмотр прогнозов учитывает больше информации о прошлой ожидаемой динамике макроэкономических переменных. Далее отдается предпочтение второму способу расчета.

Согласно подходу с использованием инструментальных переменных, уравнение первого шага имеет вид:

$$F_{t,0}^{cb,x} = \alpha + \beta_1 F_{t,0}^{m,GDP} + \beta_2 F_{t,0}^{m,Infl} + \beta_3 F_{t,0}^{Er} + \beta_4 F_{t,0}^{m,Poil} + \varepsilon_t \quad (42)$$

для прогноза в уровнях по переменной $x \in \{g^{GDP}, \pi, P_{Oil}\}$ и

$$F_{t,0}^{cb,x} - F_{t-1,0}^{cb,x} = \alpha + \beta_1 F_{t,0}^{m,GDP} + \beta_2 F_{t,0}^{m,Infl} + \beta_3 F_{t,0}^{Er} + \beta_4 F_{t,0}^{m,Poil} + \varepsilon_t \quad (43)$$

для пересмотра прогнозов по переменной $x \in \{g^{GDP}, \pi, P_{Oil}\}$, где $F_{t,0}^{cb,x}$ – это прогноз ЦБ по переменной x на текущий год, опубликованный в день заседания по ДКП t и, соответственно, $F_{t,0}^{m,x}$ – это аналогичный прогноз рынка, подготовленный до решения ЦБ в день t .

Из-за описанных расхождений в графике публикации прогнозов, переменная пересмотров прогнозов аналитиков является нерелевантным инструментом для пересмотров прогнозов ЦБ в отличие от рыночных прогнозов в уровнях. В частности, для уравнения (43), где зависимой переменной является пересмотр прогноза ЦБ по инфляции, F-статистика оказывается равной 2,06, а в случае уравнения для прогноза по цене на нефть или по инфляции эта статистика равна 9,27 или 9,05, что также меньше 10^{23} .

Как следует из обсуждения графика на Рисунке 4, внеплановые заседания не искажают оценку линейной регрессии, что вероятно, связано с отсутствием публикации прогнозов ЦБ по итогу внеочередных заседаний. Тем не менее, именно по итогу этих заседаний в данных могут обнаружиться информационные эффекты, связанные с асимметрией информации относительно функции реакции ЦБ [Paul, 2020]. Для дальнейших расчетов создана бинарная переменная для обозначения внеплановых заседаний ($unscheduled_t$). Её включение в модель регрессии (42) или (43) не изменяет существенно результаты оценивания.

Результаты оценки регрессий первого шага (42) и (43) показаны в Таблице 9. Приведенные F-статистики, устойчивые к автокорреляции и гетероскедастичности, больше 10, что не противоречит Рисунку 4: применяемые инструментальные переменные являются релевантными.

прогнозов, сделанных, например, в июне текущего года, такой проблемы не возникает, расчет производится по другой формуле согласно первому способу.

²³ От использования переменных пересмотров прогнозов и прогнозов в уровнях вместе в одном уравнении регрессии было принято отказаться по причине мультиколлинеарности.

Таблица 9 – Результаты оценки регрессий первого шага (42) и (43)

Зависимая переменная:						
	$F_{t,0}^{cbr}[g^{GDP}]$	$F_{t,0}^{cbr}[\pi]$	$F_{t,0}^{cbr}[Poil]$	$F_{t,0}^{cbr}[g^{GDP}]$ – $F_{t-1,0}^{cbr}[g^{GDP}]$	$F_{t,0}^{cbr}[\pi]$ – $F_{t-1,0}^{cbr}[\pi]$	$F_{t,0}^{cbr}[Poil]$ – $F_{t-1,0}^{cbr}[Poil]$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$CF_{t,0}^{GDP}$	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)
константа	0.037 (2.813)	-2.453 (2.337)	-1.569 (4.836)	2.149 (3.388)	-12.431*** (2.980)	-18.596 (15.872)
Число 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

Примечание: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Источник: составлено авторами [Банникова, Колесник, 2025].

Также были оценены регрессии первого шага для пересмотров прогнозов, рассчитанных первым из упомянутых выше способов как разница между прогнозами, опубликованными на опорных заседаниях. Результаты оценки модели (43) приведены в Таблице 10. F-статистики, устойчивые к автокорреляции и гетероскедастичности, значительно меньше 10, что означает, что инструментальные переменные не являются релевантными.

Согласно исследованию [Miranda-Agrippino, Ricco, 2021], именно пересмотры прогнозов между заседаниями ЦБ по ДКП играют ключевую роль в концепции сигнального канала, ранее исследованной в работах [Melosi, 2017] и [Hubert, Maule, 2021]. Иными словами, новая информация ЦБ отражается в текущих пересмотрах прогнозов ЦБ,

при этом информация о предыдущих пересмотрах должна быть удалена из оценки монетарного шока. В приведенных результатах предполагается возможным учесть эту идею: тесты на релевантность для моделей (4) – (6) не исключают пересмотры прогнозов в качестве инструментов из дальнейшего анализа.

Также, согласно Таблице 9, стоит отметить, что, несмотря на высокую корреляцию между прогнозами в уровнях в моделях (1) – (3) пересмотры прогнозов ЦБ зависят от разных наборов прогнозов аналитиков, например, от прогноза цены на нефть. Это согласуется с фактом наличия асимметрии информации, а также с существенным воздействием внешних экономических шоков на корректировки прогнозов.

Таблица 10 – Результаты оценки регрессии (43) с альтернативным способом расчета зависимой переменной

Зависимая переменная:						
	$F_{t,0}^{cb}[g^{GDP}]$	$F_{t,0}^{cb}[\pi]$	$F_{t,0}^{cb}[P_{oil}]$	$F_{t,0}^{cb}[g^{GDP}]$ – $F_{t-1,0}^{cb}[g^{GDP}]$	$F_{t,0}^{cb}[\pi]$ – $F_{t-1,0}^{cb}[\pi]$	$F_{t,0}^{cb}[P_{oil}]$ – $F_{t-1,0}^{cb}[P_{oil}]$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Число наблюдений	77	77	76	68	68	67
F-статистика	45.405	9.051	9.270	25.370	2.061	68.826
R ²	0.611	0.490	0.413	0.650	0.494	0.790

Примечание: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Источник: составлено автором.

Поскольку оцененные значения инструментальных переменных разного типа – прогнозы в уровнях и их пересмотры – высоко коррелируют между собой (например, корреляция $F_{t,0}^{cb}[\pi]$ между и $F_{t,0}^{cb}[\pi] - F_{t-1,0}^{cb}[\pi]$ составляет 0,97), были рассмотрены два типа уравнений с разным набором объясняющих переменных.

Перейдем к оценке уравнения второго шага:

$$\Delta i_t^{\text{mps}} = \alpha + \sum_{k=1}^p \beta_k \Delta i_{t-k}^{\text{mps}} + \sum_{h=0}^q \gamma_h \widehat{F}_{t,h}^{cb} + m_t. \quad (44)$$

$$\Delta i_t^{\text{mps}} = \alpha + \sum_{k=1}^p \beta_k \Delta i_{t-k}^{\text{mps}} + \sum_{h=0}^q \delta_h (\widehat{F}_{t,h}^{cb} - \widehat{F}_{t-1,h}^{cb}) + m_t. \quad (45)$$

Для создания зависимой переменной в уравнениях второго шага (44) и (45) используются данные по 1-недельной индикативной ставке ROISfix²⁴, которые имеют

²⁴ Правила расчетов утверждены Национальной валютной ассоциацией (НВА) в «Положении об организации ежедневного фиксинга НВА ставок OIS на базе RUONIA». Контрибьюторы объявляют котировки по сделкам, по которым участники в момент объявления котировок будут готовы заключить

некоторые особенности публикации: значения индикатора рассчитываются в 12:30 по торговым дням. По этой причине корректным является расчёт изменений в ставке в день решения по ДКП с учётом времени публикации пресс-релиза по ключевой ставке. Если публикация значения ROISfix произошла до публикации пресс-релиза по ключевой ставке, то изменение в ставке в день пресс-релиза рассчитывается как разница между значениями сегодня и вчера. Но если публикации произошли в другом порядке, то расчёт производится для наблюдений за следующий и текущий дни.

Таблица 11 – Результаты оценки регрессии второго шага (44) с прогнозами регулятора

	Зависимая переменная:						
	Изменение 1-недельной ставки ROISfix в день решения ЦБ						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$F_{t,0}^{cbr}[\widehat{g^{GDP}}]$	0.037** (0.016)			0.010 (0.024)	0.041** (0.017)		0.036* (0.019)
$F_{t,0}^{cbr}[\pi]$		-0.037*** (0.013)		-0.032* (0.018)		-0.029** (0.015)	-0.005 (0.015)
$F_{t,0}^{cbr}[\widehat{P_{Oul}}]$			-0.008* (0.004)		-0.009** (0.004)	-0.005 (0.005)	-0.008 (0.005)
константа	-0.075 (0.064)	0.165* (0.084)	0.339 (0.221)	0.133 (0.083)	0.433** (0.216)	0.355 (0.220)	0.425* (0.226)
Число наблюдений	74	74	73	74	73	73	73
Р-значение (F-тест)	0.047	0.044	0.447	0.051	0.123	0.064	0.134
R ²	0.073	0.119	0.088	0.122	0.190	0.166	0.190

Примечание: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Источник: составлено авторами [Банникова, Колесник, 2025].

Даты 2022-02-28, 2023-08-15 и 2014-12-16 были исключены из регрессионного анализа (в оценках на обоих шагах) как выбросы: изменение рыночной процентной ставки достигает максимальных значений в эти дни.

сделки. Таким образом, рассматриваемый индикатор отражает ожидаемое среднее геометрическое значение ставки RUONIA в течение определенного периода, в частности 1 недели.

Оценки регрессий (44) и (45) представлены в Таблицах 11 и 12. Они показывают, что изменение 1-недельной ставки в день пресс-релиза Банка России по ключевой ставке предсказуемо на основе прошлой информации, доступной рынку информации накануне пресс-релиза. Таким образом, изменение краткосрочной рыночной процентной ставки, рассчитанное в дневном окне относительно решения Банка России, не соответствует определению монетарного шока, согласно которому это неожиданное изменение в ключевой ставке. Для оценки неожиданного изменения ставки следует обратиться к остаткам из регрессии уравнения второго шага.

Таблица 12 – Результаты оценки регрессии второго шага (45) с пересмотрами прогнозов

	Зависимая переменная:						
	Изменение ставки ROISfix (1 неделя) в день решения ЦБ						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$F_{t,0}^{cbr}[g^{GDP}] - \widehat{F}_{t-1,0}^{cbr}[g^{GDP}]$	0.048*** (0.016)			0.032 (0.028)	0.050** (0.020)		0.027 (0.028)
$F_{t,0}^{cbr}[\pi] - \widehat{F}_{t-1,0}^{cbr}[\pi]$		- 0.038** (0.018)		-0.019 (0.028)		- 0.041*** (0.015)	-0.022 (0.025)
$F_{t,0}^{cbr}[P_{oil}] - \widehat{F}_{t-1,0}^{cbr}[P_{oil}]$			-0.002 (0.004)		-0.004 (0.005)	0.001 (0.004)	-0.002 (0.005)
константа	-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)
Число наблюдений	66	66	65	66	65	65	65
Р-значение (F-тест)	0.002	0.591	0.433	0.033	0.026	0.088	0.077
R ²	0.133	0.120	0.005	0.146	0.174	0.175	0.188

Примечание: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Источник: составлено авторами [Банникова, Колесник, 2025].

Поскольку для оценки регрессии первого шага использовался одинаковый набор объясняющих переменных, сравнительное преимущество от добавления еще одного регрессора в уравнение второго шага не велико. Часть уравнений являются статистически незначимыми при 5%-ном уровне значимости (столбцы 3, 4, 5, 6, 7 в Таблице 11 и 2, 3, 6, 7 в Таблице 12). Добавление расчетных значений для пересмотра прогноза цены на нефть

оказывается не существенным: в моделях (4) и (5) переменная не значима при 10%-ном уровне значимости (Р-значение для F-теста более 10% уровня значимости). Таким образом, модели значимых в целом уравнений соответствуют столбцам (1), (2) в Таблице 11 и (1) в Таблице 12. Был сделан выбор в пользу модели (1) в Таблице 12, поскольку несколько лучше оказываются объясняющая сила модели и результаты F-теста на значимость в целом.

Несмотря на то, что доля объясненной дисперсии в рассматриваемых моделях из Таблицы 11 и Таблицы 12 не превышает 20%, а в некоторых регрессиях (3, 4, 7 в Таблице 12) статистическая значимость коэффициентов при 10%-ном уровне значимости отсутствует, полученные нами оценки являются важным результатом с точки зрения выявления ограничений высокочастотного моделирования. Обнаруженная предсказуемость дневных изменений 1-недельной ставки ROISfix говорит о возможной несостоятельности применения высокочастотного подхода на дневных данных и может свидетельствовать как в пользу гипотезы о постепенном усвоении информации (например, новостей, полученных несколькими днями ранее), так и гипотезы об информационных эффектах, вызванных асимметрией информации между рынком и ЦБ.

При добавлении в регрессию (45) новых переменных, т.е. значений дневных изменений ставки за дни «недели тишины», а также значений дневных изменений ставки для предшествующих пресс-релизов по ключевой ставке выводы о предсказуемости остаются теми же. В частности, пересмотр прогнозов ВВП статистически значим при включении в модель лагов первого порядка текущее изменение ставки коррелирует с изменениями за предшествующие дни, а также на изменение ставки в день пресс-релиза оказывают влияние новости о предыдущих решениях по ключевой ставке. Однако из-за отсутствия данных по прогнозам регулятора, недоступных рынку в день заявления ЦБ, как в работах [Romer, Romer, 2000; Miranda-Agrippino, Ricco, 2021], труднее отделить друг от друга эффекты медленной абсорбции немонетарных новостей и информационных эффектов пресс-релизов ЦБ.

Помимо этого, мы также обнаруживаем, что вывод о предсказуемости изменения 1-недельной ставки в день пресс-релиза устойчив к изменению периода наблюдения выборки. Коэффициент при переменной $F_{t,0}^{cbr}[g^{GDP}] - \widehat{F_{t-1,0}^{cbr}[g^{GDP}]}$ в модели (1) Таблицы 12 выше по абсолютному значению в период начиная с 2020 года, чем до него. Период 2020-2024 гг. приходится на восстановление спроса после пандемии, на адаптацию к внешним ограничениям в условиях поддержки экономики мерами Правительства Российской Федерации и Банка России. Поэтому далее мы, следуя распространенной практике, сделаем оценки на однородном периоде, т.е. с 2015 по 2019 гг.

После оценки уравнения регрессии (45) были получены остатки, т.е. изменение 1-недельной процентной ставки после учета влияния прогнозной информации, известной как рынку, так и ЦБ на момент публикации пресс-релиза по ключевой ставке. Далее оценки остатков модели (45) агрегированы по месяцам и применены в многомерных моделях, содержащих низкочастотные, т.е. наблюдаемые ежемесячно, макроэкономические и финансовые переменные.

2.3. Роль предсказуемости изменений рыночных процентных ставок в дни публикации пресс-релизов Банка России

В этом разделе проведены расчеты, подтверждающие, что учёт предсказуемости монетарных сюрпризов позволяет получать более точные оценки эффектов ДКП, согласующиеся с положениями макроэкономической теории. В моделировании использованы методы оценки функций импульсных откликов в рамках моделей BVAR (Bayesian Vector Autoregression) и BLP (Bayesian Local Projections), идентифицированных с помощью внешних инструментальных переменных.

Модель байесовских локальных проекций (BLP) обладает рядом преимуществ, выделяющих её среди альтернативных подходов. Во-первых, она обеспечивает более сбалансированное решение при выборе между несмещенностью и эффективностью оценщика, причем первое из свойств предпочтительно при работе с LP-моделью и второе – с VAR-моделью. Согласно исследованию [Ferreira et al., 2023], BLP объединяет гибкость локальных проекций и точность, сопоставимую с байесовскими векторными авторегрессиями. Это достигается благодаря использованию информативных априорных распределений, позволяющих учитывать априорные знания о динамике переменных, что особенно важно при ограниченном размере выборки.

Наконец, BLP демонстрирует стабильные результаты даже при наличии неопределённости относительно истинного процесса генерации данных, что делает эту модель более предпочтительной для анализа динамических характеристик экономических систем в условиях ограниченной информации и сложной структуры данных. Таким образом, BLP является мощным эконометрическим инструментом, который успешно сочетает преимущества локальных проекций и байесовских методов.

Напомним, что в предыдущем разделе 2.2 была получена прокси-переменная для шока ДКП, поэтому фокус дальнейшей работы сосредоточен на её применении в рамках структурной векторной авторегрессии для оценки эффектов ДКП.

Поскольку выбранный способ идентификации базируется на внешних инструментах, то моделирование состоит из 2 этапов: во-первых, оценивается регрессия эндогенных остатков сокращенной формы из уравнения для процентной ставки на инструментальную переменную; во-вторых, расчетные значения зависимой переменной из регрессии первого шага применяются далее для оценки функций импульсных откликов экономических переменных в ответ на шок ДКП.

Оценка BVAR производится с помощью моделирования байесовских априорных распределений для параметров модели. Основное уравнение векторной авторегрессии записывается следующим образом:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t, u_t \sim N(0, \Sigma_u), \quad (46)$$

где Y_t — вектор эндогенных переменных, A_i — матрицы коэффициентов, u_t — вектор ошибок, Σ_u — ковариационная матрица ошибок. Далее вводится априорное распределение для коэффициентов. Например, часто используемое распределение Литтермана [Litterman, 1986] предполагает: $A_{ij} \sim N(0, \lambda^2)$, где λ — гиперпараметр плотности априорных распределений. Байесовская оценка обновляет априорные предположения с учётом данных с помощью правила Байеса: $p(\theta | Y) \propto p(Y | \theta)p(\theta)$, где θ — параметры модели, $p(\theta | Y)$ — апостериорное распределение, $p(Y | \theta)$ — правдоподобие, $p(\theta)$ — априорное распределение.

BLP расширяет метод локальных проекций (Local Projections, LP) путём применения байесовских априоров для регуляризации коэффициентов. Локальные проекции оцениваются следующим образом:

$$Y_{t+h} = \alpha^{(h)} + B^{(h)} Y_t + u_{t+h}^{(h)}, \quad (47)$$

где Y_{t+h} — прогнозируемый вектор эндогенных переменных на горизонте h , $B^{(h)} \sim N(B_0^{(h)}, \Sigma^{(h)})$ — матрица коэффициентов для горизонта h , $u_{t+h}^{(h)}$ — ошибки прогнозирования. $B_0^{(h)}$ задаётся исходя из оценки векторной авторегрессии, а $\Sigma^{(h)}$ определяется гиперпараметрами модели. Основная идея состоит в том, что оценка $B^{(h)}$, будучи адаптированной к разным временным горизонтам и возможным мисспецификациям, является компромиссным решением в выборе между LP и VAR.

Вектор переменных Y_t включает индекс промышленного производства, индекс потребительских цен, кредитный спред, эффективный курс национальной валюты, ключевую ставку, что соответствует набору переменных во второй из предложенных спецификаций в работе [Банникова, Пестова, 2021]. Оценки сделаны на периоде с конца 2014 до 2019 года, поскольку тогда из выборки исключены кризисные и нестабильные периоды, учет которых требует моделирования нелинейности, структурных сдвигов. Также это позволяет сравнивать новые результаты с полученными ранее [Банникова, Пестова, 2021].

Как было отмечено ранее, дневные изменения рыночной ставки даже после учета предсказуемой части (см. раздел 2.2) в некоторой степени улавливают фоновый шум и не эквивалентны шоку ДКП. В BLP- и BVAR-моделях идентификация осуществляется с использованием инструментального метода, при котором монетарные сюрпризы

выступают в роли прокси-переменной, которая лишь частично отражает шок денежно-кредитной политики. В предыдущем разделе мы получили несколько оценок монетарных сюрпризов, поэтому в итоговой BLP- или BVAR-модели в качестве внешнего инструмента будет использована такая переменная, для которой F-статистика в регрессии первого этапа (регрессии остатков сокращенной формы из уравнения для процентной ставки на инструмент) оказывается наибольшей. В нашем исследовании в качестве подходящего инструмента были использованы остатки из уравнения регрессии (1), представленного в Таблице 12, где регрессором выступают инструментированные пересмотры прогнозов ВВП Банка России. Затем были оценены функции импульсного отклика перечисленных выше экономических переменных в ответ на монетарный шок.

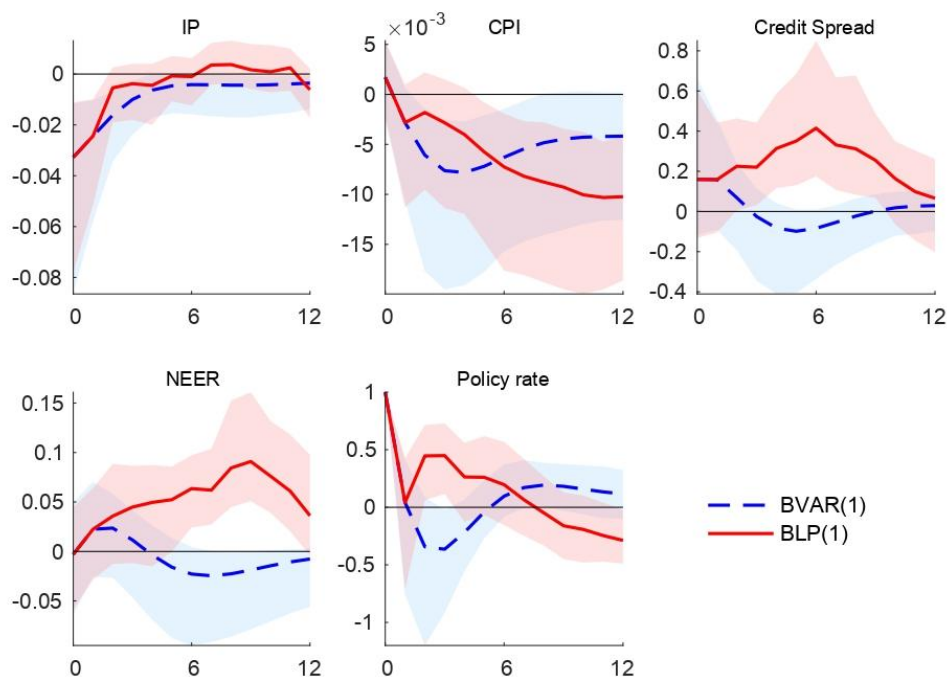


Рисунок 5 – Импульсные отклики экономических переменных в ответ на монетарный шок. Идентификация осуществлена с помощью внешних инструментов, рассчитанных с помощью 2МНК и пересмотров прогнозов ВВП в качестве инструментлируемой переменной, период оценки: ноябрь 2014 - декабрь 2019.

Примечание: Заливкой обозначены 90%-ые доверительные интервалы для медианных откликов в моделях BVAR (пунктир) и BLP (сплошная линия), соответственно.

Обозначения для переменных, отклики которых проиллюстрированы с помощью графиков: IP – индекс промышленного производства, CPI – индекс потребительских цен, Credit Spread – кредитный spread, NEER – номинальный эффективный курс рубля, Policy rate – ключевая ставка Банка России.

Источник: составлено авторами [Банникова, Колесник, 2025].

Оценки импульсных откликов экономических переменных в ответ на монетарный шок (см. Рисунок 5) демонстрируют отсутствие ценовой и производственной загадок, т.е.

роста инфляции и усиления экономической активности, как в байесовской векторной авторегрессии (BVAR), так и в модели байесовских локальных проекций (BLP).

Стоит отметить, что импульсные отклики некоторых финансовых переменных, таких как кредитного спреда, валютного курса, статистически значимы и имеют логичную экономическую интерпретацию только в модели байесовских локальных проекций, что, вероятно, объясняется регуляризацией оценок, позволяющей лучше обработать зашумленные данные на малом числе наблюдений.

Инфляция снижается не мгновенно, а спустя почти 2 квартала в BLP-модели по сравнению с 1 кварталом в BVAR-модели. Отсутствие мгновенных эффектов подтверждено как в заявлениях Банка России, так и в ряде исследовательских работ [Могилат, 2017; Tishin, 2019]. Для обеих моделей наблюдается мгновенное и краткосрочное снижение экономической активности, что, возможно, связано с потенциалом учета предсказуемой части изменения ставки.

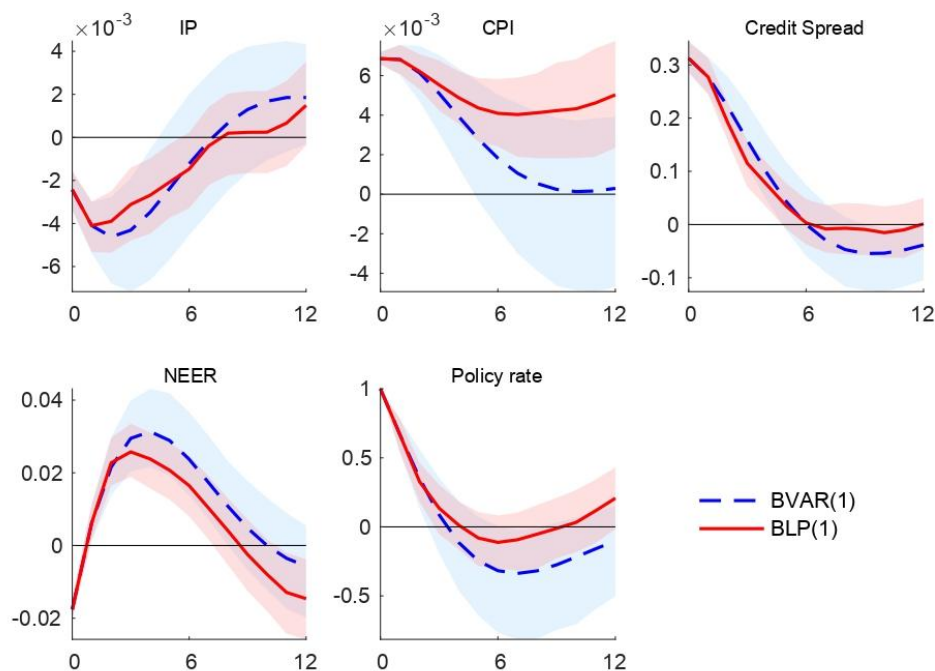


Рисунок 6 – Импульсные отклики экономических переменных в ответ на монетарный шок. Идентификация осуществлена с помощью внешних инструментов, рассчитанных с помощью 2МНК и пересмотров прогнозов ВВП в качестве инструментируемой переменной, период оценки: ноябрь 2014 - сентябрь 2023.

Примечание: Заливкой обозначены 90%-ые доверительные интервалы для моделей BVAR (пунктир) и BLP (сплошная линия), соответственно.

Обозначения для переменных, отклики которых проиллюстрированы с помощью графиков, такие же как для Рисунка 5.

Источник: составлено авторами [Банникова, Колесник, 2025].

Оценки, сделанные на более продолжительном периоде до сентября 2023 года, включающем внеочередные заседания, порождают эконометрические парадоксы:

инфляция растет в ответ на рост ключевой ставки, а курс рубля мгновенно ослабевает (см. Рисунок 6). При этом результаты устойчивы к выбору между моделями BVAR и BLP. Подобные результаты согласуются с выводами исследований [Nakamura, Steinsson, 2013; Caldara, Herbst, 2019], которые утверждают, что учет внеплановых заседаний создает проблему эндогенности. Вероятно, неожиданность роста ключевой ставки связана с недоучетом участниками рынка роста инфляции, будущих инфляционных рисков.

Для определения роли предложенной идентификации в моделировании мы также приводим результаты с прокси-переменными, уже представленными в настоящей литературе. Далее мы сравниваем полученные результаты с оценками, аналогичными для нашей идентификации шока ДКП.

Мы обращаемся к инструментам из работы [Банникова, Пестова, 2021], а также к изменению кратчайшей ставки из работы [Евстигнеева и др., 2022], 1-недельной индикативной ставки ROISfix.

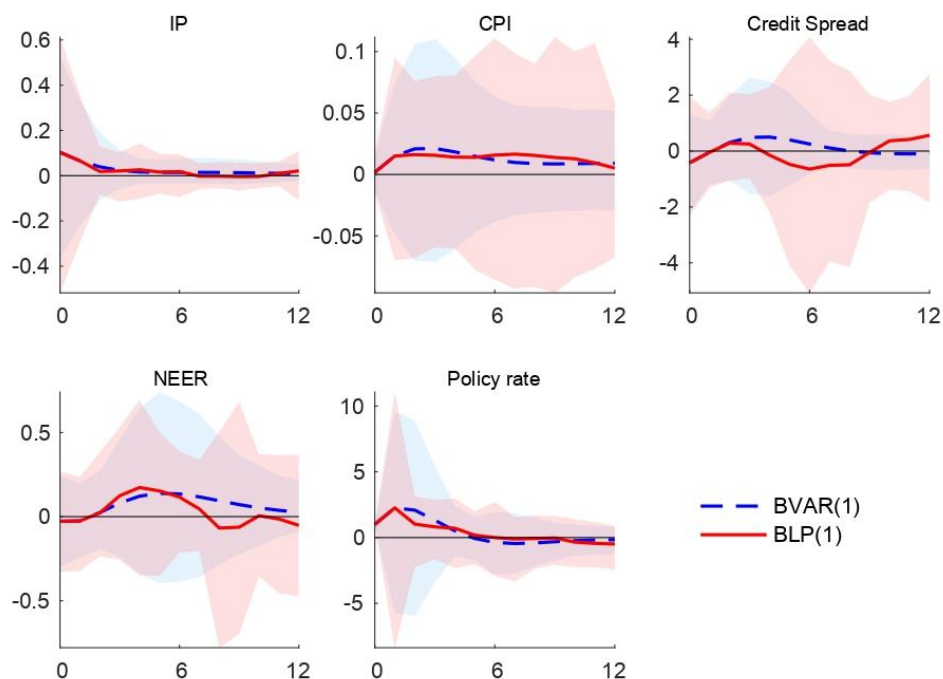


Рисунок 7 – Импульсные отклики экономических переменных в ответ на монетарный шок. Идентификация осуществлена с помощью внешнего инструмента, в качестве которого рассматривается дневное изменение 1-недельной ставки ROISfix, период оценки: ноябрь 2014 - декабрь 2019.

