

Прикладная эконометрика, 2024, т. 74, с. 5–34.

Applied Econometrics, 2024, v. 74, pp. 5–34.

DOI: 10.22394/1993-7601-2024-74-5-34

В.А. Крамков, А.Г. Максимов¹

Монетарные сюрпризы и временная структура процентных ставок: идентификация посредством гетероскедастичности²

Как неожиданное изменение ключевой ставки ЦБ РФ влияет на рынок облигаций? В данной статье рассматриваются количественные оценки влияния монетарных сюрпризов на доходности государственных облигаций различных сроков. Чтобы выделить в совместной динамике ключевой ставки и доходностей ОФЗ причинно-следственный эффект, используется метод идентификации на основе гетероскедастичности, который требует более слабых предпосылок, чем существующие альтернативы. Результаты подтверждают значимое воздействие сюрпризов денежно-кредитной политики на временную структуру доходностей ОФЗ, при этом краткосрочные ставки подвержены их влиянию сильнее долгосрочных. Предложен способ расчета чувствительности форвардных доходностей к монетарным сюрпризам, что позволяет показать значимый отклик форвардных доходностей на горизонте до 3 лет. В отличие от предыдущих исследований, поведение долгосрочных ставок согласуется с гипотезой ожиданий: премии за временной риск и долгосрочные форвардные доходности не реагируют существенно на монетарный шок.

Ключевые слова: идентификация с помощью гетероскедастичности; метод инструментальных переменных; монетарные шоки; временная структура процентных ставок; денежно-кредитная политика Банка России.

JEL classification: C51; E52; E58; E43; E44; C26.

1. Введение

Монетарная политика предполагает воздействие на экономику (на финансовый сектор, а затем и на реальный сектор) для достижения целей монетарной политики (например, ценовой и финансовой стабильности), в конечном счете приводящих

¹ Крамков Вячеслав Андреевич — Волго-Вятское ГУ Банка России; Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Нижний Новгород; w.kramkov@mail.ru.

Максимов Андрей Геннадьевич — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Нижний Новгород; amaksimov@hse.ru.

² Содержание и результаты статьи отражают личную позицию авторов, их не следует рассматривать (в том числе, цитировать в каких-либо изданиях) как официальную позицию Банка России или указание на официальную политику или решения регулятора.

к повышению благосостояния населения. Дизайн монетарной политики и ее инструментов предполагает понимание трансмиссионного механизма монетарной политики, то есть цепочки экономических взаимосвязей между инструментами (чаще всего — ставкой монетарной политики) и конечной целью. Одним из ключевых звеньев этого механизма представляется первый этап — этап воздействия на переменные финансового рынка, такие как цены активов и доходности финансовых инструментов.

Эмпирические исследования влияния монетарной политики на экономику (или ее отдельные элементы) затруднены тем, что сама монетарная политика подстраивается под текущие экономические условия, т.е. является эндогенной по отношению к экономике. Это вызывает определенные методологические трудности, например, в эконометрических моделях возникает проблема эндогенного смещения оценок. Все это затрудняет корректную идентификацию влияния монетарной политики на экономические процессы в целом и на финансовый рынок в частности.

Для преодоления указанных проблем исследователи стремятся выделить экзогенную часть монетарной политики (так называемые монетарные шоки). В литературе отмечено несколько попыток решить эту нетривиальную проблему путем применения различных методов. Так, Romer и Romer (2004) анализировали протоколы заседаний руководящих органов ФРС США, принимающих решения по монетарной политике, и на их основе выделяли дискреционные изменения в проводимой монетарной политике. Такой подход представляется наиболее прямым способом разделить экзогенную часть монетарной политики и ее реакцию на экономические условия. Однако данная методология полагается на суждения исследователей по каждому конкретному случаю, из-за чего ее объективность можно поставить под сомнение.

Более традиционный подход заключается в попытке установить правило систематической монетарной политики — эмпирическую закономерность реакции монетарной политики на экономические условия — и характеризовать отступления от реакции по такому правилу, как монетарные шоки. Наиболее известным исследованием в этом направлении считается работа (Taylor, 1993), в которой сформулировано правило Тейлора, а из недавних — (Arias et al., 2019). В настоящее время такой подход активно развивается в контексте моделей общего равновесия, описывающих динамику всей экономики. В то же время возможности выделить такое правило ограничены следующими обстоятельствами. Во-первых, центральные банки редко механически следуют простым правилам, в силу чего в реальных данных это правило проявляется недостаточно устойчиво, чтобы его можно было точно идентифицировать, что приводит к неточной идентификации и самих монетарных шоков. Во-вторых, по замечанию Svensson (1999), оптимальная монетарная политика должна принимать во внимание не только текущие, но и будущие экономические условия, что, с одной стороны, усложняет задачу описания монетарной политики в виде простого эмпирического правила, а с другой стороны, усиливает проблему разделения причины и следствия. В-третьих, центральные банки могут пересматривать подходы к проведению монетарной политики по собственным соображениям или под давлением внешних обстоятельств. Например, при анализе монетарной политики ФРС США часто выделяют различные периоды в зависимости от действовавшего на тот момент руководителя. С другой стороны, ставка по правилу Тейлора, оцененного по данным на конец 20 века, после 2007 г. часто становилась отрицательной, что не может быть реализовано по институциональным причинам. Необходимость учета проблемы нулевой нижней границы обуславливает изменения в проводимой монетарной политике и поиск альтернативных путей определения монетарных шоков.

Наконец, еще одно направление методологии использует финансовые данные для идентификации монетарных шоков. Влияние монетарной политики на финансовый рынок существенно. Из недавних работ, объясняющих этот феномен, можно выделить (Caballero, Simsek, 2022). Если финансовый рынок эффективен, то его участники мгновенно учитывают всю релевантную информацию в момент ее появления и своими действиями приводят к изменению цен (традиция использования ожиданий в макроэкономическом анализе восходит к (Lucas, 1972)). Поскольку монетарные шоки предполагаются непредсказуемыми для участников финансового рынка, их реализация приводит к возникновению «монетарного сюрприза» (т.е. расхождению фактического решения по монетарной политики с ожидаемым участниками финансового рынка по терминологии статьи (Faust et al., 2004)) и пересмотру цен и доходностей широкого круга финансовых активов. Если при этом участники финансового рынка имеют доступ ко всей информации, учитываемой центральным банком, и понимают его реакцию на эту информацию, то источником неопределенности в решении для участников финансового рынка остаются только монетарные шоки. В этом случае монетарные шоки совпадают с монетарными сюрпризами и могут быть эмпирически выделены.

Одна из первых работ, использующих этот механизм — статья (Kuttner, 2001), в которой используются данные по изменению цен на финансовые активы в течение 30-минутного окна вокруг времени объявления решения ФРС США по монетарной политике для идентификации монетарных шоков.

Любое нарушение предпосылок метода на основе временных окон заставляет сомневаться в его успехе. Например, отклонения от эффективности рынка приводят к невозможности опираться на этот подход. Хотя эта проблема не стоит остро для США или Еврозоны с их развитыми финансовыми рынками с большой ликвидностью, она может возникнуть при анализе других рынков. Однако даже в случае США в литературе активно рассматривается другая проблема, связанная с информационным неравенством ФРС США и участников финансового рынка. Наличие конфиденциальной информации, доступной только центральным банкам, но не широкому кругу участников финансового рынка, а также разные возможности в обработке имеющейся информации (например, у участников финансового рынка может быть меньше возможностей прибегать к сложному моделированию экономики, чем у центральных банков) приводит к тому, что часть монетарных сюрпризов может вызываться не монетарными шоками, а быть проявлением информационного неравенства. При этом в эмпирических исследованиях некорректность замены монетарных шоков монетарными сюрпризами приводит к многочисленным проблемам, получившим общее название информационных эффектов (например, (Nakamura, Steinsson, 2018; Jia, 2023)). В частности, импульсные отклики макроэкономических переменных на монетарный шок могут иметь противоречащие теории знак или амплитуду. Частым проявлением является проблема загадки цен (*price puzzle*), при которой инфляция в ответ на сдерживающий монетарный шок не снижается, а ускоряется. Проблема разграничения монетарных шоков и монетарных сюрпризов подробнее изучалась в ряде недавних работ (Jarociński, Karadi, 2019; Miranda-Agrippino, Ricco, 2021).

С целью обойти ограничения конвенциональных эмпирических подходов разрабатываются новые методы устранения эндогенного смещения. Одним из таких методов, успешно зарекомендовавших себя в элиминировании информационного эффекта с сохранением относительной простоты и аналитической прослеживаемости, стал метод идентификации посредством гетероскедастичности (Rigobon, 2003). Применяя его, Bu et al. (2021) получили оценки монетарных шоков ФРС США, свободные от информационного эффекта.

Они использовали данные о временной структуре номинальных доходностей государственных облигаций, т.е. опирались на ряд доходностей облигаций с различным сроком до погашения. Использование всей совокупности доходностей, а не только краткосрочных, позволило авторам корректнее идентифицировать монетарные шоки. Теоретическое обоснование использования всей кривой доходности для выделения монетарных шоков и моделирование ее связи с монетарными сюрпризами опирается на ряд работ, например, (Hanson et al., 2017; Kaminska et al., 2021).

В настоящей работе этот метод адаптируется для российских данных. Поскольку основные предпосылки, требуемые для валидности и корректности использования подхода (Bu et al., 2021), во многом справедливы и для российского финансового рынка, авторы считают возможным его применить.

Отметим ряд российских работ в этом направлении. Tishin (2019), Банникова и Пестова (2021) успешно использовали данные финансовых рынков для оценки шоков денежно-кредитной политики Банка России и последующей оценки их влияния на различные показатели российской экономики. Однако в их оценках проявляется загадка цен, что обычно рассматривают как противоречащий теории результат, потенциально вызванный непреодоленным эндогенным смещением. Кроме того, Абрамов и др. (2022), проанализировав влияние монетарных шоков на доходности облигаций и другие инструменты, получили оценки, не содержащие price puzzle. К сожалению, в их результатах содержатся некоторые свойства, которые трудно объяснить без привлечения сильных предположений. В частности, чувствительность ставок оказалась не монотонной по сроку до погашения.

В отличие от рассмотренных исследований, методология идентификации посредством гетероскедастичности опирается на более слабый набор предпосылок. Полученные результаты легко интерпретируются и в целом согласуются с теорией. При этом не предполагается построение отдельной теоретической модели или использование сильных предположений, вытекающих из теоретических моделей, о свойствах монетарного шока и реакции доходностей на него. Поэтому дискуссия о причинах монетарных сюрпризов, их классификации, необходимости различения типов монетарных шоков остается вне рамок данной работы.

Статья организована следующим образом. В разделе 2 раскрывается метод идентификации посредством гетероскедастичности. Раздел 3 характеризует использованные данные, раздел 4 содержит описание результатов, в разделе 5 приведены результаты проверки робастности, а раздел 6 завершает работу, подводя ее итоги.

2. Эмпирическая методология

2.1. Идентификация посредством гетероскедастичности

Эконометрическая стратегия данного исследования, как и (Bu et al., 2021), основана на идентификации посредством гетероскедастичности. Этот подход позволяет получить состоятельные оценки коэффициентов регрессий с эндогенными регрессорами в условиях гетероскедастичности специального вида. Он был впервые предложен в (Rigobon, 2003) и хорошо зарекомендовал себя в задачах, где существует проблема эндогенности и эндогенного смещения, например, при оценке систем одновременных уравнений, структурных векторных авторегрессий и т.д. (Rigobon, Sack, 2003).

