

Эмпирический анализ балансового канала денежно-кредитной трансмиссии для России

*Мария Александровна Щепелева, к. э. н., старший преподаватель Департамента теоретической экономики Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики», г. Москва
E-mail: mshchepeleva@hse.ru, ORCID 0000-0001-9107-3173*

Аннотация

Актуальность. После глобального финансово-экономического кризиса 2008–2009 гг. возрос интерес исследователей к анализу влияния финансовых переменных на показатели реального сектора. Согласно теории денежно-кредитной трансмиссии изменение краткосрочной процентной ставки воздействует на объем инвестиций не только напрямую, но и опосредованно, через изменение показателей баланса кредиторов (канал банковского кредитования) и компаний-заемщиков (балансовый канал денежно-кредитной трансмиссии). Изучение механизма работы различных каналов трансмиссии представляет важную информацию для регулятора, позволяющую ему точнее оценивать последствия от проводимой политики.

Цель статьи состоит в выявлении особенностей функционирования балансового канала денежно-кредитной трансмиссии для России в период с 2010 по 2017 г. Сопоставление результатов модели для микро- (панельной векторной авторегрессии) и макроданных (байесовской векторной авторегрессии) указывает на наличие признаков балансового канала в российской экономике, однако полного соответствия классической трансмиссионной цепочке найти не удастся. На основе проведенного анализа выявлены статистически значимые взаимосвязи между процентной ставкой и объемом инвестиций.

Взаимосвязи между прочими звеньями балансового канала остаются противоречивыми. Дальнейшие направления исследования состоят в уточнении количественных характеристик выявленных взаимосвязей и сравнении «мощи» балансового канала с другими каналами денежно-кредитной трансмиссии.

Ключевые слова: балансовый канал, финансовый акселератор, денежно-кредитная трансмиссия, панельная VAR-модель, байесовская VAR-модель

JEL: E52, E58

Для цитирования: Щепелева М. А. 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.

DOI: 10.31107/2075-1990-2020-2-39-56

Modeling the Balance Sheet Channel of Monetary Transmission in Russia

Mariya A. Shchepeleva¹

E-mail: mshchepeleva@yandex.ru, ORCID 0000-0001-9107-3173

¹ National Research University Higher School of Economics, Moscow 101000, Russian Federation

Abstract

Topicality. After the global financial crisis of 2008–2009, research on the impact of financial variables on the real sector has intensified. According to the theory of monetary transmission, a change in the short-term interest rate affects the volume of investment in both direct and indirect ways, through a change in the balance sheet indicators of creditors (bank lending channel) and borrowers (balance sheet channel of monetary transmission). Analysis of various transmission channels provides relevant information for the regulator, allowing for a more accurate estimation of monetary policy's consequences.

This paper aims to assess the extent to which the balance sheet channel was at work in Russia throughout 2010–2017. By applying both micro- (panel dataset) and macroapproaches (time series), we establish that there are certain signs of the balance sheet channel in the Russian economy, though it is not fully compatible with the traditional transmission chain. Our analysis provides evidence that there is a statistically significant link between short-term interest rate and investment. Still, we do not find robust empirical support for the remaining linkages in the transmission chain. Further research is needed to provide more precise quantitative estimates of the linkages within the balance sheet channel and compare its significance with other channels of monetary policy transmission.

Keywords: balance sheet channel, financial stress, monetary transmission, panel VAR, Bayesian VAR

JEL: E52, E58

For citation: Shchepeleva M.A. Modeling the Balance Sheet Channel of Monetary Transmission in Russia. *Financial Journal*, 2020, vol. 12, no. 2, pp. 39–56 (In Russ.). DOI: 10.31107/2075-1990-2020-2-39-56.

ВВЕДЕНИЕ

Данная статья посвящена изучению особенностей функционирования балансового канала трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики (ТМ ДКП) в России. Его суть заключается в том, что импульсы от денежно-кредитной политики приводят к изменению цены финансовых активов, которые являются составной частью «чистого богатства» компаний-заемщиков. При выдаче кредитов банки рассматривают «чистое богатство» фирм как индикатор залога, который компании могут предоставить для гарантии своих кредитных обязательств: в условиях роста «чистого богатства» банки снижают оценки рисков заемщиков (снижается премия за риск кредитования) и увеличивают кредитование фирм, что в конечном счете ведет к росту инвестиций. При снижении «чистого богатства» цепочка разворачивается в противоположном направлении.

$$M\uparrow \rightarrow \text{Pequity}\uparrow \rightarrow \text{NW}\uparrow \rightarrow \text{Rp}\downarrow \rightarrow L\uparrow \rightarrow I\uparrow \rightarrow Y\uparrow,$$

где M — предложение денег,

Pequity — цены финансовых активов,

NW — «чистое богатство» компаний-заемщиков,

Rp — премия за риск внешнего финансирования,

L — объем полученных кредитов,

I — инвестиции,

Y — ВВП.