Примечание: Заливкой обозначены 90%-ые доверительные интервалы для моделей BVAR (пунктир) и BLP (сплошная линия), соответственно. Обозначения для переменных, отклики которых проиллюстрированы с помощью графиков, такие же как для Рисунка 5. Источник: составлено авторами [Банникова, Колесник, 2025].

На Рисунке 7 изображены оценки импульсных откликов в модели с относительным изменением котировок 3-месячных валютных фьючерсов в качестве прокси-переменной.

Ключевая ставка мгновенно реагирует на монетарный шок, что соответствует логике трансмиссионного механизма ДКП. Курс рубля укрепляется примерно через 3-4 месяца, что соответствует эмпирическим результатам, полученным 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 мы обнаруживаем их рост.

Для инструмента, рассчитанного по паритету на внутридневных 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 (см. Рисунок 8).

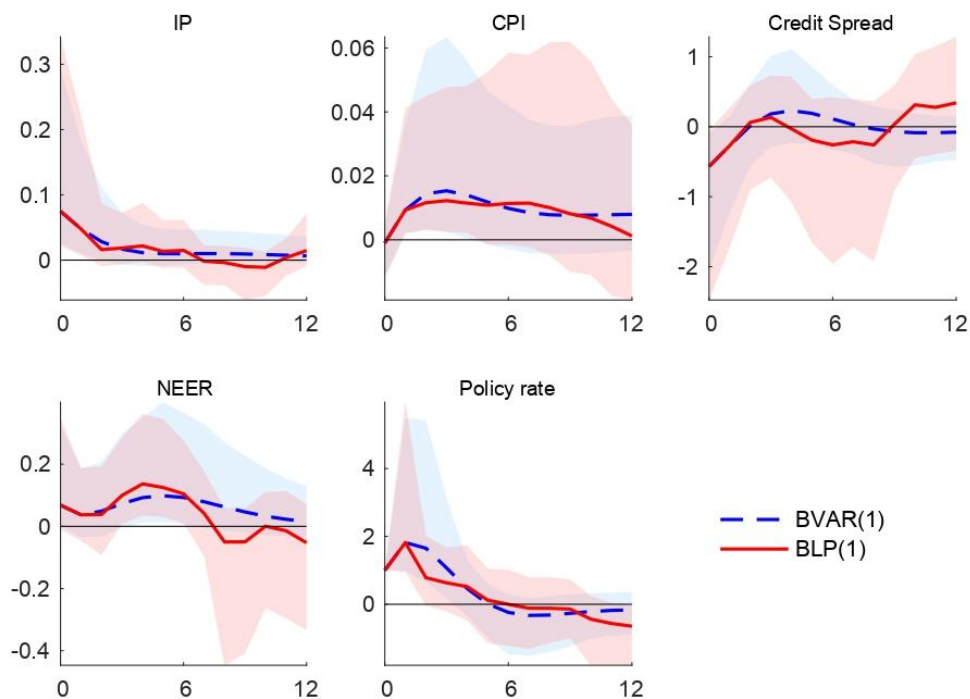


Рисунок 8 – Импульсные отклики экономических переменных в ответ на монетарный шок. Идентификация осуществлена с помощью внешнего инструмента, рассчитанного с помощью подхода на основе паритета процентных ставок (Банникова, Пестова, 2021), период оценки: ноябрь 2014 - декабрь 2019.

Примечание: Заливкой обозначены 90%-ые доверительные интервалы для моделей BVAR (пунктир) и BLP (сплошная линия), соответственно. Обозначения для переменных, отклики которых проиллюстрированы с помощью графиков, такие же как для Рисунка 5.
Источник: составлено авторами [Банникова, Колесник, 2025].

В работе [Банникова, Пестова, 2021] утверждается, что ускорение инфляции в ответ на рост ключевой ставки связано именно с событиями декабря 2014 года. [Seleznev, Tishin, 2022] усилили утверждение, показав, что никакие другие немонетарные шоки не вызывают ценовую загадку. Наши расчеты показывают, что для периода, включающего

конец 2014 года, «загадка цен» исчезает, если учесть пересмотр прогноза ВВП. Возможная интерпретация этого результата связана с тем, что Банк России поменял правило ДКП, относительно которого в этот период сложилась асимметрия информации между рынком и регулятором.

Российские исследования последних лет, выполненные на высокочастотных данных, показывают, что в моделировании эффектов ДКП для финансовых рынков важно учитывать многомерность ДКП [Abramov et al, 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, сопровождающей решения по ключевой ставке.

Результаты проведенных расчетов демонстрируют необходимость не столько решения проблемы размерности пространства шоков ДКП, сколько проблемы собственно идентификации монетарных сюрпризов. Таким образом, важно провести соответствие между заявленной оценкой шока ДКП и его теоретическим определением. Сделан акцент на непредсказуемости монетарного шока: для оценки монетарного сюрприза недостаточно рассчитать изменение процентной ставки в день пресс-релиза. Мы обнаруживаем, что такая простая мера, как изменение 1-недельной ставки ROISfix в день пресс-релиза Банка России, хотя и коррелирует с ошибкой прогноза аналитиков по ключевой ставке, тем не менее, является предсказуемой на основе прошлых макроэкономических прогнозов аналитиков. Выявленная особенность моделирования оказалась важной для идентификации эффектов ДКП, таких как влияние роста ключевой ставки на инфляцию.

Таким образом, в настоящем разделе предложен способ оценки монетарных сюрпризов путем ортогонализации относительно в той или иной мере предсказуемых прогнозов ЦБ по основным макроэкономическим переменным. Более того, использование представленной в работе идентификации позволяет устранить загадки цен и экономической активности в результате моделирования эффектов ДКП.

2.4. Перспективы идентификации нескольких шоков ДКП на основе учета гетероскедастичности

В предыдущем разделе мы установили, что применение высокочастотного подхода на данных по 1-недельной рыночной краткосрочной ставке не позволяет получить оценку монетарного шока, поскольку изменение ставки в таком случае оказывается предсказуемым на основе информации, доступной рынку до момента публикации итогов нового заседания Банка России. С точки зрения результатов ДКП важно изменение всей кривой доходности, поэтому ввиду информативности пресс-релизов по ключевой ставке, включающих также сигнал относительно будущей ДКП, актуальными являются вопросы о необходимости оценки нескольких шоков для решения ЦБ, а также учета медленной абсорбции новостей рынком. Изучению этих вопросов посвящен настоящий раздел.

Как было отмечено в главе 1, в научной литературе распространена идея, лежащая в основе идентификации: политика регулирования краткосрочных ставок оказывает влияние на уровень кривой доходности, тогда как явные или воспринимаемые сигналы ЦБ о будущем курсе процентных ставок влияют на наклон кривой доходности (при этом максимальный эффект может наблюдаться при определенном сроке погашения). Следовательно, для цели идентификации шоков ДКП актуальны оценки многомерности ДКП, необходимые для объяснения изменения кривой доходности.

В российской научной литературе для оценки размерности пространства шоков ДКП распространен подход на основе факторного анализа [Gürkaynak et al., 2005]. Тем не менее, он имеет ряд недостатков в интерпретации результатов по сравнению с более простым анализом главных компонент [Leon, Sebestyen, 2012]: 1) тестирование числа факторов нередко дает разные результаты и в случае изменения размерности пространства шоков ДКП факторы изменяются из-за ошибки, в то время как главные компоненты остаются неизменными; 2) доля дисперсии, объясняемая компонентами после ротации (вращения) главных компонент, меняется и, следовательно, теряется информация о природе действительно доминирующих компонент; 3) ротация [Gürkaynak et al., 2005] ортогонализирует векторы нагрузок, но полученные факторы могут коррелировать, что искажает результаты регрессий, если они используются совместно в качестве объясняющих переменных. По этим причинам далее в разделе 2.4 применяется метод главных компонент.

Обратимся к следующему набору российских финансовых данных: по индикативным процентным ставкам ROISfix со сроками 1 неделя, доходностям облигаций федерального займа (ОФЗ) со сроками 3, 6, 9 месяцев, 1, 2, 3 года, 5, 7 и 10 лет.

Рассматриваются стандартные сроки, для которых публикуются данные по кривой бескупонной доходности на официальном сайте Московской Биржи. В качестве кратчайшей ставки мы обратились к ставке ROISfix по операциям процентный своп на общепризнанный индикатор денежного рынка – ставку RUONIA. Мы также следуем подходу из работы [Евстигнеева и др., 2022], используя меньший набор переменных по данным рыночных процентных ставок ROISfix со сроками 1 неделя, 2, 3, 6 месяцев и ОФЗ со сроками 1 год, 2 года и 5 лет в день пресс-релиза.

Для каждой временного ряда мы рассчитали дневные изменения и создали несколько подвыборок: изменения рыночных процентных ставок в день пресс-релиза, а также соответствующие изменения в «неделю тишины» (за 1, 2, 3, 4 дня до дня решения по ключевой ставке).

В главе 1 было отмечено, что определение числа факторов ДКП, характеризующих разные виды изменения кривой доходности (наклон, сдвиг), является важной задачей для оценки эффектов информационного канала ДКП. Тем не менее, трудной задачей является определение числа факторов или главных компонент. В рамках факторного анализа существует формальный тест на ранг матрицы [Cragg, Donald, 1997], который используется во многих работах по оценке размерности шоков ДКП [Altavilla et al., 2019; Swanson, 2023]. В рамках подхода метода главных компонент формальные тесты опираются на достаточно жесткие предпосылки либо сопряжены с вычислительными сложностями, поэтому часто используется набор эмпирических правил, прижившихся в литературе [Jolliffe, 2002]. В диссертационной работе используется метод главных компонент, поэтому далее рассмотрим способы оценки числа главных компонент.

[Jolliffe, 2002] предлагает следующие варианты. Во-первых, это накопленный процент объясненной дисперсии. Для этого, как правило, выбирают наименьшее число компонент, объясняющих 70-90% общей дисперсии. Во-вторых, это правило Кайзера, согласно которому существенны только те компоненты, собственные числа для которых больше 1. В-третьих, это графический тест, предложенный Каттеллом [Cattell, 1966]. По вертикальной оси отображены собственные значения, по горизонтальной – порядковый номер компоненты. Критерием этого теста является поиск точки, правее которой убывание собственных значений является наиболее быстрым. В-четвертых, это тест Бартлетта [Bartlett, 1950]. В-пятых, это ряд статистически обоснованных правил, большинство из которых не требуют предположений о распределении. В частности, это методы, основанные на разложении SVD и бутстрапе [Eastment, Krzanowski, 1982].

В Таблице 13 приведены результаты разных тестов на число главных компонент. Аналогичные расчеты сделаны для изменений ставок в предшествующие дни недели тишины.

Таблица 13 – Результаты тестирования числа главных компонент

	1	2	3
День пресс-релиза			
Накопленный % объясненной дисперсии	0.757	0.910	0.971
Собственное число	2.752	1.235	0.782
За 1 день до дня решения			
Накопленный % объясненной дисперсии	0.618	0.878	0.947
Собственное число	2.486	1.612	0.835
За 2 день до дня решения			
Накопленный % объясненной дисперсии	0.527	0.850	0.943
Собственное число	2.296	1.797	0.967
За 3 день до дня решения			
Накопленный % объясненной дисперсии	0.744	0.864	0.956
Собственное число	2.523	1.370	0.948

Источник: составлено автором.

Согласно данным относительно накопленного процента объясненной дисперсии, 70% дисперсии объясняется от 1 до 2 главных компонент, 80% – 2 главными компонентами, 90% – от 2 до 3 главных компонент. По правилу Кайзера число главных компонент равно 2.

По итогам теста [Cattell, 1966] число главных компонент составляет от 2 до 3 (см. Рисунок 9).

По тестам делаем вывод, что существенны 2 главные компоненты. Построим графики, с помощью которых отобразим нагрузки каждой из компонент в соответствии со сроком погашения. По формам кривых можно сделать вывод о том, что эти компоненты – это факторы уровня и наклона кривой доходности (см. Рисунок 10): фактор уровня приводит к однонаправленному воздействию на доходности на всех сроках погашения, фактор наклона – к инверсии кривой доходности. Именно последний фактор связан с изменениями в ожиданиях рынка относительно будущей ДКП. Третья компонента объясняет менее 10% вариации данных и по виду нагрузок можно проинтерпретировать её как фактор кривизны кривой доходности (противоположно направленное влияние фактора на кратчайшие, долгосрочные ставки и на среднесрочный сегмент кривой доходности).

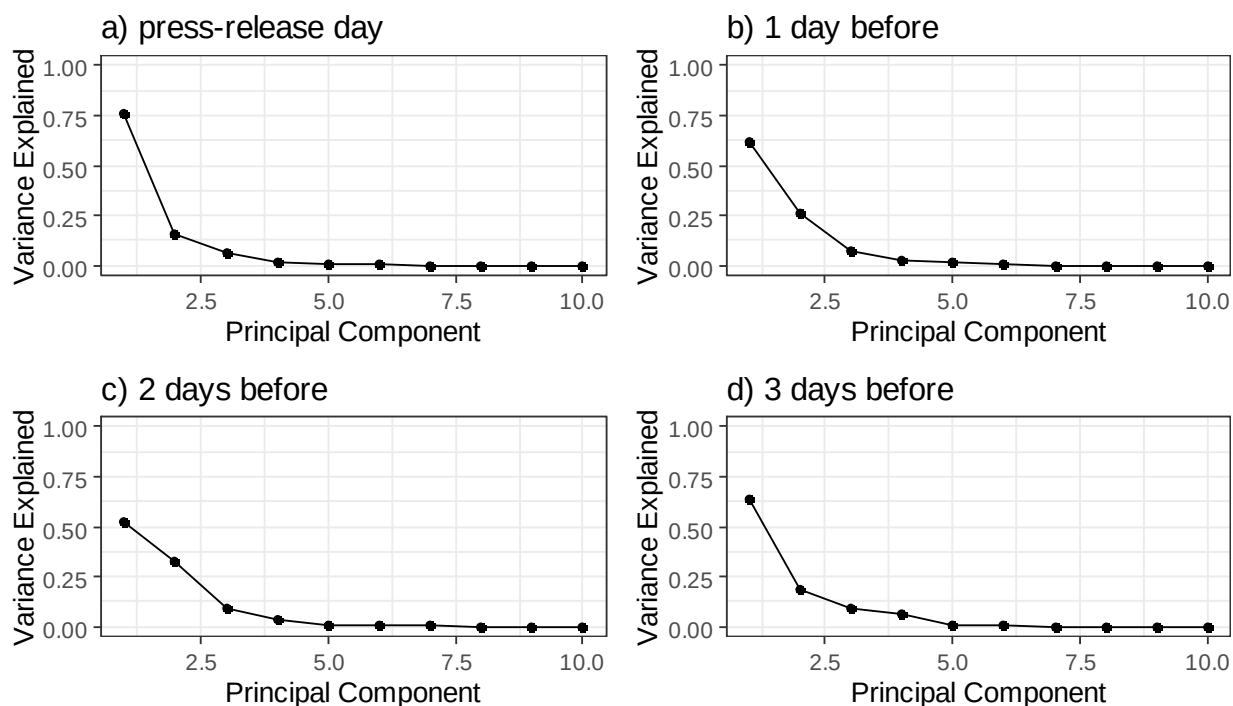


Рисунок 9 – Визуализация результатов теста Cattell (1966)

Примечание: тест Cattell (1966) проведен на четырех выборках: а – изменения процентных ставок в день решения по ключевой ставке, b, c и d – изменения процентных ставок за один, два и три дня до дня решения ЦБ.

Источник: составлено автором.

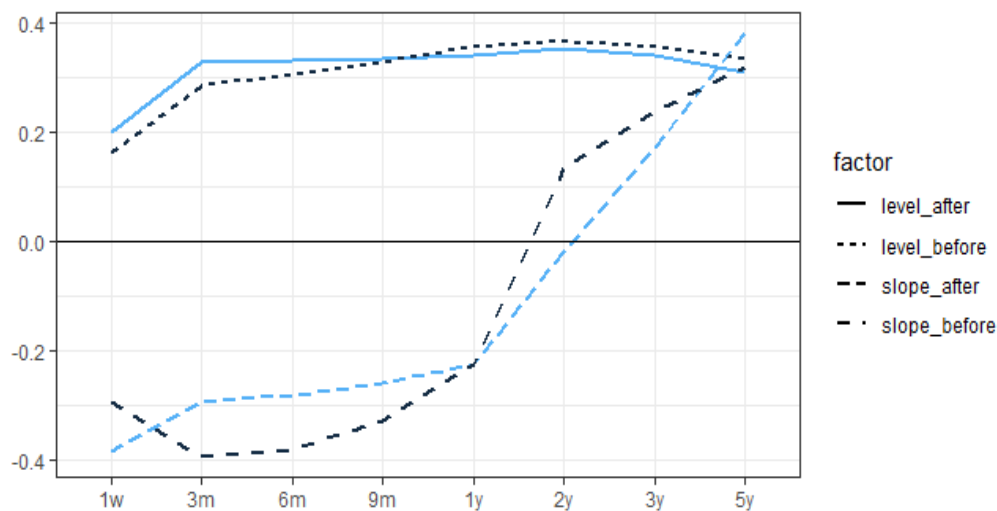


Рисунок 10 – Нагрузки из анализа главных компонент на данных по изменениям процентных ставок в день пресс-релиза и в предыдущий день

Примечание: level_before, slope_before – факторы уровня и наклона в день, предшествующий дню пресс-релиза по ключевой ставке, level_after, slope_after – факторы уровня и наклона в день пресс-релиза по ключевой ставке. По горизонтали – срок погашения процентной ставки (1w – 1 неделя, Хm – Х месяцев, Хy – Х лет).

Источник: составлено автором.

При этом по Рисунку 10 невозможно сделать вывод о статистической значимости изменения нагрузок в день пресс-релиза. Для того, чтобы заключить о том, что заявление

центрального банка о новом уровне ключевой ставки и остальная информация пресс-релиза изменяют оба фактора, уровень и наклон кривой доходности, необходимо дальнейшее исследование.

Далее покажем, что только учет многомерности ДКП недостаточен для идентификации монетарных шоков.

Введем обозначения: $level_{m,t-k}$ и $slope_{m,t-k}$ при $k = 0, \dots, 4$ – это главные компоненты, полученные на данных по изменениям рыночных процентных ставок в день $m, t-k$ (в день пресс-релиза m, t или за k дней до него). Индекс m относится к датам решений по ключевой ставке, индекс t – к последовательным рабочим дням. Для удобства создадим переменные:

$$level_m = \begin{pmatrix} level_{m,t} \\ level_{m,t-1} \\ level_{m,t-2} \\ level_{m,t-3} \\ level_{m,t-4} \end{pmatrix}, slope_m = \begin{pmatrix} slope_{m,t} \\ slope_{m,t-1} \\ slope_{m,t-2} \\ slope_{m,t-3} \\ slope_{m,t-4} \end{pmatrix}, binary_m = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}.$$

Обратимся к оценке корреляции между факторами, оцененными на разных данных (в день пресс-релиза и предыдущие дни «недели тишины»). Из Таблицы 14 следует, что фактор уровня кривой доходности в день пресс-релиза коррелирует с фактором уровня в «неделю тишины»: $\widehat{corr}(level_{m,t}, level_{m,t-1}) = 0,33$ и $\widehat{corr}(level_{m,t}, level_{m,t-4}) = -0,46$. Аналогичное утверждение верно и для фактора наклона кривой доходности: $\widehat{corr}(slope_{m,t}, slope_{m,t-4}) = -0,36$.

Таблица 14 – Корреляционные матрицы для факторов уровня и наклона

	$level_{m,t}$	$level_{m,t-1}$	$level_{m,t-2}$	$level_{m,t-3}$	$level_{m,t-4}$
$level_{m,t}$	1	0.33***	-0.08	0.15	-0.46***
$level_{m,t-1}$	0.33***	1	-0.03	-0.21*	0.03
$level_{m,t-2}$	-0.08	-0.03	1	-0.13	0.16
$level_{m,t-3}$	0.15	-0.21*	-0.13	1	-0.31***
$level_{m,t-4}$	-0.46***	0.03	0.16	-0.31***	1
	$slope_{m,t}$	$slope_{m,t-1}$	$slope_{m,t-2}$	$slope_{m,t-3}$	$slope_{m,t-4}$
$slope_{m,t}$	1	0.17	0.08	-0.16	-0.36***
$slope_{m,t-1}$	0.17	1	0.48***	-0.27**	0.02
$slope_{m,t-2}$	0.08	0.48***	1	-0.16	-0.22*

$slope_{m,t-3}$	-0.16	-0.27**	-0.16	1	0.39***
$slope_{m,t-4}$	-0.36***	0.02	-0.22*	0.39***	1

Источник: составлено автором.

Также можно заметить, что корреляции между некоторыми факторами кривой доходности в дни, предшествующие дню решения по ключевой ставке, статистически значимы. Это противоречит определению монетарного шока или монетарного сюрприза: неожиданная ДКП по определению является непредсказуемой. В противном случае, если дневные данные пригодны для оценки монетарного сюрприза, то корреляция между $level_{m,t}$ (или $slope_{m,t}$) и остальными факторами уровня (или наклона) не является статистически значимой. Иными словами, факторы уровня и наклона в день пресс-релиза нельзя в полной мере ассоциировать с факторами ДКП. Идентификация монетарных шоков должна учитывать наличие общих факторов для кривой доходности, которые существуют как в день пресс-релиза, так и в «неделю тишины».

Аналогичные расчеты были проведены для другого набора переменных, использованных в работе [Евстигнеева и др., 2022]. Результаты приведены в Таблице 15. Стоит отметить, что результаты несколько лучше в случае фактора наклона кривой доходности: коэффициенты корреляции $\widehat{corr}(slope_{m,t}, slope_{m,t-1})$ либо не значимы, либо значимы только на 10%-ном уровне значимости.

Таблица 15 – Корреляционные матрицы для факторов уровня и наклона

	$level_{m,t}$	$level_{m,t-1}$	$level_{m,t-2}$	$level_{m,t-3}$	$level_{m,t-4}$
$level_{m,t}$	1	0.43***	0.1	0.2	-0.44***
$level_{m,t-1}$	0.43***	1	0.22*	0.57***	0.05
$level_{m,t-2}$	0.1	0.22*	1	0.26**	0.14
$level_{m,t-3}$	0.2	0.57***	0.26**	1	0.25**
$level_{m,t-4}$	-0.44***	0.05	0.14	0.25**	1
	$slope_{m,t}$	$slope_{m,t-1}$	$slope_{m,t-2}$	$slope_{m,t-3}$	$slope_{m,t-4}$
$slope_{m,t}$	1	0.2*	-0.2	-0.01	-0.09
$slope_{m,t-1}$	0.2*	1	-0.13	0.27**	-0.02
$slope_{m,t-2}$	-0.2	-0.13	1	-0.08	-0.18
$slope_{m,t-3}$	-0.01	0.27**	-0.08	1	-0.1
$slope_{m,t-4}$	-0.09	-0.02	-0.18	-0.1	1

Источник: составлено автором.

Таким образом, расчёты показывают, что имеет смысл не только учитывать в моделировании размерность пространства шоков ДКП (2 шока лучше, чем 1), но и более внимательно относиться к частоте используемых данных. Дневные данные учитывают то, что не имеет отношения к неожиданной ДКП, и поэтому не позволяют получить оценки сюрпризов напрямую, рассчитывая разницы в цене котировок или доходностях. Мы обнаруживаем, что факторы кривой доходности, ортогональные друг другу в моменте (фактор наклона и фактор уровня), серийно коррелируют: факторы уровня (или наклона), оцененные на данных по изменениям ставок в разные дни. С точки зрения экономической логики, это можно объяснить тем, что есть общие факторы кривой, которые, несмотря на предпосылки высокочастотного подхода, остаются в дневных данных, в изменениях ставок в день пресс-релиза.

Также было отмечено, что для моделирования эффектов ДКП большое значение имеют неожиданные изменения в ДКП, которые происходят независимо от других структурных шоков. Для идентификации монетарных шоков используют высокочастотные данные, что позволяет определить и использовать в дальнейшем моделировании изменения в ожиданиях относительно временной структуры процентных ставок, вызванные заявлениями центрального банка. Ввиду несовершенства имеющихся данных относительно выполнения предпосылок высокочастотного подхода, в главе 1 сделан вывод о необходимости разработки нового эконометрического инструментария, который бы сочетал моделирование многомерной ДКП с более тщательной идентификацией монетарных сюрпризов.

Определение шока ДКП может быть дано с точки зрения характеристики данных, изменение в которой ввиду публикации итогов решения ЦБ интересует исследователя. Например, резкое изменение процентной ставки можно трактовать как структурный сдвиг в определенный момент времени. Если поведение котировок неизменно в неделю тишины, то изменение цены финансового актива на момент публикации решения по ДКП отражает скачок в ценах, вызванной неожиданной для рынка информацией об изменении в ДКП. Если же поведение котировок в неделю тишины нестабильно или отражает какие-то глобальные тенденции на рынке (в том числе, например, рынку присуще свойство медленной абсорбции новостей), то неожиданное для рынка изменение ключевой ставки можно связывать с существенным изменением волатильности в дневных изменениях процентных ставок.

Если ДКП многомерна, т.е. изменение кривой доходности может быть объяснено с помощью нескольких факторов, то наличие структурного сдвига должно быть присуще,

как минимум, одному из них: иными словами, сдвинутся процентные ставки на всех сроках и/или изменится наклон кривой доходности. Далее, для проверки наличия сдвига в условиях многомерной ДКП, мы оцениваем следующую регрессию:

$$\Delta i_m^{(n)} = \beta_0 + \beta_1 level_m + \beta_2 binary_m + \beta_3 slope_m + \beta_4 level_m^{PRD} + \beta_5 slope_m^{PRD} + \varepsilon_t, \quad (48)$$

где $\Delta i_m^{(n)} = (\Delta i_{m,t}^{(n)}, \Delta i_{m,t-1}^{(n)}, \Delta i_{m,t-2}^{(n)}, \Delta i_{m,t-3}^{(n)}, \Delta i_{m,t-4}^{(n)})'$ а – это изменения процентных ставок в день t решения по ключевой ставке m , а $level_m^{PRD} = level_m * binary_m$ и $slope_m^{PRD} = slope_m * binary_m$, т.е. факторы уровня и наклона кривой доходности в день пресс-релиза по ключевой ставке.

В Таблице 16 приведены результаты оценивания уравнения (48). Коэффициенты β_4 и β_5 статистически значимы для всех рассматриваемых изменений рыночных процентных ставок. Расчеты позволяют сделать вывод о статистически значимом структурном сдвиге, связанном именно с публикацией пресс-релиза по ключевой ставке.

Таблица 16 – Оценки множественной регрессии (48) для изменений рыночных процентных ставок

	ROIS1w (1)	ROIS1m (2)	ROIS3m (3)	OFZ1y (4)	OFZ2y (5)	OFZ3y (6)	OFZ5y (7)	OFZ7y (8)
$level_m$	0.005*** (0.002)	0.0002 (0.004)	0.004** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.031*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.032*** (0.001)	0.030*** (0.001)
$binary_m$	-0.077 (0.048)	-0.049 (0.031)	-0.035 (0.027)	0.002 (0.006)	0.014*** (0.005)	0.013** (0.005)	0.008* (0.004)	0.001 (0.005)
$slope_m$	-0.0002 (0.005)	0.007 (0.004)	0.001 (0.002)	-0.014*** (0.003)	0.007*** (0.002)	0.016*** (0.003)	0.022*** (0.004)	0.022*** (0.005)
$level_m^{PRD}$	0.075*** (0.013)	0.084*** (0.013)	0.073*** (0.012)	0.034*** (0.003)	0.026*** (0.003)	0.016*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.004*** (0.002)
$slope_m^{PRD}$	-0.154*** (0.027)	-0.128*** (0.026)	-0.073*** (0.018)	-0.0298*** (0.004)	-0.009 (0.007)	0.009 (0.006)	0.025*** (0.005)	0.029*** (0.005)
Константа	-0.002 (0.005)	-0.010** (0.004)	-0.008*** (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.006** (0.003)	-0.007*** (0.003)	-0.007** (0.003)	-0.004 (0.004)
Число набл.	350	350	350	350	350	350	350	350
R ²	0.505	0.564	0.573	0.903	0.869	0.871	0.861	0.833
F-стат.	70.181 ***	89.150 ***	92.209 ***	637.044 ***	455.177 ***	466.434 ***	425.771 ***	343.805 ***

Примечание: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Источник: составлено автором.