Рассмотрим модель линейной регрессии (в отклонениях от среднего), где регрессор x_t подвержен ошибкам измерения (errors-in-variables):

$$y_t = \beta x_t^* + \varepsilon_t, \quad x_t = x_t^* + u_t.$$

Обычно в такой модели рассматривается диагональная вариационно-ковариационная матрица для величин x_t^* , u_t и ε_t :

$$V \begin{pmatrix} x_t^* \\ u_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_x^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_u^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix}.$$

Известно, что в такой модели OLS-оценка коэффициентов является несостоятельной и смещенной (к нулю):

$$\text{plim } \hat{\beta} = \frac{\text{Cov}(y_t, x_t)}{V(x_t)} = \frac{\text{Cov}(y_t, x_t^* + u_t)}{V(x_t^* + u_t)} = \frac{\text{Cov}(\beta x_t^* + \varepsilon_t, x_t^*)}{V(x_t^* + u_t)} = \beta \frac{V(x_t^*)}{V(x_t^* + u_t)}.$$

Несмотря на то что OLS-оценка $\hat{\beta}$ занижена (по абсолютной величине), у нее все еще сохраняется интерпретация в качестве оценки истинной величины β снизу. Таким образом, OLS-оценка, не являясь состоятельной, содержит в себе достаточно информации для интервальной идентификации неизвестного коэффициента в модели errors-in-variables.

Тем не менее, существует несколько способов состоятельно оценить коэффициент для x_t^* : метод инструментальных переменных, обобщенный метод моментов с привлечением моментов более высоких порядков, оценка с опорой на негауссовость распределения x_t^* , оценка с априорной информацией о соотношении σ_x^2 и σ_ε^2 (signal-to-noise ratio, или reliability ratio) и т.д.

Rigobon (2003) предложил метод, позволяющий получить состоятельные оценки в следующем специальном случае. Пусть наблюдается бинарная переменная $s_t \in \{-1, 1\}$, при этом условные дисперсии x_t^* разные при $s_t = -1$ и $s_t = 1$, а условные дисперсии u_t и ε_t постоянны:

$$V(x_t^* | s_t = 1) = \sigma_+^2 > V(x_t^* | s_t = -1) = \sigma_-^2, \quad V(u_t | s_t) = \sigma_u^2, \quad V(\varepsilon_t | s_t) = \sigma_\varepsilon^2.$$

Иными словами, рассматривается случай модели errors-in-variables с двухрежимной гетероскедастичностью величины x_t^* при гомоскедастичности u_t и ε_t . В этом случае вариационно-ковариационная матрица совместного распределения наблюдаемых величин (y_t, x_t) тоже зависит от s_t :

$$V \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} \Big|_{s_t = -1} = \begin{bmatrix} \beta^2 \sigma_-^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \beta \sigma_-^2 \\ \beta \sigma_-^2 & \sigma_-^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix}, \quad V \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} \Big|_{s_t = 1} = \begin{bmatrix} \beta^2 \sigma_+^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \beta \sigma_+^2 \\ \beta \sigma_+^2 & \sigma_+^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix}.$$

Межрежимная разность матриц составляет (с обозначением $\delta = \sigma_+^2 - \sigma_-^2$)

$$\Delta V = V \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} \Big|_{s_t = 1} - V \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} \Big|_{s_t = -1} = \begin{bmatrix} \beta^2 \sigma_+^2 - \beta^2 \sigma_-^2 & \beta \sigma_+^2 - \beta \sigma_-^2 \\ \beta \sigma_+^2 - \beta \sigma_-^2 & \sigma_+^2 - \sigma_-^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta^2 & \beta \\ \beta & 1 \end{bmatrix} \delta.$$

Рассмотрим отношение элементов ΔV_{12} и ΔV_{22} и выведем соответствующую оценку коэффициента β :

$$\frac{\Delta V_{12}}{\Delta V_{22}} = \frac{\Delta \text{Cov}(y_t, x_t)}{\Delta V(x_t)} = \frac{\text{Cov}(y_t, x_t | s_t = 1) - \text{Cov}(y_t, x_t | s_t = -1)}{V(x_t | s_t = 1) - V(x_t | s_t = -1)} = \beta,$$

$$\hat{\beta} = \frac{\widehat{\text{Cov}}(y_t, x_t | s_t = 1) - \widehat{\text{Cov}}(y_t, x_t | s_t = -1)}{\widehat{V}(x_t | s_t = 1) - \widehat{V}(x_t | s_t = -1)}.$$

Несложно показать, что эта оценка по форме совпадает с оценкой по методу инструментальных переменных. Пусть число наблюдений при $s_t = 1$ и при $s_t = -1$ одинаковое. В этом случае

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= \frac{\widehat{\text{Cov}}(y_t, x_t | s_t = 1) - \widehat{\text{Cov}}(y_t, x_t | s_t = -1)}{\widehat{V}(x_t | s_t = 1) - \widehat{V}(x_t | s_t = -1)} = \frac{\sum_{s_t=1} y_t x_t - \sum_{s_t=-1} y_t x_t}{\sum_{s_t=1} x_t^2 - \sum_{s_t=-1} x_t^2} = \\ &= \frac{\sum s_t y_t x_t}{\sum s_t x_t^2} = \frac{\widehat{\text{Cov}}(y_t, s_t x_t)}{\widehat{\text{Cov}}(x_t, s_t x_t)} = \frac{\widehat{\text{Cov}}(y_t, iv_t)}{\widehat{\text{Cov}}(x_t, iv_t)}. \end{aligned}$$

Последнее выражение представляет собой оценку исходной регрессии методом инструментальных переменных, где в качестве инструмента используется переменная

$$iv_t = s_t x_t = \begin{cases} x_t, & \text{если } s_t = 1, \\ -x_t, & \text{если } s_t = -1. \end{cases}$$

Таким образом, предпосылка о гетероскедастичности специального вида, описанного выше, позволяет сконструировать вспомогательную переменную iv_t , которая является хорошим инструментом. Несложно показать валидность и релевантность инструмента iv_t :

$$\text{Cov}(x_t, iv_t) = E(s_t x_t^2) = E(x_t^2 | s_t = 1) - E(x_t^2 | s_t = -1) = \sigma_+^2 + \sigma_u^2 - \sigma_-^2 - \sigma_u^2 = \delta > 0,$$

$$\text{Cov}(u_t, iv_t) = E(s_t x_t u_t) = E(x_t u_t | s_t = 1) - E(x_t u_t | s_t = -1) = \sigma_u^2 - \sigma_u^2 = 0.$$

Отметим, что метод тем эффективнее, чем больше разность δ условных дисперсий x_t^* в двух режимах, от нее зависит сила сконструированной инструментальной переменной. Хотя напрямую величина δ не наблюдается и не может быть оценена, существует возможность косвенного подтверждения ее отличия от нуля. Если $\delta = 0$, то, при прочих равных условиях, отсутствует разница условных дисперсий переменной x_t в двух режимах. Если же $V(x_t | s_t = 1) > V(x_t | s_t = -1)$, то либо $V(x_t^* | s_t = 1) > V(x_t^* | s_t = -1)$, либо $V(u_t | s_t = 1) > V(u_t | s_t = -1)$.

Добавим, что использование отношения ΔV_{12} к ΔV_{22} — не единственный возможный путь к идентификации β . Например, из пары элементов ΔV_{11} и ΔV_{12} , а также ΔV_{11} и ΔV_{22} можно вывести альтернативные оценки:

$$\beta = \frac{\Delta V_{11}}{\Delta V_{12}} = \frac{\Delta V(y_t)}{\Delta \text{Cov}(y_t, x_t)} \quad \text{или} \quad \beta = \sqrt{\frac{\Delta V_{11}}{\Delta V_{22}}} = \sqrt{\frac{\Delta V(y_t)}{\Delta V(x_t)}}.$$

Помимо прочего, это говорит о переидентифицированности модели. Bu et al. (2021) в качестве проверки робастности своих результатов рассматривали эти альтернативные оценки, однако нашли их менее надежными (t -статистика в тесте на значимость оказывается гораздо меньше). В настоящем исследовании также проводится аналогичная проверка и подтверждается меньшая информативность альтернативных отношений.

Хотя Bu et al. (2021) рассматривали случай одинакового числа наблюдений в классах $s_i = 1$ и $s_i = -1$, можно рассматривать и более общий случай несбалансированности. Пусть общее число наблюдений равно n , а отдельно по каждому классу — n_+ и n_- . Способ идентификации параметра β на основе разности вариационно-ковариационных матриц наблюдений (y_i, x_i) остается неизменным, а формула инструментальной переменной принимает вид

$$iv_i = \begin{cases} \frac{n}{2n_+} x_i, & \text{если } s_i = 1, \\ -\frac{n}{2n_-} x_i, & \text{если } s_i = -1. \end{cases}$$

Несложно проверить, что при этом сохраняются все требуемые свойства инструментов.

2.2. Чувствительность ставок к монетарным шокам

Главный объект интереса в данном исследовании — чувствительность ставок к монетарным шокам — будет рассматриваться в рамках подхода (Bu et al., 2021) и соответствующих предположений.

Пусть i_t — ставка монетарной политики, а r_{nt} — доходности (бескупонных) облигаций, где n — срок до погашения, а t — рассматриваемый момент времени.

Предположение 1. Изменение ставки монетарной политики Δi_t состоит из двух ненаблюдаемых компонентов — монетарного шока m_t и дополняющей части u_t , которая включает в себя все прочие причины изменения ставки (в том числе предсказуемые изменения, изменения нейтрального уровня ставки, инфляционных ожиданий и т. п.), т. е.

$$\Delta i_t = \alpha_0 + m_t + u_t.$$

Иными словами, монетарный шок нормируется, имеет размерность ставки монетарной политики, единичный монетарный шок приводит к росту ставки в соотношении 1:1.

Предположение 2. Доходности облигаций различных сроков могут меняться вследствие как монетарного шока, так и других причин:

$$\Delta r_{nt} = \alpha_n + \beta_n m_t + \varepsilon_{nt}.$$

Чувствительность доходности к монетарному шоку, исследуемая в данной статье, заранее не ограничивается и определяется параметром β_n . Хотя из теоретических представлений предполагается, что β_n близка к 1 при малых n и монотонно убывает до нуля с ростом срока, мы представляем возможность самим данным выявить такое свойство. Константы α_0 и α_n добавлены в уравнения для учета возможных линейных трендов, а случайные величины m_t , u_t и ε_{nt} полагаются центрированными, т. е. $E(m_t) = E(u_t) = E(\varepsilon_{nt}) = 0$.

Ясно, что оценка коэффициентов уравнения $\Delta r_{nt} = \alpha_n + \beta_n m_t + \varepsilon_{nt}$ в такой формулировке невозможна из-за ненаблюдаемости монетарного шока m_t . В то же время, из уравнения $\Delta i_t = \alpha_0 + m_t + u_t$ очевидно, что Δi_t является прокси-переменной монетарного шока. Таким образом, возникает структура линейной регрессии с регрессором, наблюдаемым с ошибкой измерения, причем в роли истинного регрессора выступает m_t , наблюдаемого прокси — Δi_t , а ошибки измерения — u_t .

Для применения метода идентификации посредством гетероскедастичности (Rigobon, 2003), рассмотренного в разделе 2.1, необходимо установить два режима для дисперсии монетарного шока m_t . Это можно сделать из следующих соображений. Решения по денежно-кредитной политике чаще всего принимаются в особые дни (например, в случае Банка России — на заседаниях Совета директоров 8 раз в год). Обозначим подмножество таких дней принятия решения через M и выберем равновеликое подмножество (с таким же числом дней) NM из числа прочих дней. Например, удобно использовать дни, предшествующие дням принятия решения — в случае многих центральных банков такие дни попадают в периоды так называемых «недель тишины», когда центральные банки стремятся не давать публичных сигналов и вообще какой-либо информации о принимаемом решении. С учетом этих институциональных условий логично предположить, что вероятность реализации сколько-нибудь значительного монетарного шока выше в дни принятия решений M и не очень велика в дни ограничения информационного взаимодействия NM . Поэтому оправдано следующее предположение.

Предположение 3. Условная дисперсия монетарного шока m_t возрастает в дни принятия решений:

$$V(m_t|M) > V(m_t|NM).$$

Для того чтобы метод идентификации посредством гетероскедастичности давал состоятельные оценки коэффициентов, остается дополнительно сделать еще одно предположение.

