ПРИКЛАДНАЯ МАТЕМАТИКА И МЕХАНИКА

APPLIED MATHEMATICS AND MECHANICS

Вестник Сыктывкарского университета.
Серия 1: Математика. Механика. Информатика. 2023.
Выпуск 3 (48)
Bulletin of Syktyvkar University.
Series 1: Mathematics. Mechanics. Informatics. 2023; 3 (48)

Научная статья

УДК 539.3
https://doi.org/10.34130/1992-2752_2023_3_18

МОДЕЛИРОВАНИЕ БАЛАНСОВОГО КАНАЛА ДЕНЕЖНО-КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ: ОБЗОР ЭМПИРИЧЕСКИХ ПОДХОДОВ

Ольга Аминджановна Мальцева[1], **Ирина Владимировна Полякова**[1], **Евгения Николаевна Старцева**[2]
[1]Банк России, maltseva.rs@yandex.ru
[2]Сыктывкарский государственный университет
имени Питирима Сорокина

Аннотация. Литература по исследованию балансового канала трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики характеризуется большим количеством работ, особенно для экономик развитых стран. Вопрос об особенностях работы балансового (широкого кредитного) канала в России остаётся открытым: эмпирические результаты не всегда согласуются как друг с другом, так и с традиционной интерпретацией балансового канала. Проведенный анализ работ позволяет нам сделать вывод, что причины такой несогласованности связаны с особенностями периода анализа, короткими временными рядами, неудачным выбором прокси переменных.

Ключевые слова: денежно-кредитная политика, балансовый канал, метод векторных авторегрессий, панельные данные, обобщенный метод моментов, метод локальных проекций

© Мальцева О. А., Полякова И. В., Старцева Е. Н., 2023.

Для цитирования: Мальцева О. А., Полякова И. В., Старцева Е. Н. Моделирование балансового канала денежно-кредитной политики: обзор эмпирических подходов // *Вестник Сыктывкарского университета. Сер. 1: Математика. Механика. Информатика.* 2023. Вып. 3 (48). С. 18–48. https://doi.org/10.34130/1992-2752_2023_3_18

Настоящая статья отражает личную позицию авторов. Содержание и результаты данного исследования не следует рассматривать, в том числе цитировать в каких-либо изданиях, как официальную позицию Банка России или указание на официальную политику или решения регулятора. Любые ошибки в данном материале являются исключительно авторскими.

Авторы выражают признательность Анастасии Могилат, Ивану Даровскому и коллегам, участвовавших в обсуждениях нашей работы, за полезные замечания и предложения.

Article

Balance Sheet Channel of Monetary Policy: Review of Empirical Methods

Olga A. Maltseva[1], **Irina V. Polyakova** [1], **Evgenija N. Startseva**[2]
[1]Bank of Russia, , maltseva.rs@yandex.ru
[2]Pitirim Sorokin Syktyvkar State University

Abstract. Research on the balance sheet channel of monetary policy is extensive, especially for developed country economies. The question of the specifics of the operation of the balance sheet (broad credit) channel in Russia remains open. The empirical results are not always consistent both with each other and with the traditional interpretation of the balance sheet channel. The analysis of the research allows us to conclude that the reasons for such inconsistency are related to the characteristics of the analysis period, short time series, an unsuccessful choice of proxy variables.

Keywords: monetary policy, balance sheet channel, vector autoregression, panel data, generalized method of moments, local projections approach

For citation: Maltseva O. A., Polyakova I. V., Startseva E. N. Balance Sheet Channel of Monetary Policy: Review of Empirical Methods. *Vestnik Syktyvkarskogo universiteta. Seriya 1: Matematika. Mekhanika. Informatika* [Bulletin of Syktyvkar University, Series 1: Mathematics.

Mechanics. Informatics], 2023, no 3 (48), pp. 18–48. (In Russ.) https://doi.org/10.34130/1992-2752_2023_3_18

The views expressed herein are solely those of the authors. The content and results of this research should not be considered or referred to in any publications as the Bank of Russia's official position, official policy, or decisions. Any errors in this document are the responsibility of the authors.

Введение

Ценовая стабильность экономики — главная цель денежно-кредитной политики Банка России, основным инструментом ее достижения начиная с ноября 2014 г. является ключевая ставка. Изменение ключевой ставки оказывает влияние на финансовый рынок, а через него — на сбережения, потребление, инвестиции и в итоге — на совокупный спрос в экономике и уровень цен. Система экономических взаимосвязей, в рамках которой изменения ключевой ставки влияют на спрос и цены, обозначается термином «трансмиссионный механизм денежно-кредитной политики» (далее — ТМ ДКП), а цепочки причинно-следственных связей называются его каналами (рис. 1). Для проведения эффективной денежно-кредитной политики необходимо непрерывно совершенствовать понимание работы ТМ ДКП.

В отличие от процентного или валютного каналов, изучению которых посвящен значительный объем литературы, балансовый канал в России относительно менее изучен. Балансовый канал (далее — БК) является одной из разновидностей кредитного канала денежной трансмиссии и связан с наличием информационной асимметрии[1] между кредитором и заемщиком. Работу БК можно описать следующей схемой: изменения в ДКП оказывают влияние не только на рыночные процентные ставки, но и на финансовое положение предприятий (как на рыночное, так и на оценку по балансу). Это, в свою очередь, приводит к изменению условий кредитования и далее передаётся на инвестиционную активность.

В рамках изучения БК можно отметить несколько основных подходов: выделение БК в системе функционирования всего ТМ ДКП и оценка его воздействия на экономику в целом; анализ зависимости инвести-

[1]Информационная асимметрия — это информационная ситуация, возникающая между двумя взаимодействующими сторонами контракта, при которой один субъект владеет большим объемом достоверных знаний относительно объекта взаимодействия, чем другой. Например, предприятие-заёмщик обладает максимально возможным объемом информации о финансовом положении фирмы, чем банк-кредитор.

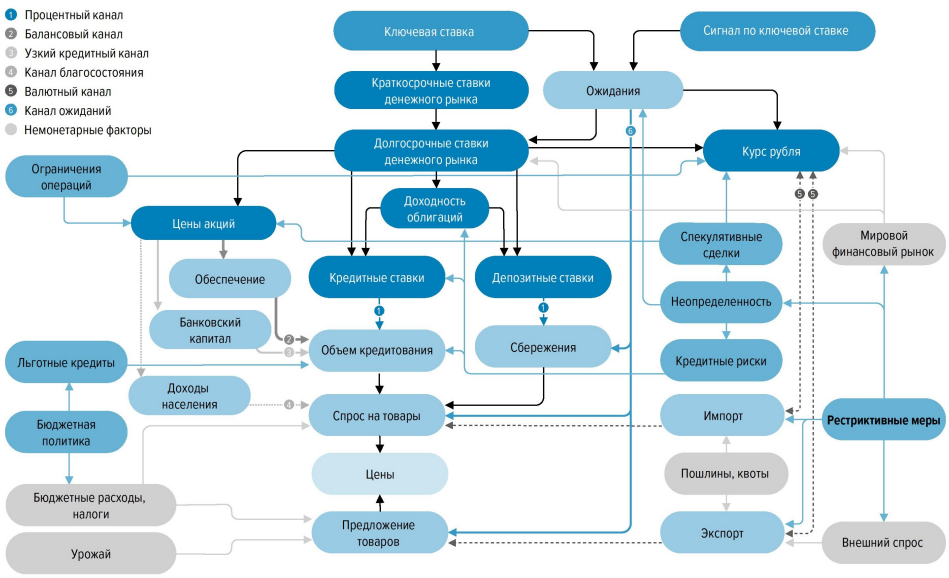

Рис. 1. Трансмиссионный механизм денежно-кредитной политики: факторы эффективности.
Источник: Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2023 год и периоды 2024 и 2025 годов [1]

ционного поведения от финансового положения предприятий; изучение факторов доступа к внешнему финансированию; выделение отдельных звеньев БК. Для эмпирического анализа указанных подходов широко используются эконометрические методы. Данная работа является обзором эконометрических моделей и методов, который может быть полезен для эмпирического анализа БК в российской экономике.

В работе рассмотрены следующие подходы: модель векторной авторегрессии, статические и динамические модели на панельных данных, метод локальных проекций. Ключевые выводы и направления дальнейшего исследования представлены в обсуждении.