Альтернативный подход к определению шока связан с оценкой изменения волатильности изменений процентных ставок в дни решений ЦБ. Представленный в следующей главе метод позволит также тестировать предпосылку относительно изменения в дисперсии процентных ставок в первых разностях.

Далее в Таблице 17 приведены первичные оценки выборочных стандартных отклонений для нескольких временных рядов: изменения 1-недельной ставки ROISfix, доходности 2-летней, 3-летней, 5-летней ОФЗ. Выборочные характеристики рассчитывались только в дни пресс-релизов, только за несколько (1, ..., 4) дней до решения ЦБ. Расчеты проведены на той же выборке, описание которой дано в разделе 2.1.

Выборочные значения стандартных отклонений, рассчитанных для изменений процентных ставок в день пресс-релиза, превышают аналогичные показатели в предшествующие дни в несколько раз: для ставки ROISfix в 5–9 раз, для доходностей ОФЗ – в 1.5–2 раза. При этом по мере роста срочности (от 1 недели к 5 годам) различия становятся менее выраженными.

Таблица 17 – Выборочные значения стандартных отклонений изменений рыночных процентных ставок

	ROIS1w	OFZ2y	OFZ3y	OFZ5y
$\hat{\sigma}_t$	0.399	0.164	0.142	0.123
$\hat{\sigma}_{t-1}$	0.081	0.092	0.102	0.102
$\hat{\sigma}_{t-2}$	0.043	0.078	0.082	0.093
$\hat{\sigma}_{t-3}$	0.049	0.075	0.079	0.080
$\hat{\sigma}_{t-4}$	0.067	0.101	0.098	0.099

Источник: составлено автором.

Также был проведен тест на равенство дисперсий [Levene, 1960] для тех же данных, используемых в расчетах для Таблицы 17. Расчеты показали, что соответствующие дисперсии статистически значимо отличаются друг от друга на горизонте до двух лет при 5%-ом уровне значимости. Выводы, сделанные на основании теста [Levene, 1960] и выборочных характеристик, демонстрируют наличие перспектив в использовании метода на основе учета гетероскедастичности.

В следующей главе представлен метод оценки аналогичных шоков ДКП с двумя принципиальными отличиями от распространенного подхода [Gurkaynak et al, 2005]. Во-первых, неожиданное изменение процентной ставки трактуется не как скачок в котировках или доходностях в ответ на новую информацию ЦБ, а как изменение волатильности этих скачков. Новости об изменении в ДКП являются наиболее важными для рыночных процентных ставок и, следовательно, в основном скачки вызваны именно ДКП. Таким образом, переход к определению шока ДКП через волатильность позволяет учесть краткосрочную волатильность на рынке в оценке шока ДКП. Во-вторых, смягчается предпосылка об исключаящем ограничении: изменение доходности в день

решения по ДКП может быть вызвано отчасти медленным восприятием рынком предшествующих пресс-релизу новостей. Как правило, резкое изменение волатильности привязано к определенным событиям (публикации решения ЦБ по ключевой ставке).

2.5. Основные выводы главы 2

1. Изменение процентных ставок частично предсказуемо участниками рынка, которые формируют ожидания по ставке в «неделю тишины». Для более корректной оценки монетарного шока существенную роль играет не столько применение высокочастотных данных, сколько учет предсказуемой компоненты в оценке монетарного сюрприза. Мы показываем, что пересмотр прогнозов некоторых экономических переменных за предшествующий год объясняет лишь небольшую часть изменения процентной ставки в день решения по ключевой ставке, однако удаление этой информации из оценки монетарного сюрприза позволяет устранить эконометрические результаты, не соответствующие распространенному мнению о работе трансмиссионного механизма ДКП, например, «загадку цен».
2. Также уточнена предпосылка при оценивании монетарных шоков, которую следует использовать в моделях на высокочастотных (в особенности, дневных) данных. Монетарный шок – это изменение процентной ставки или изменение его волатильности, характерное для дня заявления ЦБ о решении по ключевой ставке. Обнаружено, что вероятность роста ключевой ставки, а также амплитуда изменения рыночной ставки в день решения ЦБ предсказуемы на основе изменения процентной ставки в дни «недели тишины». Также известно, что изменение процентной ставки в день пресс-релиза по ДКП высоко коррелирует с ошибкой прогноза аналитиков относительно ключевой ставки. Таким образом, можно утверждать, что участники рынка заранее формируют ожидания относительно процентной ставки, тем не менее, ошибаются, что отражается мгновенно, в тот же день, как стала известна информация о новом уровне ключевой ставки и сопутствующей информации пресс-релиза Банка России.
3. Мы также находим, что сделанный вывод может быть распространён как на текущее решение и, следовательно, краткосрочную процентную ставку, так и на дальнейшие решения регулятора и, значит, наклон кривой доходности, т.е. более долгосрочные ставки, учитывающие ожидания относительно ставок в будущие периоды. Таким образом, для разработки нового метода идентификации шоков ДКП представляется актуальным не только учет многомерности ДКП, но и комбинация многофакторных моделей или моделей с несколькими шоками ДКП с методами идентификации неожиданного изменения процентной ставки, характерного для дня решения ЦБ.

Глава 3. Моделирование информационных эффектов ДКП Банка России на основе высокочастотных данных

В предыдущей главе были выявлены ограничения использования высокочастотного подхода на дневных данных по рыночным процентным ставкам, на основе чего были сделаны выводы относительно перспективных направлений в разработке методов идентификации шоков ДКП. В этой главе представлен метод оценки шоков ДКП на основе гетероскедастичности в данных, возникающей в связи с публикацией пресс-релиза по ключевой ставке. Предложенный метод призван смягчить проблемы существующих в литературе подходов при условии их репликации на российских финансовых данных. Он позволяет выявить вариацию в данных по ставкам, вызванную изменениями в ДКП в день пресс-релиза. Это отличается от существующего в литературе подхода, использующего дневное изменение рыночной процентной ставки в качестве индикатора неожиданного изменения в ДКП более стабильных финансовых рынков развитых экономик. Помимо этого, проведена декомпозиция шоков ДКП для определения многоаспектности ДКП Банка России с учётом эффектов сигналов относительно будущей траектории ключевой ставки. Таким образом, в рамках третьей главы решены задачи разработки и реализации методов идентификации шоков ДКП и их последствий, а также интерпретации результатов моделирования.

В настоящей главе использованы материалы, опубликованные автором в статьях «Моделирование воздействия монетарных шоков на инфляцию с помощью высокочастотного подхода», «Оценка многомерности монетарной политики на высокочастотных данных», а также «Идентификация монетарных сюрпризов с использованием внутридневных данных» [Банникова, Пестова, 2020; Банникова, 2024; Банникова, Виноградова, Картаев, 2024].

3.1. Модификация модели на основе учета гетероскедастичности и многомерного пространства шоков ДКП

В представленной диссертационной работе модифицирован подход на основе учета гетероскедастичности [Bu et al, 2021], предназначенный для оценки коэффициентов влияния шока ДКП на кривую доходности.

Как было отмечено в главе 2, в случае использования дневных данных актуальна проблема медленного усвоения информации участниками рынка, в таком случае дневное изменение процентной ставки также отражает уже известную рынку информацию, в том числе ожидаемую ДКП. В главе 2 было также обнаружено, что дневное изменение 1-

недельной процентной ставки ROISfix, хотя высоко коррелирует с ошибкой рыночного прогноза ключевой ставки и практически не коррелирует с пересмотром этого прогноза с момента прошлого заседания ЦБ, частично предсказуемо на основе прошлой прогнозной информации. Несмотря на небольшую долю предсказанной вариации, учет выявленной предсказуемости важен для корректной оценки последствий ДКП.

Если только дневной частотности недостаточно для выявления монетарного шока, то применение высокочастотной идентификации, т.е. расчет дневных изменений в доходностях гособлигаций, исказит оценки шока ДКП информацией о новостях предыдущих дней. Исследовательский интерес представляет вопрос о статистических различиях в оценке последствий ДКП с помощью двух методов: в частности, причиной загадки цен может быть зашумленность дневных данных, которые в теории учитывают больше новостей, чем внутрисдневные.

Сравним предпосылки, лежащие в основе высокочастотной идентификации в работе [Kuttner et al, 2001] и идентификацию на основе учета гетероскедастичности [Bu et al, 2021].

Часть предпосылок совпадает. Например, в день пресс-релиза по ключевой ставке существенные изменения рыночной процентной ставки определяются новостью о решении ЦБ по ДКП. Аналогичное предположение делается и для ставок остальных срочностей. Однако представления для дневного изменения процентной ставки в этих двух методах будут существенно различаться. Согласно [Kuttner et al, 2001], это с точностью до случайной ошибки монетарный шок. В работе [Bu et al, 2021] это комбинация монетарного шока и случайной переменной, включающей в себя все прочие причины изменения ставки.

Для [Abramov et al, 2022], которые, как [Kuttner et al, 2001], применяли высокочастотную идентификацию, сюрприз ДКП с самым коротким сроком погашения $\Delta i_{0,t}$, например, изменение доходности государственной ценной бумаги со сроком погашения один месяц в день решения Банка России, имеет следующий вид:

$$\Delta i_{0,t} = m_t + \zeta_{0,t}, \quad (49)$$

где m_t – это монетарный шок, а $\zeta_{0,t}$ – идиосинкразическая ошибка.

Для [Bu et al, 2021] представление для $\Delta i_{0,t}$ отличается тем, что это монетарный шок и случайная переменная $u_{0,t}$:

$$\Delta i_{0,t} = m_t + u_{0,t}, \quad (50)$$

Последняя компонента является не просто случайной ошибкой модели, сюда можно отнести систематические изменения в факторах изменения процентной ставки. В

том числе, это могут быть изменения нейтрального уровня ставки, на которые реагируют как рыночные процентные ставки, так и регулятор [Kurovskiy, 2021]. Если у большинства участников рынка нет уверенности в решительности ЦБ в сдерживании инфляции, то реакция инфляционных ожиданий на изменения в монетарной политике может происходить с лагом, пока не появятся подтверждения того, что меры ЦБ работают. В таком случае изменения инфляционных ожиданий учтены посредством случайной переменной $u_{0,t}$.

Рассмотрим на примере работы [Bu et al, 2021] основной принцип подхода на основе учета гетероскедастичности. Изменение рыночной процентной ставки $\Delta i_{n,t}$ – это монетарный шок с точностью до некоторой ошибки измерения:

$$\begin{cases} \Delta i_{0,t} = m_t + u_{0,t}, \\ \Delta i_{n,t} = \beta_n m_t + u_{n,t}, n = 1, \dots, N. \end{cases} \quad (51)$$

Отметим, что коэффициент при переменной монетарного шока m_t равен единице. Иными словами, шок нормирован так, что рост этой переменной на единицу приводит к увеличению процентной ставки на 1 п.п. с точностью до случайной переменной $u_{0,t}$. Согласно оценкам Банка России, изменение ключевой ставки приводит почти к мгновенному изменению однодневных ставок денежного рынка и реакция ставок на монетарный шок ослабевает по мере роста срочности операций на межбанковском рынке [Банк России, 2023]. Т.е. с ростом срочности и с ростом n значение коэффициента β_n убывает.

Поскольку шок m_t является ненаблюдаемым, мы можем оценить регрессию:

$$\Delta i_{n,t} = \beta_n \Delta i_{0,t} + u_{n,t}, n = 1, \dots, N. \quad (52)$$

Оценка $\widehat{\beta}_n$ с помощью метода наименьших квадратов является несостоятельной и смещенной. Предел по вероятности $\widehat{\beta}_n$ отличен от β_n :

$$\begin{aligned} \widehat{\beta}_n &= \frac{cov(\Delta i_{n,t}, \Delta i_{0,t})}{var(\Delta i_{0,t})} = \frac{cov(\beta_n \Delta i_{0,t} + u_{n,t}, \Delta i_{0,t})}{var(\Delta i_{0,t})} = \beta_n + \frac{cov(u_{n,t}, \Delta i_{0,t})}{var(\Delta i_{0,t})} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \beta_n + \\ &\quad \frac{cov(u_{n,t}, \beta_n u_{0,t}, \Delta i_{0,t})}{var(\Delta i_{0,t})} = \beta_n - \beta_n \frac{var(u_{0,t})}{var(m_t + u_{0,t})} \neq \beta_n \end{aligned} \quad (53)$$

при $var(u_{0,t}) \neq 0$, $cov(u_{n,t}, u_{0,t}) = 0$, $cov(m_t, u_{0,t}) = 0$ и $cov(u_{n,t}, m_t) = 0$ при $n = 1, \dots, N$. Монетарный шок по определению является ортогональным прочим факторам изменения рыночной процентной ставки любой срочности, поэтому $cov(u_{n,t}, m_t) = 0$ при $n = 0, \dots, N$. Предполагается также: $cov(u_{0,t}, u_{n,t}) = 0$. Если рассматриваются близкие срочности, то верно:

$$\widehat{\beta}_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \beta_n + \frac{cov(u_{0,t}, u_{n,t}) - \beta_n var(u_{0,t})}{var(m_t + u_{0,t})}, \quad (54)$$

что равно β_n только в одном случае $cov(u_{0,t}, u_{n,t}) = \beta_n var(u_{0,t})$. Для меньших срочностей степень связи между факторами изменения кривой доходности наибольшая, β_n принимает наибольшее значение для наименьшего n . Таким образом, в некоторых случаях МНК-оценка коэффициента β_n может не отличаться от его состоятельной оценки. Исследовательский интерес представление оценок, полученных двумя методами.

Покажем, что в случае подхода на основе учета гетероскедастичности оценка коэффициента β_n является состоятельной. В работе [Bu et al, 2021] предложен метод, позволяющий получить состоятельные оценки в случае двухрежимной гетероскедастичности. Обозначим два режима с помощью бинарной переменной: $M_t = 1$, если t относится ко дню решения ЦБ, иначе $M_t = -1$. Дисперсия монетарного шока в день недели тишины $\tilde{\sigma}_m^2 = var(m_t | M_t = -1)$ ниже соответствующей дисперсии в день решения по ключевой ставке $\sigma_m^2 = var(m_t | M_t = 1)$, т.е. $\sigma_m^2 > \tilde{\sigma}_m^2$. В этом состоит основополагающая предпосылка подхода на основе учета гетероскедастичности. Зафиксировав некоторое число n , запишем вариационно-ковариационную матрицу для $y_t = (\Delta i_{0,t}, \Delta i_{n,t})'$, для $M_t = 1$:

$$V(y_t | M_t = 1) = \begin{pmatrix} \sigma_m^2 + \sigma_{u_0}^2 & \beta_n \sigma_m^2 \\ \beta_n \sigma_m^2 & \beta_n^2 \sigma_m^2 + \sigma_{u_n}^2 \end{pmatrix} \quad (55)$$

и для $M_t = -1$:

$$V(y_t | M_t = -1) = \begin{pmatrix} \tilde{\sigma}_m^2 + \tilde{\sigma}_{u_0}^2 & \beta_n \tilde{\sigma}_m^2 \\ \beta_n \tilde{\sigma}_m^2 & \beta_n^2 \tilde{\sigma}_m^2 + \tilde{\sigma}_{u_n}^2 \end{pmatrix}. \quad (56)$$

Тогда межрежимная разность вариационно-ковариационных матриц ΔV составляет:

$$\begin{aligned} \Delta V = V(y_t | M_t = 1) - V(y_t | M_t = -1) &= \begin{pmatrix} \Delta V_{11} & \Delta V_{12} \\ \Delta V_{21} & \Delta V_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_m^2 + \sigma_{u_0}^2 & \beta_n \sigma_m^2 \\ \beta_n \sigma_m^2 & \beta_n^2 \sigma_m^2 + \sigma_{u_n}^2 \end{pmatrix} - \\ &- \begin{pmatrix} \tilde{\sigma}_m^2 + \tilde{\sigma}_{u_0}^2 & \beta_n \tilde{\sigma}_m^2 \\ \beta_n \tilde{\sigma}_m^2 & \beta_n^2 \tilde{\sigma}_m^2 + \tilde{\sigma}_{u_n}^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_m + \delta_0 & \beta_n \lambda_m \\ \beta_n \lambda_m & \beta_n^2 \lambda_m + \delta_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_m & \beta_n \lambda_m \\ \beta_n \lambda_m & \beta_n^2 \lambda_m \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (57)$$

где $\lambda_m = \sigma_m^2 - \tilde{\sigma}_m^2$, а $\delta_0 = \sigma_{u_0}^2 - \tilde{\sigma}_{u_0}^2 = 0$ и $\delta_n = \sigma_{u_n}^2 - \tilde{\sigma}_{u_n}^2 = 0$ согласно основной предпосылке рассматриваемого подхода: дисперсия изменения процентной ставки выше аналогичной дисперсии в дни недели тишины, т.е. $\sigma_m^2 > \tilde{\sigma}_m^2$.

Соответственно, оценку коэффициента β_n можно получить с помощью метода инструментальных переменных:

$$\beta_n = \frac{\Delta V_{21}}{\Delta V_{11}} = \frac{\Delta V_{12}}{\Delta V_{11}} = \frac{\Delta V_{22}}{\Delta V_{21}} = \frac{\Delta V_{22}}{\Delta V_{12}} = \sqrt{\frac{\Delta V_{22}}{\Delta V_{11}}}. \quad (58)$$

Рассмотрим представление:

$$\beta_n = \frac{\Delta V_{21}}{\Delta V_{11}} = \frac{cov(\Delta i_{0,t}, \Delta i_{n,t} | M_t = 1) - cov(\Delta i_{0,t}, \Delta i_{n,t} | M_t = -1)}{var(\Delta i_{0,t} | M_t = 1) - var(\Delta i_{0,t} | M_t = -1)}, \quad (59)$$

где при условии $E(\Delta i_{0,\tau}) = E(\Delta i_{n,\tau}) = E(\Delta i_{0,t}) = E(\Delta i_{n,t}) = 0$ вывод формулы для β_n приобретает следующий вид:

$$\beta_n = \frac{E(y_t \cdot M_t \cdot \Delta i_{0,t})}{E(\Delta i_{0,t} \cdot M_t \cdot \Delta i_{0,t})} = \frac{E(y_t \cdot I_t)}{E(\Delta i_{0,t} \cdot I_t)}, \quad (60)$$

где I_t – это инструментальная переменная, которая равна $\Delta i_{0,t}$ при $M_t = 1$ и $-\Delta i_{0,t}$ при $M_t = -1$.

Стоит отметить, что в рассматриваемых подходах [Kuttner et al, 2001] и [Bu et al, 2021] определен один шок ДКП – монетарный шок, который нормировался относительно краткосрочной процентной ставки. Мы продолжаем исследования, которые учитывали информационную политику ЦБ посредством оценки нескольких шоков ДКП. Так же как [Gurkaynak et al, 2005], мы утверждаем, что есть шок ключевой ставки и информационный шок, связанный с влиянием информации ЦБ на ожидания по краткосрочным ставкам в будущие периоды. Однако в отличие от [Gurkaynak et al, 2005], мы можем тестировать предпосылку о наличии второго шока ДКП, что становится возможным благодаря применению обобщенного метода моментов.

Разработанный нами подход комбинирует оценку нескольких шоков ДКП с идентификацией на основе учета гетероскедастичности. Это позволяет в рамках модели с несколькими шоками, как в факторном анализе [Gurkaynak et al, 2005], а также в предыдущих российских работах [Abramov et al, 2022; Евстигнеева и др., 2022], учесть предсказуемые изменения кривой доходности, т.е. идентифицировать изменение ставки, произошедшее в день пресс-релиза. Аналогично, сделано предположение относительно представлений более долгосрочных процентных ставок:

$$\Delta i_{n,t} = \beta m_t + \theta f_t + u_{n,t} \quad (61)$$

где f_t – информационный шок.

Если реакция инфляционных ожиданий, на которые направлена коммуникация политика ЦБ, является запоздалой и, в целом, доходности гособлигаций не являются впередсмотрящими, т.е. не учитывают изменения в ожиданиях относительно будущих процентных ставок, то среднесрочные ставки и правый конец кривой доходности не будет в день пресс-релиза ЦБ реагировать на информацию регулятора. Таким образом, в таком случае нецелесообразно говорить об информационном шоке.

[Miescu, 2022] также оценивает шоки политики forward guidance в рамках подхода на основе учета гетероскедастичности [Rigobon, Sack, 2004], однако вместо инструментальных переменных [Bu et al, 2021] мы применяем обобщенный метод моментов для получения эффективной оценки. Это также позволяет нам оценить параметры модели совместно и, следовательно, тестировать гипотезы о равенстве

коэффициентов в разных уравнениях регрессий, а также предпосылку о соотношении дисперсий ставок в день пресс-релиза и в «неделю тишины» [Rigobon, Sack, 2004]. Также в отличие от [Mieuscu, 2022], мы применяем метод главных компонент, обобщая оценки шоков ДКП, полученные на данных по разным наборам переменных с разными срочностями, что позволяет, снизив размерность, извлечь одну главную компоненту из оценок шоков, влияющих на дальний конец кривой доходности. Если же существует два шока, один из которых шок премии за срочность, предложенный подход позволяет выявить шок ожидаемых процентных ставок.

Основополагающей предпосылкой, отличающей подход на основе учета гетероскедастичности от высокочастотной идентификации, является предположение относительно дисперсий шоков ДКП. Для детального пояснения предпосылки обратимся к постановке задачи в предложенном подходе идентификации монетарного и информационного шоков с помощью учета гетероскедастичности.

Как было отмечено выше, мы рассматриваем 2 шока ДКП – монетарный шок m_t , связанный с эффектами ДКП для краткосрочной ставки, а также информационный шок f_t , влияющий на ожидаемые в последующие периоды процентные ставки и, следовательно, на более долгосрочные, в том числе среднесрочные ставки.

С одной стороны, реакция рынков отражает «неугаданное» изменение ключевой ставки, с другой стороны, — появление новой информации о будущих действиях Центробанка, о его видении макроэкономической ситуации в будущем. Как и в [Gurkaynak et al, 2005], мы используем нормировку оцененных шоков ДКП: по построению предполагается, что m_t – шок краткосрочных ставок, а f_t – шок более долгосрочных (предположительно, среднесрочных) ставок. Если m_t оказывает влияние на всю кривую доходности, то f_t – на все, кроме краткосрочной ставки. Несмотря на то, что ожидание более жесткой политики в будущем должно повлиять как минимум на спрос на заемные средства уже сегодня, с учетом нормировки влияние f_t на кратчайшую ставку несущественно.

Благодаря такой нормировке появляется возможность идентифицировать коэффициенты влияния шоков ДКП, m_t и f_t , на изменения рыночных процентных ставок.

Итак, рассматривается система для изменений трех процентных ставок:

$$\begin{cases} \Delta i_{0,t} = m_t + u_{0,t}, \\ \Delta i_{1,t} = \alpha m_t + f_t + u_{1,t}, \\ \Delta i_{n,t} = \beta m_t + \theta f_t + u_{n,t}. \end{cases} \quad (62)$$

где m_t и f_t – это шоки ДКП, т.е. монетарный шок и информационный шок, соответственно. $u_{.,t}$ – это идиосинкратическая компонента изменения доходности ОФЗ.

Эти две переменные m_t и f_t сильнее всего изменяются в день пресс-релиза t , т.е. $\sigma_m^2 = \text{var}(m_t|M_t = 1) > \tilde{\sigma}_m^2 = \text{var}(m_t|M_t = -1)$ и $\sigma_f^2 = \text{var}(f_t|M_t = 1) > \tilde{\sigma}_f^2 = \text{var}(f_t|M_t = -1)$. В случае нулевой рыночной волатильности в остальные дни шоки m_t и f_t возникают только в день пресс – релиза, т.е. $\sigma_m^2 = \text{var}(m_t|M_t = 1) > 0$ и $\sigma_f^2 = \text{var}(f_t|M_t = 1) > 0$. Идиосинкратическая компонента отражает факторы доходности, существенно не изменяющиеся в день t , т.е. $\sigma_u^2 = \text{var}(u_{.,t}|M_t = 1) = \tilde{\sigma}_u^2 = \text{var}(u_{.,t}|M_t = -1)$, а также $\gamma_{m,f} - \tilde{\gamma}_{m,f} = \text{cov}(u_{i,t}, u_{j,t}|M_t = 1) - \text{cov}(u_{i,t}, u_{j,t}|M_t = -1) = 0$. Это могут быть постоянные или устойчивые на более продолжительных интервалах факторы кривой доходности.

Информационный шок f_t нормирован так, что его увеличение на единицу приводит к росту изменения доходности на 1 п.п. Это следует из второго уравнения системы (62).

Для удобства перепишем систему (62) в следующем виде:

$$\begin{cases} y_t = \begin{pmatrix} \Delta i_{0,t} \\ \Delta i_{1,t} \\ \Delta i_{n,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ \alpha \\ \beta \end{pmatrix} m_t + \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ \theta \end{pmatrix} f_t + \begin{pmatrix} u_{0,t} \\ u_{1,t} \\ u_{n,t} \end{pmatrix} = s_1 m_t + s_2 f_t + u_t \end{cases} \quad (63)$$

где $s_1 = \begin{pmatrix} 1 \\ \alpha \\ \beta \end{pmatrix}$, $s_2 = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ \theta \end{pmatrix}$ и $u_t = \begin{pmatrix} u_{0,t} \\ u_{1,t} \\ u_{n,t} \end{pmatrix}$.

В отличие от [Gurkaynak et al, 2005], снижение размерности применяется к оценкам шоков ДКП, а не к изначальным рядам изменений процентных ставок y_t . Сначала оценивают систему (62) для каждого n , получают оценки шоков ДКП, т.е. монетарного шока m_t и информационного шока f_t , согласно формулам из работы [Känzig, 2021]:

$$\hat{m}_t = s_1'(\widehat{\text{cov}}_1)^{-1} y_t (s_1'(\widehat{\text{cov}}_1)^{-1} s_1)^{-1}, \quad (64)$$

$$\hat{f}_t = s_2'(\widehat{\text{cov}}_1)^{-1} y_t (s_2'(\widehat{\text{cov}}_1)^{-1} s_2)^{-1}, \quad (65)$$

где s_i – это i -ый столбец в матрице коэффициентов системы (62), y_t – это изменения кратчайшей, среднесрочной и прочих процентных ставок в день пресс-релиза. Затем после получения n наборов оценок шоков ДКП, т.е. n оценок $\hat{m}_t$ и n оценок $\hat{f}_t$, мы извлекаем первые главные компоненты, получая финальные оценки шоков ДКП.

Перейдем к записи вариационно-ковариационных матриц для рядов изменений процентных ставок $y_t = (\Delta i_{0,t}', \Delta i_{1,t}', \Delta i_{n,t}')'$ в день пресс-релиза (V) и предыдущий день ($\tilde{V}$):

$$V = V(y_t|M_t = 1) = \begin{pmatrix} V_{11} & V_{12} & V_{13} \\ V_{21} & V_{22} & V_{23} \\ V_{31} & V_{32} & V_{33} \end{pmatrix}, \quad (66)$$

где $V_{11} = \sigma_m^2 + \sigma_{u_0}^2$, $V_{12} = V_{21} = \alpha\sigma_m^2 + \gamma_{m,f} + \text{cov}(u_0, u_1)$, $V_{22} = \alpha^2\sigma_m^2 + \sigma_f^2 + 2\alpha\gamma_{m,f} + \sigma_{u_1}^2$, $V_{13} = V_{31} = \beta\sigma_m^2 + \theta\gamma_{m,f} + \text{cov}(u_0, u_n)$, $V_{23} = V_{32} = \alpha\beta\sigma_m^2 + \theta\sigma_f^2 + (\alpha\theta + \beta)\gamma_{m,f} + \text{cov}(u_1, u_n)$, $V_{33} = \beta^2\sigma_m^2 + \theta^2\sigma_f^2 + 2\beta\theta\gamma_{m,f} + \sigma_{u_n}^2$.

$$\tilde{V} = V(y_t|M_t = -1) = \begin{pmatrix} \tilde{V}_{11} & \tilde{V}_{12} & \tilde{V}_{13} \\ \tilde{V}_{21} & \tilde{V}_{22} & \tilde{V}_{23} \\ \tilde{V}_{31} & \tilde{V}_{32} & \tilde{V}_{33} \end{pmatrix}, \quad (67)$$

где $\tilde{V}_{11} = \tilde{\sigma}_m^2 + \sigma_{u_0}^2$, $\tilde{V}_{12} = \tilde{V}_{21} = \alpha\tilde{\sigma}_m^2 + \tilde{\gamma}_{m,f} + \text{cov}(u_0, u_1)$, $\tilde{V}_{13} = \tilde{V}_{31} = \beta\tilde{\sigma}_m^2 + \theta\tilde{\gamma}_{m,f} + \text{cov}(u_0, u_n)$, $\tilde{V}_{22} = \alpha^2\tilde{\sigma}_m^2 + \tilde{\sigma}_f^2 + 2\alpha\tilde{\gamma}_{m,f} + \sigma_{u_1}^2$, $\tilde{V}_{23} = \tilde{V}_{32} = \alpha\beta\tilde{\sigma}_m^2 + \theta\tilde{\sigma}_f^2 + (\alpha\theta + \beta)\tilde{\gamma}_{m,f} + \text{cov}(u_1, u_n)$, $\tilde{V}_{33} = \beta^2\tilde{\sigma}_m^2 + \theta^2\tilde{\sigma}_f^2 + 2\beta\theta\tilde{\gamma}_{m,f} + \sigma_{u_n}^2$.