Предположение 4. Прочие шоки (ставки монетарной политики u_t и доходностей ε_{nt}) не коррелированы с монетарным шоком, а их условные дисперсии постоянны вне зависимости от того, принимается ли в этот день решение или нет:

$$E(m_t u_t) = E(m_t \varepsilon_{nt}) = 0, \quad V\left(\begin{matrix} u_t \\ \varepsilon_t \end{matrix} \middle| M\right) = V\left(\begin{matrix} u_t \\ \varepsilon_t \end{matrix} \middle| NM\right).$$

Отметим, что никаких предпосылок о (не)зависимости между шоками u_t и ε_{nt} , а также между шоками ε_{it} и ε_{jt} в данном методе не предполагается. В Приложении показано (с обобщением результатов (Bu et al., 2021)), что, например, корреляция u_t и ε_{nt} никак не влияет на оценки рассматриваемого метода. Кроме того, поскольку каждый срок до погашения n рассматривается в рамках отдельной регрессии, какие-либо соотношения между доходностями различных шоков тоже не сказываются на состоятельности оценок. Таким образом, метод устойчив к действию любых факторов, влияющих на совокупность доходностей различных сроков, а также факторов, влияющих одновременно на доходности и на ставку монетарной политики. Например, изменение нейтральной ставки или инфляционных ожиданий, не будучи монетарным шоком, может сказываться как на доходностях облигаций, так и на ставке монетарной политики, что не противоречит сделанным предпосылкам. Аналогично, увеличение премии за временной риск, сказывающейся на доходностях облигаций сразу нескольких сроков погашения, может обусловить положительную корреляцию ε_{nt} для разных n , что также не запрещается предпосылками.

При справедливости Предположений 1–4 возможно состоятельно оценить меру чувствительности доходностей облигаций β_n к монетарному шоку с помощью метода идентификации посредством гетероскедастичности.

Заметим, что сформулированные предположения слабее, чем обычно делается в литературе. Например, монетарные шоки могут происходить не только в дни принятия решений, но и в остальные дни. В день принятия решения ставки монетарной политики и доходности могут изменяться как из-за монетарного шока, так и под воздействием других факторов. Более того, монетарные шоки не обязаны доминировать в эти дни (т.е. объяснять значительную долю дисперсии наблюдаемого изменения), поскольку не предлагается, что монетарный шок является ведущей причиной изменения ставки монетарной политики или доходностей в день принятия решения. Из последнего следует, в частности, что монетарный шок может не покрываться первыми главными компонентами кросс-секции изменений доходностей и цен финансовых инструментов, т.е. может не быть ключевым фактором совместной динамики этих активов. Отметим, что многие из имеющихся исследований явно или неявно опирались на те или иные предпосылки из вышеперечисленных.

С другой стороны, ряд новых предпосылок по сути позволяет рассматривать две подвыборки — дней принятия решений и предшествующих дней — как группу воздействия и группу контроля, что является стандартным подходом в анализе экспериментальных и квазиэкспериментальных данных. Поскольку группы отличаются только дисперсией монетарного шока, а остальные моментные характеристики полагаются идентичными, видимые различия в наблюдаемых моментах двух подвыборок можно обусловить причинно-следственным действием монетарных шоков.

Итак, эмпирическая стратегия настоящего исследования следующая.

1. Определить дни заседаний Совета директоров Банка России, на которых принимались решения по ключевой ставке.
2. Для каждого дня зафиксировать дневные изменения ставки монетарной политики и доходностей облигаций различных сроков — как в день принятия решения, так и в предшествующий ему день (со сдвигом на один или несколько дней).
3. Рассматривая дни принятия решений как подвыборку с повышенной дисперсией монетарного шока, а предшествующие дни — как подвыборку с пониженной дисперсией, применить к уравнению регрессии метод идентификации посредством гетероскедастичности. Для этого оценить регрессию дневных изменений доходностей на дневное изменение ставки монетарной политики с использованием инструмента, сконструированного из ряда дневных изменений ставки монетарной политики, взятых с тем же знаком в дни принятия решений и с противоположным знаком в предшествующие дни.
4. Для удобства анализа нормировать реакцию доходностей на шок ставки монетарной политики величиной в 0.25 п. п.

3. Данные

В настоящей работе рассматривается современный период проведения денежно-кредитной политики Банка России, характеризующийся выбором ключевой ставки в качестве инструмента и объявленной целью по инфляции. Поэтому для исследования выбран период с сентября 2013 г., когда была введена ключевая ставка, по апрель 2023 г. Этот интервал включает в себя несколько циклов снижения и повышения ключевой ставки и может рассматриваться как достаточно репрезентативный для целей исследования.

За этот период Совет директоров провел 58 заседаний, на которых принимались решения по ключевой ставке (Банк России, 2022). В их число не входит внеплановое заседание 28.02.2022 (на котором ставка была поднята до 20%), т.к. торговля финансовыми инструментами была ограничена и данные по доходностям облигаций отсутствуют, что делает использование предлагаемой авторами методологии невозможным. Аналогично трактуется заседание 16.12.2014 (ставка была поднята до 17%), которое тоже выделяется из общей совокупности величиной изменения ставки и внеплановым характером. Кроме того, принятые на этих заседаниях решения, скорее всего, были обусловлены не столько монетарным шоком, сколько реакцией Банка России на резко изменившиеся условия, т.е. с точки зрения макроэкономического моделирования вызваны, скорее, шоками нейтральной ставки или информации, нежели монетарным шоком. Например, решение 2014 г. было на тот момент самым значительным повышением ставки, предпринятым в ответ на ослабление курса рубля и усиление проинфляционных рисков. Вполне вероятно, что именно на примере этого заседания участники финансового рынка впервые получили представление о новом режиме монетарной политики, о приоритетах Банка России в рамках инфляционного таргетирования. В 2022 г. усиление страновых рисков и изменение режима движения капитала и международной торговли были значительными изменениями экономической ситуации. Это могло привести как к изменению нейтральной ставки, так и к пересмотру прогнозов экономической ситуации Банка России, раскрытие которых могло создавать информационный эффект.

В качестве ставки монетарной политики рассматривается ставка RUONIA. В рассматриваемый период она считается общепризнанным индикатором денежного рынка, на который, в частности, ориентируется и Банк России. В качестве доходности облигаций рассматривается кривая бескупонной доходности ОФЗ, рассчитываемая по данным Мосбиржи и публикуемая на сайте Банка России. Для рассмотрения выбраны стандартные сроки — 3, 6 и 9 месяцев, 1, 2, 3, 5, 7, 10, 15, 20 и 30 лет.

Графики отдельных ставок представлены на рис. 1, а в табл. 1 приведены описательные

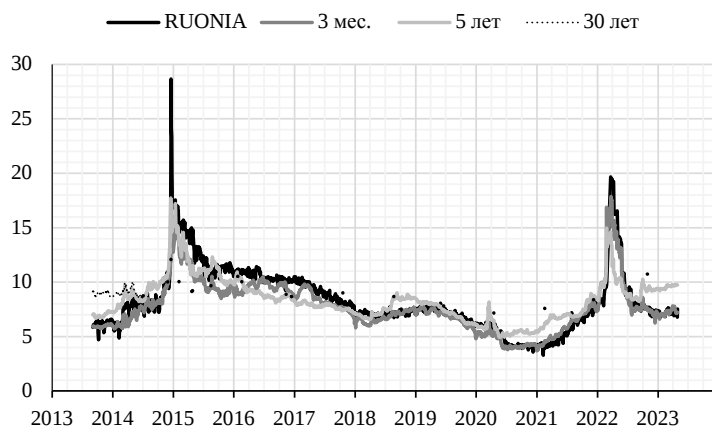


Рис. 1. Динамика ставки RUONIA и бескупонных доходностей ОФЗ на отдельные сроки

статистики ставок и их первых разностей. Показаны ставки только по трем срокам (наименьшему, медианному и наибольшему из использованных) в диапазоне 01.09.2013–30.04.2023.

Таблица 1. Описательные статистики динамики ставок

	Ставка							
	RUONIA		ОФЗ 3 месяца		ОФЗ 5 лет		ОФЗ 30 лет	
Среднее	8.20	0.00	7.67	0.00	8.30	0.00	8.80	0.00
95% квантиль	14.01	0.30	11.86	0.21	11.46	0.15	11.10	0.15
75% квантиль	10.02	0.07	9.10	0.05	9.34	0.04	9.28	0.04
Медиана	7.58	0.00	7.38	0.00	8.18	0.00	8.81	0.00
25% квантиль	6.62	-0.08	6.25	-0.05	7.01	-0.04	8.03	-0.05
5% квантиль	4.20	-0.31	4.19	-0.23	5.43	-0.14	6.86	-0.15
Стандартное отклонение	2.85	0.38	2.24	0.27	1.89	0.18	1.22	0.15
ACF(1)	—	0.16	—	-0.27	—	-0.16	—	-0.01
Корреляция	—	—	0.95	0.24	0.85	0.18	0.60	0.17
Коэффициент регрессии	—	—	0.75	0.17	0.56	0.09	0.26	0.07

Примечание. Для каждой ставки левый столбец соответствует уровням ставок, а правый — их дневным изменениям. В трех последних строках указаны автокорреляция 1-го порядка, корреляция между ставкой и RUONIA и коэффициент парной регрессии данной ставки на ставку RUONIA.

Стоит отметить ряд закономерностей, проявляющихся в рассматриваемых рядах. Во-первых, они содержат общий тренд (стохастический). Ряды нестационарны, в то же время динамика первых разностей не содержит стохастических трендов. Во-вторых, разброс значений уменьшается с увеличением срока — динамика доходностей облигаций на длинные сроки более персистентна, изменения ставок характеризуются меньшей дисперсией. В-третьих, корреляция дневных изменений доходностей и ставки монетарной политики убывает с увеличением срока. То же самое можно сказать и в отношении коэффициентов парной регрессии. Добавим, что эти факты согласуются с теоретическими предположениями.

Необходимо отметить внутрисуточные особенности измерения доходностей и ставок. Данные о ходе торгов ОФЗ, по которым рассчитывается кривая бескупонной доходности, предоставляются на конец рабочего дня (см. сайт Московской биржи³). Ставка RUONIA рассчитывается по состоянию на 12:30. Объявление решения, принятого на заседании Совета директоров, обычно происходит в 13:30. Иногда после публикации пресс-релиза, содержащего информацию о принятом решении и рассмотренных аргументах, проводится пресс-конференция, в ходе которой участники финансового рынка могут получать дополнительную информацию о принятом решении. Это означает, что необходимо по-разному подходить к формированию дневных изменений ставки и доходностей. Например, если объявление решения происходит в пятницу, в 13:30, то оно может отразиться на изменении доходностей ОФЗ на конец пятницы по сравнению с концом четверга, но выразится в движении ставки RUONIA в понедельник по сравнению с пятницей. Исходя из этого, формируем данные так:

$$\Delta i_{2023-03-17} = RUONIA_{2023-03-20} - RUONIA_{2023-03-17},$$

$$\Delta r_{n,2023-03-17} = OFZ_{n,2023-03-17} - OFZ_{n,2023-03-16}.$$

³ <https://www.moex.com/>.

При таком подходе интервалы Δi_t и Δr_{nt} становятся несинхронными и пересекающимися лишь частично — по временному отрезку с 12:30 до окончания торгов в 18:40. Отрезок рабочего дня с начала торгов в 10:00 до 12:30 текущего дня входит только в промежуток измерения Δr_{nt} , тот же отрезок следующего дня — только в промежуток измерения Δi_t . Таким образом, пересекающаяся часть интервалов измерения Δi_t и Δr_{nt} меньше каждого из них. Теоретически корректным было бы рассмотрение синхронизированных отрезков времени и для ставки RUONIA, и для кривой бескупонной доходности ОФЗ. Например, Погорелова и Пересецкий (2020), рассматривая динамику финансовых инструментов, торгуемых на разных биржах и, следовательно, различающихся интервалами между началом и окончанием торгов, явно моделируют возникающую несинхронность наблюдений и, в том числе, приходят к выводу о различающейся роли интервалов внутри одного дня. Однако такой подход требует доступа к внутрисуточным данным, что не представляется возможным в рамках нашей задачи. Поэтому в данной работе авторы придерживаются стратегии, описанной в предыдущем разделе, а для проверки робастности результатов дополнительно рассматривают расширенные двухдневные интервалы для Δi_t и Δr_{nt} , для которых относительная продолжительность общей части больше, чем для однодневных. А именно, относительная длина «общей» части увеличивается до 88%, а относительная длина непересекающихся частей уменьшается вдвое.