Материалы и методы

Информационной базой нашей работы являлись публикации центральных банков, отдельные печатные и электронные аналитические материалы, опубликованные в экономических журналах. Проведен анализ подходов к исследованию БК ТМ ДКП развитых и развивающихся стран. Основным признаком классификации стали эконометрические подходы к анализу проявлений БК ТМ ДКП.

Результаты

В рамках эмпирического анализа БК ТМ ДКП широкое применение получили модели векторной авторегресии (*VAR*, *vector autoregression*) и модели на панельных данных. Как правило, с помощью *VAR*-моделей в литературе оценивается воздействие различных звеньев ТМ ДКП на экономику в целом, тогда как модели на панельных данных позволяют проанализировать инвестиционное поведение экономических агентов и доступ к внешнему финансированию с учетом их неоднородности.

1. Модель векторной авторегрессии

Модель векторных авторегрессий [2], представляет собой наиболее простой способ проанализировать динамику экономической системы, рассматриваемой как набор интересующих нас эндогенных переменных, и широко применяется в эмпирическом анализе ТМ ДКП. Ряд авторов [3–7] использовали подход векторных авторегрессий для выявления статистической значимости балансового канала.

Модель векторной авторегрессии порядка p, $VAR(p)$, может быть представлена в следующем виде:

$$A(L)y_t = \mu + u_t,\ t = 1, \ldots, T, \tag{1}$$

где y_t — вектор эндогенных переменных размерности $k \times 1$, наблюдаемый в момент времени t;
$A(L)$ — матричный полином от лагового оператора[2]:

$$A(L) = I - \sum_{s=1}^{p} A_s L^s;$$

A_s — матрицы коэффициентов размерности $k \times k$;
μ — свободный член размерности $k \times l$;
u_t — вектор инноваций (остатков) размерности $k \times 1$:

$$Eu_t = 0 \text{ и } Eu_t u_s' = \begin{cases} \Sigma_u\,, & t = s \\ 0, & t \neq s \end{cases}. \tag{2}$$

При необходимости спецификация модели может включать и экзогенные показатели, которые описывают развитие мировой экономики, тренды или внешние шоки, т. е.

[2]Здесь и далее предполагаем, что все необходимые лаги переменной наблюдаемы.

$$A(L)y_t = \mu + Bx_t + u_t, \tag{3}$$

где x_t — вектор экзогенных переменных размерности $m \times 1$, $Ex_s u_t' = 0$ при $s \leq t$, B — матрица коэффициентов. Без ограничения общности и для упрощения записи свободный член μ может быть исключен из дальнейшего рассмотрения[3].

Центральной идеей рассматриваемой модели является разграничение эндогенной реакции переменных от влияния ограниченного числа структурных экзогенных шоков, необходимое для оценки причинно-следственных связей. Предполагается, что динамика системы формируется благодаря воздействию случайных шоков ε_t, отражающих ортогональные экзогенные возмущения структурных экономических связей, и инновации являются линейными комбинациями таких структурных шоков, т. е.

$$u_t = H\varepsilon_t, \quad \text{и} \quad E\varepsilon_t\varepsilon_t' = \Sigma_\varepsilon = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sigma_k^2 \end{pmatrix}. \tag{4}$$

При условии обратимости лагового оператора $A(L)$[4] выбранная спецификация модели позволяет нам получить структурное представление эндогенных переменных y_t в виде скользящего среднего от текущих и прошлых значений структурных шоков:

$$y_t = A^{-1}(L)H\varepsilon_t + A^{-1}(L)Bx_t. \tag{5}$$

Метод наименьших квадратов. Состоятельные оценки оператора $A(L)$ могут быть получены с помощью обычного метода наименьших квадратов (МНК) при условии стационарности временных рядов и с учетом ограничений (2), наложенных на остатки модели. Представим систему уравнений (3) в матричном виде. Для этого соберем предопределенные переменные в один вектор w_t размерности $(kp+m)$, а соответствующие им коэффициенты в матрицу Γ, т. е. $w_t = (y_{t-1}', \ldots, y_{t-p}', x_t')'$ и $\Gamma = (A_1, \ldots, A_p, B)$. Таким образом, имеем

$$y_t = \Gamma w_t + u_t.$$

[3]Пусть $\tilde{x}_t = (1, x_t')'$ и $\widetilde{B} = (\mu, B)$, тогда $\mu + Bx_t = \widetilde{B}\tilde{x}_t$.

[4]Данное условие означает стационарность процесса y_t.

Далее, пусть $Y = (y_1, \ldots, y_T)'$, $W = (w_1, \ldots, w_T)'$, $U = (u_1, \ldots, u_T)'$, тогда уравнение модели в матричном виде будет иметь вид

$$Y = W\Gamma' + U.$$

Перейдем к векторизованной форме модели

$$y = (W \otimes I_k)\gamma + u, \tag{6}$$

где $y = vec(Y') = (y_1', \ldots, y_T')'$, $u = vec(U') = (u_1', \ldots, u_T')'$ и $\gamma = vec(\Gamma)$, а символом $\otimes$ обозначено кронекеровское (тензорное) произведение матриц. Применяя МНК к последнему представлению (6), получим состоятельную оценку γ:

$$\hat{\gamma} = \left((W'W)^{-1}W' \otimes I_k\right) y. \tag{7}$$

Так как $cov(u) = E(uu') = I_T \otimes \Sigma_u$, то ковариационная матрица $\hat{\gamma}$ будет равна

$$\begin{aligned} cov(\hat{\gamma}) &= \left((W'W)^{-1}W' \otimes I_k\right) cov(u) \left((W'W)^{-1}W' \otimes I_k\right)' = \\ &= (W'W)^{-1} \otimes \Sigma_u. \end{aligned} \tag{8}$$

В качестве оценки ковариационной матрицы Σ_u используем соответствующий выборочный момент остатков, скорректированный на число степеней свободы, т. е.

$$\widehat{\Sigma}_u = \frac{\widehat{U}'\widehat{U}}{T - (pk + m)}, \tag{9}$$

где $\widehat{U} = Y - W\widehat{\Gamma}'$, $\hat{\gamma} = vec(\widehat{\Gamma})$.

Заметим, что если наборы предопределенных переменных w_t в уравнении для каждой из k эндогенных переменных совпадают, то оценки коэффициентов $\hat{\gamma}$ и их стандартные ошибки можно получить, оценивая каждое уравнение модели (1) по отдельности. При этом, несмотря на одновременную корреляцию компонентов остатков, метод МНК будет эквивалентен обобщенному методу наименьших квадратов и гарантирует эффективность полученных оценок. Применение обобщенного метода наименьших квадратов позволяет повысить эффективность оценок по сравнению со стандартным МНК в случае наложения линейных ограни-

чений на коэффициенты модели. В качестве таких ограничений может выступать разный набор предопределенных переменных в правой части уравнений модели (1).

Идентификация структурных шоков. Так как оператор $A(L)$ и матрица ковариаций Σ_u могут быть оценены с помощью стандартных методов оценивания, задача идентификации структурной формы модели или структурных шоков эквивалентна задаче идентификации матриц H и Σ_ε. Учитывая, что ковариационные матрицы инноваций u_t и структурных шоков ε_t связаны соотношением

$$\Sigma_u = H\Sigma_\varepsilon H',$$

которое состоит из $k(k+1)/2$ уравнений с k^2+k неизвестных параметров, то для идентификации структурной формы требуется $k(k+1)/2$ дополнительных предположений.

Чаще всего в качестве стандартных ограничений используются условия нормализации и предположения относительно рекурсивной временной структуры воздействия шоков. Нормализация шоков обусловлена тем, что они не наблюдаемы, поэтому их знак и амплитуда являются по своей сути соглашением, определяющим экономическую интерпретацию воздействия такого шока. На практике используют два способа нормализации: нормализацию стандартного отклонения и нормализацию единичного эффекта. Нормализация стандартного отклонения фиксирует амплитуду шока, полагая стандартное отклонение каждого шока равным единице, т. е. $\Sigma_\varepsilon = I$. При нормализации единичного эффекта единичное увеличение шока приводит к единичному увеличению соответствующей инновации и, как следствие, единичному увеличению эндогенной переменной, т. е. диагональные элементы матрицы $H_{jj} = 1$.