Описанные в теории зависимости могут отличаться для разных стран по масштабам взаимовлияния переменных, а также по временному интервалу, в течение которого импульс от ДКП сказывается на реальном секторе. Эта информация представляет интерес для монетарных властей и органов, ответственных за макропруденциальную политику (которые должны принимать во внимание информацию о том, в какой степени процентная ставка может влиять на цену активов).

Особенность данной работы состоит в том, что анализ трансмиссионного механизма проводится как на микро-, так и на макроуровне.

Анализ на микроуровне реализуется с использованием модели панельной векторной авторегрессии на основе выборки из 632 крупнейших промышленных компаний. В состав выборки включались компании, публикующие квартальную отчетность. Главным результатом стали функции импульсов-откликов, выявляющие значимые звенья балансового канала.

Анализ на макроуровне проводился путем перехода от соответствующих панельных балансовых показателей к агрегированным временным рядам. При оценке применялась байесовская модель векторной авторегрессии, часто используемая для анализа данных, характеризующихся малым количеством наблюдений при большом количестве переменных. По функциям импульсов-откликов так же, как и на предыдущем шаге, определялся характер взаимосвязей исследуемых показателей.

Работа структурирована следующим образом: во второй части представлен обзор литературы, посвященной балансовому каналу ТМ ДКП в России и за рубежом. После этого проводится анализ на микроуровне, включающий описание данных, методологии и основных результатов, а затем по тому же принципу строится анализ на макроуровне. В конце проводится сопоставление результатов микро- и макромоделей, делается вывод о силе функционирования балансового канала в России, определяются направления дальнейшего исследования.

ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

Трансмиссионный механизм денежно-кредитной политики — это механизм передачи импульсов от политики, проводимой центральным банком, к реальному сектору экономики. Впервые характеристика всех каналов ТМ ДКП — от традиционных каналов процентной ставки, валютного курса, каналов цен на активы (иначе, каналов в рамках «денежного взгляда» на ТМ ДКП) до широкого кредитного канала («кредитный взгляд») — была дана в работе [Mishkin F. S., 1996].

Широкий кредитный канал связан с проблемами асимметрии информации на финансовых рынках. Он подразделяется на два вида [Holmstrom V., Tirole J., 1997]: канал банковского кредитования, который демонстрирует, каким образом происходит трансмиссия импульсов ДКП на реальные экономические показатели через финансовое положение банков, то есть рассматривает сторону предложения кредитных ресурсов (исследования по России представлены в [Егоров А. В., Борзых О. А., 2018; Мамонов М. Е., 2018]), и балансовый канал, изучающий трансмиссию ДКП через финансовое положение заемщиков, то есть сторону спроса на кредитные ресурсы [Дробышевский С. М. и др., 2008; Иванченко И. С., 2010].

Количество эмпирических исследований по каналам ТМ ДКП, особенно в зарубежных странах, устойчиво растет, но полного понимания того, как работает «черный ящик» денежно-кредитной трансмиссии, до сих пор нет.

Проведенный обзор литературы показал, что для большинства зарубежных стран подтверждаются взаимосвязи, характерные для отдельных звеньев балансового канала (табл. 1). Тем не менее есть и противоположные точки зрения: ряд недавних исследований свидетельствует о том, что в последние пять лет этот канал себя не проявлял.