Рассмотрим теперь динамику условных стандартных отклонений переменных Δi_t и Δr_{nt} в относительном времени, т.е. по отношению ко дню заседания Совета директоров. Графическое представление показано на рис. 2, а отдельные статистики приведены в табл. 2.

На рисунке период «0», выделенный темно-серым цветом, соответствует дню заседания Совета директоров, «-1» — предшествующий день, «1» — следующий день и т.д. Светло-серым выделены дни «недели тишины», при котором внешние коммуникации Банка России ограничены.

Налицо увеличение дисперсии изменений доходностей и ставки RUONIA в дни принятия решения. В такие дни выборочное стандартное отклонение достигает максимума и превышает вдвое–втрое аналогичный уровень недель ранее и на протяжении всей «недели тишины». Кроме того, стандартное отклонение рядов в среднем снижается с увеличением срока. Эти факты согласуются с предположениями, рассмотренными в разделе 2, хотя и не являются их окончательным подтверждением. Действительно, наблюдаемая

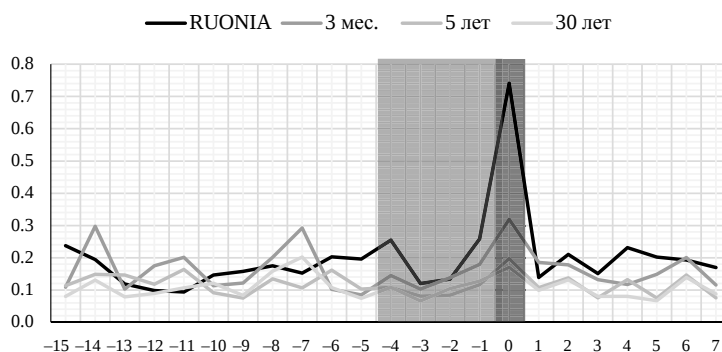


Рис. 2. Стандартные отклонения ставки RUONIA и бескупонных доходностей ОФЗ на отдельные сроки по отношению ко дню заседания Совета директоров

Таблица 2. Стандартные отклонения ставки RUONIA и бескупонных доходностей ОФЗ на отдельные сроки по отношению к дню заседания Совета директоров

День	Ставка			
	RUONIA	ОФЗ 3 месяца	ОФЗ 5 лет	ОФЗ 30 лет
–10	0.14	0.11	0.09	0.08
–5	0.20	0.09	0.10	0.07
–4	0.25	0.15	0.11	0.11
–3	0.12	0.10	0.08	0.07
–2	0.13	0.14	0.08	0.10
–1	0.26	0.18	0.12	0.13
0	0.74	0.32	0.20	0.17
1	0.14	0.19	0.11	0.10
2	0.21	0.18	0.14	0.13
3	0.15	0.13	0.08	0.08
4	0.23	0.12	0.13	0.08
5	0.20	0.15	0.08	0.06

условная дисперсия — как Δi_t , так и Δr_{nt} — в день принятия решения существенно выше, чем в предшествующие дни. В рамках нашей модели (Предположения 1–4) это может происходить за счет увеличения условной дисперсии монетарного шока, либо за счет других шоков. Эмпирическая стратегия основана на том, что увеличение вызвано именно монетарным шоком.

Для применения метода идентификации посредством гетероскедастичности необходимо сформировать выборку из двух подвыборок M и NM , которые будут использоваться в оценке регрессий. В качестве подвыборки M используется 58 дней заседаний Совета директоров Банка России (обычно это пятницы). Заседание от 16.12.2014 в расчетах не участвует. Для формирования подвыборки NM используется сдвиг на неделю, т.е. рассматриваются пятницы недель, предшествующих неделям заседаний Совета директоров. Это соответствует подходу (Bu et al., 2021), а также уменьшает возможные риски искажения оценок за счет внутрисезонной сезонности. Помимо сформированной таким образом подвыборки NM , для проверки робастности рассматриваются альтернативные критерии формирования со сдвигом на 1 день и на 2 дня, подвыборки NM_1 и NM_2 соответственно. Кроме того, используется подвыборка NM_+ , в которую входят пять дней, предшествующих дню заседания. В последнем случае возникают неравные по числу элементов подвыборки, что выходит за рамки методологии (Bu et al., 2021), однако такое рассмотрение возможно с учетом изложенного в разделе 2 способа.

Рассмотрим основные особенности подвыборок M и NM . Описательные статистики приведены в табл. 3, а рис. 3 их иллюстрирует.

В данных видны три ключевые закономерности. Во-первых, дисперсия дневных изменений доходностей уменьшается с увеличением срока. Это было видно и на рис. 1 и отражает более персистентный характер динамики долгосрочных доходностей. Во-вторых, условная дисперсия всех доходностей существенно выше в подвыборке M для каждого срока, что тоже было видно ранее на рис. 2. Новым, однако, является факт значительного снижения (с увеличением срока) условной дисперсии в подвыборке M при незначительном ее изменении в подвыборке NM . Это еще одно наблюдаемое явление, согласующееся с представлением о том, что именно монетарный шок ответственен за увеличение дисперсии в дни принятия

Таблица 3. Описательные статистики основной выборки

Изменение ставки	Выборка $M + NM$					M		NM	
	Среднее	Станд. откл.	95% квантиль	50% квантиль	5% квантиль	Среднее	Станд. откл.	Среднее	Станд. откл.
RUONIA	-0.02	0.24	0.26	0.05	-0.01	-0.07	-0.33	0.03	0.26
3 месяца	-0.04	0.24	0.14	0.04	-0.01	-0.07	-0.27	-0.06	0.32
6 месяцев	-0.04	0.21	0.10	0.03	-0.01	-0.07	-0.28	-0.05	0.29
9 месяцев	-0.03	0.20	0.12	0.03	-0.01	-0.07	-0.22	-0.04	0.27
1 год	-0.03	0.19	0.13	0.03	-0.01	-0.06	-0.20	-0.04	0.26
2 года	-0.02	0.18	0.14	0.04	-0.01	-0.05	-0.23	-0.03	0.24
3 года	-0.02	0.17	0.13	0.03	-0.01	-0.05	-0.23	-0.02	0.22
5 лет	-0.02	0.16	0.15	0.03	-0.01	-0.06	-0.24	-0.02	0.20
7 лет	-0.02	0.15	0.14	0.03	-0.01	-0.06	-0.24	-0.02	0.19
10 лет	-0.02	0.14	0.13	0.02	-0.01	-0.06	-0.18	-0.02	0.18
15 лет	-0.02	0.13	0.11	0.03	-0.01	-0.06	-0.15	-0.03	0.17
20 лет	-0.02	0.13	0.12	0.03	-0.01	-0.06	-0.17	-0.03	0.17
30 лет	-0.02	0.13	0.14	0.04	-0.02	-0.07	-0.19	-0.03	0.17

Примечание. Выборка M соответствует 58 дням заседаний СД, NM — дням за неделю (5 дней) до заседаний.

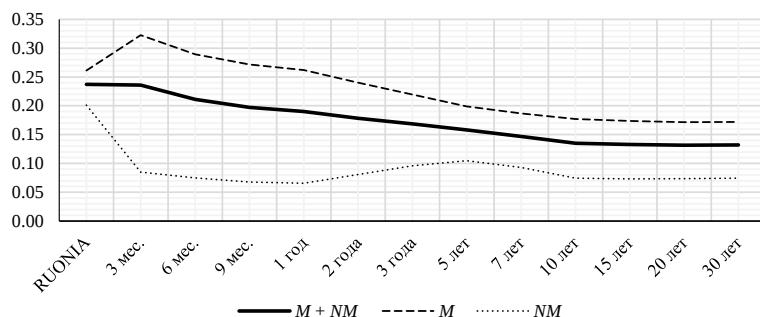


Рис. 3. Стандартные отклонения ставки RUONIA и бескупонных доходностей ОФЗ

решений, т. к. монетарный шок теоретически должен сильнее влиять на краткосрочные доходности, чем на долгосрочные. Разумеется, это не является полноценным доказательством, поскольку дисперсия прочих шоков (помимо монетарного) точно так же может отрицательно зависеть от срока. Однако относительное постоянство дисперсии в подвыборке NM свидетельствует о том, что если дисперсия прочих шоков отрицательно зависит от срока, то это должны быть шоки, возникающие именно в дни принятия решений, а не шоки, равновероятно происходящие в любые дни.

4. Результаты

Теперь рассмотрим оценки коэффициентов чувствительности доходностей к монетарным шокам. Представляется логичным сначала привести результаты регрессий первого шага двухшагового метода наименьших квадратов, а затем — результаты второго. Полученные результаты будут интерпретированы с точки зрения форвардных ставок в разделе 4.3.

4.1. Результаты первого шага

В соответствии с представленной в разделе 3 эмпирической стратегией используется двухшаговый метод наименьших квадратов для оценки уравнения

$$\Delta r_{nt} = \alpha_n + \beta_n \Delta i_t + \varepsilon_{nt},$$

где $\Delta i_t = \alpha_0 + m_t + u_t$ представляет собой прокси-переменную истинного регрессора m_t . В качестве инструментальной используется переменная $iv_t = s_t \Delta i_t$, сконструированная с помощью переменной Δi_t с положительным знаком для подвыборки M и с противоположным знаком для подвыборки NM .

Регрессия первого шага, Δi_t на переменную iv_t , никак не зависит от срока n и потому одинакова для всех доходностей. Результаты представлены в табл. 4, а рис. 4 дает графическую иллюстрацию для двух подвыборок по 58 наблюдениям.

В дополнение к основной оценке для проверки робастности выводов рассматривается альтернативный способ шкалирования монетарного шока, при котором единичный монетарный шок приводит к увеличению доходности облигаций со сроком 3 месяца на 1 п.п. Для этого используется подход, аналогичный основному, где Δi_t заменяется на $\Delta r_{0.25,t}$. Подробнее он обсуждается в разделе 5.2.

Специфический характер формирования инструментальной переменной позволяет интерпретировать рис. 4 следующим образом. Все наблюдения, соответствующие дням заседаний Совета директоров (подвыборка M), располагаются вдоль биссектрисы первого квадранта

Таблица 4. Результаты регрессии первого шага

Регрессия первого шага (выборки M и NM)	Основная оценка	Альтернативная оценка
Константа	-0.04 (0.03)	-0.02 (0.01)
Коэффициент	0.87*** (0.05)	0.86*** (0.05)
R^2	0.7627	0.7580

Примечание. *** — значимость на 1%-ном уровне.

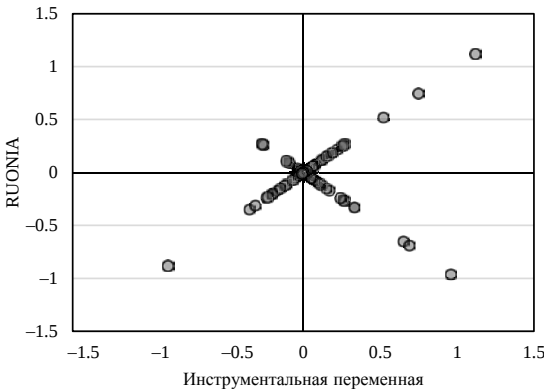


Рис. 4. Изменения ставки RUONIA и инструментальная переменная iv_t

(на прямой $y = x$). Наблюдения за предшествующие дни (подвыборка NM) — на перпендикулярной прямой. Большой разброс наблюдений вдоль первой прямой соответствует большей дисперсии в дни принятия решений.

Результаты регрессии показывают достаточно высокую силу инструмента: F -статистика регрессии достаточно велика (366.5), величина $R^2 = 0.76$ характеризует сильную релевантность. Коэффициент перед инструментальной переменной значим на всех уровнях значимости. Следовательно, переменную можно использовать в качестве инструмента, а в результаты второго шага можно не вносить поправки, обусловленные слабостью инструментов.