Требование о рекурсивной структуре воздействия шоков предполагает упорядочивание переменных таким образом, чтобы первая инновация в текущем периоде реагировала только на первый шок, вторая — только на первый и второй, и т. д. Такой метод идентификации шоков накладывает условие, что матрица H является нижней треугольной матрицей и соответствует разложению Холецкого матрицы Σ_u:

$$\Sigma_u = H\Sigma_\varepsilon H' = P_{chol}P'_{chol},$$

где P_{chol} — нижняя треугольная матрица (так как Σ_u — положительно определенная симметричная матрица, то соответствующая матрица

P_{chol} существует). Следовательно,

$$H = P_{chol} \left[\Sigma_\varepsilon\right]^{-1/2},$$

где Σ_ε определяется условием нормализации.

Идентификация структурной формы модели позволяет ответить нам на вопрос о причинно-следственных связях в исследуемой экономической системе. С экономической точки зрения представляет интерес реакция эндогенных переменных на импульсные изменения структурных шоков (импульсные отклики):

$$IRF = A^{-1}(L)H = \sum_{h=0}^{\infty} IRF_h L^h.$$

Так реакция i-ой эндогенной переменной на изменение j-ого шока спустя h периодов (функция импульсных откликов) задается напрямую коэффициентами структурного разложения (5):

$$IRF_h(i,j) = \frac{\partial y_{i,t+h}}{\partial \varepsilon_{j,t}}, \quad h = 0, 1, 2, \ldots,$$

где $IRF_h(i,j)$ — соответствующий элемент матрицы IRF_h.

В рамках анализа ТМ ДКП в первую очередь интересует реакция эндогенных переменных, задействованных в рамках исследуемых каналов, на шоки денежной политики. Под шоком ДКП в рамках рассматриваемого подхода понимается неожиданное экзогенное изменение переменной, характеризующее операционный ориентир монетарной политики. В рамках политики инфляционного таргетирования в качестве такого ориентира, как правило, выступают краткосрочные процентные ставки.

На рис. 2 показаны функции импульсных откликов из статьи [5], оцененных на месячных данных Германии за период с 1978 по 1998 год. В этой работе эффекты балансового канала были проанализированы с помощью модели VAR с шестью эндогенными переменными, три из которых являются общими для всех монетарных моделей: уровень деловой активности, уровень цен и краткосрочная процентная ставка. В качестве показателя уровня деловой активности был выбран индекс промышленного производства (ipp), уровня цен – индекс потребительских цен (cpi), краткросрочной процентной ставки — однодневная процентная ставка по межбанковским кредитам (i). С учетом специфики эконо-

мики Германии в модель были включены показатели внешнего сектора: индекс мировых экспортных цен (epi) и реальный эффективный обменный курс (ex). В качестве индикатора балансового канала был выбран прокси-показатель для премии внешнего финансирования — кредитный спрэд между корпоративными кредитными ставками и доходностью государственных облигаций (κ). Все переменные, за исключением процентных ставок, были взяты в логарифмах. Для идентификации шока ДКП эндогенные переменные были упорядочены следующим образом: $(epi, ipp, cpi, i, \kappa, ex)$.

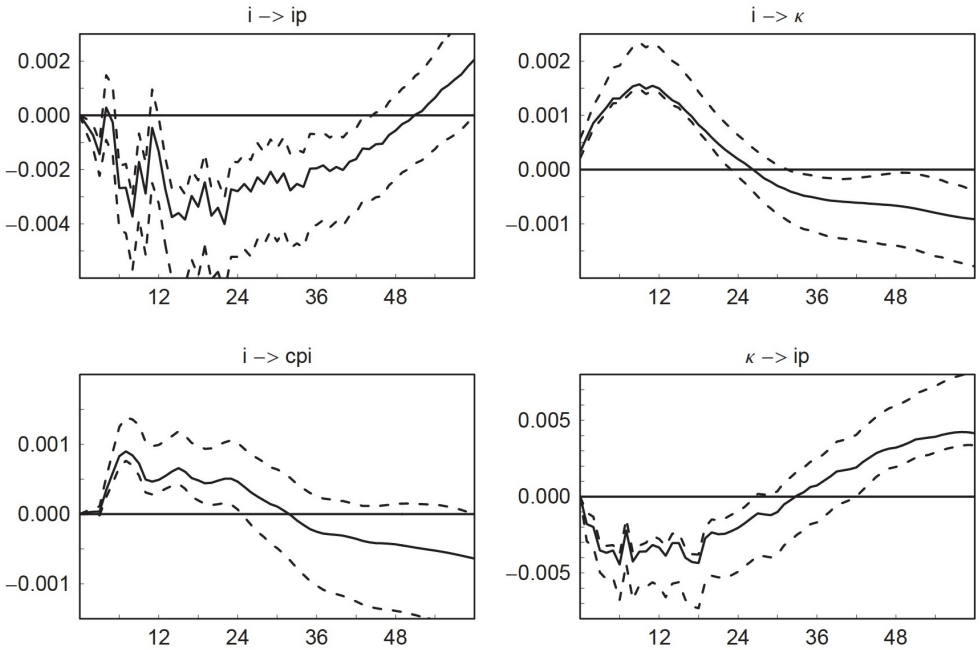

Рис. 2. Импульсные реакции в модели балансового канала
(Selected Impulse Responses in the Broad Credit Channel Model).
Сплошные черные линии — оценки функций импульсного отклика.
Пунктирные линии — 95 % доверительные интервалы.
Источник: [5], Figure 6

На рисунке видно, что шок ДКП увеличивает премию за внешнее финансирование, а шоки премии оказывают негативное влияние на промышленное производство. Такая динамика является основным аргументом в пользу наличия балансового канала в экономике Германии в рассматриваемом периоде.

Серьезным препятствием при использовании моделей VAR на российских данных является проблема размерности — большое число подлежащих оцениванию параметров при недостаточной длине временных рядов. Одним из вариантов решения этой проблемы является применение байесовского подхода к оцениванию параметров (BVAR), который был использован в работе [6] на квартальных данных с 2010 по 2017 год. Взаимосвязей, подтверждающих наличие балансового канала, обнаружить на макроуровне не удалось, тогда как анализ на панельных данных в этом же исследовании показал наличие взаимосвязей между отдельными звеньями балансового канала. На наш взгляд, полученный на макроданных результат обусловлен, с одной стороны, выбранным информационным множеством переменных, который не учитывает изменение операционного ориентира ДКП в этот период и что в итоге могло привести к смещенной оценке шока ДКП. С другой стороны, нехватка эмпирических данных приводит к достаточно жестким ограничениям, накладываемым в рамках байесовских процедур и которые вводятся исходя из технических соображений, а не экономических, что также может являться причиной незначимости результатов.

Одним из подходов, позволяющим увеличить количество переменных в модели и избежать проблему размерности, является использование динамических факторных моделей (DFM). Основная идея DFM-моделей состоит в том, что общая динамика большого числа временных рядов y_t может быть описана небольшим числом ненаблюдаемых факторов F_t, инновации η_t которых формируются под влиянием структурных шоков ε_t. В некотором смысле DFM-модели являются расширением метода векторных авторегрессий. Структурная форма статической DFM-модели может быть представлена в следующем виде[5]:

$$\begin{aligned} \underset{(k\times 1)}{y_t} &= \underset{(k\times r)}{\Lambda}\underset{(r\times 1)}{F_t} + \underset{(k\times 1)}{e_t}, \\ \underset{(r\times r)}{\Phi(L)}\underset{(r\times 1)}{F_t} &= \underset{(k\times q)}{G}\underset{(q\times 1)}{\eta_t}, \\ \underset{(q\times 1)}{\eta_t} &= \underset{(q\times q)}{H}\underset{(q\times 1)}{\varepsilon_t}, \end{aligned} \tag{10}$$

[5]В скобках указана размерность соответствующего вектора, матрицы или матричного полинома.

где e_t — случайные ошибки, которые по сути являются идиосинкратическими и не коррелируют со структурными шоками.

В работе [7] применение DFM-модели на российских данных не подтвердило наличие балансового канала. Набор данных включал 61 показатель за период с 2010 по 2017 год с ежемесячной частотой. В качестве переменной балансового канала был выбран прокси-показатель для премии внешнего финансирования — разность между доходностью портфеля корпоративных облигаций и государственных облигаций одинаковой срочности[6]. По нашему мнению, данный показатель не учитывает неоднородность реакции балансов заемщиков на шоки ДКП, так как охватывает только высоколиквидные бумаги компаний с «хорошей репутацией» как финансового, так и нефинансового сектора.