Запишем, чему равна разница вариационно-ковариационных матриц $\Delta V = V - \tilde{V}$ для обеих спецификаций, используя обозначения $\lambda_m = \sigma_m^2 - \tilde{\sigma}_m^2$, $\lambda_f = \sigma_f^2 - \tilde{\sigma}_f^2$ и $\delta_{m,f} = \gamma_{m,f} - \tilde{\gamma}_{m,f}$:

$$\Delta V = \begin{pmatrix} \Delta V_{11} & \Delta V_{12} & \Delta V_{13} \\ \Delta V_{21} & \Delta V_{22} & \Delta V_{23} \\ \Delta V_{31} & \Delta V_{32} & \Delta V_{33} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_m & \alpha\lambda_m & \beta\lambda_m \\ \alpha\lambda_m & \alpha^2\lambda_m + \lambda_f & \alpha\beta\lambda_m + \theta\lambda_f \\ \beta\lambda_m & \alpha\beta\lambda_m + \theta\lambda_f & \beta^2\lambda_m + \theta^2\lambda_f \end{pmatrix} \quad (68)$$

при $\delta_{m,f} = 0$. Если шоки ДКП коррелируют, то разница ковариаций $\delta_{m,f} = \gamma_{m,f} - \tilde{\gamma}_{m,f}$ отлична от нуля и матрица ΔV приобретает следующий вид:

$$\Delta V = \begin{pmatrix} \lambda_m & \alpha\lambda_m + \delta_{m,f} & \beta\lambda_m + \theta\delta_{m,f} \\ \alpha\lambda_m + \delta_{m,f} & \alpha^2\lambda_m + \lambda_f + 2\alpha\delta_{m,f} & \alpha\beta\lambda_m + \theta\lambda_f + (\alpha\theta + \beta)\delta_{m,f} \\ \beta\lambda_m + \theta\delta_{m,f} & \alpha\beta\lambda_m + \theta\lambda_f + (\alpha\theta + \beta)\delta_{m,f} & \beta^2\lambda_m + \theta^2\lambda_f + 2\beta\theta\delta_{m,f} \end{pmatrix}. \quad (69)$$

Оценки коэффициентов α , β и θ могут быть получены с помощью подхода инструментальных переменных, а их аналитический вывод аналогичен подходу, представленному в статье [Bu et al, 2021]. Подробный аналитический вывод приводится далее, в подразделе «Оценка с помощью двухшагового МНК (2МНК)». Применение обобщенного метода моментов позволяет оценить совместно неизвестные параметры системы, в том числе λ_m , λ_f . С деталями по оцениванию этим способом можно ознакомиться в подразделе «Оценка с помощью обобщенного метода моментов (ОММ)».

Далее мы обращаемся к наиболее распространенным методам, не требующим выполнения предпосылок относительно распределения данных. Тем не менее, существуют также другие способы оценить систему, упомянутые в [Крамков, Максимов, 2024], такие как оценка с опорой на негауссовость распределения, оценка с априорной информацией о соотношении дисперсий (signal-to-noise ratio, или reliability ratio).

Далее приведен более подробно вывод оценок с помощью двухшагового МНК и обобщенного метода моментов.

Оценка с помощью двухшагового МНК (2МНК)

Для модели (62) поиск параметров α , β и θ может быть реализован с помощью двухшагового метода наименьших квадратов (2МНК).

Далее покажем, что оценки коэффициентов α и θ могут быть получены с помощью метода инструментальных переменных. Получение оценки α аналогично результату из работы [Bu et al, 2021]:

$$\alpha = \frac{S_{21}}{S_{11}} = \frac{S_{12}}{S_{11}} = \frac{cov(\Delta i_{0,\tau}, \Delta i_{1,\tau}) - cov(\Delta i_{0,t}, \Delta i_{1,t})}{var(\Delta i_{0,\tau}) - var(\Delta i_{0,t})} = \frac{E[(\Delta i_{1,\tau}, \Delta i_{1,t})(\Delta i_{0,\tau}, -\Delta i_{0,t})']}{E[(\Delta i_{0,\tau}, \Delta i_{0,t})(\Delta i_{0,\tau}, -\Delta i_{0,t})']}. \quad (70)$$

Вывод оценки β похож на предыдущий шаг:

$$\beta = \frac{S_{31}}{S_{11}} = \frac{S_{13}}{S_{11}} = \frac{cov(\Delta i_{0,\tau}, \Delta i_{n,\tau}) - cov(\Delta i_{0,t}, \Delta i_{n,t})}{var(\Delta i_{0,\tau}) - var(\Delta i_{0,t})} = \frac{E[(\Delta i_{n,\tau}, \Delta i_{n,t})(\Delta i_{0,\tau}, -\Delta i_{0,t})']}{E[(\Delta i_{0,\tau}, \Delta i_{0,t})(\Delta i_{0,\tau}, -\Delta i_{0,t})']}. \quad (71)$$

Вывод оценки θ чуть более сложен и базируется на предыдущих этапах оценивания коэффициентов α и β :

$$\begin{aligned} \theta &= \frac{S_{33} - \frac{S_{31}^2}{S_{11}}}{S_{22} - \frac{S_{21}^2}{S_{11}}} = \frac{S_{33}S_{11} - S_{31}^2}{S_{22}S_{11} - S_{21}^2} = \frac{S_{33} - S_{11} * \beta^2}{S_{22} - S_{11} * \alpha^2} \\ &= \frac{E[(\Delta i_{n,\tau}, \Delta i_{n,t}, \beta * \Delta i_{0,\tau}, \beta * \Delta i_{0,t})(\Delta i_{n,\tau}, -\Delta i_{n,t}, -\beta * \Delta i_{0,\tau}, \beta * \Delta i_{0,t})'] | \alpha, \beta]}{E[(\Delta i_{1,\tau}, \Delta i_{1,t}, \alpha * \Delta i_{0,\tau}, \alpha * \Delta i_{0,t})(\Delta i_{1,\tau}, -\Delta i_{1,t}, -\alpha * \Delta i_{0,\tau}, \alpha * \Delta i_{0,t})'] | \alpha, \beta]} \\ &= \frac{S_{32} - S_{31} * \alpha}{S_{22} - S_{11} * \alpha^2} = \frac{S_{23} - S_{13} * \alpha}{S_{22} - S_{11} * \alpha^2} \\ &= \frac{E[(\Delta i_{1,\tau}, \Delta i_{1,t}, \alpha * \Delta i_{0,\tau}, \alpha * \Delta i_{0,t})(\Delta i_{n,\tau}, -\Delta i_{n,t}, -\alpha * \Delta i_{0,\tau}, \alpha * \Delta i_{0,t})'] | \alpha]}{E[(\Delta i_{1,\tau}, \Delta i_{1,t}, \alpha * \Delta i_{0,\tau}, \alpha * \Delta i_{0,t})(\Delta i_{1,\tau}, -\Delta i_{1,t}, -\alpha * \Delta i_{0,\tau}, \alpha * \Delta i_{0,t})'] | \alpha]}. \end{aligned} \quad (72)$$

Оценка с помощью обобщенного метода моментов (ОММ)

Для совместного, а также асимптотически эффективного оценивания неизвестных параметров модели α и θ мы обратимся к идее из работы [Rigobon, Sack, 2004]: оценка на основе подхода с учётом гетероскедастичности может быть получена с помощью обобщенного метода моментов. Тогда представленная выше модификация подхода [Bu et al, 2021] сводится к решению следующей задачи:

$$(\sum_{t=1}^T b_t)' W_t (\sum_{t=1}^T b_t) \rightarrow \min(\lambda_0, \lambda_1, \alpha, \theta), \quad (73)$$

где

$$\begin{aligned} b_t &= vech(T\Delta y_t \Delta y_t' - \lambda F[(\alpha \quad 1)', (\theta \quad 1)']) = vech\left(\left(\frac{T}{T_1} \delta_1 - \frac{T}{T_{-1}} \delta_{-1}\right) \Delta y_t \Delta y_t' + \right. \\ &\quad \left. \left(\frac{T}{T_2} \delta_2 - \frac{T}{T_{-2}} \delta_{-2}\right) \Delta y_{t-1} \Delta y_{t-1}' w_t - \lambda_0 \begin{pmatrix} \alpha \\ 1 \end{pmatrix} (\alpha \quad 1) - \lambda_1 \begin{pmatrix} \theta \\ 1 \end{pmatrix} (\theta \quad 1) w_t\right) \end{aligned} \quad (74)$$

$$\text{где } \begin{cases} \delta_1 = 1 \text{ для дня заседания и } \delta_{-1} = 1 \text{ за день до него в период} \\ \text{до публикации прогнозной траектории,} \\ \delta_2 = 1 \text{ для дня заседания и } \delta_{-2} = 1 \text{ за день до него в период} \\ \text{после публикации прогнозной траектории,} \end{cases}$$

Δy_t – это $(\Delta i_{k,t}, \Delta i_{0,t})'$, Δy_{t-1} – это $(\Delta i_{k,t-1}, \Delta i_{0,t-1})'$, W_t – оптимальная взвешивающая матрица, а w_t – бинарная переменная, равная 1, если наблюдение t относится к заседанию в период публикации прогнозной траектории, и равная 0 в период до старта публикации.

Применение ОММ позволяет тестировать предпосылку относительно статистической значимости изменения дисперсии шоков ДКП вместе с оценкой параметров влияния ДКП на процентные ставки. Мы ожидаем, что информация пресс-релиза и сопутствующих коммуникаций Банка России может быть новой для рынка в двух аспектах – в новом уровне ключевой ставки, а также содержать сигналы относительно будущих ДКП и/или экономической ситуации, т.е. $\lambda_m > 0$, $\lambda_f > 0$. Поэтому далее использован обобщенный метод моментов.

В качестве кратчайшей ставки используется наиболее близкая по сроку к операционной цели 1-недельная индикативная ставка ROISfix ($i_{0,t}$), в качестве среднесрочной – доходность облигаций федерального займа (ОФЗ) со сроком погашения, наиболее близким к горизонту прогнозирования ДКП, 3 года ($i_{1,t}$) и в качестве любой иной ставки – доходность ОФЗ со сроком 3, 6, 9 месяцев, 1, 3, 5, 7, 10 лет ($i_{n,t}$, где $n = 2, \dots, 9$). Период оценки – с декабря 2014 года по октябрь 2023 года. Данные для доходности ОФЗ взяты с официального сайта Московской Биржи и данные для ставки ROISfix взяты с официального сайта Национальной финансовой ассоциации (НФА). Следуя работе [Евстигнеева и др., 2022], мы рассчитываем разницу в индексе ОФЗ или индикативной ставке ROISfix в день *заявления* ЦБ о новом уровне ключевой ставки по формулам:

$$\Delta i_{0,t} = i_{0,t} - i_{0,t-1}, \quad (75)$$

$$\Delta i_{n,t} = i_{n,t} - i_{n,t-1}, n = 1, \dots, 9 \quad (76)$$

где значение ставки $i_{.,t}$ за период t наблюдается после заявления о новом значении ключевой ставки, а значение ставки $i_{.,t-1}$ за период $t-1$ наблюдается до пресс-релиза. В связи с особенностями публикации данных по индикативной ставке ROISfix, для заседаний, состоявшихся после полудня в пятницу, изменение $\Delta i_{0,t}$ рассчитывается как разница ставок на утро понедельника следующей недели и на утро пятницы. Для индекса ОФЗ $\Delta i_{n,t}$ в день такого же заседания – это разница между доходностями по закрытию в пятницу и четверг.

Таким образом, монетарный шок нормирован относительно его влияния на 1-недельную процентную ставку, а информационный шок f_t – относительно влияния на 3-летнюю процентную ставку.

Информационный шок f_t может быть вызван разными видами коммуникации, что может отражать ожидания относительно будущего направления ДКП или немонетарную информацию. В первом случае монетарный и информационный шоки, скорее всего, коррелируют между собой и $cov(m_t, f_t) \neq 0$, а во втором случае шоки могут быть ортогональны, т.е. $cov(m_t, f_t) = 0$.

Однако [Leon, Sebestyen, 2012] показали, что в факторном анализе [Gurkaynak et al, 2005] факторы ДКП являются коррелирующими из построения, если второй шок, например, информационный, объясняет малую часть вариации в данных. В нашем подходе благодаря использованию обобщенного метода моментов мы можем тестировать коррелированность оцениваемых шоков.

После получения оценок шоков ДКП мы переходим к оценке изменения некоторых экономических переменных в ответ на шоки $\hat{m}_t$ и $\hat{f}_t$ с помощью локальных проекций:

$$\Delta Y_{t+h} = \beta_0 + \beta_1 \hat{m}_t + \beta_2 \hat{f}_t + \epsilon_t, \quad (77)$$

где $\Delta Y_{t+h} = Y_{t+h} - Y_{t-1}$, это изменение за $h + 1$ дней ($h = 0, \dots, 15$) экономической переменной, данные по которой доступны по дням.

Горизонт выбран, исходя из наименьшего числа дней между ближайшими решениями по ключевой ставке: так, интервал между датами внеочередного заседания 26 мая и планового заседания 10 июня 2022 составляет 15 дней. Для месячных данных это изменение за $h + 1$ месяц ($h = 0, \dots, 24$), так как продолжительность действия ДКП на инфляцию составляет от 3 до 6 кварталов. Подобные оценки эффектов ДКП важны для понимания наличия проблемы информационных эффектов при оценке шоков $\hat{m}_t$ и $\hat{f}_t$, а также того, как заявленные шоки влияют на финансовые и макроэкономические переменные в динамике (обнаруживается ли эффект и насколько он продолжителен).

3.2. Проверка гипотезы о многомерности пространства шоков ДКП с помощью предложенного подхода на основе гетероскедастичности

В настоящем разделе показаны результаты реализации обобщенного метода моментов, изложенного в предыдущем разделе 3.1.

Интервал, для которого проводятся оценки, – это период с декабря 2014 года по октябрь 2023 года²⁵. Даты заседаний Совета директоров Банка России за рассматриваемый период собраны с официального сайта регулятора²⁶.

Из рассмотрения были исключены даты заседаний, которые не были изначально включены в календарь решений по ключевой ставке на год. В отличие от плановых, внеочередные решения по ключевой ставке часто не предваряются заблаговременным заявлением о предстоящем решении по ДКП с «неделей тишины», предваряющей день заседания Банка России, и не сопровождаются публикацией среднесрочного прогноза. На рассматриваемом периоде их было всего 5: 16.12.2014, 28.02.2022, 08.04.2022, 26.05.2022 и 15.08.2023. Подобные события могут побуждать участников рынка пересматривать восприятие текущей экономической ситуации или оценки макроэкономических прогнозов [Paul, 2020], что в общем случае не соответствует определению шока ДКП.

[Abramov et al, 2022] показывают, что функции плотности шоков в дни объявления ДКП имеют большую дисперсию и более выраженные толстые «хвосты», чем 1 неделю до и после решения. Тем не менее, неясно, достаточно ли расчёта изменения в рыночной ставке или нужна более точная идентификация.

Мы начинаем с оценки спецификации (62) в предположении, что ковариация $cov(m_t, f_t)$ отлична от нуля. Для всех оцененных спецификаций $\Delta i_{n,t}$, где $n = 2, \dots, 8$, оценка параметра $\hat{\delta}_{m,f}$ оказывается статистически незначимой. Тест на равенство ковариаций до и после выхода пресс-релиза $\delta_{m,f} = 0$ показывает, что мы не можем отклонить $H_0: \delta_{m,f} = 0$.

Поэтому далее мы считаем, что шоки m_t и f_t ортогональные, т.е. $\delta_{m,f} = 0$. Результаты оценки всех параметров модели с помощью постоянно обновляющегося обобщенного метода моментов (CUE-GMM) приведена в Таблице 18. Качество оценок проверялось на основе совместного теста на незначимость коэффициентов уравнений и J-теста на свехидентификацию: хотя бы один коэффициент статистически значимо отличен от нуля и Р-значение для J-теста больше 0.05.

²⁵ В работе [Евстигнеева и др., 2022] используются выборка с 2015 г. по 2021 г. Мы используем данные на более продолжительном периоде времени, поскольку так больше наблюдений, также для этого периода доступны среднесрочные прогнозы ЦБ.

²⁶ Источник: https://www.cbr.ru/dkp/cal_mp/

Таблица 18 – Оценки параметров модели (62) обобщённым методом моментов

CUE-GMM

	Оценка параметров					J-тест (P-знач.)
	λ_m	α	β	λ_f	θ	
$\Delta i_{2,t}$	0.142 *** (0.029)	0.146 *** (0.012)	0.236 *** (0.052)	0.005 ** (0.002)	1.657 *** (0.448)	0.348
$\Delta i_{3,t}$	0.139 *** (0.029)	0.146 *** (0.012)	0.198 *** (0.054)	0.005 *** (0.002)	1.899 *** (0.425)	0.495
$\Delta i_{4,t}$	0.137 *** (0.029)	0.146 *** (0.012)	0.189 *** (0.051)	0.005 *** (0.001)	1.975 *** (0.344)	0.581
$\Delta i_{5,t}$	0.136 *** (0.030)	0.146 *** (0.012)	0.189 *** (0.046)	0.005 *** (0.001)	1.942 *** (0.271)	0.621
$\Delta i_{6,t}$	0.135 *** (0.030)	0.147 *** (0.012)	0.180 *** (0.026)	0.004 *** (0.001)	1.411 *** (0.116)	0.637
$\Delta i_{7,t}$	0.126 *** (0.029)	0.150 *** (0.013)	0.088 *** (0.008)	0.002 ** (0.001)	0.338 ** (0.172)	0.717
$\Delta i_{8,t}$	0.123 *** (0.029)	0.151 *** (0.014)	0.047 *** (0.011)	0.001 * (0.001)	0.017 (0.342)	0.546
$\Delta i_{9,t}$	0.119 *** (0.028)	0.151 *** (0.015)	0.011 (0.015)	0.001 (0.001)	0.073 (0.965)	0.420

Примечание: Стандартные ошибки, скорректированные с помощью ядерного сглаживания моментной функции, указаны в круглых скобках под оценкой коэффициента.

Число наблюдений: 134. Уровень значимости: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Источник: расчеты автора.

Также проведены тесты на незначимость параметров $\hat{\lambda}_m$, $\hat{\lambda}_f$. Их результаты показывают, что коэффициенты статистически значимые и положительные, что согласуется с принятыми предпосылками о возникновении шоков в день пресс-релиза для срока погашения до трех лет. Например, $\hat{\lambda}_m$ оценивается в среднем как 0.015, изменение дисперсии $\hat{\lambda}_f$ – как меньшее число 0.002.

Иллюстрация коэффициентов β и θ в зависимости от срочности представлена на Рисунке 11. По результатам моделирования оказывается, что коэффициенты β и θ оказываются выше для изменений индикативных ставок ROISfix по сравнению со ставками ОФЗ. Это совпадает с логикой трансмиссионного механизма, где импульс ДКП сначала оказывает влияние на ставки денежного рынка и затем на доходности ОФЗ. Чтобы получить сопоставимые оценки реакции кривой доходности, мы нормируем коэффициенты, полученные из уравнений для дневных изменений доходности ОФЗ. Поскольку в нашем распоряжении оказались данные для 3-месячных ставок ROISfix и доходностей 3-летних гособлигаций, то мы получаем соотношение оценок в обоих

уравнениях для каждого из коэффициентов β и θ и затем умножаем оценки коэффициентов β и θ в уравнениях для остальных изменений доходности ОФЗ на это соотношение.

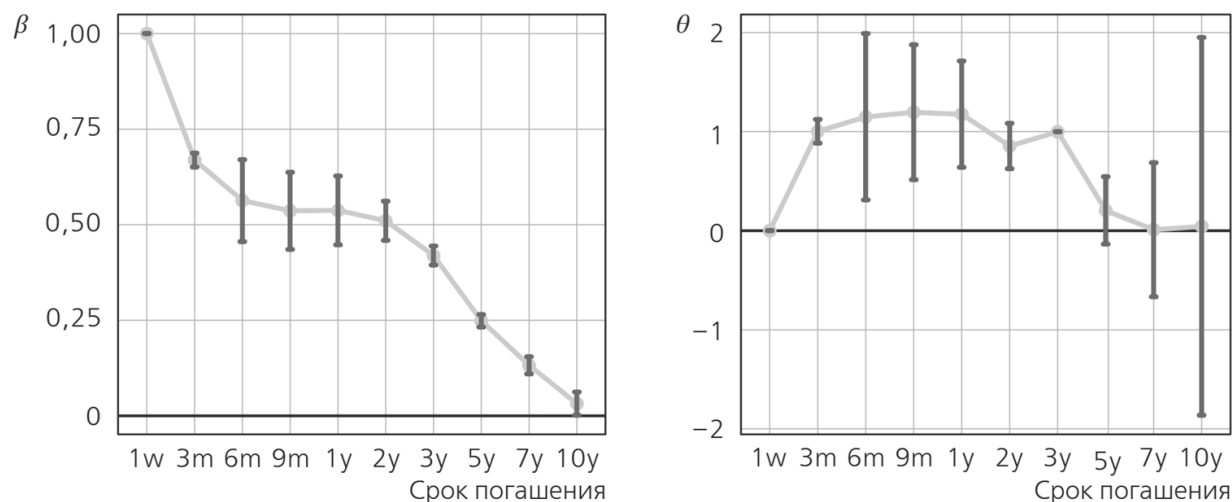


Рисунок 11 – Оценки коэффициентов β и θ из модели (62) в зависимости от срочности

Примечание: оценки коэффициентов обозначены точками и соединены сплошной линией для наглядности, с помощью вертикальных отрезков обозначены 95% доверительные интервалы. Обозначения для срока погашения: w – неделя, m – месяц, y – год.

Источник: составлено автором.

Форма реакции процентных ставок на монетарный шок является почти для всех сроков убывающей. С ростом срочности операций реакция ставок становится слабее, что «может объясняться ожиданиями возвращения ключевой ставки к нейтральному уровню в среднесрочной перспективе» [Банк России, 2024].

Тем не менее, выявленная реакция рыночных ставок на монетарный и информационный шоки не совсем ожидаема. В частности, форма реакции строго не монотонна: с ростом срочности (примерно до одного года) ставки в ответ на монетарный шок рост ставок сначала постепенно уменьшается, затем снижается замедляется (9 месяцев – два года). Это согласуется с результатами [Abramov et al, 2022], хотя используется более скудный набор данных. Помимо этого, локальный максимум формы реакции на информационный шок также совпадает с длиной горизонта проведения ДКП. Возможно, это связано с большим вниманием инвесторов к среднесрочным прогнозам Банка России и заякоренностью инфляционных ожиданий относительно цели монетарной политики.

Влияние информационного шока оказывается наиболее сильным для срочности до 1 года (против 3 лет в работе [Abramov et al, 2022]). Это может быть связано с тем, что мы

используем модели на данных по меньшему числу переменных и данные по рисковым инструментам (валютные фьючерсы, фондовый индекс) помогают в лучшей степени идентифицировать шок траектории. Другое объяснение может состоять в том, что реакция ставок на информацию Центрального банка со временем становится сильнее. Поэтому далее мы перейдем к оценке шоков и динамических импульсных откликов.

По формулам (64) и (65) мы получаем оценки шоков для всех рассматриваемых спецификаций (61), т.е. для моделей с разными переменными $\Delta i_{n,t}$, где $n = 2, \dots, 9$. Затем на основе полученных оценок с помощью метода главных компонент извлекаем первые главные компоненты (доля объясненной вариации составляет более 80%, для монетарного шока – 98%, для информационного – 81%). Эти общие переменные для монетарного и информационного шоков будут использованы далее в качестве $\hat{m}_t$ и $\hat{f}_t$.

Динамика итоговых оценок шоков ДКП в течение рассматриваемого периода (декабрь 2014 – октябрь 2023 гг.) проиллюстрирована на Рисунке 12. Корреляции $\hat{m}_t$ и $\hat{f}_t$ с изменениями ставок, относительно которых осуществлялась нормировка, составляют 0.987 и 0.787, соответственно. Корреляция $\hat{m}_t$ и $\hat{f}_t$ с ошибкой прогноза аналитиков по ключевой ставке составила 0.743 и 0.105, соответственно.

Наибольшего значения оценка $\hat{f}_t$ достигает в апреле 2022 года (29 апреля 2022 года), когда Банк России перешел к постепенному снижению ключевой ставки в 2022 году. Оценки информационного шока показывают положительное значение, что может быть интерпретировано как ожидание рынком менее осторожного снижения ключевой ставки.

Одно из наибольших по величине значений информационного шока наблюдается в феврале 2022 года. Тогда Банк России допустил возможность повышения ключевой ставки и на ближайшем внеочередном заседании повысил ключевую ставку до 20%, рекордного значения для периода с 2014 года. Помимо этого, в июне 2022 года был ослаблен сигнал о дальнейшем смягчении ДКП. В пресс-релизе по итогу заседания СД БР 10.06.2022 тональность сигнала изменилась: формулировки «Банк России ...допускает возможность снижения ключевой ставки на ближайших заседаниях» и «...видит пространство для снижения ключевой ставки» были заменены на «...будет оценивать целесообразность снижения ключевой ставки на ближайших заседаниях». Прогноз по годовой инфляции был понижен с 18-23% до 14-17%. Это согласуется с фактической политикой: через 3 месяца изменение ключевой ставки 16.09.2022 было более осторожным, с шагом в 50 б.п. и затем 6 заседаний подряд ключевая ставка была неизменна.

Одно из наибольших по величине значений информационного шока наблюдается в марте 2015 года, когда регулятор перечислил ключевые риски, которые мешают дальнейшему снижению ключевой ставки. Наименьшие значения информационного шока зафиксированы в январе и апреле 2015 года: в первый раз Банк России дал прогноз относительно снижения инфляции («Ожидается снижение годовой инфляции до уровня ниже 10% в январе 2016 года»), а во второй раз – дал сигнал по снижению ключевой ставки в последующие периоды («По мере дальнейшего ослабления инфляционных рисков Банк России будет готов продолжить снижение ключевой ставки»).



Рисунок 12 – Оценки монетарного и информационного шоков в динамике (период – с декабря 2014 по октябрь 2023 гг.)

Примечание: график для оценки $\hat{m}_t$ обозначен линией темно-серого цвета, график для $\hat{f}_t$ – светло-серого цвета.

Источник: [Банникова, 2024]

Наименьшего значения оценка $\hat{f}_t$ достигает в марте 2020 года, во время начала пандемии. На последующих заседаниях Банк России снижает ключевую ставку с шагом 50, 100 и 25 б.п. Несмотря на краткосрочное усиление инфляционных рисков, в пресс-релизе отмечался рост дезинфляционных рисков: «...значительное ослабление внешнего спроса, возможное снижение потребительской активности и лаговые эффекты от произошедшего ужесточения денежно-кредитных условий могут быть источниками значимых дезинфляционных рисков на среднесрочном горизонте».

В периоды после повышения ключевой ставки, например, в кризисные эпизоды 2015, 2022 гг., эпизоды, связанные с повышением НДС в 2018-2019 гг., оценки шоков $\hat{m}_t$ и $\hat{f}_t$ противоположные по направлению, что связано с ожиданиями смягчения ДКП после существенных повышений ключевой ставки.

В частности, после значительных повышений ключевой ставки по итогу внеочередных заседаний 16.12.2014 (с 10,5% до 17%), 28.02.2022 (с 9,5 % до 20%) Банк России постепенно снижал ключевую ставку. График $\hat{m}_t$ в отрицательной области согласуется с характером проводимой процентной политики. Однако график $\hat{f}_t$ расположен выше нуля, что говорит об учете в ожиданиях будущего ужесточения в ДКП (менее мягкой ДКП).

В сентябре и декабре 2018 года ключевая ставка была повышена в связи с ростом проинфляционных рисков. Как отмечено в пресс-релизах Банка России, планируемое в июле 2018 года повышение НДС могло быть учтено предприятиями в ценах уже в конце 2018 года. В 2019 году законопроект о налоге вступил в силу, что продолжило оказывать влияние на поведение фирм и темпы роста потребительских цен.

В работе [Банникова, 2024] показано, что информационный шок приводит к более выраженным росту процентных ставок, снижению фондового индекса, укреплению курса рубля и снижению инфляции на однородном периоде (2015-2020 гг.). Сделан вывод о различиях значимости импульсных откликов на разных горизонтах (в течение двух недель на дневных данных и в течение двух лет на месячных данных). Также утверждается, что «в отличие от монетарного, информационный шок приводит к мгновенному изменению курса рубля, долгосрочной процентной ставки, фондового индекса».

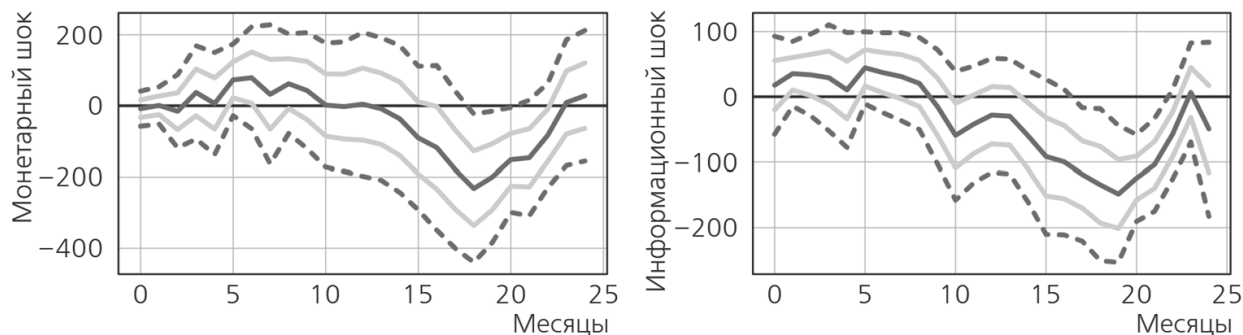
На Рисунке 13 изображены графики импульсных откликов экономических переменных на монетарные и информационные шоки $\hat{m}_t$ и $\hat{f}_t$.