4.2. Результаты второго шага

Регрессии второго шага оценивались отдельно по каждому сроку. Приведем ключевые результаты для каждого срока в табл. 5, сопроводив их визуальным представлением на рис. 5.

В таблице 5 основная оценка соответствует регрессии со ставкой RUONIA, альтернативная — с доходностью ОФЗ на срок 3 месяца. Основная с нормировкой получена из основной оценки нормировкой на единичный отклик (1 п.п.) 3-месячной доходности ОФЗ. Отметим, что все оценки являются значимыми на 1%-ном уровне.

При интерпретации результатов регрессии, прежде всего, стоит отметить значимость чувствительности доходностей ОФЗ всех рассмотренных сроков к монетарному шоку. При этом чувствительность монотонно убывает с увеличением срока, что соответствует теоретическим представлениям о влиянии монетарного шока на доходности. Для всех сроков константа оказалась незначимой, что, скорее всего, вызвано отсутствием устойчивых различий в трендах переменных.

На рисунке 5 сплошной линией показана точечная оценка 2SLS, заливкой выделен 95%-ный доверительный интервал для нее, крупным пунктиром — аналогичная оценка OLS, мелким пунктиром — нижняя граница ее 95%-ного доверительного интервала.

По сравнению с оценками OLS, оценки 2SLS ожидаемо оказываются выше, но не значительно. Тест Бу–Хаусмана показывает, что на 5%-ном уровне значимости оценки OLS и 2SLS различны для сроков до 2 лет и статистически незначимо отличаются для сроков от 3 лет и выше. Однако, в отличие от оценок OLS, оценки 2SLS не содержат признаков немонотонности по сроку. Даже с учетом того, что немонотонность, наблюдаемая в оценках OLS в промежутке от 1 до 2 лет, скорее всего, статистически незначима, оценки с использованием инструментальной переменной не содержат и такой немонотонности.

По абсолютной величине чувствительности оценки оказываются сравнительно небольшими. В ответ на единичный монетарный шок (т.е. приводящий к увеличению ставки RUONIA на 1 п.п.) доходности даже на самый короткий срок среди рассматриваемых (3 мес.) увеличиваются всего на 0.30 п.п., что примерно втрое меньше изменения ставки RUONIA. Это противоречит изначальным представлениям о почти единичной чувствительности краткосрочных облигаций.

Одним из возможных объяснений столь невысокой чувствительности может быть следующее. Бескупонные доходности облигаций непосредственно на практике не наблюдаются, а лишь оцениваются на основе рыночных котировок облигаций в соответствии со специально разработанной методологией Московской биржи. Используемый алгоритм расчета, опирающийся на классические работы (Nelson, Siegel, 1987; Diebold et al., 2006), сконструирован

Таблица 5. Результаты регрессии второго шага

Срок	OLS	Основная оценка	Основная с нормировкой	Альтернативная оценка
3 месяца	0.25*** (0.03)	0.31*** (0.04)	1.00 —	1.00 —
6 месяцев	0.21*** (0.03)	0.26*** (0.03)	0.83*** (0.11)	0.87*** (0.05)
9 месяцев	0.19*** (0.03)	0.23*** (0.03)	0.75*** (0.10)	0.79*** (0.05)
1 год	0.19*** (0.03)	0.22*** (0.03)	0.73*** (0.10)	0.74*** (0.05)
2 года	0.20*** (0.02)	0.22*** (0.03)	0.70*** (0.09)	0.65*** (0.05)
3 года	0.18*** (0.02)	0.19*** (0.03)	0.63*** (0.09)	0.56*** (0.06)
5 лет	0.15*** (0.02)	0.16*** (0.03)	0.52*** (0.09)	0.48*** (0.06)
7 лет	0.13*** (0.02)	0.14*** (0.03)	0.46*** (0.08)	0.46*** (0.06)
10 лет	0.12*** (0.02)	0.13*** (0.02)	0.41*** (0.08)	0.45*** (0.05)
15 лет	0.11*** (0.02)	0.11*** (0.02)	0.36*** (0.08)	0.44*** (0.04)
20 лет	0.10*** (0.02)	0.10*** (0.02)	0.34*** (0.08)	0.44*** (0.04)
30 лет	0.09*** (0.02)	0.10*** (0.02)	0.32*** (0.08)	0.43*** (0.04)

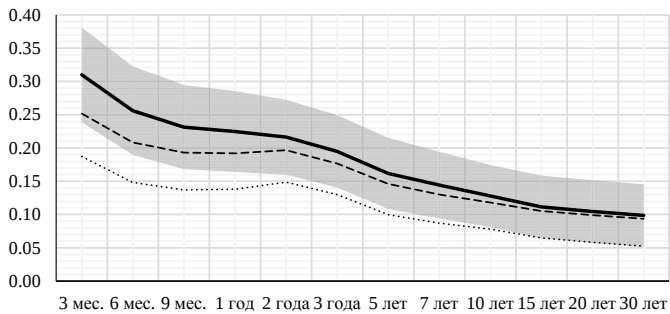


Рис. 5. Чувствительность доходностей ОФЗ на различные сроки к единичному монетарному шоку

таким образом, чтобы снижать чувствительность оценок к ошибкам измерения в исходных данных. Логично предположить, что и реакция на шоки монетарной политики тоже может быть сглажена. Следовательно, заменяя недоступные истинные доходности их доступными оценками, можно получать заниженные значения импульсных характеристик.

Другим объяснением могут быть различные неэффективности реального финансового рынка. Важным предположением многих исследований на основе финансовых данных,

включая настоящее, является гипотеза эффективного рынка. Из нее следует, что участники финансового рынка достаточно оперативно реагируют на общедоступную информацию, что отражается в ценах финансовых активов. Арбитражные возможности при этом не возникают, т.е. отсутствуют как до, так и после получения информации. В действительности предпосылки об оперативности учета информации в ценах и отсутствии арбитража могут быть слишком сильными, в особенности для рынков с пониженной ликвидностью. В этом случае цены и доходности могут длительное время отличаться от фундаментально обоснованных уровней, а подстройка к новому равновесию может происходить долго.

Если же принудительно нормировать отклик переменной на монетарный шок в 1 п.п., переопределив его в единицы доходности ОФЗ на 3 мес., то получим отклики, представленные на рис. 6. На нем сплошной линией показана точечная оценка 2SLS, а заливкой выделен 95%-ный доверительный интервал для нее. Крупным пунктиром показана аналогичная оценка OLS, а мелким пунктиром — нижняя граница ее 95%-ного доверительного интервала.

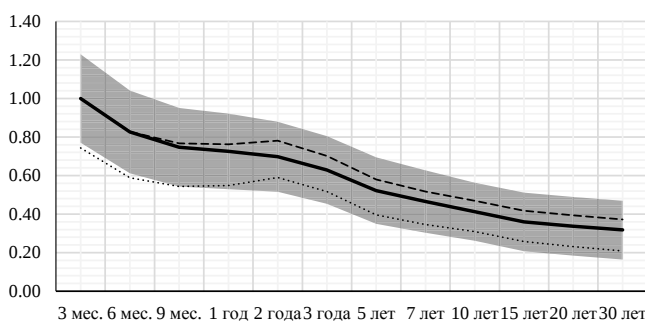


Рис. 6. Чувствительность доходностей ОФЗ на различные сроки к монетарному шоку, нормированному на отклик краткосрочной доходности в 1 п.п.

На рисунке 6 заметно увеличение чувствительности доходности на 2 года по сравнению с доходностью на 1 год. Такой «перелет» является скорее контринтуитивным и противоречащим теоретическим представлениям. По-видимому, такая особенность связана с недостаточно качественным выделением монетарного шока избранной прокси-переменной. Оценки двухшагового МНК устойчивы к данной проблеме.

В сравнении с результатами исследования (Абрамов и др., 2022), оценки 2SLS не показывают значимого отличия от реакции ставок на шок «target» (см. рис. 7). Последний авторы характеризуют как классический шок обычной ДКП, соответствующий изменениям краткосрочных ставок, в противоположность коммуникационному шоку «path», который соответствует «изменениям долгосрочных ставок и [отражает] любую другую возможную информацию о будущей траектории процентных ставок, которая выходит за рамки изменений текущих процентных ставок» (Абрамов и др., 2022, стр. 11). Хотя оценки 2SLS настоящей работы могут казаться предпочтительными из-за более гладкой динамики без «перелетов», отсутствие значимых различий почти на всех сроках, а также практически идентичные реакции краткосрочных ставок свидетельствуют о близости результатов и их устойчивости к изменению методологии.

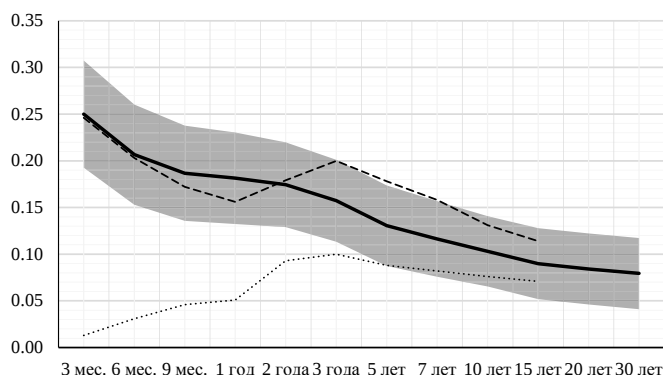


Рис. 7. Сравнение оценок чувствительности с оценками (Абрамов и др., 2022).

Сплошная линия — точечная оценка 2SLS, заливкой выделен 95%-ный доверительный интервал для нее.

Пунктиром показаны оценки из (Абрамов и др., 2022): крупным — к шоку «target», мелким — к шоку «path»

4.3. Чувствительность форвардных ставок

Известно, что кривая бескупонных доходностей позволяет рассчитывать не только текущие доходности инвестиций на определенный срок, но и форвардные доходности, которые отражают ожидаемые доходности будущих периодов, поскольку форвардные доходности можно представить (приближенно) как линейные комбинации текущих доходностей. Например, зная текущие доходности со сроками до погашения 1 год и 2 года, можно найти форвардную доходность за период с конца 1 года по конец 2 года по формуле

$$f_{1 \rightarrow 2,t} = 2r_{2,t} - r_{1,t} = \begin{pmatrix} -1 \\ 2 \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \end{pmatrix}.$$

В то же время, согласно Предположению 2, зависимость текущих доходностей от (скалярного) монетарного шока аппроксимируется линейной функцией

$$\Delta r_{nt} = \alpha_n + \beta_n m_t + \varepsilon_{nt}.$$

Следовательно, оценки чувствительности текущих доходностей к монетарному шоку могут быть использованы для расчета чувствительности форвардных доходностей. Записывая набор уравнений для различных n в векторном виде, получаем

$$R_t = \alpha + \beta m_t + \varepsilon_t.$$

Здесь $R_t = (\Delta r_{0.25,t}, \Delta r_{0.5,t}, \dots, \Delta r_{30,t})'$ — вектор изменений текущих доходностей всех сроков, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{0.25,t}, \varepsilon_{0.5,t}, \dots, \varepsilon_{30,t})'$ — вектор немонетарных шоков, $\alpha = (\alpha_{0.25,t}, \alpha_{0.5,t}, \dots, \alpha_{30,t})'$ и $\beta = (\beta_{0.25,t}, \beta_{0.5,t}, \dots, \beta_{30,t})'$ — векторы констант и коэффициентов чувствительности текущих доходностей к монетарному шоку m_t .