2. Статические модели на панельных данных

В рамках изучения БК ТМ следующая группа работ [8–10] основана на изучении факторов, оказывающих влияние на получение доступа к внешнему финансированию. Авторы рассматривают, как особенности компаний определяют их уровень долга и структуру финансирования, как влияние этих характеристик изменяется в зависимости от изменения ДКП. В качестве доказательства существования БК рассматривают факт наличия взаимосвязи: специфические характеристики фирм — структура финансирования — изменения ДКП. Взаимосвязь между внешними источниками средств и специфическими характеристиками фирм оценивается с помощью стандартной модели панельной регрессии с индивидуальными эффектами

$$y_{it} = Bx_{it} + \mu_i + \xi_{it},$$

где $i = 1, \ldots, N$ относится к объектам наблюдения (фирмам), наблюдаемым в периоды времени $t = 1, \ldots, T$. Переменная y_{it} — переменная интереса, поведение которой зависит от вектора объясняющих переменных x_{it} размерности $m \times 1$. Величина μ_i используется в модели для учета индивидуальных особенностей наблюдаемых объектов (неоднородности), ξ_{it} — остаток регрессии, удовлетворяющий условиям классической линейной регрессии.

[6] Cbonds-CBI RU 1-3 YTM и Cbonds-GBI RU 1-3 YTM.

Так, авторы в работе [8], анализируя на данных Великобритании характер влияния ДКП на доступ к внешним финансам, оценивают значимость коэффициентов в следующей модели:

$$y_{i,t} = B_x x_{i,t} + \alpha r_t + B_r r_t x_{i,t} + \mu_i + \xi_{i,t}.$$

Переменная интереса $y_{i,t}$ характеризует доступ к внешним финансам: банковским кредитам и/или фондовым рынкам. Вектор объясняющих переменных $x_{i,t}$ охватывает те характеристики фирм, которые могут повлиять на кредитоспособность заемщика (размер, возраст, риск дефолта, рентабельность и т. д.), а также показатели делового цикла и внешних макрошоков. Влияние ДКП через балансовый канал оценивается через взаимодействие между объясняющими переменными $x_{i,t}$ и индикатором ДКП r_t. Эмпирическим подтверждением существования БК выступает статическая значимость коэффициентов B_r.

Параметры регрессии в анализе панельных данных принято оценивать несколькими способами в зависимости от того, как рассматривать индивидуальные эффекты μ_i: как фиксированные или как случайные. При этом окончательный выбор спецификации делается на основе сравнения полученных результатов, не касаясь «истинной природы» эффектов μ_i.

Фиксированные эффекты. В модели регрессии с фиксированными эффектами (*FE*, *fixed effect model*) индивидуальный эффект рассматривается как свободный член, который принимает разные значения для исследуемых объектов выборки, т. е. получаемые выводы являются условными по значениям эффектов μ_i. Таким образом, в модели с фиксированными эффектами оценивается

$$E\{y_{it}|x_{it}, \mu_i\} = Bx_{it} + \mu_i.$$

Пусть $y_i = (y_{i1}, \ldots, y_{iT})'$, $X_i = (x_{i1}, \ldots, x_{iT})'$, $i_T = (1, \ldots, 1)'$ и $\xi_i = (\xi_{i1}, \ldots, \xi_{iT})'$, тогда спецификация модели может быть записана в векторном виде

$$y_i = X_i B' + i_T \mu_i + \xi_i, \quad i = 1, \ldots, N.$$

Объединяя уравнения в общую систему, получим матричную форму

$$y = XB' + (I_N \otimes i_T)\mu + \xi, \tag{11}$$

где $y = (y_1', \ldots, y_N')'$, $X = (X_1', \ldots, X_N')'$, $\xi = (\xi_1', \ldots, \xi_N')'$ и $\mu = (\mu_1, \ldots, \mu_N)'$.

Если остатки регрессии ξ_i удовлетворяют условиям классической линейной регрессии:

$$E\xi_i = 0, \quad E\xi_i\xi_j' = \begin{cases} \sigma_\xi^2 I_T\,, & i = t \\ 0, & i \neq j \end{cases} \quad \text{и} \;\; E(X_i \otimes \xi_i) = 0,$$

то состоятельная оценка может быть получена с помощью обычного МНК и соответствующая оценка матрицы B будет иметь вид

$$\widehat{B}' = (X'WX)^{-1}X'Wy, \tag{12}$$

где $W = I_N \otimes \left(I_T - \dfrac{i_T i_T'}{T}\right)$ — оператор «whithin». Учитывая соотношения

$$W(I_N \otimes i_T) = I_N \otimes \left[\left(I_T - \frac{i_T i_T'}{T}\right) i_T\right] = I_N \otimes \left(i_T - \frac{i_T i_T' i_T}{T}\right) = 0$$

и

$$W = W' = W^2,$$

отметим, что приведенная оценка совпадает с результатом МНК, примененного к уравнению, преобразованному с помощью оператора «whithin»:

$$Wy = WXB' + W\xi.$$

Преобразование «within» исключает из модели индивидуальные эффекты и приводит к уравнению в отклонениях от среднего[7]. Так как

$$\widehat{B}' = (X'WX)^{-1}X'W(XB' + (I_N \otimes i_T)\mu + \xi) = B' + (X'WX)^{-1}X'W\xi,$$

[7]Нетрудно убедиться, что для любого вектора $z = (z_1, \ldots, z_T)'$ имеет место равенство

$$\left(I - \frac{i_T i_T'}{T}\right) z = z - i_T\bar{z} = (z_1 - \bar{z}, \ldots, z_T - \bar{z})', \text{ где } \bar{z} = \frac{i_T'}{T} z = \frac{1}{T}\Sigma z_t.$$

то ковариационная матрица оценок коэффициентов регрессии имеет вид

$$cov(\widehat{B}') = (X'WX)^{-1}X'W \cdot cov(\xi) \cdot W'X(X'WX)^{-1} = \sigma_\xi^2 (X'WX)^{-1}. \quad (13)$$

При этом несмещенная оценка остаточной дисперсии σ_ξ^2 может быть найдена с помощью остатков «within»-регрессии $e_w = Wy - WX\widehat{B}'$, а именно

$$\hat{\sigma}_\xi^2 = \frac{e_w' e_w}{NT - N - k}. \quad (14)$$

Случайные эффекты. В модели регрессии со случайными эффектами (*RE*, *random effect model*) индивидуальный эффект μ_i не коррелирует с объясняющими переменными x_{it} и рассматривается как случайная ошибка, постоянная во времени для соответствующего объекта наблюдения. Получаемые выводы являются безусловными относительно индивидуальных эффектов μ_i, т. е. в рамках выбранной спецификации оценивается

$$E\{y_{it}|x_{it}\} = Bx_{it}.$$

В матричной форме спецификация модели может быть записана как

$$y = XB' + u, \quad (15)$$

где ошибка модели $u = (I_N \otimes i_T)\mu + \xi$ удовлетворяет следующим условиям:

$$E\xi = 0,\ E\xi\xi' = \sigma_\xi^2 I_{NT},\ E\mu = 0,\ E\mu\mu' = \sigma_\mu^2 I_N,$$
$$E(X \otimes \xi) = 0,\ E(X \otimes \mu) = 0,\ E(\xi \otimes \mu) = 0.$$

Ковариационная матрица остатков регрессии будет иметь вид

$$\begin{aligned} \Omega = cov(u) = Euu' = (I_N \otimes i_T)cov(\mu)(I_N \otimes i_T)' + cov(\xi) = \\ = I_N \otimes [i_T i_T' \sigma_\mu^2 + I_T \sigma_\xi^2] = I_N \otimes \Sigma_u. \end{aligned} \quad (16)$$

Обозначим $\theta^2 = \dfrac{\sigma_\xi^2}{\sigma_\xi^2 + T\sigma_\mu^2}$ и $B_w = I_N \otimes \dfrac{i_T i_T'}{T}$, тогда

$$\Omega = \Sigma_\xi^2 (W + B_w \theta^{-2}). \quad (17)$$

Как видим, модель регрессии со случайными эффектами соответствует модели с гетероскедастичными остатками. В этом случае как

оценки МНК, так и оценки модели с фиксированными эффектами будут несмещенными и состоятельными, но неэффективными. Для получения эффективных оценок необходимо воспользоваться обобщенным методом наименьших квадратов (GLS):

$$\widehat{B}'_{gls} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}y, \;\; cov(\widehat{B}'_{gls}) = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}. \qquad (18)$$

Так как ковариационная матрица Ω определяется с точностью до двух параметров σ_ξ^2 и θ^2, то для реализации метода необходимо их предварительно оценить. Для оценивания σ_ξ^2 можно использовать оценку (14) для «within»-регрессии. Для построения оценки второго параметра необходимо рассмотреть остатки «between»-регрессии[8]: $e_{bw} = B_w y - B_w X\widehat{B}'$, и в качестве состоятельной оценки θ^2 можно использовать отношение остаточных дисперсий «within» и «between»-регрессий, т. е.

$$\hat{\theta}^2 = \frac{\hat{\sigma}_\xi^2}{\hat{\sigma}_{bw}^2}, \qquad (19)$$

где оценка остаточной дисперсии «between»-регрессии будет иметь вид $\hat{\sigma}_{bw}^2 = \dfrac{e'_{bw}e_{bw}}{N-k}$.