Реакция инфляции на шоки отложенная (скорость роста ключевой ставки, в среднем, достаточна для стабилизации роста уровня цен): функция импульсного отклика становится статистически значимой спустя 4-5 кварталов, что в целом не противоречит идее о лаге трансмиссионного механизма (Рисунок 13, в). Это также согласуется с одновременным снижением отклика индексов потребительских цен и промышленного производства спустя 3 квартала после решения по ДКП. Различия между двумя шоками состоит в более отложенной (на 1 квартал) реакции инфляции на информационный шок.

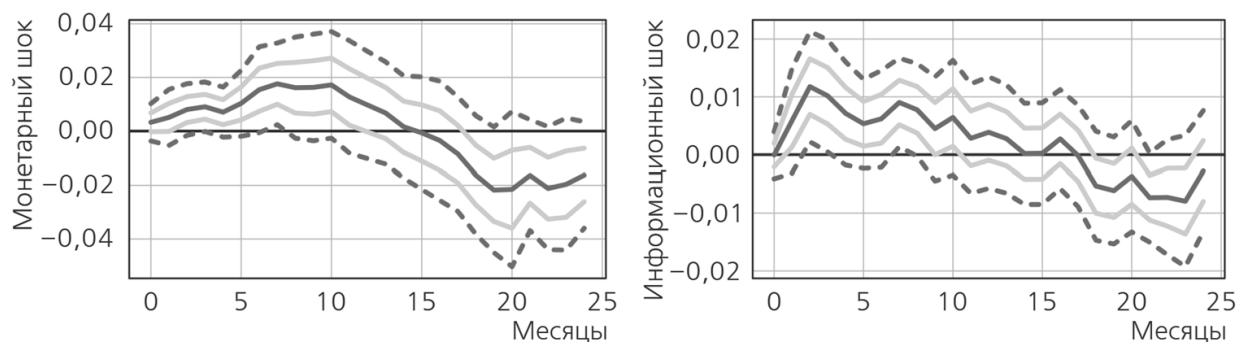
При этом наблюдается краткосрочное усиление экономической активности в ответ на шоки (Рисунок 13, б). В случае информационного шока, который связан с ожиданием

роста ключевой ставки через год, это объясняется стремлением рынка воспользоваться относительно более дешевыми кредитами до ожидаемого ужесточения ДКП.

а) индекса Московской Биржи в течение 24 месяцев



б) логарифма индекса промышленного производства в течение 24 месяцев



в) логарифма индекса потребительских цен в течение 24 месяцев

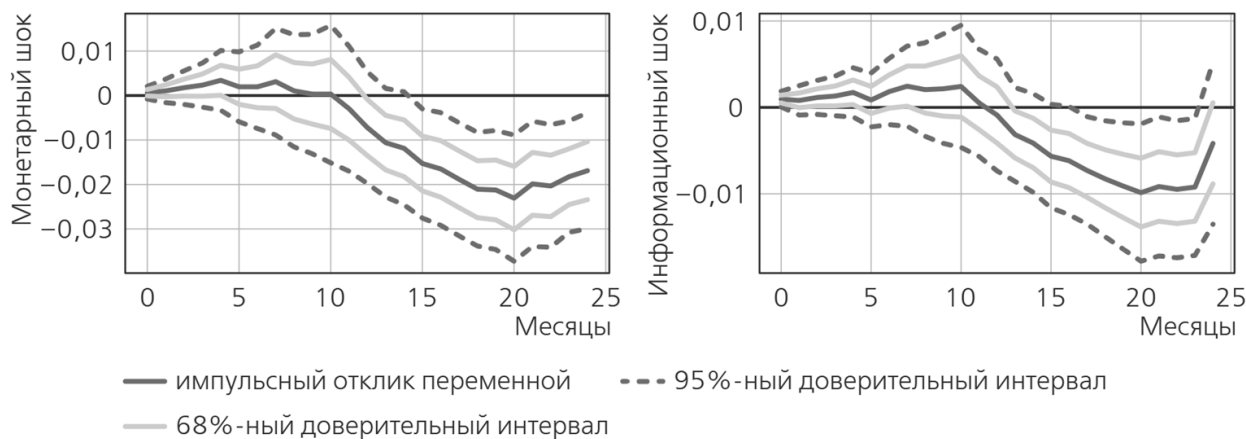


Рисунок 13 – Локальные проекции: импульсные отклики макроэкономических переменных на периоде с февраля 2015 г. по февраль 2022 г.

Примечание: пунктирными линиями черного цвета обозначены 95%-ные доверительные интервалы и сплошными линиями серого цвета 68%-ные доверительные интервалы.

Источник: составлено автором.

Оценка монетарного шока, по нашему предположению, оказывается зашумленной: шок, приводящий к росту процентных ставок, ускоряет производство в течение года. На это указывает отсутствие значимого падения фондового индекса в ответ на рост процентной ставки (Рисунок 13, а). Объяснение этого может состоять в том, что резкий рост ключевой ставки сопровождался явным или неявным сигналом ЦБ о будущем снижении процентной ставки (например, декабрь 2014 г. и февраль 2022 г.). В частности, это может быть связано с тем, что мы не учитываем те решения, за которыми следовали изменения курса ДКП (резкие повышения ключевой ставки на внеочередных заседаниях, после которых следовало её снижение), поэтому в рамках модели затруднительно отделить монетарный шок от информационного. С другой стороны, ЦБ может некоторое время держать ставку на прежнем уровне, сопровождая решение сигналом об отсутствии аргументов в пользу её снижения (так было, например, в 2020 году). То есть существует два типа информационных шоков, которые, скорее всего, не коррелированы. Тем не менее, на горизонте двух лет оба оцененных шока, монетарный и информационный, приводят к снижению экономической активности.

Также в уравнение (77) были добавлены экзогенные переменные, такие как изменение цены нефти Brent, а также изменение индекса VIX в день пресс-релиза, что существенно не сказалось на полученных результатах и выводах.

Далее мы приводим итоги проверки результатов на устойчивость. Во-первых, для оценки устойчивости полученных результатов к изменению выборки мы модифицируем модель (62) в разных аспектах. В одной спецификации используем в качестве $\Delta i_{1,\tau_1}$ изменения доходности ОФЗ со сроком погашения два года, а в качестве $\Delta i_{n,\tau_1}$ – данные по индикативной ставке ROISfix на горизонте одного, двух, трех месяцев.

Иллюстрация коэффициентов β и θ в зависимости от срочности представлена на Рисунке 14. По аналогии с прошлыми результатами моделирования (см. Рисунок 11) мы также нормируем коэффициенты, полученные из уравнений для дневных изменений доходности ОФЗ, чтобы получить сопоставимые оценки реакции кривой доходности.

Можно заметить, что форма реакции процентных ставок на шок ДКП также не является строго монотонной, что согласуется со спецификацией, когда мы нормировали информационный шок по 3-летней ставке. Форма реакции процентных ставок на информационный шок оказывается более гладкой, чем в базовой спецификации.

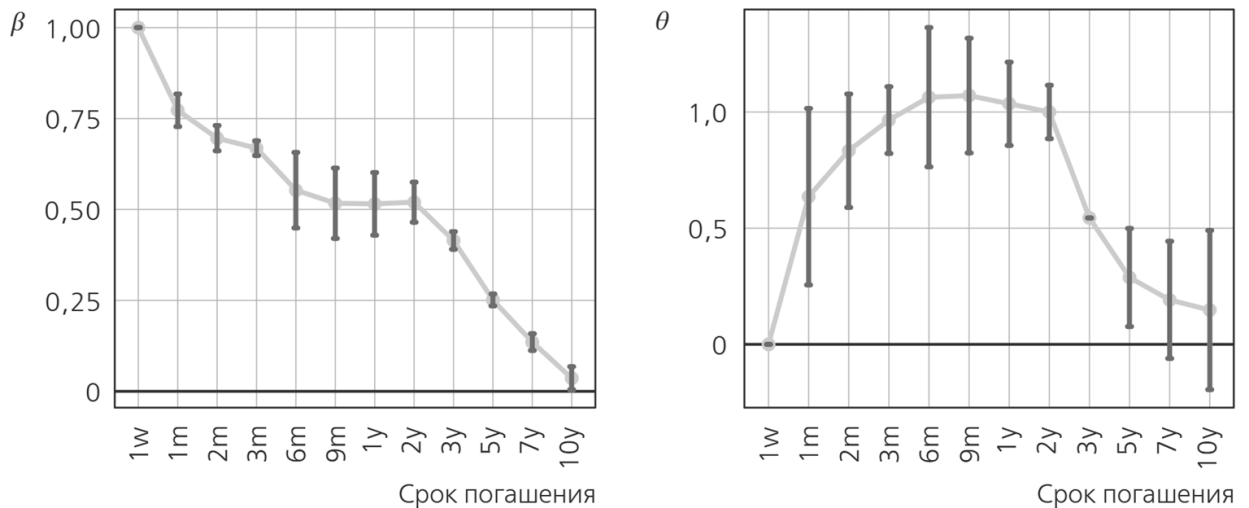


Рисунок 14 – Оценки коэффициентов β и θ из модели (62) в зависимости от срочности в альтернативной спецификации

Примечание: оценки коэффициентов обозначены точками и соединены сплошной линией для наглядности, с помощью вертикальных отрезков обозначены 95% доверительные интервалы.

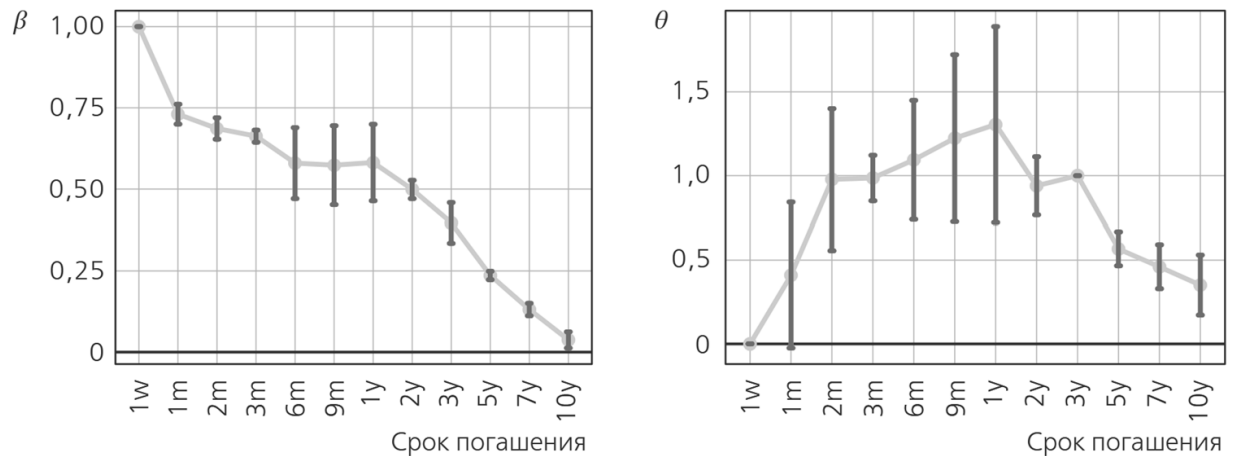
Источник: составлено автором.

Помимо этого, мы изменяем данные, используя более широкое окно: вместо наблюдения для дня $t - 1$ наблюдение для $t - 2$, $t - 3$ (дней «недели тишины»). На Рисунке 15 можно видеть оценки коэффициентов β и θ из модели (62) в зависимости от срочности после модификации набора данных. Выводы, сделанные к основным оценкам модели, остаются верными.

Также мы проводим плацебо-тесты, в которых предполагаем, что пресс-релиз опубликован днем ранее, чем это произошло на самом деле. То есть используются только наблюдения за периоды, предшествующие дню пресс-релиза, например, изменения ставок для $t - 1$ и $t - 2$. Параметр λ_m оказывается статистически значимо отличным от нуля лишь для отдельных срочностей, а параметр λ_f – статистически значимым, но отрицательным, что говорит о немонетарной природе информационного шока.

Таким образом, результаты оказываются достаточно устойчивыми к изменению спецификации модели и набора переменных, используемых в моделировании. Стоит отметить, что при исключении части наблюдений, принимающих наибольшие и наименьшие значения (20% от выборки), коэффициенты $\hat{\lambda}_m$ и $\hat{\lambda}_f$ остаются статистически значимыми и положительными.

а) данные: дневные изменения ставок в день пресс-релиза t и за 2 дня до пресс-релиза $t - 2$



б) данные: дневные изменения ставок в день пресс-релиза t и за 3 дня до пресс-релиза $t - 3$

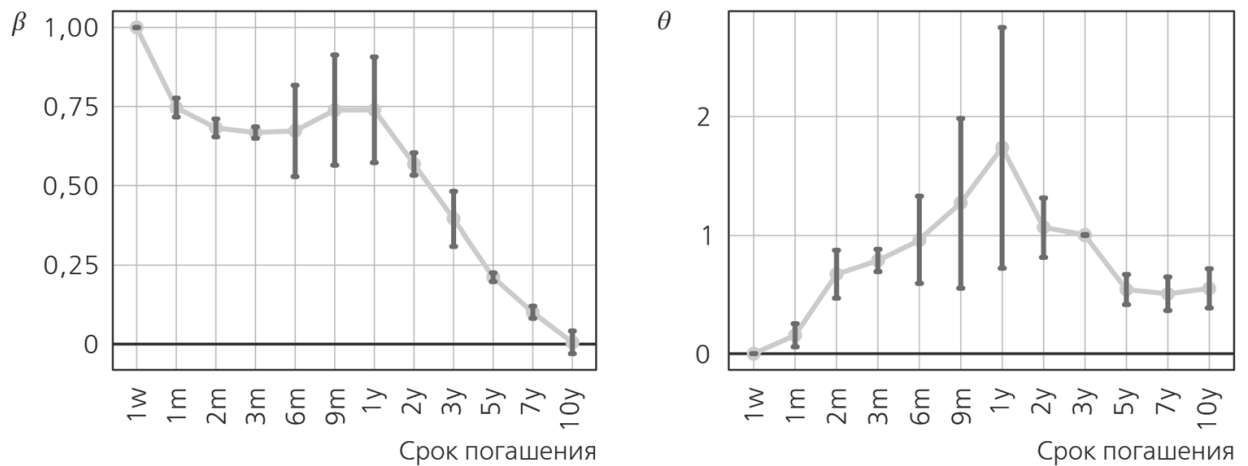


Рисунок 15 – Оценки коэффициентов β и θ из модели (62) в зависимости от срочности на данных в альтернативных окнах

Примечание: оценки коэффициентов обозначены точками и соединены сплошной линией для наглядности, с помощью вертикальных отрезков обозначены 95% доверительные интервалы.

Источник: составлено автором.

Результаты оценки модели показывают, что вывод о многомерности ДКП устойчив к изменению способа идентификации монетарных шоков. В исследовании показано, что на кривую доходности влияют несколько шоков – кратчайшей и ожидаемых в будущем процентных ставок. В основу моделирования положена идея разложения неожиданного изменения процентной ставки на шок ключевой ставки и шок траектории, апробированная в других российских работах [Abramov et al, 2022; Евстигнеева и др., 2022]. Отличительной особенностью является принципиально другой метод оценки, не

предполагающий коррелированность оцениваемых факторов ДКП исходя из постановки задачи.

В отличие от существующих работ, оценивающих информационный шок, мы обнаруживаем, что влияние информационного шока оказывается наиболее сильным для срочности до 1 года (против 3 лет в работе [Abramov et al, 2022]). Это может быть связано с тем, что мы используем модели на других данных: мы намеренно отказываемся от использования данных по непроцентным инструментам, таким как фьючерсы на валютную пару, фондовый индекс, поскольку они содержат ожидания относительно переменных, отличных от процентных ставок. При этом мы отмечаем, что длина горизонта проведения ДКП, как и в прежних научных работах, является важным для инвесторов сроком, о чем говорит немонотонная форма реакции в ответ на выявленные шоки, обнаруженная во многих спецификациях.

Информационный шок приводит к росту номинальных процентных ставок, снижению фондового индекса, укреплению курса рубля и сдерживанию роста инфляции на периоде 2015-2021 гг. В отличие от регулирования ключевой ставки, сигналы ЦБ приводят к мгновенному изменению финансовых переменных (курс валюты, фондовый индекс и долгосрочна ставка).

Полученные результаты могут свидетельствовать о наличии проблемы информационных эффектов. Монетарный шок, приводящий к увеличению процентных ставок, временно усиливает экономическую активность. Аналогичный эффект наблюдается для информационного шока. Несмотря на обнаруженный эффект «перегрева» экономики в ответ на рост текущей/ожидаемой ставки, мы получаем эмпирические свидетельства в пользу результативности политики с точки зрения цели Центрального банка о стабилизации инфляции. Реакция инфляции в ответ на шоки ДКП на периоде 2015-2021 гг. происходит примерно через 3-4 квартала после принятия решения, что согласуется с существующими оценками эффектов ДКП Банка России.

В исследовании [Bu et al, 2021] показано, что информационные эффекты не являются проблемой в случае идентификации шоков ДКП на основе учета гетероскедастичности. Информационные шоки, которые влияют на долгосрочные и краткосрочные процентные ставки, $\rho_{L,t}$ и $\rho_{S,t}$ соответственно, ортогональны. Авторы работы обосновывают эту предпосылку тем, что существуют разные каналы влияния на ставки разных срочностей. В частности, канал неопределенности денежно-кредитной трансмиссии в долгосрочные ставки объясняет независимые изменения в правой части кривой доходности (в 5-летних и

10-летних процентных ставках). Дело в том, что Центральный банк также передает информацию о потенциальных рисках и об экономической неопределенности. Эти заявления увеличивают премию за срочность и, следовательно, долгосрочные процентные ставки. Авторы показывают, что канал неопределенности объясняет значительную часть реакции долгосрочных ставок на публикации отчетов Банка Англии об инфляции.

Тем не менее, сравнение оценок с помощью двух способов идентификации шоков ДКП (см. Рисунок 16) позволяет говорить о несущественности исключаящего ограничения в объяснении эффектов, компенсирующих последствия регулирования ключевой ставки.

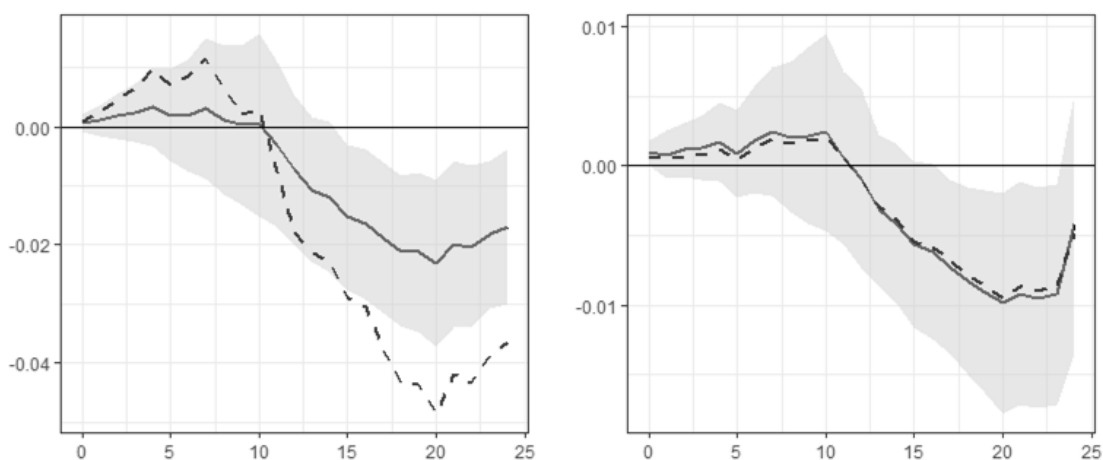


Рисунок 16 – Медианные импульсные отклики инфляции в ответ на шоки ДКП, монетарного (слева) и информационного (справа), оцененные с помощью предложенного подхода [Банникова, 2024] (сплошная линия), и в ответ на шоки ДКП, оцененные как в работе [Gurkaynak et al, 2005]

Примечание: По горизонтали отмечено число месяцев, по вертикали – изменение инфляции в п.п. в ответ на шок процентной ставки в +25 б.п. Заливкой обозначены 90%-ые доверительные интервалы для медианных откликов в модели [Банникова, 2024], соответственно.

Источник: составлено автором по материалам [Банникова, 2024].

На Рисунке 16 медианный отклик инфляции в ответ на шок ДКП при условии нереалистичной предпосылки исключаящего ограничения, будучи статистически значимым в отрицательной области, оказывается сильнее, чем в ответ на шок ДКП в условиях отказа от этой предпосылки.

Таким образом, по представленным расчетам, нельзя сделать вывод о том, что дневная частота данных, используемых в моделировании вместо внутрисуточных, является причиной наблюдаемой ценовой загадки. Это вызывает необходимость моделирования информационных эффектов.

В случае предложенного нами подхода нельзя утверждать об устойчивости полученных результатов к проблеме информационных эффектов. Во-первых, система содержит три уравнения, среди которых для большинства n содержатся кратко- и среднесрочные процентные ставки. Во-вторых, в одной системе содержатся изменения близких по срочности ставок, например, трехлетней и двухлетней, на которые, вероятно, влияют одна и та же информация ЦБ. По этой причине в следующих разделах мы обратимся к оценке информационных эффектов.

3.3. Перспективы учета информационных эффектов в высокочастотной идентификации: эмпирические факты

Из раздела 1.4 следует, что наличие информационных эффектов, связанных с асимметрией информации между рынком и ЦБ, ведет к получению зашумленных оценок шоков ДКП и некорректной оценке последствий политики центральных банков. С другой стороны, в главе 2 установлено, что предпосылка об исключаящем ограничении не является выполнимой на дневных российских финансовых данных. Согласно сделанному ранее предположению, это может быть связано с многоаспектностью воздействия информационной политики ЦБ на рыночные ожидания. Поэтому в настоящем разделе 3.3 мы обращаемся к вопросу о перспективах учета эффекта информации на внутридневных данных.

Кратко напомним суть информационных эффектов. Когда центральный банк повышает ключевую ставку, он руководствуется аргументом об избыточном росте спроса, приводящем к ускорению роста уровня цен. Если ЦБ действует по правилу, известному участникам рынка, то наблюдается рост рыночных процентных ставок, аналитики, трейдеры пересматривают прогнозы по безработице в сторону повышения и понижают прогнозы относительно экономической активности. Тогда в условиях полной информации монетарный сюрприз отсутствует. Если же сообщение ЦБ о росте спроса более оптимистично, чем ожидал рынок, то так же растут ставки в экономике, а участники рынка, например, следуя за прогнозами регулятора, улучшают прогнозы относительно роста экономики. Возникший монетарный сюрприз объясняется асимметрией информации между рынком и ЦБ. Иными словами, повышение ключевой ставки может быть для рынка сигналом как намерения регулятора ужесточить ДКП и стабилизировать инфляцию, так и более сильного «перегрева» экономики, чем представлялось ранее.

В частности, рынок может воспринимать рост ключевой ставки по-разному: 1) ЦБ реагирует на спрос и рынок воспринимает изменение в ДКП как сигнал об ужесточении ДКП; 2) ЦБ реагирует на шок спроса сильнее или слабее, чем рынок, т.е. изменение рыночных ставок отражает асимметрию информации относительно функции реакции регулятора. Таким образом, рост процентных ставок может происходить по разным причинам – из-за действий ЦБ и воспринимаемого рынком сигнала о будущем состоянии экономики. Если рост ключевой ставки является неожиданным для участников рынка, и они недооценивают проинфляционные риски, то в условиях роста процентных ставок рынок пересматривает инфляционные ожидания вверх, т.е. имеет место эффект информации.

Однако стоит отметить, что рост процентных ставок может наблюдаться независимо от действий ЦБ: с этой целью мы используем узкое событийное окно для идентификации изменений в экономической динамике, вызванных новостями в области ДКП. В качестве индикатора пересмотра ожиданий рынка относительно роста экономики можно обратиться к изменению фондового индекса, прогнозам аналитиков по росту ВВП, инфляции.

Стоит отметить, что не любая асимметрия информации между регулятором и рынком приводит к одновременному росту процентных ставок и инфляционных ожиданий. Пример решения Банка России в декабре 2024 г. показывает, что ЦБ и участники финансового рынка могут по-разному реагировать на одни и те же факторы. К заседанию ЦБ у отдельных участников рынка были предварительные данные, собственные оценки жесткости финансовых условий, а также этим участникам заранее были известны меры ЦБ для достижения финансовой стабильности. Тем не менее, рынок недооценил их влияние на решение ЦБ, оказавшееся сюрпризом для участников экономических отношений. В случае недооценки рынком влияния этих факторов на решение по ДКП, после публикации пресс-релиза по ключевой ставке рынок пересмотрит инфляционные ожидания вниз, а процентные ставки вверх. Нас интересует лишь такие ситуации (т.н. информационные эффекты), когда информационная политика приводит к нежелательным последствиям для динамики инфляционных ожиданий, отличным от тех, которые предсказывает экономическая теория для традиционной монетарной политики (т.е. регулирования ключевой ставки).

Таким образом, когда мнения ЦБ и частного сектора существенно расходятся, ДКП, в том числе информационная политика ЦБ, оказывает двойной эффект на процентные ставки и инфляционные ожидания. Прямой эффект, т.е. сдерживающие последствия для экономики от ужесточения ДКП, должен преобладать, иначе ДКП действовала бы систематически вопреки своим целям. Однако информационный эффект может ослаблять последствия регулирования ключевой ставки, поэтому важно своевременно выявлять периоды усиления информационных эффектов.

Следуя [Jarociński, Karadi, 2020], мы анализируем со-направленность изменения процентных ставок и изменения фондового индекса ММВБ (см. Рисунок 17). Для этого мы оцениваем изменения процентных свопов сроком 3 месяца в окне дня публикации пресс-релиза Банка России, поскольку такой срочности достаточно, чтобы учесть ожидания относительно фактического установления ставки и краткосрочные сигналы ЦБ относительно курса ДКП в будущем и макроэкономических перспектив.

Цены на акции и процентные ставки (ROISfix и ОФЗ) изменяются в окне вокруг заявления по ключевой ставке со-направленно в 32,5 и 49,6% случаев соответственно. Если обратиться к индикатору инфляционных ожиданий, например, показателю, предложенному в методологическом комментарии Банка России [Андреев, Орлов, 2021], то получим значения 53,4 и 69,0%, соответственно. Таким образом, примерно в половине случаев цены на акции/инфляционные ожидания и процентные ставки одновременно растут или падают. Этот эмпирический факт свидетельствует в пользу наличия информационных эффектов, поскольку новость об ужесточении ДКП приводит к падению фондового индекса, а также инфляционных ожиданий.

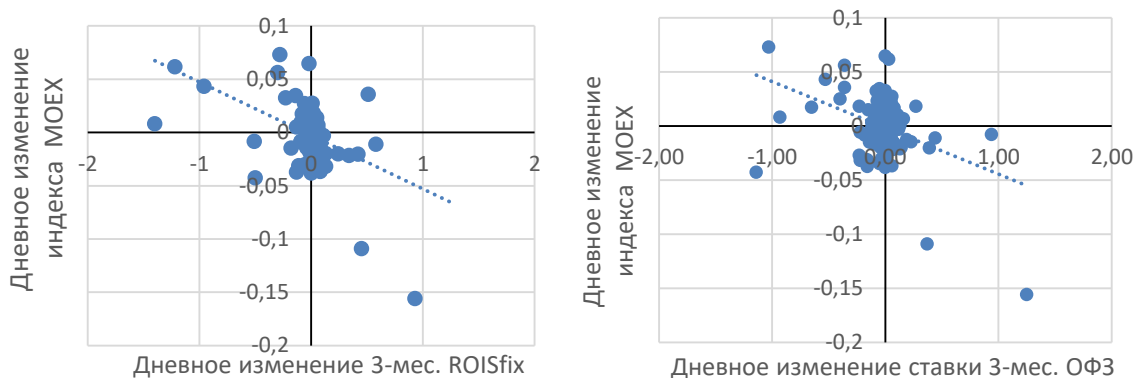


Рисунок 17 – Диаграммы рассеяния изменений процентной ставки со сроком 3 месяца и изменений индекса ММВБ в день пресс-релиза ЦБ по ключевой ставке

Источник: составлено автором.

В случае российского финансового рынка исследователь ограничен в использовании процентных фьючерсов [Пестова, Ростова, 2020]: обращающиеся на Московской бирже фьючерсы на различные межбанковские процентные ставки низколиквидны; частота торговых операций по ним не позволяет получить высокочастотный внешний инструмент для монетарных шоков.

Как было показано в предыдущих главах, предпосылка об исключаящем ограничении является невыполнимой на практике. На дневных данных, в отличие от внутридневных, предпосылка об исключаящем ограничении является более нереалистичной: за день происходит гораздо больше событий и новостей, чем за 30-минутный интервал. Поэтому далее в третьей главе мы преимущественно будем использовать внутридневные данные по валютному фьючерсу, которые также использовались российскими исследователями, тем не менее, не применялись в контексте изучения последствий информационной политики ЦБ.