Форвардная доходность F_t , будучи линейной комбинацией текущих доходностей с известными детерминированными весами θ (вектор той же размерности, что и R_t), может быть представлена в виде

$$F_t = \theta' R_t = \theta' \alpha + \theta' \beta m_t + \theta' \varepsilon_t.$$

Иными словами, влияние монетарного шока на форвардные доходности может быть оценено с помощью линейной комбинации оценок $\theta' \hat{\beta}$. Получение интервальных оценок тоже не представляет проблем с учетом того, что

$$V(\theta' \hat{\beta}) = \theta' V(\hat{\beta}) \theta.$$

Чтобы оценить $V(\hat{\beta})$ (прежде всего, внедиагональные элементы матрицы), рассмотрим векторное уравнение $R_t = \alpha + \beta m_t + \varepsilon_t$ как систему внешне не связанных уравнений и оценим

Таблица 6. Чувствительность форвардных доходностей

Начало	Конец	Срок	Основная оценка	Основная с нормировкой	Альтернативная оценка
3 месяца	6 месяцев	3 месяца	0.20* (0.12)	0.66* (0.37)	0.74*** (0.21)
6 месяцев	9 месяцев	3 месяца	0.18 (0.11)	0.59 (0.36)	0.62** (0.25)
9 месяцев	1 год	3 месяца	0.20** (0.10)	0.65** (0.33)	0.59** (0.25)
6 месяцев	1 год	6 месяцев	0.19* (0.11)	0.62* (0.34)	0.54** (0.22)
1 год	2 года	1 год	0.20** (0.08)	0.64** (0.26)	0.37** (0.18)
2 года	3 года	1 год	0.15** (0.07)	0.48** (0.22)	0.37** (0.16)
1 год	3 года	2 года	0.17** (0.07)	0.56** (0.24)	0.42*** (0.12)
1 год	5 лет	4 года	0.14** (0.07)	0.46** (0.23)	0.43*** (0.13)
3 года	5 лет	2 года	0.11* (0.07)	0.37* (0.22)	0.42*** (0.13)
5 лет	7 лет	2 года	0.11* (0.06)	0.34* (0.20)	0.42*** (0.10)
7 лет	10 лет	3 года	0.10 (0.06)	0.31 (0.20)	0.43*** (0.12)
10 лет	15 лет	5 лет	0.08 (0.06)	0.27 (0.20)	0.74*** (0.21)
15 лет	20 лет	5 лет	0.09 (0.06)	0.28 (0.18)	0.62** (0.25)
20 лет	30 лет	10 лет	0.09 (0.05)	0.30 (0.17)	0.59** (0.25)

Примечание. В первых двух столбцах приведены начало и конец периода, для которого рассматривается форвардная доходность, по отношению к текущему периоду, в котором происходит монетарный шок.

Третий столбец отражает длительность периода.

*, **, *** — значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно.

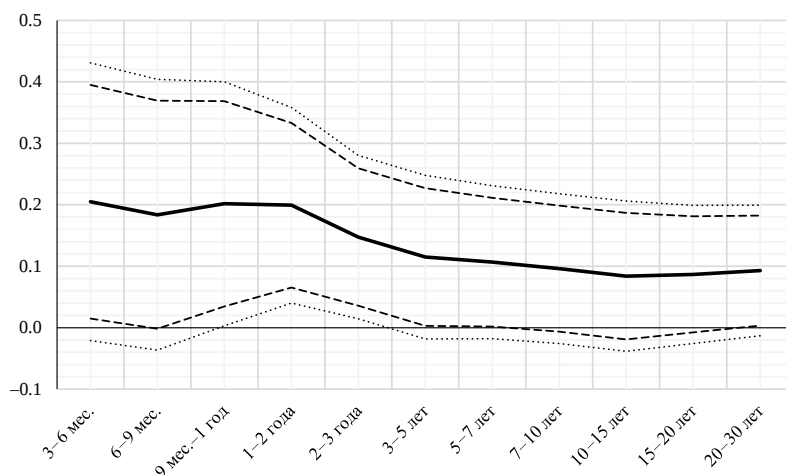


Рис. 8. Чувствительность форвардных доходностей к единичному монетарному шоку.

Сплошная линия — точечная оценка чувствительности форвардных доходностей к единичному монетарному шоку. Крупный и мелкий пунктир — границы 90- и 95%-ного доверительных интервалов соответственно

ее с помощью обобщенного метода наименьших квадратов (допуская корреляцию ε_{it} для различных i). Подчеркнем, что оценки $\hat{\beta}$ не изменятся по сравнению с оценками каждого отдельного уравнения, т.к. набор регрессоров во всех уравнениях одинаков, однако такая процедура упростит расчет $V(\hat{\beta})$. Как и в двухшаговом МНК, мы заменяем ненаблюдаемый регрессор m_t на прогноз регрессии первого шага. При этом допускается корреляция между ε_{it} и ε_{jt} , т.е. между шоками доходностей разных сроков в одном и том же периоде, что учитывается в матрице ошибок. Оценки чувствительности форвардных доходностей представлены в табл. 6 и на рис. 8.

Поскольку форвардные ставки отражают ожидаемые значения будущих текущих ставок (с поправкой на риск-премии), интересно рассмотреть их чувствительность к монетарному шоку с точки зрения влияния монетарного шока на будущую траекторию доходностей. Результаты показывают, что монетарный шок имеет значимый эффект на динамику доходностей на протяжении до трех лет. Если предположить, что премии за временной риск не зависят от монетарного шока, то это соответствует значимому эффекту монетарного шока на ожидаемую траекторию ставок в течение ближайших трех лет, что соответствует продолжительности бизнес-цикла. На уровне 10% значимость эффекта фиксируется и на интервалах «3–5 лет» и «5–7 лет». За горизонтом в 7 лет никакого значимого эффекта монетарный шок не оказывает.

Стоит отметить высокий уровень влияния монетарного шока: чувствительность форвардных доходностей на горизонтах до двух лет примерно одинакова и составляет порядка $2/3$ от чувствительности текущей трехмесячной доходности. В рамках моделей временной структуры процентных ставок это можно объяснить либо достаточно персистентным характером влияния монетарного шока, либо влиянием монетарного шока на премии за временной риск. Вместе с тем, характер влияния является монотонным — с увеличением срока эффект не возрастает.

5. Робастность результатов

Проверим устойчивость основных выводов к небольшим изменениям. Сначала рассмотрим альтернативные варианты формирования подвыборки NM , т. е. кратко опишем результаты для подвыборок NM_1 , NM_2 и $NM+$. Одновременно рассмотрим вариацию, где используется двухдневное окно изменения доходности вместо однодневного. Наконец, рассмотрим альтернативный вариант нормировки монетарного шока, определяя единичный монетарный шок как шок, приводящий к увеличению краткосрочной доходности ОФЗ на 1 п. п.

5.1. Альтернативная «контрольная» группа

Рассмотрим сначала альтернативные оценки, сохраняющие структуру модели неизменной. Напомним, что «контрольная» подвыборка NM , по Предположениям 1–4 слабо подверженная монетарному шоку, в основной оценке формируется из наблюдений за 5 рабочих дней до дня заседания Совета директоров. Такой подход был использован в (Bu et al., 2021). Рассмотрим модификации этого критерия: сдвиг на 1 рабочий день, на 2 рабочих дня, а также использование всех 5 рабочих дней до дня заседания.

Кроме того, напомним, что временные интервалы, на которых фиксируются Δi_t и Δr_{nt} , не совпадают точно. Чтобы оценить ошибку, возникающую из-за их неполного совпадения, а также на случай, если реакция участников финансового рынка и подстройка цен под новое равновесие продолжается в течение более одного рабочего дня, рассматриваем двухдневный интервал для расчета Δi_t и Δr_{nt} .

Эти четыре альтернативные оценки представлены (наряду с основной оценкой) на рис. 9. Сплошной линией показана основная оценка 2SLS, а заливкой выделен 95%-ный доверительный интервал для нее. Различными пунктирами показаны точечные оценки альтернативных подходов.

Очевидно, что оценки с использованием других критериев не отличаются существенно от основной оценки. Точечные оценки альтернативными методами находятся близко к точечной оценке основного подхода и строго внутри доверительного интервала для нее. Напротив, оценки с использованием двухдневных показателей изменения ставок и доходностей

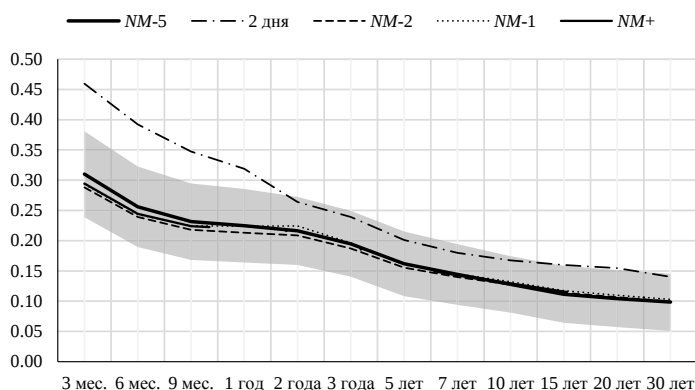


Рис. 9. Альтернативные подходы к формированию «контрольной выборки»

значительно отличаются, будучи примерно в полтора раза больше. Несмотря на это, чувствительность краткосрочных доходностей все еще далека от теоретически ожидаемого соотношения 1:1. Это сравнение показывает потенциальный масштаб смещения, вызванный несинхронностью временных интервалов, а также медленной реакцией финансовых рынков.

5.2. Альтернативная нормировка монетарного шока

Рассмотрим теперь альтернативное представление монетарного шока. В основной оценке предполагается, что монетарный шок имеет размерность ставки RUONIA, т.е. единичный монетарный шок приводит к увеличению ставки RUONIA на 1 п.п. В качестве альтернативы представим расчет, использующий в качестве нумератора монетарного шока трехмесячную доходность ОФЗ, т.е. доходность облигации с наименьшим сроком среди рассматриваемых. Итак, установим, что единичный монетарный шок приводит к увеличению бескупонной доходности на 3 месяца.

Хотя такой подход не является традиционным и может противоречить общей парадигме центрального банка как управляющего, в первую очередь, ставками денежного рынка, он не лишен смысла и может обладать рядом преимуществ. Прежде всего, схожим подходом руководствовались Bu et al. (2021), выбирая в качестве нумератора монетарного шока доходность сроком 2 года. Кроме того, ставки денежного рынка могут отражать влияние факторов, характерных только для денежного рынка, но не влияющих на другие ставки. При этом, исходя из текущего представления о трансмиссионном механизме денежно-кредитной политики, кажется сомнительным какое-либо влияние изменения ставки денежного рынка на экономику, не приводящее к изменению других ставок, в том числе доходностей ОФЗ. Иными словами, классический монетарный шок должен влиять на ставки денежного рынка, доходности ОФЗ, другие ставки и, в конечном счете, на реальный сектор экономики. В то же время колебания ставок денежного рынка, не характеризующиеся таким всеобъемлющим влиянием, логично представить как идиосинкразические колебания, имеющие отношение только к денежному рынку, или как ошибки измерения. Поэтому эконометрическая «отбраковка» шоков, не повлиявших на доходности ОФЗ, позволит точнее определить истинное влияние монетарной политики на финансовые рынки. Наконец, технический аргумент в пользу отказа от ставки RUONIA состоит в отсутствии необходимости синхронизировать интервалы.

Результаты оценок, ранее приведенные в табл. 5 и 6, представлены ниже на рисунках 10 и 11.

Для этой оценки влияние единичного монетарного шока на форвардные доходности представлено на рис. 11. Сплошной линией показана точечная оценка чувствительности форвардных доходностей к единичному монетарному шоку. Крупным и мелким пунктиром показаны соответственно границы 90- и 95%-го доверительных интервалов.

Полученные результаты по сравнению с основной оценкой качественно отличаются. Во-первых, чувствительность трехмесячной доходности к монетарному шоку в этом подходе принята за единицу, что втрое больше, чем результат основной модели. Это приводит к увеличенной (по сравнению с базовой оценкой) чувствительности и других доходностей.