Окончательный выбор спецификации модели с фиксированными или случайными эффектами делается на основе теста Хаусмана. Основная идея теста состоит в том, что если нулевая гипотеза об отсутствии корреляции между регрессорами и индивидуальными эффектами верна, то разница между оценками модели с фиксированными эффектами и оценками модели со случайными эффектами должна быть незначимой в силу состоятельности обеих оценок. Если нулевая гипотеза не верна, то состоятельны лишь оценки модели с фиксированными эффектами и между двумя типами оценок должно наблюдаться систематическое смещение. Более подробное изложение основных концепций анализа панельных данных и принципы построения моделей можно найти в работе [11].

---

[8]Преобразование «between» приводит к рассмотрению уравнений относительно средних значений:

$$\bar{y}_i = \bar{X}_i B' + \mu_i + \bar{\xi}_i, \; i = 1, \ldots, N.$$

Последние исследования [12–16] для оценки роли финансовых трений[9] в передаче импульса денежно-кредитной политики предлагают использовать на панельных данных метод локальных проекций (*LP-Jorda*) и оценивать импульсный отклик θ_h переменной интереса y_{it} на структурный макрошок ε_t прямым прогнозированием, т. е. на каждом временном горизонте h строить отдельную регрессию. Спецификация модели описывается следующим уравнением панельной регрессии с индивидуальными эффектами:

$$y_{i,t+h} = \theta_h \varepsilon_t x_{i,t} + B_{x,h} x_{i,t} + B_{z,h} z_{i,t} + \mu_{i,h} + \xi_{i,t+h},$$

где $x_{i,t}$ — характеристики фирм, оценивающие роль финансовых трений, $z_{i,t}$ — множество контрольных переменных, которые могут определять динамику переменной y_{it}, включая тренды, лаги других переменных и т. п. В рамках данного подхода задача идентификации структурного макрошока решается отдельно либо с помощью стандартного подхода типа *VAR* и его расширений, либо повествовательными методами, либо с помощью высокочастотных данных (новостные ленты, реакция финансовых инструментов) и т. д. [17; 18].

На российских данных метод локальных проекций был использован в работе [16], в которой оценивалась взаимосвязь кредитных спредов эмитентов российских облигаций и шоков ДКП с учетом долговой нагрузки. В рамках выбранной модели не было выявлено влияние балансового канала на передачу шоков денежной политики. По нашему мнению, полученный результат может быть обусловлен небольшим кругом выбранных предприятий (порядка 110), имеющих возможность получать внешнее финансирование на фондовом рынке и сталкивающихся по сути с меньшими кредитными ограничениями по сравнению с остальными предприятиями.

3. Динамические модели на панельных данных

Авторегрессионные модели, позволяющие анализировать, как ранее принятые решения влияют на текущее поведение, широко используются в литературе для моделирования зависимости кредитной и инвестиционной активности фирм от денежно-кредитной политики с учетом

[9]Финансовые трения — ограничения на финансовом рынке, обусловленные асимметрией информации между кредитором и заёмщиком, связанные с дополнительными расходами кредитора на мониторинг и анализ состояния баланса заёмщика.

их балансовой позиции [6; 19–21]. При этом использование панельных данных дает возможность моделировать динамические зависимости с учетом неоднородности поведения на индивидуальном уровне.

Например, [20] оценивает уравнение инвестиционного спроса на панельных данных Австрии, включив в него наряду с обычными неоклассическими факторами и предыдущей динамикой инвестиционной активности также переменные, учитывающие наличие внутренних источников финансирования и кредитных ограничений. Статистическая значимость последних и является одним из проявлений балансового канала.

Общий вид такого типа моделей с одной эндогенной переменной $y_{i,t}$ и экзогенными показателями $x_{i,t}$ можно представить в следующем виде:

$$A(L)y_{i,t} = Bx_{i,t} + \mu_i + \xi_{i,t},\ i = 1, \ldots, N,\ t = 1, \ldots, T, \tag{20}$$

где $A(L)$ — полином от лагового оператора порядка p:

$$A(L) = 1 - \sum_{s=1}^{p} \gamma_s L^s.$$

В работе [21] влияние финансового состояния предприятия на инвестиционное поведение и роль финансовых трений моделировалось с помощью панельной векторной авторегрессии ($PVAR$). Модель панельной векторной авторегрессии представляет собой комбинацию методов динамических моделей на панельных данных и векторных авторегрессий. Как и в модели векторной авторегрессии, предполагается, что ошибки регрессии являются линейными комбинациями некоррелированных структурных шоков и с точки зрения выявления причинно-следственных связей интерес представляет реакция эндогенных переменных на импульсные изменения структурных шоков.

Спецификацию модели $PVAR$ с экзогенными показателями $x_{i,t}$ можно представить в следующем виде:

$$A(L)y_{i,t} = Bx_{i,t} + \mu_i + \xi_{i,t},\ i = 1, \ldots, N,\ t = 1, \ldots, T, \tag{21}$$

где $y_{i,t}$ — вектор эндогенных переменных размерности $k \times 1$, наблюдаемых в моменты времени t для объектов наблюдения i, $A(L)$ — матричный полином от лагового оператора:

$$A(L) = I - \sum_{s=1}^{p} A_s L^s.$$

Векторы индивидуальных эффектов μ_i и идиосинкратических ошибок $\xi_{i,t}$ имеют размерность $k \times 1$ и играют ту же роль, что и во всех моделях на панельных данных.

Добавление в уравнение (20) или (21) лаговой зависимой переменной приводит к существенному усложнению методов оценивания. Заметим, что уравнение с одной эндогенной переменной (20) является частным случаем уравнения (21) при $k = 1$ и, следовательно, подходы к оцениванию неизвестных параметров могут быть одинаковыми. Применение МНК для исходных уравнений невозможно из-за корреляции между лаговыми зависимыми переменными и индивидуальными эффектами, а оценка «within»-регрессии будет состоятельной только при $T \to \infty$, что, как правило, не выполняется. Одним из распространенных способов устранения проблемы оценивания является использование преобразований, устраняющих индивидуальные эффекты, и применение обобщенного метода моментов (ОММ) с инструментальными переменными. Продемонстрируем основные идеи этого подхода для оценивания параметров $PVAR$ для случая $p = 1$. Обозначим $Y_i = (y_{i,1}, \ldots, y_{i,T})'$, $Y_{i,-1} = (y_{i,0}, \ldots, y_{i,T-1})'$, $X_i = (x_{i,1}, \ldots, x_{i,T})'$, $W_i = (Y_{i,-1}, X_i)$, $\xi_i = (\xi_{i1}, \ldots, \xi_{iT})'$, тогда

$$Y_i = W_i \Theta' + i_T \otimes \mu_i' + \xi_i, \tag{22}$$

где $\Theta = (A, B)$ — матрица неизвестных параметров.