В работе [Tishin, 2019] используются данные о котировках трехмесячных валютных фьючерсов на пару USD/RUB, в частности, одним из инструментов является относительное изменение фьючерсных цен в 30-минутном «окне»:

$$S_t = \frac{p_{t,\tau+20} - p_{t,\tau-10}}{p_{t,\tau-10}}. \quad (78)$$

Прочие инструменты, использованные в работе Тишин (2019), рассчитаны по дневным данным, что затрудняет обоснование независимости оценки монетарного шока по отношению к прочим шокам, поскольку в течение дня другие новости, отличные от публикации пресс-релиза по ключевой ставке, могли воздействовать на рыночные ожидания.

В работе [Банникова, Пестова, 2021], в отличие от работы Тишина (2019), предложено использовать для внешних инструментов только поминутные данные, а также новую инструментальную переменную изменений ожидаемой процентной ставки, построенную на данных по валютным фьючерсам и спот-курсах. Для этого применяется расчет на основе формулы непокрытого паритета процентных ставок (uncovered interest parity).

$$\left(\frac{E_{t,\tau+20}[S_{t+T}]}{S_{t,\tau+20}} - \frac{E_{t,\tau-10}[S_{t+T}]}{S_{t,\tau-10}} \right) \cdot \frac{365}{T} = i_{t,\tau+20}^{RUB} - i_{t,\tau-10}^{RUB} \quad (79)$$

Здесь S_t – обратный спот-курс национальной валюты, $E_t[S_{t+T}]$ – ожидаемый фьючерсный курс национальной валюты через T дней с момента t , i_{RUB} – рублевая ставка, r_{USD} – долларовая ставка, T – число дней до момента исполнения фьючерсного контракта. Записанное равенство означает, что в равновесии процентная ставка по внутреннему (рублевому) активу равна процентной ставке по зарубежному (долларовому) плюс ожидаемый темп роста обесценения внутренней валюты (рубля).

Во всех отмеченных выше работах [Банникова, Пестова, 2021] ряды переменных (78) и (79) использовались в качестве внешних инструментальных переменных для монетарного шока в модели структурной авторегрессии (в SVAR-модели).

Структурная форма SVAR-модели имеет следующий вид:

$$Y_t = MY_t + LY_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (80)$$

где $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t} \dots \varepsilon_{nt})'$ – структурные остатки модели с диагональной ковариационной матрицей $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D = \text{diag}(\sigma_1^2, \dots, \sigma_n^2)$, $Y_t = (Y_{1t} \dots Y_{nt})'$ – вектор эндогенных переменных, а M и L – матрицы коэффициентов. Без ограничения общности,

можно предположить, что ε_{1t} – это шок ДКП. Далее для оценки методом наименьших квадратов перейдем к сокращенной форме SVAR-модели:

$$Y_t = AY_{t-1} + u_t, \quad (81)$$

где u_t – остатки модели в сокращенной форме (инновации) с ковариационной матрицей $\sum_{uu'} = E(u_t u_t') = E(B\varepsilon_t \varepsilon_t' B') = BDB'$, Y_t – вектор эндогенных переменных, $A = (I - M)^{-1}L$ – матрица коэффициентов. Инновации u_t – это линейные комбинации истинных структурных шоков ε_t :

$$u_t = B\varepsilon_t, \quad (82)$$

что можно записать в матричной форме:

$$\begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{nt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & \cdots & b_{1n} \\ b_{21} & b_{22} & \cdots & b_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{n1} & b_{n2} & \cdots & b_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{pmatrix}. \quad (83)$$

Для простоты введем обозначения для элементов столбцов u_t и ε_t , а также матрицы B и перепишем (83) в новых обозначениях:

$$\begin{pmatrix} u_{1t} \\ \bar{u}_{nt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & B_{12} \\ B_{21} & B_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \bar{\varepsilon}_{nt} \end{pmatrix}. \quad (84)$$

Например, $u_{1t} = b_{11}\varepsilon_{1t} + B_{12}\varepsilon_{nt}$. Таким образом, чтобы получить оценки коэффициентов влияния монетарного шока на экономические переменные, надо максимально точно оценить первый столбец матрицы B , т.е. элементы b_{11} и B_{21} .

Для идентификации шока ДКП ε_{1t} используется метод внешних инструментальных переменных Z_t , обладающих следующими свойствами:

$$E[\varepsilon_{1t} Z_t'] \neq 0, \quad (85)$$

$$E[\varepsilon_{kt} Z_t'] = 0 \quad k = 2, \dots, n \quad (86)$$

$$E(Z_t) = 0. \quad (87)$$

Иными словами, внешние инструменты Z_t коррелируют с монетарным шоком (ε_{1t}) и ортогональны к остальным (т.е. немонетарным) структурным шокам (элементы вектора $\bar{\varepsilon}_{nt}$).

Таким образом, для нахождения элементов матрицы B надо воспользоваться двухшаговым методом наименьших квадратов и оценить:

а) регрессию первого шага:

$$u_{1t} = \beta_1 z_t + error_{1t}, \text{ где } E(error_{1t} z_t) = 0, \text{ т.е.} \quad (88)$$

$$\beta_1 = \frac{\alpha}{\sigma_z^2} b_{11}, \text{ или } b_{11} \propto \beta_1; \quad (89)$$

б) регрессию второго шага:

$$u_{kt} = \beta_2 Proj(u_{1t}|z_t) + error_{2t}, \quad (90)$$

$$\beta_2 = E(z_t u_{1t})^{-1} E(z_t u_{kt}) = (b_{11}\alpha)^{-1} b_{k1}\alpha = \frac{b_{k1}}{b_{11}}. \quad (91)$$

Важным условием использования внешних инструментов является независимость используемого инструмента и немонетарных структурных шоков. Сложность заключается в отсутствии наблюдаемых структурных шоков. Для этого мы воспользуемся тем, что остатки в сокращенной форме являются линейной комбинацией структурных шоков, и проведем тест Саргана, вслед за [Cesa-Bianchi, Thwaites, Vicondoa, 2020].

Мы не наблюдаем структурные шоки, но можно использовать разложение u_t^X в виде линейной комбинации u_{1t} и ε_t^X , воспользовавшись (14):

$$u_{nt} = B_{21}B_{11}^{-1}u_{1t} + \underbrace{(B_{22} - B_{21}B_{11}^{-1}B_{12})}_{V_t}\varepsilon_{nt}. \quad (92)$$

Для проверки условия $E[Z_t \varepsilon_{nt}] \neq 0$ воспользуемся тестом Саргана, т.е. проверим условие $E[V_t Z_t'] \neq 0$. Остатки сокращенной формы (инновации) u_{nt} и u_{1t} получены с помощью оценок спецификации малой открытой экономики [Банникова, Пестова, 2021]. Результаты теста для периода с 2010 по 2019 гг. приведены в Таблице 19. Для всех немонетарных инноваций u_{nt} Р-значение больше 0.1, что говорит о том, что гипотеза об эндогенности инструментов (по отношению к немонетарной информации) не подтверждается. Результаты тестирования на подвыборках приведены в Таблицах 20-22).

Таблица 19 – Тестирование экзогенности инструментов для полного периода

	Остатки сокращенной формы							
	<i>CPI</i>	<i>IP</i>	<i>Credit Spread</i>	<i>Mortgage Spread</i>	<i>NEER</i>	<i>Total Real Credit</i>	<i>Index MOEX</i>	<i>Real TB</i>
Ж-статистика	1.730	0.562	0.488	0.618	0.821	2.323	2.560	0.266
Р-значение	0.188	0.454	0.485	0.432	0.365	0.128	0.110	0.606

Примечание: обозначения для инноваций, полученных из разных уравнений следующие: *CPI* – индекс потребительских цен, *IP* – индекс промышленного производства, *Credit Spread* – кредитный спред, *Mortgage Spread* – ипотечный спред, *NEER* – номинальный валютный курс, *Total Real Credit* – объемы кредитования в реальном выражении, *Index MOEX* – индекс Мосбиржи, *Real TB* – торговый баланс в реальном выражении.

Источник: расчеты автора.

Таблица 20 – Оценка экзогенности инструментов для периода с января 2010 по июнь 2014

	Остатки сокращенной формы							
	<i>CPI</i>	<i>IP</i>	<i>Credit Spread</i>	<i>Mortgage Spread</i>	<i>NEER</i>	<i>Total Real Credit</i>	<i>Index MOEX</i>	<i>Real TB</i>
Ж-статистика	0.571	0.240	0.065	0.542	2.064	0.106	1.327	0.084
Р-значение	0.450	0.624	0.799	0.462	0.151	0.745	0.249	0.771

Примечание: обозначения те же, что для Таблицы 19.

Источник: расчеты автора.

Таблица 21 – Оценка экзогенности инструментов для периода с января 2013 по июнь 2017

	Остатки сокращенной формы							
	<i>CPI</i>	<i>IP</i>	<i>Credit Spread</i>	<i>Mortgage Spread</i>	<i>NEER</i>	<i>Total Real Credit</i>	<i>Index MOEX</i>	<i>Real TB</i>
<i>J-статистика</i>	0.448	0.642	2.112	0.453	0.755	1.490	0.297	0.818
<i>P-значение</i>	0.503	0.423	0.146	0.501	0.385	0.222	0.586	0.366

Примечание: обозначения те же, что для Таблицы 19.

Источник: расчеты автора.

Таблица 22 – Оценка экзогенности инструментов для периода с июля 2015 по декабрь 2019

	Остатки сокращенной формы							
	<i>CPI</i>	<i>IP</i>	<i>Credit Spread</i>	<i>Mortgage Spread</i>	<i>NEER</i>	<i>Total Real Credit</i>	<i>Index MOEX</i>	<i>Real TB</i>
<i>J-статистика</i>	0.076	0.010	0.097	0.031	0.012	0.117	1.020	0.153
<i>P-значение</i>	0.783	0.921	0.755	0.860	0.914	0.732	0.313	0.696

Примечание: обозначения те же, что для Таблицы 19.

Источник: расчеты автора.

Таким образом, мы можем утверждать, что оцененный шок не имеет отношения к другим немонетарным шокам, таким как шок кредитного спреда или шок валютного курса, и следовательно, причина «загадки цен» состоит, скорее всего, не в том, что применяемого метода недостаточно, чтобы отделить неожиданные изменения в ДКП от других немонетарных шоков.

К аналогичному выводу пришли авторы работы [Seleznev, Tishin, 2022], только применяя инструментарий DSGE- и SVAR-моделей: ценовая загадка может быть вызвана некоторыми монетарными сюрпризами (т.е. связана с конкретными эпизодами в истории денежно-кредитной политики, с особенностями распределения шока ключевой ставки), при этом другие (немонетарные) шоки оказывают меньшее влияние на денежно-кредитную трансмиссию.

В работе [Банникова, Пестова, 2021] показано, что последствия этого шока в среднем согласуются с представлениями об эффектах ДКП [Могилат, 2017]: в частности, ужесточение монетарной политики сдерживает экономическую активность и рост уровня цен, результаты подтверждают работоспособность таких каналов ДКТ, как процентного, валютного, балансового и банковского кредитования. С учетом специфики идентификации монетарного шока, а также проведенных тестов Саргана подобные

наблюдения позволяет интерпретировать действие шока как последствия ДКП. На основе расчетов в скользящем окне также сделан вывод о том, что «загадка цен», возникающая в результатах оценок на периоде 2011-2019 гг., связана с периодом, включающим декабрь 2014, когда ключевая ставка была поднята до 17%, что не противоречит [Seleznev, Tishin, 2022].

В предыдущем разделе расчеты на российских высокочастотных данных не позволили подтвердить гипотезу о связи «загадки цен» с некорректностью предпосылки об исключаящем ограничении. В следующем разделе мы обратимся к проблеме информационных эффектов на внутридневных данных, связанной с асимметрией информации между ЦБ и остальными участниками экономических отношений относительно факторов решения по ДКП.

3.4. Моделирование информационных эффектов на внутридневных данных

В разделе 3.3 были получены оценки монетарного шока, которые порождают на российских данных загадки цен и выпуска. В связи с этим возникают вопросы об интерпретации этих результатов и, следовательно, о необходимости модификации предложенного подхода. В этом разделе мы предполагаем, что причиной контринтуитивных откликов экономических переменных служит недооценка информационных эффектов в моделировании монетарного шока. Для учета последних мы воспользуемся фактом, выявленным в разделе 3.3: в целом, не наблюдается четкой однонаправленной отрицательной связи между фондовым индексом и неожиданными изменениями в рыночных ставках в дни решений по ДКП. Ограничение на знаки дневных изменений фондового индекса и процентной ставки, а также анализ откликов экономических переменных в ответ на оцененные шоки позволит детальнее понять характер восприятия рынком информации ЦБ и выявить множество шоков, что необходимо для более точной идентификации эффектов информационной политики ЦБ.

Как было отмечено в предыдущих разделах главы 3, неожиданное изменение рыночной процентной ставки может быть вызвано разными аспектами ДКП: изменением ключевой ставки или сообщением регулятора об экономических прогнозах. Тем не менее, идентификации непредвиденного изменения процентной ставки и учета двухмерности ДКП недостаточно для учета информационных эффектов.

Реакция кривой доходности и других экономических переменных на шоки определяется причиной, по которой ЦБ, так или иначе, изменил ключевую ставку. Рост процентной ставки может быть воспринят рынками, как минимум, двояко, свидетельствуя: 1) об ожидаемом ускорении инфляции либо 2) о смещении предпочтений регулятора в сторону более стабильной инфляции. В первом случае ожидаемые процентные ставки поднимутся, во втором – рост будет наблюдаться только для краткосрочных ставок, в то время как долгосрочные ставки, напротив, могут упасть.

Из научной литературы известно, что использование факта со-направленности фондового индекса и рыночной процентной ставки в день пресс-релиза для идентификации шоков ДКП может позволить решить проблему загадки цен или выпуска. Возможны как минимум две причины зашумленности оценок монетарного шока, что может приводить к появлению артефактов в эконометрических результатах. Во-первых, это сигнальные эффекты изменения ключевой ставки. Исследование [Melosi, 2017] показывает, что ключевая ставка предоставляет рынкам избыточную информацию относительно макроэкономической ситуации. Если более высокая процентная ставка

интерпретирована как реакция центрального банка на инфляционные немонетарные шоки, то повышение регулируемой ставки заставляет рынки ожидать более высокий уровень инфляции, ожидаемая и фактическая инфляция растет. Во-вторых, это сигналы ЦБ о будущем изменении ДКП независимо от изменения ключевой ставки. [Jarocinski, Karadi, 2020] утверждают, что со-направленность фондового индекса и рыночной процентной ставки в день пресс-релиза связана с информацией ЦБ, сопровождающей решение (например, сообщение о дезинфляционных рисках вместе со снижением ключевой ставки). Таким образом, появляющиеся в моделировании загадки цен и производства (рост инфляции и экономической активности в ответ на рост процентной ставки) могут быть следствием недооценки информационных эффектов ДКП.

Далее мы проводим декомпозицию различных рядов высокочастотных данных (1-недельного индекса ROISfix, 3-месячного индекса ОФЗ, валютных фьючерсов USD/RUB и внутридневных данных по валютным фьючерсам в окнах пресс-релизов) для идентификации монетарных сюрпризов, а также информационной компоненты.

Мы используем метод структурной векторной авторегрессии (SVAR) с ограничениями на знаки и монотонность для анализа информационного содержания заявлений Банка России, т. е. выяснения того, как разная информация ЦБ влияет на формирование ожиданий экономическими агентами. Этот подход похож на использованный в работе [Cieslak, Schrimpf, 2019], за исключением набора ограничений, налагаемых на элементы матрицы воздействия. Мы предполагаем, что существует 3 структурных шока $\varepsilon_t = \{\varepsilon_t^{(1)}, \varepsilon_t^{(2)}, \varepsilon_t^{(3)}\}$, которые определяют изменение высокочастотных данных в окне заявления ЦБ, а именно изменение процентных ставок различных сроков погашения (3 и 6 месяцев), цен на акции (индекс ММВБ). Последние мы обозначили как $Y_t = \{\Delta i_t^{sr}, \Delta i_t^{lr}, \Delta stocks_t\}$.

Выбор инструментов именно с такими сроками погашения обусловлен тем фактом, что у нас есть доступ к внутридневным данным для 3-месячных, 6-месячных, 9-месячных и 12-месячных валютных фьючерсов, первые два из которых предпочтительнее из-за проблем с ликвидностью [Tishin, 2019]. Для индексов ROISfix и OFZ имеется более широкий выбор, в том числе 3- и 6-месячные индексы процентных ставок. В рамках единой схемы идентификации мы оцениваем шоки ДКП и проводим историческую декомпозицию, чтобы оценить вклад каждого структурного шока в изменения высокочастотных данных с различными характеристиками за короткий период, связанный с заявлением ЦБ. Единый метод позволяет сравнить разные виды данных и сделать содержательные выводы об их относительной пригодности к оценке шоков ДКП.

Однако представленный подход не лишен некоторых ограничений. В частности, 3-месячные и 6-месячные процентные ставки довольно схожи по динамике, и 3 месяца – это не самый короткий срок, который интересен для денежно-кредитной политики (операционный целевой показатель Банка России – 1-дневная рыночная процентная ставка). В период 2010–2022 гг. количество заседаний ЦБ варьировалось в пределах 2–4 за 3 месяца. Иными словами, 3-месячные процентные инструменты учитывают краткосрочные прогнозы, ожидания насчет ближайшего заседания ЦБ. Таким образом, часто используемое в российской литературе нулевое ограничение не совсем корректный подход для сравнения данных. Далее представлено описание ограничений на знаки и монотонность, которые в некоторой степени учитывают выше оговоренные особенности российских высокочастотных данных.

Монетарные шоки по определению не предсказуемы, значит, они не должны быть предсказуемы с помощью прошлых значений. Мы обращаемся к модели структурной авторегрессии:

$$AY_t = BY_{t-1} + w_t, \quad (93)$$

где w_t – остатки структурной формы, а A и B – это матрицы коэффициентов. Остатки структурной формы не коррелируют, а их ковариационная матрица является единичной:

$$\text{Var}(w_t) = E[w_t w_t'] = I. \quad (94)$$

Перейдем к записи в сокращенной форме, домножив $(AY_t = BY_{t-1} + w_t,$

(93) на A^{-1} :

$$Y_t = A^{-1}BY_{t-1} + A^{-1}w_t. \quad (95)$$

Тогда остатки сокращенной формы u_t связаны с w_t посредством матрицы A^{-1} :

$$u_t = A^{-1}w_t. \quad (96)$$

Ковариационная матрица остатков сокращенной формы $\text{Var}(u_t)$ симметричная и положительно определенная и далее имеет обозначение:

$$\text{Var}(u_t) = E[u_t u_t'] = \Sigma_u. \quad (97)$$

К этой ковариационной матрице Σ_u применимо разложение Холецкого:

$$\Sigma_u = E[u_t u_t'] = PP', \quad (98)$$

где P – нижнетреугольная матрица. Тогда u_t можно представить как $u_t = P\eta_t$, где $\text{Var}(\eta_t) = E[\eta_t \eta_t'] = I$, что не противоречит (98):

$$E[u_t u_t'] = E[P\eta_t (P\eta_t)'] = E[P\eta_t \eta_t' P'] = PE[\eta_t \eta_t']P' = PP'. \quad (99)$$

Несмотря на то, что разложение по Холецкому единственно, найдется такая ортогональная матрица Q (т.е. $QQ' = Q'Q = I$), что представление $u_t = P\eta_t$, где $\Sigma_\eta = I$, окажется неединственным:

$$u_t = PQQ'\eta_t = \tilde{A}w_t^*, \quad (100)$$

где w_t^* – решение, оценка структурного шока w_t , что ранее мы обозначили как вектор $\varepsilon_t^{(1)}, \varepsilon_t^{(2)}$ и $\varepsilon_t^{(3)}$.

Если матрица P нижнетреугольная, а матрица Q – ортонормальная, то представление $\tilde{A}w_t^*$ является QR-разложением, единственным для невырожденной матрицы u_t .

Поиск матрицы Q возможен несколькими способами: в частности, это ортогонализация Грама-Шмидта, использование матриц поворота Гивенса, преобразование Хаусхолдера [Stewart, 1980]. С точки зрения используемого метода, можно определить фреквентистский и байесовский подходы, примеры которых можно найти, соответственно, в работах [Baumeister, Hamilton, 2015] и [Ludvigson, Ma, Ng, 2021]. Последний из способов отличает баланс между вычислительной эффективностью и простотой реализации.

Генерируем матрицы Q по алгоритму [Rubio-Ramirez et al, 2010], в основе которого лежит преобразование Хаусхолдера. Проводим QR-декомпозицию для матрицы $X \sim \text{i.i.d. } N(0,1)$. Поскольку матрица R не нужна в моделировании, то можно преобразовать матрицу Q так, чтобы элементы диагонали матрицы R были положительны [Kilian, Lutkepohl, 2017, гл. 13, с. 419]. По теореме 9 [Rubio-Ramirez et al, 2010], матрица Q имеет равномерное распределение, что позволяет применить алгоритм к отбору ортогональных матриц, удовлетворяющих ограничениям на знаки.

Отбор матриц $\tilde{A}^{-1} = PQ'$ происходит на основе критерия удовлетворения ограничениям на знаки и монотонность. Если полученная матрица A^{-1} не удовлетворяет ограничениям на знаки и ограничениям на монотонность, переходим к новой матрице, иначе – сохраняем значение матрицы. Такая статистика, как среднее значение или медиана шоков $w_t^*(Q_i)$ для $Q_i \in \mathcal{R}$, как правило, имеет нечеткую структурную интерпретацию. Следуя подходу [Fry, Pagan, 2005; 2011] можно отбирать только такие решения θ^{MT} , для которого мгновенная реакция на структурные шоки наиболее близка к медианной реакции, т.е.

$$\begin{aligned} \forall Q_i \in \mathcal{R} \theta_i &= \text{vec}(\tilde{A}(Q_i)) \\ \theta^{MT} &= \min_i \left[\frac{\theta_i - \text{median}(\theta_i)}{\text{std}(\theta_i)} \right]' \left[\frac{\theta_i - \text{median}(\theta_i)}{\text{std}(\theta_i)} \right] \end{aligned} \quad (101)$$

Ограничения на знаки элементов матрицы A^{-1} следующие:

$$A^{-1} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} + & + & + \\ + & + & + \\ - & - & + \end{pmatrix}, \quad (102)$$

где первые два структурных шока $\varepsilon_t^{(1)}, \varepsilon_t^{(2)}$ и третий шок $\varepsilon_t^{(3)}$ имеют положительное влияние на процентные ставки, но характеризуется противоположно направленным движением вместе с фондовым индексом (отрицательно и положительно, соответственно). Последняя идея основывается на исследовании [Jarociński, Karadi, 2020]: мы определяем информационный шок, когда повышение процентной ставки сопровождается повышением цен на акции. Однако он может быть не поддающимся интерпретации и отражать вариации, вызванные случайным финансовым шумом. В отличие от интерпретации, предложенной авторами [Jarociński, Karadi, 2020], которые называют эндогенный компонент «информационным шоком центрального банка», мы предполагаем, что участники рынка могли бы обновить свои ожидания относительно состояния экономики не только при наличии информационного преимущества центрального банка [Morris, Shin, 2002].

Чтобы отделить друг от друга первые два шока, мы вводим ограничения на монотонность:

$$|a_{11}| > |a_{12}|, \quad (103)$$

$$|a_{21}| < |a_{22}|, \quad (104)$$

$$|a_{11}| > |a_{21}|, \quad (105)$$

$$|a_{12}| < |a_{22}| \quad (106)$$

Ограничения (103) и (105) означают, что шок $\varepsilon_t^{(1)}$ оказывает большее влияние на более краткосрочные процентные ставки, чем на менее краткосрочные ставки, а шок $\varepsilon_t^{(1)}$ влияет на более краткосрочные ставки более, чем шок $\varepsilon_t^{(2)}$. Подробнее, $\varepsilon_t^{(1)}$ представляет собой шок, определяющий динамику более краткосрочных ставок. Поскольку центральный банк регулирует ближний конец кривой доходности, $\varepsilon_t^{(1)}$ можно ассоциировать с шоком ликвидности (в более сильном предположении – шоком регулирования ключевой ставки). Аналогично, ограничения (104) и (106) позволяют нам интерпретировать $\varepsilon_t^{(2)}$ как шок траектории будущих процентных ставок. Менее краткосрочные процентные ставки в большей степени реагируют на шок $\varepsilon_t^{(2)}$, чем более краткосрочные процентные ставки и реагируют сильнее на шок $\varepsilon_t^{(2)}$, чем в ответ на шок $\varepsilon_t^{(1)}$. Далее мы будем называть шоки

$\varepsilon_t^{(1)}, \varepsilon_t^{(2)}, \varepsilon_t^{(3)}$ «шоком ключевой ставки», «шоком траектории», «информационным шоком».

Последнее ограничение неоднозначно, поскольку предполагается, что шок траектории $\varepsilon_t^{(2)}$ достаточно сильный для повышения менее краткосрочных процентных ставок. По этой причине мы изменяем базовую спецификацию следующими способами. Во-первых, мы опускаем предположение (104). Во-вторых, в рамках используемого алгоритма мы накладываем так называемое «нулевое ограничение», т. е. a_{12} меньше 0,01 по абсолютной величине и имеет неопределенный знак. Мы называем описанные схемы идентификации «Идентификация I» и «Идентификация II».

В Таблице П1 (см. Приложение) приведены результаты декомпозиции дисперсии ошибки прогноза для различных спецификаций. В случае более гибкой идентификации («Идентификация I») мы получаем, что шок траектории почти не оказывает влияния на краткосрочную процентную ставку, такую как 1-недельную ROISfix или 3-месячный индекс ОФЗ, несмотря на то что мы не используем специально такое ограничение. Это также верно для базовой и других идентификации, когда разница между сроками процентных инструментов достаточно велика (например, для 3-месячных и 3-летних индексов ОФЗ). Этот эмпирический факт является аргументом в пользу «многомерности» монетарных сюрпризов, т. е. возможности оценить шоки ключевой ставки и траектории с помощью высокочастотных данных.

Сравнивая результаты для внутрисуточных и суточных данных, мы обнаруживаем, что для всех спецификаций вклад шоков траектории в процентные ставки больше, когда мы используем поминутные данные. Аналогичные выводы можно сделать в случае учета информации окна пресс-конференции.

Для идентификации I (наиболее гибкая из 3 представленных схем) ежедневные данные по индексам ROISfix и по валютным фьючерсам дают практически похожие результаты. Однако использование данных по ставке ROISfix и индексу ОФЗ не приводит к аналогичной декомпозиции. Мы связываем это с недостаточной ликвидностью государственных облигаций: инвесторы не успевают отреагировать на информацию ЦБ [Abramov et al, 2022] или на кривую доходности оказывают существенное влияние другие макроэкономические новости (изменения нейтральной процентной ставки, премии за риск).

Доля вклада информационной компоненты в динамику процентных ставок колеблется от 24% до 58% в зависимости от спецификации. По результатам декомпозиции можно сделать вывод, что роль информационной компоненты может быть существенной

для эмпирики, как предполагается в зарубежной литературе. При этом, мы не находим свидетельств в пользу действия информационного эффекта только на среднесрочном или только на краткосрочном горизонте.

Далее мы переходим к идентификации шоков ДКП на внутридневных данных.

Схема идентификации шоков ДКП для имеющихся данных в случае России [Gurkaynak et al., 2005] является не вполне подходящей для российских данных по валютным фьючерсам. В частности, 30-дневные валютные фьючерсы дают менее 50 наблюдений для идентификации шока ключевой ставки, а использование 90-дневных фьючерсов для предполагаемых краткосрочных изменений процентной ставки вместо 1-месячной ставки в идентификации с нулевым ограничением предполагает, что фактор траектории лишь частично изменяет длинный конец кривой доходности [Берестова, 2022].

Начнем с простой идентификации, где идентифицируемые шоки – это шоки кривой доходности, а шоки короткого конца кривой доходности влияют сильнее на более краткосрочные вменённые процентные ставки, чем на более долгосрочные (аналогично, шоки дальнего конца кривой доходности влияют сильнее на более долгосрочные вменённые процентные ставки, чем на более краткосрочные). Шок короткого конца кривой доходности не оказывает статистически значимого влияния на краткосрочные процентные ставки (1-месячную, 2-месячную, 3-месячную). Шок дальнего конца кривой доходности оказывает статистически значимое влияние как на краткосрочные процентные ставки (1-месячную, 2-месячную, 3-месячную), так и долгосрочные (5-летнюю, 10-летнюю). Очевидно, что подобная схема идентификации недостаточна для определения шоков кривой доходности (Рисунок 18).

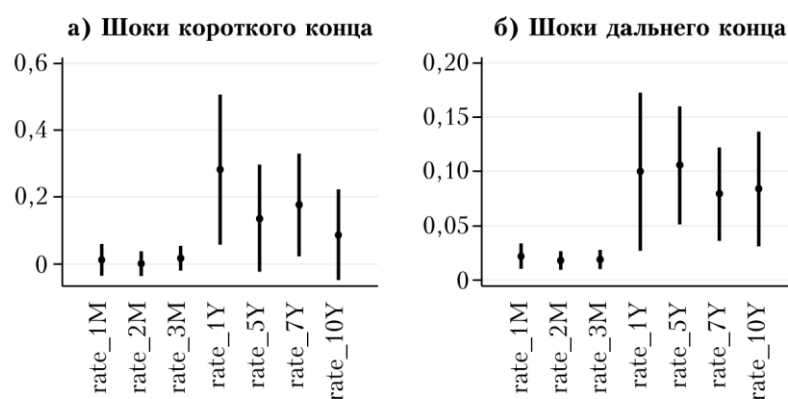


Рисунок 18 – Оценка мгновенного влияния оцененных шоков (а—б) на кривую доходности

Примечание: изменение процентной ставки определенного срока погашения (число месяцев или лет) отмечено по горизонтальной оси rate_XM или rate_XY; по вертикали –

значение оценки мгновенного влияния шока кривой доходности на изменение процентной ставки в день пресс-релиза по ключевой ставке.