Чувствительность доходностей к монетарному шоку по-прежнему уменьшается с ростом срока, что согласуется с теорией. Однако, начиная с доходностей на срок 5 лет, оценки чувствительности перестают снижаться и остаются на уровне вблизи 0.43 п.п. Этот феномен отличает эти оценки от основных, где оценки монотонно убывают и начиная с некоторого

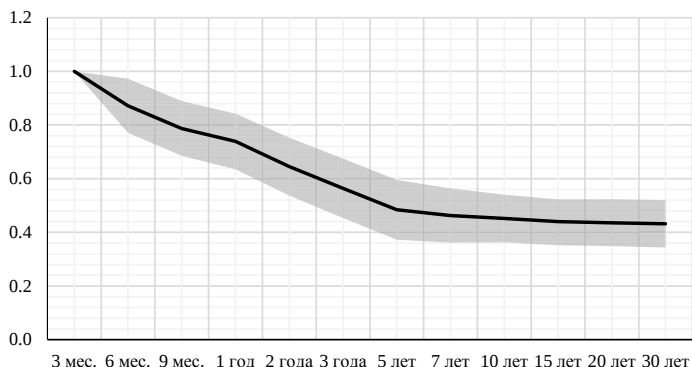


Рис. 10. Чувствительность доходностей ОФЗ на различные сроки к единичному монетарному шоку.

Сплошная линия — точечная оценка 2SLS, заливка — 95%-ный доверительный интервал периода становятся незначимыми. Как следствие, динамика форвардных доходностей уже со срока 2–3 года оказывается приблизительно постоянной. В целом, этому существует несколько возможных объяснений.

Во-первых, инвесторы действительно могут рассматривать часть монетарных сюрпризов как перманентное изменение ставки. Как следствие, после увеличения ставки на 1 п.п. они пересматривают ожидания всей будущей траектории краткосрочных доходностей и соответствующим образом корректируют оценки долгосрочных облигаций.

Во-вторых, это может быть проявлением влияния монетарных шоков на временные риск-премии. В этом случае форвардные доходности могут увеличиваться даже без изменения ожидаемой траектории. Положительное влияние монетарного шока на премии за временной риск может быть теоретически оправдано, если ужесточение монетарной политики снижает риск-аппетит инвесторов, вследствие чего они будут требовать увеличенную риск-премию, что увеличит форвардные доходности.

В-третьих, это может быть методологической проблемой, приводящей к некорректной идентификации монетарного шока. Если наряду с классическим монетарным шоком, имеющим ограниченное влияние во времени, в данных присутствует и другой шок, приводящий к перманентному изменению ставки (например, шок нейтральной ставки), то возникает проблема различения первого и второго шока. В случае если методология идентификации

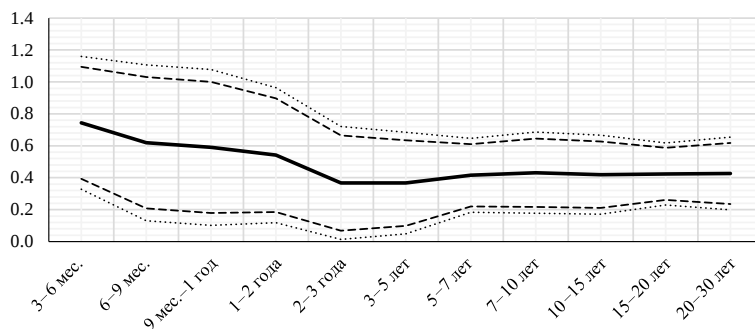


Рис. 11. Чувствительность форвардных доходностей к единичному монетарному шоку

не справляется с корректным разделением двух шоков, получаемые оценки влияния классического шока будут смещены в сторону аналогичного влияния перманентного шока. Если в данных присутствует такой перманентный шок ставки, проявляющийся непосредственно в дни принятия решения, то текущая методология идентификации посредством гетероскедастичности не сможет различить эти два шока и предложит в качестве оценки некоторую усредненную функцию отклика. Абрамов и др. (2022) указывали на то, что в российских данных возможна такая «двумерность» монетарного шока, где наряду с классическим монетарным шоком присутствует и другой, имеющий влияние на более долгосрочные активы. Kurovskiy (2020) рассматривал проблему различения монетарного шока и шока нейтральной ставки и тоже находил оба шока присутствующими в российских данных.

Таким образом, результат при альтернативной спецификации монетарного шока может быть объяснен различными способами. Примененная в настоящем исследовании методология не позволяет определить ведущую причину — для этого необходимо более тщательное разделение шоков монетарной политики и шоков нейтральной ставки, а также моделирование премий за временной риск.

6. Заключение

В настоящей работе предпринята попытка оценить чувствительность доходностей (бескупонных) государственных облигаций федерального займа различных сроков до погашения к шоку монетарной политики. Поскольку шок монетарной политики по своей природе ненаблюдаем, непосредственная оценка чувствительности невозможна, а применение регрессий с прокси-переменными для монетарных шоков осложняется возникающими проблемами с эндогенным смещением. Для решения этих проблем в работе был использован подход идентификации посредством гетероскедастичности, предложенный в (Rigobon, 2003) и апробированный для оценки влияния монетарных шоков на временную структуру процентных ставок в (Vu et al., 2021). Указанный метод использует правдоподобные предположения о свойстве монетарных шоков усиливаться в дни принятия решений по ключевой ставке и отсутствовать в дни «недели тишины». В отличие от использованных ранее в отечественной литературе методов, идентификация посредством гетероскедастичности менее требовательна к предпосылкам.

Полученные результаты в целом согласуются с теорией. Монетарный сюрприз оказывает значимое воздействие на всю кривую бескупонных доходностей ОФЗ. При этом его влияние монотонно убывает с увеличением срока. Вместе с тем, по абсолютной величине влияние далеко от соотношения 1:1 даже для краткосрочных ставок: увеличение ставки RUONIA на 1 п. п. приводит к увеличению трехмесячной доходности ОФЗ всего на 0.30 п. п. Эти результаты робастны по отношению к модификациям эмпирической методологии.

Новизна работы заключается также в расчете влияния сюрприза на форвардные доходности, что, насколько известно авторам, в литературе ранее не исследовалось. Используя подход внешне не связанных уравнений, приходим к выводу, что значимое влияние монетарный шок оказывает на доходности на горизонте до 3 лет.

Ограничением использованной методологии является проблема идентификации шока предложенным способом. Наряду с классическим монетарным шоком, какие-либо информационные шоки (например, информация о пересмотре уровня нейтральной ставки, информация о будущей траектории ставок) тоже могут поступать непосредственно в дни принятия решения, не будучи при этом классическими монетарными шоками. Идентификация

посредством гетероскедастичности не позволяет различить различные шоки, если их условная дисперсия одновременно увеличивается в дни принятия решения по ставке. Таким образом, полученные результаты должны интерпретироваться как реакция на монетарный сюрприз произвольной природы, а не только на классический монетарный шок.

Список литературы

- Банк России (2022). Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2023 год и период 2024 и 2025 годов. http://www.cbr.ru/about_br/publ/ondkp/on_2023_2025/.
- Абрамов В., Стырин К., Тишин А. (2022). Денежно-кредитная политика и кривая доходности. *Банк России, Серия докладов об экономических исследованиях*, № 95. https://www.cbr.ru/StaticHtml/File/138519/wp_95.pdf.
- Банникова В. А., Пестова А. А. (2021). Моделирование воздействия монетарных шоков на инфляцию с помощью высокочастотного подхода. *Вопросы экономики*, 6, 47–76. DOI: 10.32609/0042-8736-2021-6-47-76.
- Погорелова П. В., Пересецкий А. А. (2020). Выделение глобального стохастического тренда из несинхронных наблюдений волатильности финансовых индексов. *Прикладная эконометрика*, 57, 53–71. DOI: 10.22394/1993-7601-2020-57-53-71.
- Arias J. E., Caldara D., Rubio-Ramírez J. F. (2019). The systematic component of monetary policy in SVARs: An agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 101, 1–13. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2018.07.011
- Bu C., Rogers J., Wu W. (2021). A unified measure of Fed monetary policy shocks. *Journal of Monetary Economics*, 118, 331–349. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2020.11.002.
- Caballero R. J., Simsek A. (2022). A monetary policy asset pricing model. *NBER Working Paper*, No. 30132.
- Diebold F. X., Rudebusch G. D., Aruoba S. B. (2006). The macroeconomy and the yield curve: A dynamic latent factor approach. *Journal of Econometrics*, 131 (1–2), 309–338. DOI: 10.1016/j.jeconom.2005.01.011.
- Faust J., Swanson E. T., Wright J. H. (2004). Do Federal reserve policy surprises reveal superior information about the economy. *Contributions to Macroeconomics*, 4, 1–29. DOI: 10.2202/1534-6005.1246.
- Hanson S. G., Lucca D., Wright J. (2017). The excess sensitivity of long-term rates: A tale of two frequencies. *Staff Report, Federal Reserve Bank of New York*.
- Jarociński M., Karadi P. (2019). Deconstructing monetary policy surprises: The role of information shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12 (2), 1–43. DOI: 10.1257/mac.20180090.
- Jia C. (2023). The informational effect of monetary policy and the case for policy commitment. *European Economic Review*, 156, 104468. DOI: 10.1016/j.eurocorev.2023.104468.
- Kaminska I., Mumtaz H., Sustek R. (2021). Monetary policy surprises and their transmission through term premia and expected interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 124, 48–65. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2021.07.009.
- Kurovskiy G. (2020). Disentanglement of natural interest rate shocks and monetary policy shocks nexus. *Applied Econometrics*, 59, 128–143. DOI: 10.22394/1993-7601-2020-59-128-143.
- Kuttner K. N. (2001). Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of Monetary Economics*, 47 (3), 523–544. DOI: 10.1016/S0304-3932(01)00055-1.

- Lucas R. E. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, 4 (2), 103–124.
- Miranda-Agrippino S., Ricco G. (2021). The transmission of monetary policy shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13 (3), 74–107. DOI: 10.1257/mac.20180124.
- Nakamura E., Steinsson J. (2018). High frequency identification of monetary non-neutrality: The information effect. *Quarterly Journal of Economics*, 133 (3), 1283–1330. DOI: 10.1093/qje/qjy004.
- Nelson C. R., Siegel A. F. (1987). Parsimonious modeling of yield curves. *Journal of Business*, 60, 473–489. DOI: 10.1086/296409.
- Rigobon R. (2003). Identification through heteroscedasticity. *Review of Economics and Statistics*, 85 (4), 777–792. DOI: 10.1162/003465303772815727.
- Rigobon R., Sack B. (2003). Measuring the reaction of monetary policy to the stock market. *Quarterly Journal of Economics*, 118 (2), 639–669. DOI: 10.1162/003355303321675473.
- Romer C., Romer D. H. (2004). A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. *American Economic Review*, 94 (4), 1055–1084. DOI: 10.1257/0002828042002651.
- Svensson L. E. O. (1999). Inflation targeting as a monetary policy rule. *Journal of Monetary Economics*, 43 (3), 607–654. DOI: 10.1016/S0304-3932(99)00007-0.
- Taylor J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214. DOI: 10.1016/0167-2231(93)90009-L.
- Tishin A. (2019). Monetary policy surprises in Russia. *Russian Journal of Money and Finance*, 78 (4), 48–70.

Поступила в редакцию 25.04.2023
принята в печать 02.10.2023.

Приложение

Чувствительность к нарушению предпосылок

Рассмотрим случаи нарушения тех или иных предпосылок метода идентификации посредством гетероскедастичности и определим, какие из них критичны и создают угрозу состоятельности оценки. Напомним основной набор предпосылок:

$$y_t = \mu + \beta x_t^* + \varepsilon_t, \quad x_t = x_t^* + u_t,$$

$$V(x_t^* | s_t = 1) = \sigma_+^2 > V(x_t^* | s_t = -1) = \sigma_-^2, \quad V(u_t | s_t) = \sigma_u^2, \quad V(\varepsilon_t | s_t) = \sigma_\varepsilon^2,$$

$$E(x_t^* \varepsilon_t) = E(x_t^* u_t) = E(u_t \varepsilon_t) = 0.$$

Здесь x_t и y_t — наблюдаемые случайные величины, x_t^* , ε_t , u_t — ненаблюдаемые случайные величины, $s_t \in \{-1, 1\}$ — наблюдаемая величина.

Теперь рассмотрим отдельные отклонения от этого основного набора.