Пусть D — матрица преобразования, устраняющая индивидуальные эффекты в (22), и $\widetilde{Y}_i = DY_i$, $\widetilde{W}_i = DW_i$ и $\tilde{\xi}_i = D\xi_i$, тогда

$$\widetilde{Y}_i = \widetilde{W}_i \Theta' + \tilde{\xi}_i,\ i = 1, \ldots, N \tag{23}$$

или в векторизованной форме

$$\tilde{y} = (\widetilde{W} \otimes I_k)\theta + \tilde{\xi}, \tag{24}$$

где $\tilde{y} = vec(\widetilde{Y}_1', \ldots, \widetilde{Y}_N')$, $\tilde{\xi} = vec(\tilde{\xi}_1', \ldots, \tilde{\xi}_N')$, $\widetilde{W} = (\widetilde{W}_1', \ldots, \widetilde{W}_N')'$ и $\theta = vec(\Theta)$.

В литературе для устранения индивидуальных эффектов предложено два подхода: переход к первым разностям (*fd*, *first difference*)

и впередсмотрящее ортогональное отклонение (*fod*, *forward orthogonal deviation*). Рассмотрим переход к первым разностям, т. е.

$$\Delta y_{i,t} = y_{i,t} - y_{i,t-1},\ \Delta x_{i,t} = x_{i,t} - x_{i,t-1},\ \Delta \xi_{i,t} = \xi_{i,t} - \xi_{i,t-1},$$

тогда соответствующая матрица D размерности $(T-1)\times T$ будет иметь вид

$$D = \begin{bmatrix} -1 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & -1 & 1 \end{bmatrix}.$$

Впередсмотрящее ортогональное преобразование для произвольного временного ряда $z = (z_1, \ldots, z_T)$ определяется следующим образом:

$$z_t^{fod} = c_t(z_t - \bar{z}_t), \text{ где } c_t = \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}},$$

$$\bar{z}_t = \frac{1}{T-t}\sum_{s>t} z_s,\ t = 1, \ldots, T-1,$$

т. е. матрица «*fod*»-преобразования D будет иметь вид

$$D = \begin{bmatrix} c_1 & -\frac{c_1}{T-1} & -\frac{c_1}{T-1} & \cdots & -\frac{c_1}{T-1} \\ 0 & c_2 & -\frac{c_2}{T-2} & \cdots & -\frac{c_2}{T-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & c_{T-1} & -\frac{c_{T-1}}{1} \end{bmatrix}.$$

Отметим, что для последнего преобразования $DD' = I$.

Так как $\widetilde{W}_i$ и ξ_i в уравнении (23) коррелируют, то стандартный МНК не позволяет построить состоятельную оценку. Пусть Q_i — матрица инструментов: $EQ_i'\tilde{\xi}_i = 0$, тогда соответствующий выборочный момент в векторизованной форме имеет вид

$$m_N = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(Q_i' \otimes I_k)vec(\tilde{\xi}_i') = \frac{Z'\tilde{\xi}}{N}, \tag{25}$$

где $Z = (Z_1', \ldots, Z_N')'$, $Z_i = Q_i \otimes I_k$. Оценка ОММ, минимизирующая квадратичную форму

$$J_N(\hat{\theta}) = \min_{\theta} m_N' A_{we} m_N, \tag{26}$$

где A_{we} — любая симметричная, положительно определенная весовая матрица, будет иметь вид

$$\begin{aligned} \hat{\theta} &= [\widetilde{W}_*' Z A_{we} Z' \widetilde{W}_*]^{-1} (\widetilde{W}_*' Z A_{we} Z' \tilde{y}) = \\ &= [M_{Z\widetilde{W}}' A_{we} M_{Z\widetilde{W}}]^{-1} (M_{Z\widetilde{W}}' A_{we} M_{Z\tilde{y}}) \end{aligned} \tag{27}$$

и

$$\begin{aligned} cov(\hat{\theta}) = [M_{Z\widetilde{W}}' A_{we} M_{Z\widetilde{W}}]^{-1} (M_{Z\widetilde{W}}' A_{we} cov(Z'\tilde{\xi}) A_{we} M_{Z\widetilde{W}}) \times \\ \times [M_{Z\widetilde{W}}' A_{we} M_{Z\widetilde{W}}]^{-1}, \end{aligned} \tag{28}$$

где $\widetilde{W}_* = \widetilde{W} \otimes I_k$ [22]. Для построения эффективной оценки в качестве матрицы A_{we} нужно взять матрицу, обратную к ковариационной матрице используемых моментных тождеств, а именно

$$A_{we} = [cov(Z'\tilde{\xi})]^{-1}. \tag{29}$$

Если остатки ξ_i исходной регрессии (22) удовлетворяют условиям гомоскедастичности и некоррелированности

$$E\xi_{it} = 0, \quad E\xi_{it}\xi_{js}' = \begin{cases} \Sigma_\xi, & i = j, t = s \\ 0, & i \neq j \text{ или } t \neq s \end{cases},$$

тогда

$$E\tilde{\xi} = 0, \quad E\tilde{\xi}\tilde{\xi}' = I_N \otimes (DD' \otimes \Sigma_\xi)$$

и

$$cov(Z'\tilde{\xi}) = Z'(I_N \otimes DD' \otimes \Sigma_\xi)Z = \Lambda_Q \otimes \Sigma_\xi, \tag{30}$$

где матрица Λ_Q имеет вид

$$\Lambda_Q = \sum_{i=1}^{N} Q_i' DD' Q_i. \tag{31}$$

Обозначим $Q = (Q_1', \ldots, Q_N')'$ и $\widetilde{Y} = (\widetilde{Y}_1', \ldots, \widetilde{Y}_N')'$ и, подставляя (30) в (27)–(29), получим, что эффективная оценка ОММ для рассматриваемого случая будет иметь вид

$$\widehat{\Theta}' = [\widetilde{W}'Q\Lambda_Q^{-1}Q'\widetilde{W}]^{-1}(\widetilde{W}'Q\Lambda_Q^{-1}Q'\widetilde{Y}) \tag{32}$$

и что эквивалентно оцениванию каждого из k уравнений по отдельности[10]. Заметим, что для случая «*fod*»-преобразования оценка (32) будет совпадать с результатами двухшагового метода наименьших квадратов.

Для общего случая, когда на остатки регрессии ξ_i не наложено никаких дополнительных ограничений, для оценки (32) сохраняется свойство состоятельности. Это, в свою очередь, позволяет оценить остатки регрессии (23) и ковариационную матрицу (30):

$$\widehat{E}_i = \widetilde{Y}_i - \widetilde{W}_i\widehat{\Theta}',\ \hat{e}_i = vec(\widehat{E}_i'),$$

$$\Lambda_{Ze} = \sum_{i=1}^{N} Z_i'\Gamma_e Z_i, \tag{33}$$

$$\Gamma_e = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \hat{e}_i\hat{e}_i'.$$

Таким образом, реализуемая эффективная оценка ОММ примет вид

$$\widehat{\theta}_{eff} = [M_{Z\widetilde{W}}'\Lambda_{Ze}^{-1}M_{Z\widetilde{W}}]^{-1}(M_{Z\widetilde{W}}'\Lambda_{Ze}^{-1}M_{Z\tilde{y}}). \tag{34}$$

Для выбора инструментальных переменных в литературе используются различные алгоритмы, в которых предлагается использовать не только экзогенные переменные и их лаги, но и подходящие лаги зависимых переменных. Например, в работе [23] было предложено использовать для первых разностей моментные тождества вида

$$E\Delta\xi_{i,t}y_{i,t-2}' = 0,\ t = 2, \ldots, T.$$

В работе [24] авторы предложили расширить список инструментальных переменных, используя динамический набор моментных тождеств:

$$E\Delta\xi_{i,t}y_{i,s}' = 0,\ t = 2, \ldots, T,\ s = 2, \ldots, t-2.$$

[10]Матрицы инструментов для каждого из уравнений должны быть одинаковы.

Концепции ОММ свойственно увеличивать не только список инструментов, но и набор моментных тождеств для повышения эффективности оценок. В [25] предложили использовать систему моментных тождеств, где переменные в уровнях являются инструментами для уравнений в разностях и переменные в разностях являются инструментами для уравнений в уровнях, т. е.

$$E\Delta\xi_{i,t}y'_{i,s} = 0,\ t = 2, \ldots, T,\ s = 2, \ldots, t-2$$

$$E(\xi_{i,t} + \mu_i)\Delta y'_{i,t-1} = 0,\ t = 2, \ldots, T.$$

Оценить качество полученных результатов можно с помощью теста Хансена, который проверяет релевантность выбранных моментных тождеств на основе статистики $J_N(\hat{\theta})$[11].