Источник: составлено авторами [Банникова, Виноградова, Картаев, 2024].

Далее добавим ограничения на информационные шоки к исходной идентификации, используя также данные по фондовому индексу (Рисунок 19). Шок дальнего конца кривой доходности – это шок среднесрочных процентных ставок, в то время как шок короткого конца кривой доходности – это шок краткосрочной (1-летней) процентной ставки, информационный шок связан с противоположно направленным движением кратко- и среднесрочных ставок.

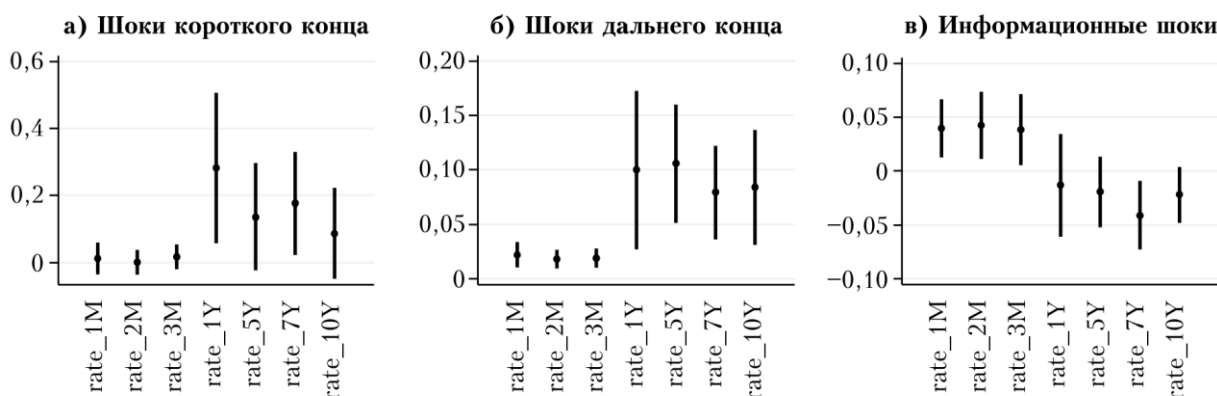


Рисунок 19 – Оценка мгновенного влияния трех оцененных шоков (а–в) на кривую доходности

Примечание: обозначения как для рисунка 18.

Источник: составлено авторами [Банникова, Виноградова, Картаев, 2024].

Для проверки робастности к изменению ликвидности разных фьючерсных контрактов мы делаем следующий расчет. По показателям ликвидности фьючерсные контракты доллар/рубль в целом более ликвидные, чем контракты евро/рубль. Однако фьючерсные контракты доллар/рубль со сроком экспирации в 180 дней и фьючерсные контракты евро/рубль со сроком экспирации в 90 дней обладают достаточно схожими уровнями ликвидности (Таблица 23). Для расчета более долгосрочной процентной ставки мы возьмём фьючерсы на пару евро/рубль со сроком экспирации до 90 дней, а для расчета более краткосрочной ставки – фьючерсы на пару доллар/рубль со сроком экспирации от 90 до 180 дней.

Далее рассмотрим оценки влияния шоков на кривую доходности. Рисунок 20 иллюстрирует результаты моделирования. Видно, что шоки короткого конца кривой доходности оказывают влияние на более краткосрочные ставки (на 1-месячную, ..., 1-летнюю), а шоки дальнего конца кривой доходности – на более долгосрочные (5-летнюю,

10-летнюю). Информационные шоки – это комбинация шоков, влияющих на краткосрочные и долгосрочные ставки в противоположных направлениях.

Таблица 23 – Объемы торгов для фьючерсов на разные валютные пары

Si-12.22				Eu-9.22		
Дата	Число сделок	Объем торгов		Число сделок	Объем торгов	
		руб.	контр.		руб.	контр.
01.06.2022	3 425	1 700 284 946	25 409	2 626	427 466 155	6 374
02.06.2022	1 299	233 895 944	3 467	2 394	423 617 468	6 222
03.06.2022	2 943	473 258 222	6 988	3 508	486 492 622	7 079
06.06.2022	2 205	419 933 308	6 256	2 158	334 024 806	4 931
07.06.2022	1 983	343 612 452	5 126	2 224	283 104 445	4 182
08.06.2022	3 907	788 280 323	11 881	4 003	704 777 089	10 489
09.06.2022	5 552	878 909 261	13 587	6 091	1 003 120 471	15 264
10.06.2022	6 057	1 025 918 629	16 046	11 009	2 265 715 095	34 841
14.06.2022	10 995	3 080 444 663	48 207	7 038	1 577 362 770	24 828
15.06.2022	7 856	1 845 880 796	28 880	17 644	3 215 470 342	51 386

Источник: составлено авторами [Банникова, Виноградова, Картаев, 2024].

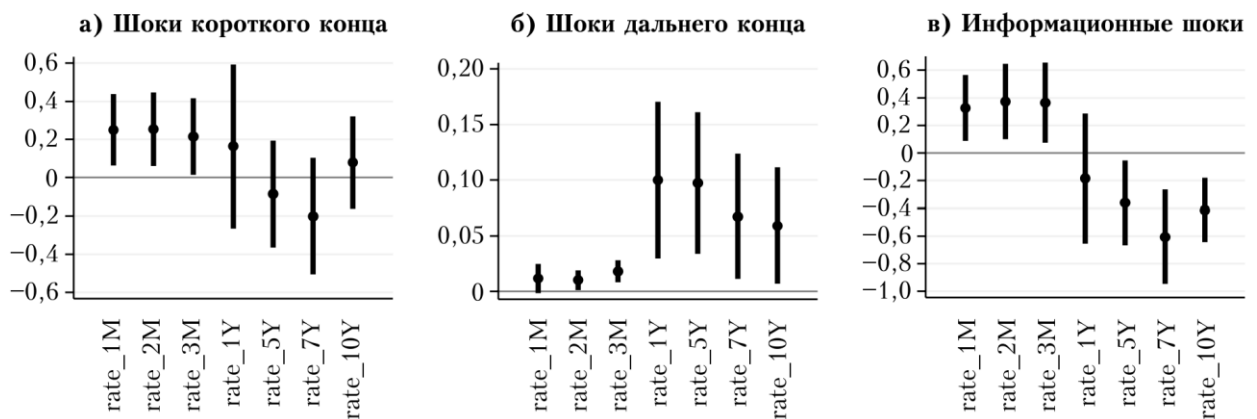


Рисунок 20 – Оценка мгновенного влияния оцененных шоков после модификации (а—в) на кривую доходности

Примечание: обозначения как для рисунка 18.

Источник: составлено авторами [Банникова, Виноградова, Картаев, 2024].

По сравнению с Рисунком 19, реакция доходностей государственных облигаций стала более монотонной. Максимальная величина эффекта от шоков короткого конца кривой доходности приходится на 1-месячную и 2-месячную процентные ставки. Для шока дальнего конца кривой доходности влияние на 1-месячную процентную ставку стало

статистически незначимым, помимо этого реакция также становится более монотонной. По-прежнему, информационные шоки представляют собой комбинацию шоков, влияющих на краткосрочные и долгосрочные ставки в противоположных направлениях.

Помимо этого, было показано, что информация окна пресс-конференции полезна для идентификации шоков дальнего конца кривой доходности, а также информационных шоков [Банникова и др., 2024].

На основе исторической декомпозиции изменения вмененной инфляции²⁷ в день пресс-релиза по ключевой ставке демонстрирует неоднородность влияния информационной политики Банка России: в период 2015–2017 гг. в условиях снижения ключевой ставки и ожидания её снижения в будущем инвесторы пересматривали свои инфляционные ожидания вверх вместе с ожидаемой ставкой (Рисунок 21). Результаты остаются устойчивыми, если изменить переменную вмененной инфляции на переменную фондового индекса [Банникова и др., 2024].

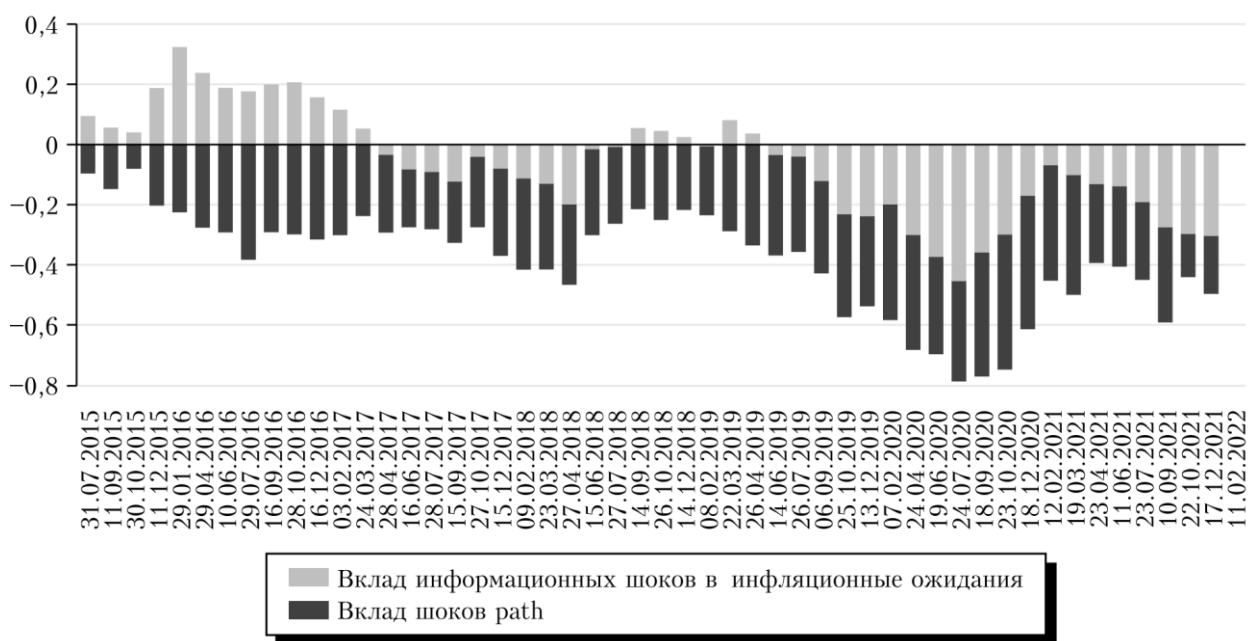


Рисунок 21 – Историческая декомпозиция нормированных изменений инфляционных ожиданий (факторы двух типов монетарной политики)

Источник: составлено авторами [Банникова, Виноградова, Картаев, 2024].

Оценка информационных шоков позволила сделать выводы о характере пересмотра инфляционных ожиданий участниками рынка в посткризисный период 2015—2016 гг.: инвесторы ожидали снижения процентной ставки вследствие проводимой ДКП и вместе с

²⁷ Инфляционные ожидания были оценены в соответствии с методикой А. Андреева и Д. Орлова [Андреев, Орлов, 2021] по стоимости ОФЗ, индексированной на инфляцию. Данные были предоставлены А. Андреевым и Т. Магжановым.

этим пересматривали оценку инфляционных рисков, основываясь на доступной им немонетарной информации. Это может свидетельствовать в пользу наличия асимметрии информации между рынками и центральным банком, а также о работоспособности информационного канала денежно-кредитной трансмиссии, что согласуется с результатами работ об информационном преимуществе Банка России и о пользе коммуникации в кризис (Евстигнеева и др. 2022; Щадилова, Евстигнеева, 2023). При анализе периода 2018—2022 гг. подтвердилось предположение, что инвесторы вместе с ожиданием снижения ключевой ставки ожидали замедления инфляции. Последнее может говорить об изменении характера ДКП, которая стала в среднем более предсказуемой для участников рынка.

Выявленная в настоящем разделе неоднородность информационных эффектов позволяет сделать следующие рекомендации относительно проведения информационной политики Банком России.

Во-первых, Центробанку следует придерживаться четкой и последовательной информационной политики. Противоречивые сигналы ЦБ подрывают доверие прочих участников экономических отношений, что усиливает волатильность на рынке. Эти последствия информационной политики ЦБ отражаются в усилении асимметрии информации между ЦБ и рынком, что определяет динамику процентных ставок, а также динамику инфляционных ожиданий. В разделе 3.4 показано, что роль информационных эффектов возросла в периоды 2015-2017 гг. и 2018-2019 гг., т.е. негативные новости об инфляции, вероятно, расценивались рынком как сигнал о возможном ужесточении денежно-кредитной политики и, следовательно, повышении ключевой ставки. В 2015–2016 гг. ЦБ не всегда четко объяснял логику решений (например, у рынка могли остаться вопросы, почему ставка снижается, хотя инфляция еще высока, или почему проводятся валютные интервенции при свободно плавающем курсе).

Стоит отметить, что распространенной практикой является шаблонность, структурированность пресс-релиза по итогу решения ЦБ по ДКП. Например, если ЦБ «допускает возможность повышения ключевой ставки», это означает высокую вероятность роста ставки и, как правило, ожидания реализуются на практике. Нарушение правил, принятых по умолчанию, может отменить устойчивую реакцию рынка в ответ на «шаблонную» лексику.

Во-вторых, для смягчения информационных эффектов следует разнести во времени события – решение ЦБ по ключевой ставке и коммуникации с рынком, поясняющие мотивацию изменения ДКП. Опыт предшествующих научных исследований говорит о

том, что информационные эффекты способны компенсировать эффекты традиционной ДКП (регулирования процентных ставок), делая последнюю неэффективной. Представленные расчёты на российских данных показывают, что роль информационных эффектов может усиливаться в некоторые периоды, а значит пренебрежение ими в моделировании или прогнозировании последствий ДКП может приводить к некорректным выводам. Публикация резюме обсуждения ключевой ставки на «неделе тишины» и в ходе заседания Совета директоров с начала 2024 года видится разумным шагом, способствующим более предсказуемой при прочих равных ДКП.

В-третьих, с точки зрения последствий Центробанка желательна своевременная коммуникация. Отсутствие сигнала ЦБ, сопровождающего решение по ключевой ставке, также может приводить к мискоммуникациям, поскольку собственно изменение ключевой ставки может служить сигналом о будущих изменениях ДКП для рынка. В частности, вследствие внеочередных заседаний в декабре 2014, в феврале 2022 и августе 2023 гг. ключевая ставка поднялась на несколько п.п., что было неожиданным событием для рынков. В пресс-релизах отсутствовали четкие сигналы, прогнозы по ключевой ставке в базовом сценарии, при этом решения по ключевой ставке отличались не только разными макроэкономическими условиями, но и направлением последующих изменений в ДКП (например, рост ключевой ставки в 2023 г. был связан с периодом высоких ставок, в то время как в 2014 и 2022 гг. рост ключевой ставки был временным, за которым следовало последовательное снижение ключевой ставки). В разделах 3.1, 3.2 утверждается, что коммуникационная политика ЦБ оказывается важной для ожиданий по процентным ставкам. Тем не менее, изменения в предпочтениях ЦБ, в его оценках макроэкономических перспектив могут приводить к усилению информационной асимметрии между рынком и регулятором.

В-четвертых, в беспокойное время Центробанку надо быть более внимательным в донесении до рынка сообщений относительно ДКП. Мы отмечаем, что усиление информационных эффектов наблюдается в периоды повышенной экономической неопределенности. В то время как [Евстигнеева и др., 2023] отмечают эффективность коммуникаций в периоды турбулентности, мы находим эффекты информационной политики противоречивыми, особенно в 2015-2017 гг. Это связано с тем, что участники экономических отношений могут воспринимать сигналы и действия ЦБ по-разному: либо как сигнал о твердом намерении ЦБ стабилизировать инфляцию, либо как сигнал о более высоком росте уровня цен. Как было отмечено в разделе 3.4, в периоды 2015-2017 гг. и 2018-2019 гг. негативные новости об инфляции расценивались рынком как сигнал о возможном ужесточении денежно-кредитной политики и, следовательно, повышении

ключевой ставки. Именно немонетарные новости стали одним из важных источников информации, определявших динамику финансовых рынков в дни решений ЦБ по ключевой ставке в эти годы.

3.5. Основные выводы главы 3

В главе 3 представлен подход к оценке монетарных и информационных шоков. Во-первых, в отличие от представленных в российской литературе методов он является более устойчивым к выбору частоты данных. С этой целью мы распространили подход на основе учета гетероскедастичности [Bu et al, 2021] на случай нескольких шоков ДКП. В отличие от [Bu et al, 2021] мы добавляем помимо монетарного шока m_t информационный шок f_t , влияющий на траекторию ставок, за исключением кратчайшей ставки. Такой подход согласуется с идентификацией факторов ДКП в факторном анализе [Gurkaynak et al, 2005], используемом в предыдущих российских работах [Abramov et al, 2022; Евстигнеева и др., 2022], и вместе с тем позволяет идентифицировать изменение ставки, произошедшее в день пресс-релиза. Помимо этого, для оценки мы применяем обобщенный метод моментов, что позволяет оценить параметры модели совместно и, следовательно, тестировать гипотезы о соотношении параметров из разных уравнений регрессий, в том числе предпосылку, лежащую в основе идентификации о соотношении дисперсий изменений ставок в день пресс-релиза и в «неделю тишины».

Далее мы предлагаем модификацию подхода для определения информационных эффектов ДКП, применяя модель с ограничением на знаки и монотонность. Учет информационных эффектов на российских высокочастотных финансовых данных отличает нашу работу от предыдущих, делая возможными расчеты в условиях ограниченных имеющихся данных.

По итогам главы 3 можно сделать несколько выводов.

1. Результаты оценки модели показывают, что вывод о многомерности ДКП устойчив к изменению способа идентификации монетарных шоков. В исследовании показано, что на кривую доходности влияют несколько шоков – краткосрочной ставки и ожидаемых в будущем процентных ставок. В основу моделирования положена идея разложения неожиданного изменения процентной ставки на шок ключевой ставки и шок траектории, апробированная в других российских работах [Abramov et al, 2022; Евстигнеева и др., 2022]. Отличительной особенностью предложенного в настоящей диссертации подхода является принципиально другой метод оценки, не предполагающий коррелированность оцениваемых факторов ДКП исходя из постановки задачи. В отличие от

существующих работ, оценивающих информационный шок, мы обнаруживаем, что влияние информационного шока оказывается наиболее сильным для срочности до 1 года (против 3 лет в работе [Abramov et al, 2022]). Это может быть связано с тем, что мы оцениваем шоки ДКП на других данных: мы намеренно отказываемся от использования данных по непроцентным инструментам, таким как фьючерсы на валютную пару, фондовый индекс, поскольку они содержат ожидания относительно переменных, отличных от процентных ставок. При этом мы отмечаем, что длина горизонта проведения ДКП, как и в прежних научных работах, является важным для инвесторов сроком, о чем говорит немонотонная форма реакции в ответ на выявленные шоки, обнаруженная во многих спецификациях.

2. Полученные результаты могут свидетельствовать о наличии проблемы информационных эффектов. Монетарный шок, приводящий к увеличению процентных ставок, временно усиливает экономическую активность. Аналогичный эффект наблюдается для информационного шока. Несмотря на обнаруженный эффект «перегрева» экономики в ответ на рост ожидаемой ставки, мы получаем эмпирические свидетельства в пользу результативности коммуникаций с точки зрения цели Центрального банка о стабилизации инфляции. Реакция инфляции в ответ на шоки ДКП на периоде 2015-2021 гг. происходит примерно через 3-4 квартала после принятия решения, что согласуется с существующими оценками эффектов ДКП Банка России. Информационный шок приводит к росту номинальных процентных ставок, снижению фондового индекса, укреплению курса рубля и сдерживанию роста инфляции на периоде 2015-2021 гг. В отличие от регулирования ключевой ставки, сигналы ЦБ приводят к мгновенному изменению финансовых переменных (курс валюты, фондовый индекс и долгосрочная ставка).
3. Проведенные расчеты также показывают, что рост ожиданий по ставке на ближайших заседаниях связан с двумя типами эффектов. С одной стороны, рынки ожидают снижения инфляции, охлаждения агрегированного спроса в результате действий ЦБ. С другой стороны, рост будущих издержек в связи с ростом ключевой ставки в дальнейшем (рост процентных расходов и др.) заставляет рынки пересматривать ожидания относительно перспектив роста спроса и усиливать экономическую активность в период до повышения ключевой. Первый эффект является преобладающим, то есть можно сказать, что скорость подъема

ключевой ставки регулятором, в среднем, достаточна для стабилизации роста уровня цен.

4. Внутридневные данные, ввиду ограниченного ряда возможной срочности контрактов, недостаточны для идентификации шока ключевой ставки. Тем не менее, их использование в рамках идентификации с ограничениями на знаки и на монотонность позволяет выделить шоки ДКП, в т.ч. информационной политики ЦБ, а также учесть асимметрию информации между рынком и регулятором относительно факторов решения по ДКП. В случае использования внутридневных данных также полезна информация окна пресс-конференции для оценки последствий информационной политики ЦБ.
5. Идентификация информационного шока, связанного с изменением инфляционных ожиданий в результате того, что ЦБ представляет участникам рынка новую информацию, позволяет выявить неоднородность во влиянии информационной политики на процентные ставки и инфляционные ожидания. Период 2015–2017 гг. отличается от последующих годов более сильной ролью асимметрии информации между ЦБ и прочими участниками экономических отношений в формировании ожиданий: как сигналы относительно снижения ключевой ставки, так и недооценка рынком проинфляционных рисков одновременно приводили к росту инфляционных ожиданий в день решения по ключевой ставке. Этот пример подчеркивает значимость своевременности и четкости коммуникаций со стороны регулятора для достижения ценовой стабильности.

Основные результаты и выводы

В диссертации разработан подход к оценке многомерной денежно-кредитной политики: помимо последствий шока ключевой ставки предпринимается оценка последствий информационных шоков. По сравнению с существующими разработками в области оценки шоков ДКП, он обладает несколькими сравнительными преимуществами. Во-первых, благодаря отказу от предпосылки об исключаящем ограничении, предложенный подход к оценке шоков ДКП является более подходящим для дневных данных относительно более высокочастотных (минутных) данных. Это особенно актуально в условиях отсутствия внутридневных наблюдений по рыночным процентным ставкам. Во-вторых, ввиду применения метода обобщенных моментов есть возможность проверить предпосылку, заменяющую предпосылку об исключаящем ограничении, а также протестировать предпосылку о многомерности ДКП. Это делает возможным определить, является ли информационный канал денежно-кредитной трансмиссии работоспособным. В-третьих, предложен метод выявления неоднородности влияния информационной политики Банка России на финансовые переменные, что позволяет своевременно идентифицировать провалы в коммуникации, вызванные асимметрией информации между рынком и регулятором.

Из проведенного эконометрического анализа на российских финансовых данных следуют следующие рекомендации для высокочастотного моделирования и проведения ДКП.

Во-первых, для более точной оценки шока ДКП важно учитывать предсказуемость изменений рыночных процентных ставок в день решения ЦБ. Стоит отметить, что идентификация многомерной ДКП на дневных данных не решает проблему предсказуемости, что подтверждают сделанные расчеты. Предложенный подход к оценке монетарного шока [Банникова, Колесник, 2025] демонстрирует, что предположение об исключаящем ограничении действительно является некорректным для использования в моделях идентификации шоков ДКП, поскольку изменение однонедельной процентной ставки в день решения ЦБ не отражает только неожиданную ДКП, оно является предсказуемым на основе уже известной рынку информации (прогнозов Банка России с предыдущих заседаний Совета директоров по вопросу о ключевой ставке). Более того, мы показываем, что из-за выявленной предсказуемости в данных наблюдается так называемая загадка цен: ужесточение ДКП приводит к ускорению инфляции.

Мы определяем две основные гипотезы, связанные с обнаруженным фактом о предсказуемости: 1) участники рынка не разделяют систематическую ДКП и монетарный шок, 2) перед заседанием ЦБ существует асимметрия информации между регулятором и

рынком как относительно ключевой ставки, так и экономической ситуации, реакции на её изменения. Первая гипотеза напрямую связана с частотностью данных: изменение процентной ставки в день решения ЦБ определяется не только монетарным шоком, но и другими экономическими факторами, возникшими задолго до дня пресс-релиза ЦБ. Так, по этой причине результаты, полученные ранее на дневных российских финансовых данных, [Евстигнеева и др., 2022] следует перепроверить: коммуникации ЦБ о рисках, экономической ситуации происходят на фоне экономических событий, поэтому недоучет экономических факторов, несвязанных напрямую с ДКП, ведет к несостоятельности полученных оценок.

Во-вторых, важно применять методы, которые учитывают особенности российских финансовых данных, и реализуются в условиях отказа от предпосылки об исключаящем ограничении. Для того, чтобы проверить первую гипотезу, мы проводим расчеты с применением разработанного подхода с учетом гетероскедастичности, мы идентифицируем шоки ДКП на основе роста дисперсии в день пресс-релиза по ключевой ставке.

Вывод о многомерности ДКП достаточно устойчив к модификации подхода, одним из главных выводов из проведенного исследования является рекомендация использовать многофакторные модели или модели с несколькими шоками ДКП в условиях отказа от исключаящего ограничения. Таким образом, перспективной исследовательской областью является разработка идентификации шоков ДКП в модели многомерной монетарной политики.

Расчеты [Банникова, 2024] показывают, что влияние регулирования ключевой ставки оказывает более сильное влияние на инфляцию, чем коммуникационная политика, но при этом последняя может как усилить, так и ослабить эффект традиционной политики ЦБ. Это означает, что без своевременной коммуникации собственно факт изменения ключевой ставки может служить сигналом для участников рынка о будущих изменениях ДКП. Поэтому важно избегать ситуаций, когда ЦБ не сопровождает пресс-релиз макроэкономическими прогнозами, сигналами и при этом решение ЦБ может быть проинтерпретировано по-разному (как временное ужесточение ДКП, так и начало продолжительного периода высоких ставок).

В-третьих, важно оценивать разные типы последствий информационной политики Банка России, поскольку могут быть прямо противоположными для экономики. Повышение ключевой ставки может быть воспринято рынком по-разному: во-первых, как намерение бороться с ускорением роста уровня цен; во-вторых, как сигнал о росте агрегированного спроса, в том числе, приводящем к существенному отклонению

экономики от сбалансированного роста («перегреву» экономики). В частности, в условиях неточности коммуникации Центробанка, когда рынок ожидает снижения ключевой ставки вместо её роста, возможен эффект информации. Решение ЦБ о повышении ключевой ставки, а также его сообщения о недостаточной жесткости денежно-кредитных условий служат для рынка сигналом пересмотреть ожидания относительно экономической ситуации, сигналом, что в экономике дела обстоят намного «лучше», чем все думали ранее.

Оценки, представленные в диссертации, в т.ч. в работе [Банникова и др., 2024], показывают, что несвоевременная, неточная коммуникация становится причиной эффекта информации, который, будучи избыточным, препятствует более эффективной ДКП. На основе расчетов продемонстрировано, что в 2015-2016 гг. снижение ключевой ставки воспринималось рынком не только как смягчение ДКП после роста ключевой ставки в конце 2014 г., но и как сигнал о повышенных инфляционных рисках в период высоких ставок. Возвращение ключевой ставки к уровню конца 2014 г. (9,5% в начале декабря) потребовало почти 2,5 года (9,25% в конце апреля 2017 г.): согласно расчетам, именно в период 2015-2017 гг. эффект информации повышает инфляционные ожидания.

Наши расчеты на периоде до структурной трансформации российской экономики [Банникова, Пестова, 2021], [Банникова и др., 2024] показывают, что моделирование информационных эффектов является важным для оценки влияния ДКП на инфляционные ожидания, инфляцию, но также не перестает быть актуальной задачей для проведения современной ДКП. Обсуждение эффекта информации особенно актуально в контексте политики Центробанка в 2023-2024 гг., когда публикация условного прогноза ключевой ставки была проинтерпретирована рынком как сигнал о скором её снижении. Из-за недопонимания рынком причин действий регулятора возникал риск ослабления эффективности ДКП: инфляционные ожидания должны были расти ввиду неверного ожидания смягчения ДКП и затем из-за эффекта информации, когда сообщения ЦБ позволили понять серьезность намерений регулятора и заложить ожидания о периоде высоких ставок в цены финансовых активов.

Таким образом, наши расчеты показывают, что информационная политика является дополнительным инструментом ДКП наряду с основным регулированием ключевой ставки. Тем не менее, одно из её последствий – это эффект информации, возникающий из-за асимметрии информации между рынком и регулятором. Чрезмерный эффект информации вредит центробанкам, т.к. приводит к менее эффективной ДКП, а решение, позволяющее понизить влияние информационных эффектов на экономику, состоит в

устранении их основной причины – асимметрии информации, т.е. четкой и своевременной коммуникации. Инструментарий, предложенный в диссертации, позволяет оценить последствий информационной политики ЦБ, а также своевременно выявить информационные эффекты, что стало возможно благодаря частотности применяемых данных и разработке идентификации шоков ДКП с учетом особенностей российских финансовых данных.