1. $V(u_t | s_t = 1) = \sigma_{u,+}^2 \neq V(u_t | s_t = -1) = \sigma_{u,-}^2$. Если вместе с s_t меняется не только условная дисперсия $V(x_t^* | s_t)$, но и $V(u_t | s_t)$, то нарушается условие релевантности инструмента. В этом случае получаемая оценка будет смещена, а направление и величина смещения зависит от знака $(\sigma_{u,+}^2 - \sigma_{u,-}^2)$ и его отношения к $(\sigma_+^2 - \sigma_-^2)$ соответственно.

2. $V(\varepsilon_t | s_t = 1) \neq V(\varepsilon_t | s_t = -1)$. Аналогичное нарушение постоянства условной дисперсии другой случайной величины $V(\varepsilon_t | s_t)$, напротив, не сказывается на итоговой оценке. $V(\varepsilon_t | s_t)$ влияет только на элемент матрицы ΔV_{11} , который не используется в основной оценке. В то же время в дополнительных оценках, использующих этот элемент, нарушение этой предпосылки вызывает смещение.

3. $E(x_i^* \varepsilon_i) \neq 0$. Ненулевая корреляция регрессора и случайной составляющей регрессии, как и в большинстве других случаев, прямо приводит к смещению оценок. Эта предпосылка критична.

4. $E(u_i \varepsilon_i) \neq 0$. Возможность корреляции u_i и ε_i , напротив, не представляет проблемы, пока ковариация между этими величинами постоянна и не зависит от s_i . Действительно, пусть $E(u_i \varepsilon_i) \neq 0$. Тогда

$$\begin{aligned} V\left(\begin{matrix} y_i \\ x_i \end{matrix} \middle| s_i = -1\right) &= \begin{bmatrix} \beta^2 \sigma_-^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \beta \sigma_-^2 + E(u_i \varepsilon_i) \\ \beta \sigma_-^2 + E(u_i \varepsilon_i) & \sigma_-^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix}, \\ V\left(\begin{matrix} y_i \\ x_i \end{matrix} \middle| s_i = 1\right) &= \begin{bmatrix} \beta^2 \sigma_+^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \beta \sigma_+^2 + E(u_i \varepsilon_i) \\ \beta \sigma_+^2 + E(u_i \varepsilon_i) & \sigma_+^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix}, \\ \Delta V &= V\left(\begin{matrix} y_i \\ x_i \end{matrix} \middle| s_i = 1\right) - V\left(\begin{matrix} y_i \\ x_i \end{matrix} \middle| s_i = -1\right) = \begin{bmatrix} \beta^2 & \beta \\ \beta & 1 \end{bmatrix} (\sigma_+^2 - \sigma_-^2). \end{aligned}$$

Таким образом, $E(u_i, \varepsilon_i) \neq 0$ никак не препятствует получению состоятельных оценок с помощью рассматриваемого метода. В то же время при $E(u_i \varepsilon_i | s_i = 1) > E(u_i \varepsilon_i | s_i = -1)$ оценка коэффициента β оказывается смещенной (в большую сторону при $\beta > 0$ и в меньшую в противном случае).

5. β различается в случаях $s_i = 1$ и $s_i = -1$. В основной постановке предполагается, что лишь условная дисперсия $V(x_i^* | s_i)$ меняется с изменением s_i . В общем случае возможно и прямое влияние s_i на зависимую переменную. Рассмотрим такое обобщение:

$$\begin{aligned} y_i &= \mu + \alpha s_i + \beta x_i^* + \gamma s_i x_i^* + \varepsilon_i, \quad x_i = x_i^* + u_i, \\ V(x_i^* | s_i = 1) &= \sigma_+^2 > V(x_i^* | s_i = -1) = \sigma_-^2, \quad V(u_i | s_i) = \sigma_u^2, \quad V(\varepsilon_i | s_i) = \sigma_\varepsilon^2. \end{aligned}$$

Коэффициенты модели постоянны в двух режимах, если $\alpha = \gamma = 0$ — это основной случай. В общем случае чувствительность доходностей к монетарному шоку различается в двух режимах и составляет $\beta + \gamma$ и $\beta - \gamma$ для $s_i = 1$ и $s_i = -1$. Выпишем вариационно-ковариационные матрицы наблюдаемых переменных (y_i, x_i) для обоих режимов:

$$\begin{aligned} V\left(\begin{matrix} y_i \\ x_i \end{matrix} \middle| s_i = -1\right) &= \begin{bmatrix} (\beta - \gamma)^2 \sigma_-^2 + \sigma_\varepsilon^2 & (\beta - \gamma) \sigma_-^2 \\ (\beta - \gamma) \sigma_-^2 & \sigma_-^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix}, \\ V\left(\begin{matrix} y_i \\ x_i \end{matrix} \middle| s_i = 1\right) &= \begin{bmatrix} (\beta + \gamma)^2 \sigma_+^2 + \sigma_\varepsilon^2 & (\beta + \gamma) \sigma_+^2 \\ (\beta + \gamma) \sigma_+^2 & \sigma_+^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix}, \\ \Delta V &= V\left(\begin{matrix} y_i \\ x_i \end{matrix} \middle| s_i = 1\right) - V\left(\begin{matrix} y_i \\ x_i \end{matrix} \middle| s_i = -1\right) = \begin{bmatrix} (\beta + \gamma)^2 \sigma_+^2 - (\beta - \gamma)^2 \sigma_-^2 & (\beta + \gamma) \sigma_+^2 - (\beta - \gamma) \sigma_-^2 \\ (\beta + \gamma) \sigma_+^2 - (\beta - \gamma) \sigma_-^2 & \sigma_+^2 - \sigma_-^2 \end{bmatrix} = \\ &= \begin{bmatrix} (\beta^2 + \gamma^2) + 2\beta\gamma(\sigma_+^2 + \sigma_-^2)/\delta & \beta + \gamma(\sigma_+^2 + \sigma_-^2)/\delta \\ \beta + \gamma(\sigma_+^2 + \sigma_-^2)/\delta & 1 \end{bmatrix} \delta. \end{aligned}$$

Отношение элементов $\Delta V_{12}/\Delta V_{22}$ в этом случае не позволяет получить несмещенные оценки β либо $\beta \pm \gamma$. Отметим, что коэффициент α не оказывает никакого влияния на оценку, а элемент ΔV_{22} все еще содержит информацию о различии условной дисперсии $V(x_t^*|s_t)$.

Kramkov V.A., Maksimov A. G. Monetary surprises and term structure of interest rates: Identification through heteroskedasticity. *Applied Econometrics*, 2024, v. 74, pp. 5–34.

DOI: 10.22394/1993-7601-2024-74-5-34

Viacheslav Kramkov

Volgo-Vyatka Main Branch of Bank of Russia; HSE University, Nizhny Novgorod, Russian Federation; w.kramkov@mail.ru

Andrey Maksimov

HSE University, Nizhny Novgorod, Russian Federation; amaksimov@hse.ru

Monetary surprises and term structure of interest rates: Identification through heteroskedasticity

How does an unexpected change in the Bank of Russia key rate affect the bond market? This article quantifies the impact of monetary surprises on government bond yields of various maturities. To estimate the causal effect with the joint dynamics of the key rate and bond yields (that is, to solve the problem of endogenous bias), we use the heteroscedasticity-driven identification method that requires weaker assumptions than other alternative methods used in the literature. The results confirm the significant impact of monetary policy surprises on the interest rate term structure, with a greater effect on short-term rates. In contrast to previous studies, the behavior of long-term rates is consistent with the expectations hypothesis: risk premia do not respond significantly to a monetary shock.

Keywords: identification through heteroskedasticity; instrumental variables; monetary shocks; term structure of interest rates; Bank of Russia monetary policy.

JEL classification: C51; E52; E58; E43; E44; C26.

References

- Bank of Russia (2022). Guidelines for the single state monetary policy (in Russian). http://www.cbr.ru/about_br/publ/ondkp/on_2023_2025.
- Abramov V., Styurin K., Tishin A. (2022). Monetary policy and the yield curve. Bank of Russia, № 95. https://www.cbr.ru/eng/ec_research/ser/wp_95/.
- Arias J. E., Caldara D., Rubio-Ramírez J. F. (2019). The systematic component of monetary policy in SVARs: An agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 101, 1–13. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2018.07.011
- Bannikova V., Pestova A. (2021). The effects of monetary shocks on inflation: High frequency approach. *Voprosy ekonomiki*, 6, 47–76 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2021-6-47-76.
- Bu C., Rogers J., Wu W. (2021). A unified measure of Fed monetary policy shocks. *Journal of Monetary Economics*, 118, 331–349. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2020.11.002.

- Caballero R. J., Simsek A. (2022). A monetary policy asset pricing model. *NBER Working Paper*, No. 30132.
- Diebold F. X., Rudebusch G. D., Aruoba S. B. (2006). The macroeconomy and the yield curve: A dynamic latent factor approach. *Journal of Econometrics*, 131 (1–2), 309–338. DOI: 10.1016/j.jeconom.2005.01.011.
- Faust J., Swanson E. T., Wright J. H. (2004). Do Federal reserve policy surprises reveal superior information about the economy. *Contributions to Macroeconomics*, 4, 1–29. DOI: 10.2202/1534-6005.1246.
- Hanson S. G., Lucca D., Wright J. (2017). The excess sensitivity of long-term rates: A tale of two frequencies. *Staff Report, Federal Reserve Bank of New York*.
- Jarociński M., Karadi P. (2019). Deconstructing monetary policy surprises: The role of information shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12 (2), 1–43. DOI: 10.1257/mac.20180090.
- Jia C. (2023). The informational effect of monetary policy and the case for policy commitment. *European Economic Review*, 156. DOI: 10.1016/j.eurocorev.2023.104468.
- Kaminska I., Mumtaz H., Sustek R. (2021). Monetary policy surprises and their transmission through term premia and expected interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 124, 48–65. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2021.07.009.
- Kurovskiy G. (2020). Disentanglement of natural interest rate shocks and monetary policy shocks nexus. *Applied Econometrics*, 59, 128–143. DOI: 10.22394/1993-7601-2020-59-128-143.
- Kuttner K. N. (2001). Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of Monetary Economics*, 47 (3), 523–544. DOI: 10.1016/S0304-3932(01)00055-1.
- Lucas R. E. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, 4 (2), 103–124.
- Miranda-Agrippino S., Ricco G. (2021). The transmission of monetary policy shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13 (3), 74–107. DOI: 10.1257/mac.20180124.
- Nakamura E., Steinsson J. (2018). High frequency identification of monetary non-neutrality: The information effect. *Quarterly Journal of Economics*, 133 (3), 1283–1330. DOI: 10.1093/qje/qjy004.
- Nelson C. R., Siegel A. F. (1987). Parsimonious modeling of yield curves. *Journal of Business*, 60, 473–489. DOI: 10.1086/296409.
- Pogorelova P., Peresetsky A. (2020) Extracting the global stochastic trend from non-synchronous data on the volatility of financial indices. *Applied Econometrics*, 57, 53–71 (in Russian). DOI: 10.22394/1993-7601-2020-57-53-71.
- Rigobon R. (2003). Identification through heteroscedasticity. *Review of Economics and Statistics*, 85 (4), 777–792. DOI: 10.1162/003465303772815727.
- Rigobon R., Sack B. (2003). Measuring the reaction of monetary policy to the stock market. *Quarterly Journal of Economics*, 118 (2), 639–669. DOI: 10.1162/003355303321675473.
- Romer C., Romer D. H. (2004). A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. *American Economic Review*, 94 (4), 1055–1084. DOI: 10.1257/0002828042002651.
- Svensson L. E. O. (1999). Inflation targeting as a monetary policy rule. *Journal of Monetary Economics*, 43 (3), 607–654. DOI: 10.1016/S0304-3932(99)00007-0.
- Taylor J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214. DOI: 10.1016/0167-2231(93)90009-L.
- Tishin A. (2019). Monetary policy surprises in Russia. *Russian Journal of Money and Finance*, 78 (4), 48–70.

Received 25.04.2023; accepted 02.10.2023.