Обсуждение

В отличие от процентного или валютного каналов, изучению которых посвящен значительный объем литературы, балансовый канал в России относительно менее изучен. Анализ немногочисленных работ на российских данных показал, что вопрос о наличии балансового канала остаётся открытым, а вклад каждого нового исследования в этой теме будет значимым. И прежде чем приступить к эмпирическому анализу балансового канала в рамках российской экономики, необходимо ответить на следующие вопросы.

Во-первых, выбор информационного множества переменных, которое должно отражать взаимосвязи, возникающие в рамках балансового канала и трения на финансовом рынке, а также учитывать гетерогенность экономических агентов реального сектора экономики. Предполагаем, что в работах [6] и [16] обнаружить значимый эффект шока ДКП на премию за внешнее финансирование не удалось в том числе и потому, что для анализа были отобраны предприятия, которые сталкиваются с меньшими издержками информационной асимметрии (крупные или котирующиеся на фондовом рынке). Аналогичную проблему отмечает в своей работе и А. Пестова [7], предполагая, что результат может быть обусловлен существенной неоднородностью компаний реального сектора, которая не может быть выявлена при анализе на агрегированных данных. Кроме того, на результат могут оказать влияние показатели, выбранные в качестве прокси для «чистого богатства», «премии

[11] В случае сверхидентификации модели.

за внешнее финансирование» и «балансовой позиции предприятия». На наш взгляд, спорным является использование в работе [6] в качестве переменной «чистого богатства» балансовой стоимости совокупных активов, свидетельствующий скорее о размере предприятия, тогда как «чистое богатство» призвано отражать рыночную стоимость фирмы.

Во-вторых, должна быть решена задача идентификации структурного шока ДКП. В литературе существуют различные методы решения этой задачи. Оптимальным считаем использование нескольких подходов с дальнейшей проверкой устойчивости результатов.

В-третьих, в модели должны учитываться особенности периода анализа. На результаты могут оказать влияние возможные структурные сдвиги, произошедшие в экономике России в анализируемом периоде, режим денежно-кредитной политики, геополитические риски.

Для выявления эффектов балансового канала нам представляется предпочтительным использование модели, сочетающей в себе данные микро- и макроуровня. Скорее всего на первоначальном этапе исследования придется ограничиться периодом, в котором действовал режим инфляционного таргетирования (начиная с 2015 г.), длина которого будет в некотором смысле компенсирована набором панельных данных. Это позволит учесть специфику российских данных, в том числе короткие временные ряды. Наиболее перспективными подходами на данном этапе считаем метод локальных проекций и модель панельной векторной авторегрессии.

Список источников

1. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2023 год и периоды 2024 и 2025 годов // Банк России. 2023 [Электронный ресурс]. URL: http://www.cbr.ru/about_br/publ/ondkp/ (дата обращения: 01.09.2023).

2. **Christopher A. Sims** Macroeconomics and Reality // *Econometrica.* 1980. Vol. 48. No 1. Jan. Pp. 1–48. https://doi.org/10.2307/1912017

3. **Gertler M., Gilchrist S.** Monetary Policy, Business Cycles and the Behaviour of Small Manufacturing Firms // *Quarterly Journal of Economics.* 1994. Vol. 109. Issue 2. Pp. 309–340.

4. **Bernanke B. S., Gertler M.** Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission // *Journal of Economic Perspectives*. 1995. Vol. 9. No 4. Pp. 27–48.

5. **Holtemöller O.** Further VAR evidence for the effectiveness of a credit channel in Germany // *SFB 373 Discussion Paper* (Humboldt Univer-sity of Berlin, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simu-lation of Economic Processes). Berlin, 2002. No 2002,66. 21 p. [Электронный ресурс]. URL: https://www.econstor.eu/handle/10419/65303 (дата обращения: 01.09.2023).

6. **Щепелева М.** Эмпирический анализ балансового канала денежно-кредитной трансмиссии для России // *Финансовый журнал*. 2020. Т. 12. № 2. С. 39—56. DOI: 10.31107/2075-1990-2020-2-39-56.

7. **Пестова А.** «Кредитный взгляд» на монетарную политику в России // *Прикладная эконометрика*. 2020. Т. 57. С. 72–88.

8. **Bougheas S., Mizen P., Yalcin C.** Access to external finance: Theory and evidence on the impact of monetary policy and firm-specific characteristics // *Journal of Banking and Finance*. 2006. Vol. 30. No 1. Pp. 199–227.

9. **Aliev R., Hajkova D., Kubicova I.** The impact of Monetary Policy on Financing of Czech Firms // Czech National Bank, Working Paper. 2014. № 5. 40 p. [Электронный ресурс]. URL: http://journal.fsv.cuni.cz/storage/1343_hajkova.pdf (дата обращения: 01.09.2023).

10. **Malinowska A.** Liquidity constraints and the balance Sheet channel of monetary policy transmission // *Economic studies*. 2016. Vol. 1. Pp. 71–88 [Электронный ресурс]. URL: https://www.researchgate.net/publication/301527925_Liquidity_constraints_and_the_balance_sheet_channel_of_monetary_policy_transmission (дата обращения: 01.09.2023).

11. **Ратникова, Т. А., Фурманов К. К.** Анализ панельных данных и данных о длительности состояний : учеб. пособие / Нац. исслед.

ун-т «Высшая школа экономики». М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2014. 373 с.

12. **Cloyne J., Ferreira C., Froemmel M., Surico P.** Monetary policy, investment and firm heterogeneity // *ECB Working Paper*. 2018. No 2390 (25366). 48 p. [Электронный ресурс]. URL: https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2390~f6688df85d.en.pdf (дата обращения: 01.09.2023).

13. **Jeenas P.** Firm Balance Sheet Liquidity, Monetary Policy Shocks, and Investment Dynamics // *CREI Working Paper*. 2019. 83 p. [Электронный ресурс]. URL: https://crei.cat/wp-content/uploads/2020/06/Jeenas_JMP.pdf (дата обращения: 01.09.2023).

14. **Ottonello P., Winberry T.** Financial heterogeneity and the investment channel of monetary policy // *Econometrica*. 2020. Vol. 88. No 6. November. Pp. 2473–2502.

15. **Anderson G., Cesa-Bianchi A.** Crossing the credit channel: credit spreads and firm heterogenety //*Staff Working Paper no 854* / Bank of England. 2020. 65 p. [Электронный ресурс]. URL: https://www.bankofengland.co.uk/-/media/boe/files/working-paper/2020/crossing-the-credit-channel-credit-spreads-and-firm-heterogeneity.pdf (дата обращения: 01.09.2023).

16. **Прокопьев Ф.** Балансовый канал денежно-кредитной политики: тестирование на кредитных спредах российских фирм // *Деньги и кредит*. 2021. Т. 80. № 4. С. 3–30.

17. **Джон Б. Тейлор, Харальд Улиг**. Справочное руководство по макроэкономике : в 5 кн. Кн. 1. Факты об экономическом росте и экономических колебаниях. М.: Издательский дом «Дело» РАНХиГС, 2019. 528 с. (Академический учебник).

18. **Джон Б. Тейлор, Харальд Улиг**. Справочное руководство по макроэкономике : в 5 кн. Кн. 2. Методология в макроэкономике. М.: Издательский дом «Дело» РАНХиГС, 2020. 1128 с. (Академический учебник).

19. **Oliner S. D., Rudebusch G. D.** Is there a broad credit chanel for monetary policy // *Economic Review / Federal Reserve Bank of San Francisco.* 1996. No 1. Pp. 3–13 [Электронный ресурс]. URL: https://www.frbsf.org/economic-research/wp-content/uploads/sites/4/3-13-2.pdf (дата обращения: 01.09.2023).

20. **Valderrama M.** Credit Channel and Investment Behavior in Austria: A Micro-Econometric Approach // *European Central Bank. Working Paper* 2001. No 108. 45 p. [Электронный ресурс]. URL:https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp108.pdf (дата обращения: 01.09.2023).

21. **Love I., Zicchino L.** Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR // *The Quartely Review of Economics and Finance.* 2006. Vol. 46. Issue 2. Pp. 190–210.

22. **Sigmund M., Ferstl R.** Panel vector autoregression in R with the package panelvar // *The Quartely Review of Economics and Finance.* 2021. Elsevier. Vol. 80(C). Pp. 693–720.