Список использованных источников

1. Андреев А., Орлов Д. Оценка вмененной инфляции из цен на индексируемые на инфляцию облигации. Методологический комментарий – 2021. [Электронный ресурс] – URL: https://www.cbr.ru/Content/Document/File/118262/methodological_comment_20210127.pdf (Дата обращения: 01.05.2025).
2. Банк России. Архив результатов опроса с мая 2021 года по декабрь 2024 года. – 2025а. [Электронный ресурс] – URL: [https://www.cbr.ru/Content/Document/File/144490/full%20\(may2021-december2024\).xlsx](https://www.cbr.ru/Content/Document/File/144490/full%20(may2021-december2024).xlsx) (Дата обращения: 16.04.2025).
3. Банк России. Календарь публикации опросов в 2025 году. – 2025б. [Электронный ресурс] – URL: https://www.cbr.ru/Content/Document/File/119844/!Survey_calendar_2025.pdf (Дата обращения: 16.01.2025).
4. Банк России. Календарь решений по ключевой ставке. – 2024. [Электронный ресурс] – URL: http://www.cbr.ru/dkp/cal_mp/ (Дата обращения: 16.12.2024).
5. Банк России. О включении прогнозной траектории ключевой ставки в прогноз Банка России: методологический комментарий. – 2021. [Электронный ресурс] – URL: https://cbr.ru/Content/Document/File/120322/comment_20210422.pdf (дата обращения: 02.12.2023).
6. Банк России. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2018 год и период 2019 и 2020 годов. – 2017. [Электронный ресурс] – URL: [https://www.cbr.ru/Content/Document/File/87367/on_2018\(2019-2020\).pdf](https://www.cbr.ru/Content/Document/File/87367/on_2018(2019-2020).pdf) (дата обращения: 01.05.2025).
7. Банк России. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2021 год и период 2022 и 2023 годов. – 2020. [Электронный ресурс] – URL: [https://www.cbr.ru/Content/Document/File/87358/on_2021\(2022-2023\).pdf](https://www.cbr.ru/Content/Document/File/87358/on_2021(2022-2023).pdf) (дата обращения: 02.05.2024).
8. Банк России. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2024 год и период 2025 и 2026 годов. – 2023. [Электронный ресурс] – URL: [https://www.cbr.ru/Content/Document/File/150582/on_2024\(2025-2026\).pdf](https://www.cbr.ru/Content/Document/File/150582/on_2024(2025-2026).pdf) (дата обращения: 02.05.2024).
9. Банк России. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2025 год и период 2026 и 2027 годов. – 2024. [Электронный ресурс] – URL: [https://cbr.ru/Content/Document/File/164702/on_2025\(2026-2027\).pdf](https://cbr.ru/Content/Document/File/164702/on_2025(2026-2027).pdf) (дата обращения: 01.05.2025).

10. Банникова В. Оценка многомерности монетарной политики на высокочастотных данных: применение подхода с учетом гетероскедастичности //Деньги и кредит. – 2024. – Т. 83. – №. 4.
11. Банникова В. А., Виноградова О. С., Картаев Ф. С. Идентификация монетарных сюрпризов с использованием внутрисуточных данных //Вопросы экономики. – 2024. – №. 6. – С. 26-43.
12. Банникова В. А., Колесник С. И. Оценка предсказуемости изменений рыночных процентных ставок в дни публикации пресс-релизов Банка России //Прикладная эконометрика. – 2025. – №. 77. – С. 25-45.
13. Банникова В. А., Пестова А. А. Моделирование воздействия монетарных шоков на инфляцию с помощью высокочастотного подхода //Вопросы экономики. – 2021. – №. 6. – С. 47-76.
14. Берестова В. А. Влияние прозрачности монетарной политики на финансовый рынок //Выпускная квалификационная работа, Московский государственный университет. – Москва: 2022.
15. Голощапова И. О., Андреев М. Л. Оценка инфляционных ожиданий российского населения методами машинного обучения //Вопросы экономики. – 2017. – №. 6. – С. 71-93.
16. Гусев В. В. Оценка эффекта влияния денежно-кредитной политики на рыночные активы //Выпускная квалификационная работа, Высшая школа экономики. – Москва: 2022.
17. Евстигнеева А., Щадилова Ю., Сидоровский М. Роль коммуникации и информационных факторов в возникновении сюрпризов денежно-кредитной политики Банка России //Серия докладов об экономических исследованиях. – 2022. – №. 99.
18. Егоров А. Индикаторы жесткости денежно-кредитных условий. Аналитическая записка. – 2023. URL: https://cbr.ru/content/document/file/145085/analytic_note_20230222_ddkp.pdf (Дата обращения: 01.05.2025).
19. Жемков М. Краткосрочная оценка ВВП России методом комбинирования прогнозов //Банк России. Серия докладов об экономических исследованиях. – 2021. – №. 68.
20. Крамков В. А., Максимов А. Г. Монетарные сюрпризы и временная структура процентных ставок: идентификация посредством гетероскедастичности // Прикладная эконометрика. – 2024. – № 74. – С. 5–34.

21. Кузнецова О. С., Ульянова С. Р. Влияние вербальных интервенций Банка России на фондовые индексы //Журнал экономической теории. – 2016. – №. 4. – С. 18-27.
22. Матевосова А. М. Высокочастотное моделирование влияния санкций на инфляционные ожидания российского населения //Вестник Института экономики Российской академии наук. – 2024. – №. 4. – С. 139-158.
23. Мерзляков С. А., Хабибуллин Р. А. Информационная политика Банка России: анализ воздействия пресс-релизов о ключевой ставке на межбанковскую ставку //Вопросы экономики. – 2017. – №. 11. – С. 141-151.
24. Могилат А. Н. Обзор основных каналов трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики и инструментов их анализа в Банке России //Деньги и кредит. – 2017. – №. 9. – С. 3-9.
25. НИУ ВШЭ. Консенсус-прогноз Института "Центр развития". Архив выпусков. – 2024. [Электронный ресурс] – URL: https://dcenter.hse.ru/consensus_forecast_archive (Дата обращения: 02.12.2024).
26. Павленко М., Горбатова Т., Евстигнеева А. Уроки кризисов для совершенствования коммуникации Банка России с финансовыми рынками //Исследовательский доклад Банка России. – Май, 2023. URL: https://www.cbr.ru/statichtml/file/146496/research_policy_notes_b_4_5.pdf (Дата обращения: 01.05.2025).
27. Пестова А. А., Ростова Н. А. Две компоненты монетарной политики в России: оценка для больших массивов данных //Деньги и кредит. – 2017. – №. 9. – С. 67-74.
28. Слюсарь А.В. Неожиданное изменение ставок, ожидания аналитиков и реакция фондового рынка: случай России //Выпускная квалификационная работа (на англ.), Российская экономическая школа. – Москва: 2019.
29. Телегин О. В. Регулярные коммуникации Банка России и краткосрочные эффекты волатильности на финансовых рынках //Журнал Новой экономической ассоциации. – 2022. – №. 2. – С. 130-155.
30. Третьяков Д. В., Фокин Н. Д. Помогают ли высокочастотные данные в прогнозировании российской инфляции? //Вестник Санкт-Петербургского университета. Экономика. – 2021. – Т. 37. – №. 2. – С. 318-343.
31. Худокормов А. Г. и др. Новые труды магистерского семинара по истории современной экономической мысли //Научные исследования экономического факультета. Электронный журнал. – 2019. – Т. 11. – №. 2. – С. 7-71.
32. Шульгин А. Г. Два типа шоков монетарной политики в DSGE-модели, оцененной для России //Журнал Новой экономической ассоциации. – 2017. – №. 1. – С. 75-115.

33. Abramov V., Styurin K., Tishin A. Monetary Policy and the Yield Curve. – Bank of Russia working paper series, 2022. – № 95.
34. Acosta M. The perceived causes of monetary policy surprises – 2022 [Электронный ресурс]. URL: https://www.acostamiguel.com/papers/acosta_jmp.pdf (Дата обращения: 01.05.2025).
35. Adrian T., Shin H. S. Financial intermediaries and monetary economics //Handbook of monetary economics. – Elsevier, 2010. – Vol. 3. – P. 601-650.
36. Altavilla C. et al. Measuring euro area monetary policy //Journal of Monetary Economics. – 2019. – T. 108. – P. 162-179.
37. Andersen T. G., Bollerslev T., Diebold F. X. Roughing it up: Including jump components in the measurement, modeling, and forecasting of return volatility //The review of economics and statistics. – 2007. – Vol. 89. – №. 4. – P. 701-720.
38. Andrade P., Ferroni F. Delphic and odyssean monetary policy shocks: Evidence from the euro area //Journal of Monetary Economics. – 2021. – Vol. 117. – P. 816-832.
39. Bartlett M. S. Tests of significance in factor analysis //British journal of psychology, 1950. – P. 77-85.
40. Bauer M. D., Swanson E. T. An alternative explanation for the “Fed information effect” //American Economic Review. – 2023. – Vol. 113. – №. 3. – P. 664-700.
41. Baumeister C., Hamilton J. D. Sign restrictions, structural vector autoregressions, and useful prior information //Econometrica. – 2015. – Vol. 83. – №. 5. – P. 1963-1999.
42. Bekaert G., Hoerova M., Duca M. L. Risk, uncertainty and monetary policy //Journal of Monetary Economics. – 2013. – Vol. 60. – №. 7. – P. 771-788.
43. Bernanke B. S., Kuttner K. N. What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? //The Journal of finance. – 2005. – Vol. 60. – №. 3. – P. 1221-1257.
44. Bozhechkova A. et al. Assessment of the rigidity of information for the Russian economy – 2021 [Электронный ресурс]. URL: <https://ssrn.com/abstract=4261185> (Дата обращения: 01.05.2025).
45. Brand C., Buncic D., Turunen J. The impact of ECB monetary policy decisions and communication on the yield curve //Journal of the European Economic Association. – 2010. – Vol. 8. – №. 6. – P. 1266-1298.
46. Brownlees C. T., Gallo G. M. Financial econometric analysis at ultra-high frequency: Data handling concerns //Computational statistics & data analysis. – 2006. – Vol. 51. – №. 4. – P. 2232-2245.
47. Bu C., Rogers J., Wu W. A unified measure of Fed monetary policy shocks //Journal of Monetary Economics. – 2021. – Vol. 118. – P. 331-349.

48. Caldara D., Herbst E. Monetary policy, real activity, and credit spreads: Evidence from Bayesian proxy SVARs //American Economic Journal: Macroeconomics. – 2019. – Vol. 11. – №. 1. – P. 157-192.
49. Campbell J. R. et al. Macroeconomic effects of federal reserve forward guidance [with comments and discussion] //Brookings papers on economic activity. – 2012. – P. 1-80.
50. Carvalho C., Nechio F., Tristao T. Taylor rule estimation by OLS //Journal of Monetary Economics. – 2021. – Vol. 124. – P. 140-154.
51. Cattell R. B. The scree test for the number of factors //Multivariate behavioral research. – 1966. – Vol. 1. – №. 2. – P. 245-276.
52. Cesa-Bianchi A., Thwaites G., Vicondoa A. Monetary policy transmission in an open economy: new data and evidence from the United Kingdom. – Bank of England working papers, 2006. – №. 615.
53. Cesa-Bianchi A., Thwaites G., Vicondoa A. Monetary policy transmission in the United Kingdom: A high frequency identification approach //European Economic Review. – 2020. – Vol. 123. – 103375.
54. Cieslak A., Povala P. Information in the term structure of yield curve volatility //The Journal of Finance. – 2016. – Vol. 71. – №. 3. – P. 1393-1436.
55. Cieslak A., Schrimpf A. Non-monetary news in central bank communication //Journal of International Economics. – 2019. – Vol. 118. – P. 293-315.
56. Claus E., Dungey M. Yield curve responses to monetary policy in the presence of asymmetric information //The Australian National University. – 2006. – Vol. 37. – P. 25-37.
57. Cochrane J. H. Macro-finance //Review of Finance. – 2017. – Vol. 21. – №. 3. – P. 945–985.
58. Cochrane J. H., Piazzesi M. The fed and interest rates—a high-frequency identification //American economic review. – 2002. – Vol. 92. – №. 2. – P. 90-95.
59. Cotton C. Monetary Policy and Stock Prices – Federal Reserve Bank of Boston Current Policy Perspectives, December 2022.
60. Cragg J. G., Donald S. G. Inferring the rank of a matrix //Journal of econometrics. – 1997. – Vol. 76. – №. 1-2. – P. 223-250.
61. Craine R., Martin V. L. Monetary Policy Shocks and Security Market Responses University of California, Berkeley Economics Working Paper, 2003. URL: <https://ssrn.com/abstract=457423> (Дата обращения: 01.05.2025).

62. D'Agostino A., Whelan K. Federal Reserve information during the great moderation //Journal of the European Economic Association. – 2008. – Vol. 6. – №. 2-3. – P. 609-620.
63. Drakos K. Monetary policy and the yield curve in an emerging market: the Greek case //Emerging Markets Review. – 2001. – Vol. 2. – №. 3. – P. 244-262.
64. Eastment H. T., Krzanowski W. J. Cross-validatory choice of the number of components from a principal component analysis //Technometrics. – 1982. – Vol. 24. – №. 1. – P. 73-77.
65. Eichenbaum M., Evans C. L. Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates //The Quarterly Journal of Economics. – 1995. – Vol. 110. – №. 4. – P. 975-1009.
66. Fama E. F. Does the Fed control interest rates? //Review of Asset Pricing Studies. – 2013. – Vol. 3. – №. 2. – P. 180-199.
67. Fama E. F. Stock returns, expected returns, and real activity //The journal of finance. – 1990. – Vol. 45. – №. 4. – P. 1089-1108.
68. Fama E. F., French K. R. Business conditions and expected returns on stocks and bonds //Journal of financial economics. – 1989. – Vol. 25. – №. 1. – P. 23-49.
69. Fanelli L., Marsi A. Sovereign spreads and unconventional monetary policy in the Euro area: A tale of three shocks //European Economic Review. – 2022. – Vol. 150. – 104281.
70. Faust J., Swanson E. T., Wright J. H. Identifying VARs based on high frequency futures data //Journal of Monetary Economics. – 2004. – Vol. 51. – №. 6. – P. 1107-1131.
71. Ferreira L. N., Miranda-Agrippino S., Ricco G. Bayesian local projections //Review of Economics and Statistics. – 2023. – P. 1-45.
72. Galí J. Monetary policy and rational asset price bubbles //American Economic Review. – 2014. – Vol. 104. – №. 3. – P. 721-752.
73. Gertler M., Karadi P. Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity //American Economic Journal: Macroeconomics. – 2015. – Vol. 7. – №. 1. – P. 44-76.
74. Gilchrist S., López-Salido D., Zakrajšek E. Monetary policy and real borrowing costs at the zero lower bound //American Economic Journal: Macroeconomics. – 2015. – Vol. 7. – №. 1. – P. 77-109.
75. Görtz C. et al. The Effect of Monetary Policy Shocks in the United Kingdom: an External Instruments Approach. – Department of Economics Discussion Paper Series. University of Oxford, 2020. – №. 812.

76. Gürkaynak R. S., Sack B. P., Swanson E. T. Market-based measures of monetary policy expectations // *Journal of Business & Economic Statistics*. – 2007. – Vol. 25. – №. 2. – P. 201-212.
77. Gürkaynak R. S., Sack B., Swanson E. Do Actions Speak Louder Than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements // *International Journal of Central Banking*. – 2005. – Vol. 1. – №. 1. – P. 55-93.
78. Hansen S., McMahon M., Tong M. The long-run information effect of central bank communication // *Journal of Monetary Economics*. – 2019. – Vol. 108. – P. 185-202.
79. Hanson S. G., Stein J. C. Monetary policy and long-term real rates // *Journal of Financial Economics*. – 2015. – Vol. 115. – №. 3. – P. 429-448.
80. Herwartz H., Lange A., Maxand S. Statistical identification in SVARs-Monte Carlo experiments and a comparative assessment of the role of economic uncertainties for the US business cycle. – CEGE Discussion Paper, 2019. – №. 375.
81. Hoesch L., Rossi B., Sekhposyan T. Has the information channel of monetary policy disappeared? Revisiting the empirical evidence // *American Economic Journal: Macroeconomics*. – 2023. – Vol. 15. – №. 3. – P. 355-387.
82. Holtemöller O., Kriwoluzky A., Kwak B. Exchange rates and the information channel of monetary policy. – DIW Discussion Papers, 2020. – №. 1906.
83. Hubert P., Maule B. Policy and macro signals from central bank announcements // *International Journal of Central Banking*. – 2021. – Vol. 17. – №. 2. – P. 255-296.
84. Inoue A., Rossi B. The effects of conventional and unconventional monetary policy on exchange rates // *Journal of International Economics*. – 2019. – Vol. 118. – P. 419-447.
85. Jarociński M. Estimating the Fed's unconventional policy shocks // *Journal of Monetary Economics*. – 2024. – Vol. 144. – P. 103548.
86. Jarociński M., Karadi P. Deconstructing monetary policy surprises—the role of information shocks // *American Economic Journal: Macroeconomics*. – 2020. – Vol. 12. – №. 2. – P. 1-43.
87. Jolliffe I. T. Principal component analysis for special types of data. – Springer New York, 2002. – P. 338-372.
88. Joyce M., Relleen J., Sorensen S. Measuring monetary policy expectations from financial market instruments. – ECB working paper, 2008. – №. 978.
89. Kaiser H. F. The application of electronic computers to factor analysis // *Educational and psychological measurement*. – 1960. – Vol. 20. – №. 1. – P. 141-151.
90. Känzig D. R. The Macroeconomic Effects of Oil Supply News: Evidence from OPEC Announcements // *American Economic Review*. – 2021. – Vol. 111(4). – P. 1092–1125.

91. Kane A., Roger J., Sun B. Communications breakdown: the transmission of different types of ECB policy announcements [Электронный ресурс] – 2018 URL: <https://www.imf.org/~media/Files/Conferences/2018/dublin-euroat20/rogers.ashx> (Дата обращения: 01.05.2025).
92. Kane A., Sarkisyan S., Viratyosin T. Are US Monetary Surprises Surprising? Evidence from Global Markets. – Jacobs Levy Equity Management Center for Quantitative Financial Research Paper, 2022. URL: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4248504 (Дата обращения: 01.05.2025).
93. Känzig D. R. The macroeconomic effects of oil supply news: Evidence from OPEC announcements //American Economic Review. – 2021. – Vol. 111. – №. 4. – P. 1092-1125.
94. Karnaukh N., Vokata P. Growth forecasts and news about monetary policy //Journal of Financial Economics. – 2022. – Vol. 146. – №. 1. – P. 55-70.
95. Kilian L., Lütkepohl H. Structural vector autoregressive analysis. – Cambridge University Press, 2017.
96. Kroencke T. A., Schmeling M., Schrimpf A. The FOMC risk shift //Journal of Monetary Economics. – 2021. – Vol. 120. – P. 21-39.
97. Kubota H., Shintani M. High-frequency identification of monetary policy shocks in Japan //The Japanese Economic Review. – 2022. – Vol. 73. – №. 3. – P. 483-513.
98. Kurovskiy G. et al. Disentanglement of natural interest rate shocks and monetary policy shocks nexus //Applied Econometrics. – 2020. – Vol. 59. – P. 128-143.
99. Kuttner K. N. Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market //Journal of monetary economics. – 2001. – Vol. 47. – №. 3. – P. 523-544.
100. Lahaye J., Laurent S., Neely C. J. Jumps, cojumps and macro announcements //Journal of Applied Econometrics. – 2011. – Vol. 26. – №. 6. – P. 893-921.
101. Lee S. S., Mykland P. A. Jumps in financial markets: A new nonparametric test and jump dynamics //The Review of Financial Studies. – 2008. – Vol. 21. – №. 6. – P. 2535-2563.
102. León Á., Sebestyén S. New measures of monetary policy surprises and jumps in interest rates //Journal of Banking & Finance. – 2012. – Vol. 36. – №. 8. – P. 2323-2343.
103. Levene H. Robust testes for equality of variances in Contributions to Probability and Statistics. – Stanford University Press, 1960.
104. Litterman R. B. Forecasting with Bayesian vector autoregressions—five years of experience //Journal of Business & Economic Statistics. – 1986. – Vol. 4. – №. 1. – P. 25-38.

105. Ludvigson S. C., Ma S., Ng S. Uncertainty and business cycles: exogenous impulse or endogenous response? //American Economic Journal: Macroeconomics. – 2021. – Vol. 13. – №. 4. – P. 369-410.
106. Lunsford K. G. Policy language and information effects in the early days of Federal Reserve forward guidance //American Economic Review. – 2020. – Vol. 110. – №. 9. – P. 2899-2934.
107. Martínez-Hernández C. Disentangling the effects of multidimensional monetary policy on inflation and inflation expectations in the euro area. – Discussion Paper, 2020. – №. 2020/18.
108. McFadden D. Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior //Frontiers in Econometrics. – 1974.
109. Melosi L. Signalling effects of monetary policy //The Review of Economic Studies. – 2017. – Vol. 84. – №. 2. – P. 853-884.
110. Miescu M. S. Forward guidance shocks. – Lancaster University working paper, 2022. – №. 2022/003.
111. Miranda-Agrippino S. Unsurprising shocks: information, premia, and the monetary transmission. – Bank of England working papers, 2016. – №. 626.
112. Miranda-Agrippino S., Ricco G. Identification with external instruments in structural VARs //Journal of Monetary Economics. – 2023. – Vol. 135. – P. 1-19.
113. Miranda-Agrippino S., Ricco G. The transmission of monetary policy shocks //American Economic Journal: Macroeconomics. – 2021. – Vol. 13. – №. 3. – P. 74-107.
114. Morris S., Shin H. S. Social value of public information //American economic review. – 2002. – Vol. 92. – №. 5. – P. 1521-1534.
115. Nakamura E., Steinsson J. High frequency identification of monetary non-neutrality. – NBER working paper, 2013. – №. 19260.
116. Nakamura E., Steinsson J. High-frequency identification of monetary non-neutrality: the information effect //The Quarterly Journal of Economics. – 2018. – Vol. 133. – №. 3. – P. 1283-1330.
117. Orphanides A. Historical monetary policy analysis and the Taylor rule //Journal of monetary economics. – 2003. – Vol. 50. – №. 5. – P. 983-1022.
118. Orphanides A. Monetary policy rules based on real-time data //American Economic Review. – 2001. – Vol. 91. – №. 4. – P. 964-985.
119. Paul P. The time-varying effect of monetary policy on asset prices //Review of Economics and Statistics. – 2020. – Vol. 102. – №. 4. – P. 690-704.

120. Perez-Quiros G., Sicilia J. Is the European Central Bank (and the United States Federal Reserve) predictable? – ECB working paper, 2002. – №. 192.
121. Piazzesi M., Swanson E. T. Futures prices as risk-adjusted forecasts of monetary policy //Journal of Monetary Economics. – 2008. – Vol. 55. – №. 4. – P. 677-691.
122. Ramey V. A. Macroeconomic shocks and their propagation //Handbook of macroeconomics. – 2016. – Vol. 2. – P. 71-162.
123. Rigobon R., Sack B. Noisy macroeconomic announcements, monetary policy, and asset prices //Asset prices and monetary policy. – University of Chicago Press, 2008. – P. 335-370.
124. Rigobon R., Sack B. The impact of monetary policy on asset prices //Journal of monetary economics. – 2004. – Vol. 51. – №. 8. – P. 1553-1575.
125. Romer C. D., Romer D. H. A new measure of monetary shocks: Derivation and implications //American economic review. – 2004. – Vol. 94. – №. 4. – P. 1055-1084.
126. Romer C. D., Romer D. H. Federal Reserve information and the behavior of interest rates //American economic review. – 2000. – Vol. 90. – №. 3. – P. 429-457.
127. Rossi B. Identifying and estimating the effects of unconventional monetary policy: How to do it and what have we learned? //The Econometrics Journal. – 2021. – Vol. 24. – №. 1. – C1-C32.
128. Rossi B., Sekhposyan T. Forecast rationality tests in the presence of instabilities, with applications to Federal Reserve and survey forecasts //Journal of Applied Econometrics. – 2016. – Vol. 31. – №. 3. – P. 507-532.
129. Schlaak T., Rieth M., Podstawski M. Monetary policy, external instruments, and heteroskedasticity //Quantitative Economics. – 2023. – Vol. 14. – №. 1. – P. 161-200.
130. Seleznev S., Tishin A. The role of “extraordinary” monetary policy shocks – 2022 [Электронный ресурс]. URL: https://avtishin.github.io/assets/papers/SeleznevTishin_draft.pdf.
131. Stewart C. L. On the representation of an integer in two different bases – 1980 [Электронный ресурс]. URL: <https://www.degruyterbrill.com/document/doi/10.1515/crll.1980.319.63/html>.
132. Swanson E. T. Measuring the effects of federal reserve forward guidance and asset purchases on financial markets //Journal of Monetary Economics. – 2021. – Vol. 118. – pp. 32-53.
133. Swanson E. T. Discussion of Marek Jarocinski “Estimating the Fed’s unconventional policy shocks” – 2023 [Электронный ресурс]. URL: <https://sites.socsci.uci.edu/~swanson2/cmts/jarocinski.pptx>.

134. Swanson E. T., Williams J. C. Measuring the effect of the zero lower bound on medium-and longer-term interest rates //American economic review. – 2014. – Vol. 104. – №. 10. – P. 3154-3185.
135. Tishin A. Monetary policy surprises in Russia //Russian Journal of Money and Finance. – 2019. – Vol. 78. – №. 4. – P. 48-70.

Приложение

Таблица III – Декомпозиция дисперсии ошибки прогноза для изменений процентных ставок и фондового индекса в дни заявлений Банка России

Тип идентификации	Переменные	Шок ключевой ставки	Шок траектории	Информационный шок
Базовая	OFZ_3m	0.37	0.21	0.42
	OFZ_6m	0.21	0.38	0.42
	IMOEX_daily	0.34	0.36	0.30
	OFZ_3m	0.61	0.09	0.30
	OFZ_3y	0.11	0.66	0.23
	IMOEX_daily	0.33	0.39	0.28
	ROIS_1w	0.52	0.11	0.37
	ROIS_6m	0.14	0.53	0.33
	IMOEX_daily	0.28	0.31	0.41
	ROIS_3m	0.38	0.19	0.43
	ROIS_6m	0.16	0.36	0.47
	IMOEX_daily	0.38	0.29	0.33
	Si_daily_3m	0.38	0.17	0.45
	Si_daily_6m	0.14	0.34	0.52
	IMOEX_daily	0.33	0.25	0.41
	Si_intraday_3m	0.59	0.08	0.33
	Si_intraday_6m	0.12	0.63	0.25
	IMOEX_intraday	0.25	0.31	0.44
Идентификация I	Si_intraday_3m	0.58	0.08	0.34
	Si_intraday_6m	0.11	0.65	0.24
	IMOEX_intraday (+пресс-конференция)	0.26	0.29	0.46
	OFZ_3m	0.58	0.11	0.31
	OFZ_6m	0.40	0.24	0.36
	IMOEX_daily	0.28	0.41	0.30
	OFZ_3m	0.63	0.08	0.29
	OFZ_3y	0.12	0.64	0.24
	IMOEX_daily	0.32	0.40	0.28
	ROIS_1w	0.58	0.09	0.33
	ROIS_6m	0.18	0.49	0.33
	IMOEX_daily	0.25	0.35	0.40
	ROIS_3m	0.57	0.11	0.32
	ROIS_6m	0.34	0.25	0.41
	IMOEX_daily	0.29	0.35	0.36
	Si_daily_3m	0.56	0.11	0.34
	Si_daily_6m	0.30	0.24	0.46
	IMOEX_daily	0.24	0.30	0.45
	Si_intraday_3m	0.54	0.09	0.37
	Si_intraday_6m	0.21	0.43	0.36
	IMOEX_intraday	0.23	0.34	0.43
	Si_intraday_3m	0.46	0.11	0.43
	Si_intraday_6m	0.14	0.48	0.38
	IMOEX_intraday	0.27	0.30	0.42

	(+пресс-конференция)			
Идентификация II	OFZ_3m	0.66	0.00	0.34
	OFZ_6m	0.53	0.05	0.41
	IMOEX_daily	0.39	0.38	0.23
	OFZ_3m	0.67	0.00	0.33
	OFZ_3y	0.21	0.47	0.32
	IMOEX_daily	0.40	0.38	0.22
	ROIS_1w	0.61	0.00	0.39
	ROIS_6m	0.30	0.25	0.45
	IMOEX_daily	0.30	0.43	0.27
	ROIS_3m	0.63	0.00	0.37
	ROIS_6m	0.43	0.06	0.51
	IMOEX_daily	0.36	0.40	0.24
	Si_daily_3m	0.58	0.00	0.42
	Si_daily_6m	0.37	0.05	0.58
	IMOEX_daily	0.33	0.37	0.30
	Si_intraday_3m	0.59	0.00	0.41
	Si_intraday_6m	0.34	0.19	0.47
	IMOEX_intraday	0.27	0.46	0.27
	Si_intraday_3m	0.62	0.00	0.38
	Si_intraday_6m	0.23	0.39	0.38
	IMOEX_intraday	0.27	0.43	0.30
	(+пресс-конференция)			

Примечание: Перед проведением оценок выбросы были исключены из выборки: например, 03.03.2014, 16.12.2014, 30.01.2015, 08.04.2022 и 26.05.2022 для индексов ОФЗ. Наибольшие значения выделены жирным шрифтом.

Источник: составлено автором.