23. **Anderson T. W., Hsiao C.** Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data // *Journal of Econometrics.* 1982. 18. Issue 1. Pp. 47–82.

24. **Arellano M., Bond S.** Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations // *The Review of Economic Studies.* 1991. Vol. 58. Issue 2. Pp. 277–297.

25. **Blundell R., Bond S.** Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models // *Journal of Econometrics.* 1998. Vol. 87 (1). Pp. 115–143.

References

1. Main directions of the unified state monetary policy for 2023 and the periods 2024 and 2025. *Bank of Russia.* 2023. Available at: http://www.cbr.ru/about_br/publ/ondkp/ (accessed: 01.09.2023). (In Russ.)

2. **Christopher A. Sims** Macroeconomics and Reality. *Econometrica*. 1980. Vol. 48. No 1. Jan. Pp. 1–48. https://doi.org/10.2307/1912017.

3. **Gertler M., Gilchrist S.** . Monetary Policy, Business Cycles and the Behaviour of Small Manufacturing Firms. *Quarterly Journal of Economics*. 1994. Vol. 109. Issue 2. Pp. 309–340.

4. **Bernanke B. S., Gertler M.** Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*. 1995. Vol. 9. No 4. Pp. 27–48.

5. **Holtemöller O.** Further VAR evidence for the effectiveness of a credit channel in Germany. *SFB 373 Discussion Paper* (Humboldt Univer-sity of Berlin, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simu-lation of Economic Processes). Berlin, 2002. No 2002,66. 21 p. Available at: https://www.econstor.eu/handle/10419/65303 (accessed: 01.09.2023).

6. **Shchepeleva M. A.** Modeling the Balance Sheet Channel of Monetary Transmission in Russia. *Finansovyy zhurnal* [Financial Journal]. 2020. Vol. 12. No 2. Pp. 39–56. (In Russ.) DOI: 10.31107/2075-1990-2020-2-39-56

7. **Pestova A. A.** "Credit view" on monetary policy in Russia. *Prikladnaya ekonometrika* [Applied Econometrics]. 2020. Vol. 57. Pp. 72–88. (In Russ.)

8. **Bougheas S., Mizen P., Yalcin C.** Access to external finance: Theory and evidence on the impact of monetary policy and firm-specific characteristics. *Journal of Banking and Finance*. 2006. Vol. 30. No 1. Pp. 199–227.

9. **Aliev R., Hajkova D., Kubicova I.** The impact of Monetary Policy on Financing of Czech Firms. Czech National Bank, Working Paper. 2014. No 5. 40 p. Available at: http://journal.fsv.cuni.cz/storage/1343_hajkova.pdf (accessed: 01.09.2023).

10. **Malinowska A.** Liquidity constraints and the balance Sheet channel of monetary policy transmission. *Economic studies*. 2016. Vol. 1. Pp. 71–88 Available at:

https://www.researchgate.net/publication/301527925_Liquidity_constraints_and_the_balance_sheet_channel_of_monetary_policy_transmission (accessed: 01.09.2023).

11. **Ratnikova T. A., Furmanov K. K.** *Analiz panel'nykh dannykh i dannykh o dlitel'nosti sostoyaniy : ucheb. posobiye* [Analysis of panel data on the duration of states : Textbook]. Moscow: Publishing house of Higher school of economics. 2014. 373 p. (In Russ.)

12. **Cloyne J., Ferreira C., Froemmel M., Surico P.** Monetary policy, investment and firm heterogeneity. *ECB Working Paper*. 2018. No 2390 (25366). 48 p. Available at: https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2390~f6688df85d.en.pdf (accessed: 01.09.2023).

13. **Jeenas P.** Firm Balance Sheet Liquidity, Monetary Policy Shocks, and Investment Dynamics. *CREI Working Paper*. 2019. 83 p. Available at: https://crei.cat/wp-content/uploads/2020/06/Jeenas_JMP.pdf (accessed: 01.09.2023).

14. **Ottonello P., Winberry T.** Financial heterogeneity and the investment channel of monetary policy. *Econometrica*. 2020. Vol. 88. No 6. November. Pp. 2473–2502.

15. **Anderson G., Cesa-Bianchi A.** Crossing the credit channel: credit spreads and firm heterogenety. *Staff Working Paper no 854* / Bank of England. 2020. 65 p. Available at: https://www.bankofengland.co.uk/-/media/boe/files/working-paper/2020/crossing-the-credit-channel-credit-spreads-and-firm-heterogeneity.pdf (accessed: 01.09.2023).

16. **Prokopev F.** Balance Sheet Channel of Monetary Policy: Evidence from Credit Spreads of Russian Firms. *Den'gi i kredit* [Russian Journal of Money and Finance]. 2021. 80 (4). Pp. 3–30. 2021. (In Russ.)

17. **John B. Taylor, Harald Uhlig** *Spravochnoye rukovodstvo po makroekonomike : v 5 kn. Kn. 1. Fakty ob ekonomicheskom roste i ekonomicheskikh kolebaniyakh* [Reference Guide to Macroeconomics: 5 books. Book 1. Facts about economic growth and economic fluctuations]. Moscow: Publishing house "Delo" RANEPA, 2019. 528 p. (Academic textbook). (In Russ.)

18. **John B. Taylor, Harald Uhlig** *Spravochnoye rukovodstvo po makroekonomike : v 5 kn. Kn. 2. Metodologiya v makroekonomike* [Reference Guide to Macroeconomics: 5 books. Book 2. Methodology in macroeconomics]. Moscow: Publishing house "Delo" RANEPA, 2020. 1128 p. (Academic textbook). (In Russ.)

19. **Oliner S. D., Rudebusch G. D.** Is there a broad credit chanel for monetary policy. *Economic Review / Federal Reserve Bank of San Francisco*. 1996. No 1. Pp. 3–13. Available at: https://www.frbsf.org/economic-research/wp-content/uploads/sites/4/3-13-2.pdf (accessed: 01.09.2023).

20. **Valderrama M.** Credit Channel and Investment Behavior in Austria: A Micro-Econometric Approach. *European Central Bank. Working Paper*. 2001. No 108. 45 p. Available at: https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp108.pdf (accessed: 01.09.2023).

21. **Love I., Zicchino L.** Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. *The Quartely Review of Economics and Finance*. 2006. Vol. 46. Issue 2. Pp. 190–210.

22. **Sigmund M., Ferstl R.** Panel vector autoregression in R with the package panelvar. *The Quartely Review of Economics and Finance*. 2021. Elsevier. Vol. 80 (C). 2021. Pp. 693–720.

23. **Anderson T. W., Hsiao C.** Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data. *Journal of Econometrics*. 1982. 18. Issue 1. Pp. 47–82.

24. **Arellano M., Bond S.** Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*. 1991. Vol. 58. Issue 2. Pp. 277–297.

25. **Blundell R., Bond S.** Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*. 1998. Vol. 87 (1). Pp. 115–143.

Сведения об авторах / Information about authors
Мальцева Ольга Аминджановна / Olga A. Maltseva
ведущий экономист (Отделение – Национальный банк по Республике Коми Северо-Западного ГУ Банка России) / economist (Division – National Bank of the Komi Republic of the North-West MB of the Bank of Russia)
Банк России / Bank of Russia
167000, г. Сыктывкар, ул. Ленина, 53 / 167000 Russia, Syktyvkar, Lenin Street, 53

Полякова Ирина Владимировна / Irina V. Polyakova
главный экономист (Отделение – Национальный банк по Республике Коми Северо-Западного ГУ Банка России) / economist (Division – National Bank of the Komi Republic of the North-West MB of the Bank of Russia)
Банк России / Bank of Russia
167000, г. Сыктывкар, ул. Ленина, 53 / 167000 Russia, Syktyvkar, Lenin Street, 53

Старцева Евгения Николаевна / Evgenija N. Startseva
старший преподаватель кафедры прикладной математики и компьютерных наук / senior lecturer Department of Applied Mathematics and Computer Science
Сыктывкарский государственный университет имени Питирима Сорокина / Pitirim Sorokin Syktyvkar State University
167001, Россия, г. Сыктывкар, Октябрьский пр., 55 / 167001, Russia, Syktyvkar, Oktyabrsky Ave., 55

Статья поступила в редакцию / The article was submitted 04.09.2023
Одобрено после рецензирования / Approved after reviewing 21.09.2023
Принято к публикации / Accepted for publication 23.09.2023