**Обзор зарубежных исследований,
посвященных балансовому каналу ТМ ДКП /
Research review on the balance-sheet channel
of monetary transmission**

Исследование	Методология Временной период исследования	Результат
Bondt G. (2004) ЕС	VAR Последовательное построение регрессий 1999:01–2001:06	Подтверждается Балансовый канал, функционирующий через цены корпоративных облигаций, значим для зоны евро Корпоративные облигации реагируют на шоки ДКП и передают эти импульсы в реальный сектор
Poddar T. et al. (2006) Иордания	VAR 1996Q1–2005Q1	Не подтверждается Взаимосвязи между монетарными шоками и ценами на акции нет. Цены на акции не являются значимым каналом денежной трансмиссии
Angelopoulou E. et al. (2007) Великобритания	Панельная регрессия с фиксированными эффектами 1970–1991	Подтверждается Фирмы сокращают инвестиции в условиях жесткой монетарной политики. Этот эффект проявляется сильнее для малых фирм со слабыми балансами
Shibamoto M. et al. (2014) Япония	Модели панельных данных 1989:08–2001:03	Подтверждается Увеличение процентной ставки на 1 % приводит к росту цен акций компаний на 3 % в среднем (результат варьируется в зависимости от размера компании и других характеристик)
Cambazoglu B. (2013) Турция	VAR 2003:01–2010:08	Подтверждается H1: Сжатие денежной массы приводит к увеличению премии за риск H2: Увеличение премии за риск снижает выпуск
Campagne B. et al. (2015) Франция	TVAR с двумя режимами условий кредитования 1987–2013	Не подтверждается Балансовый канал денежной трансмиссии в классической трактовке не подтверждается для Франции в период 1980–2013 гг.
Erdogdu A. (2017) Турция	VAR с включением дамми-переменных для кризисных лет 1990–2011	Не подтверждается Работоспособными для Турции оказываются канал процентной ставки и валютного курса. Широкий кредитный канал не работает
Igan D. et al. (2013) США	FAVAR 1990Q1–2008Q2	Подтверждается Основным является процентный канал ДКП, кредитный канал усиливает его действие
Jiménez G. et al. (2012) Испания	Панельная регрессия с фиксированными эффектами для фирм и банков 2002–2010	Подтверждается Состояние балансов банков не влияет на процесс кредитования в благоприятный экономический период, но имеет значение в кризис Состояние балансов корпораций имеет значение для процесса кредитования как в кризисные, так и в стабильные периоды развития экономики
Shokr M. et al. (2016) Египет	Панельная регрессия 2001–2012	Подтверждается Для экономики Египта работают процентный канал и кредитный канал Малые фирмы сильнее реагируют на шоки ДКП
Mitra A. et al. (2016) Индия	VAR 1997:Q1–2014:Q4	Подтверждается Канал процентной ставки — наиболее сильный, кредитный канал — самый слабый

Источник: составлено автором / Source: compiled by the author.

В ЕС одна из первых эмпирических работ, посвященных теме денежно-кредитной трансмиссии через рынок корпоративных облигаций, была опубликована в 2004 г.

[Bondt G., 2004]. В ней проверяется гипотеза об увеличении премии за риск по корпоративным облигациям после эпизодов ужесточения ДКП, а также последующее влияние возросшей премии за риск на индекс промышленного производства. В результате оказывается, что балансовый канал, функционирующий через цены корпоративных облигаций, значим для зоны евро.

Аналогичные результаты были получены для Турции и представлены в статье [Cambazoglu B., 2013]. Для тестирования гипотезы о влиянии монетарных шоков на премию за риск и впоследствии на выпуск была построена модель векторной авторегрессии, проведена процедура декомпозиции волатильности для переменной выпуска, а также построены функции импульсных откликов.

Среди исследований по балансовому каналу ТМ ДКП отдельно стоит рассмотреть работы, посвященные моделированию разнородной реакции фирм на шоки ДКП. В них проверяется гипотеза о том, что монетарные шоки «больнее бьют» по чистому богатству малых и средних фирм и вызывают у них значительные трудности с получением банковских кредитов в периоды рецессии.

Одной из таких работ является статья [Shibamoto M., Tachibana M., 2014], где исследуется влияние монетарных шоков в Японии на стоимость акций компаний, попавших в выборку. Результаты анализа подтверждают наличие разнородного влияния шоков ДКП на фирмы с разными характеристиками: неожиданное снижение краткосрочной процентной ставки увеличивает доходности акций в среднем на 3 %, но этот эффект гораздо сильнее проявляется для небольших фирм с высоким уровнем левериджа.

К этой же группе исследований относится работа [Masuda K., 2015], где на основе регрессионного анализа автор находит подтверждение асимметричного влияния монетарных шоков на инвестиционную активность крупных и малых фирм.

Среди тенденций последних лет в области эмпирических исследований ТМ ДКП можно выделить совместное тестирование различных каналов и выявление среди них наиболее мощного.

В работе по Испании [Jiménez G. et al., 2012] удалось выявить среди показателей, детерминирующих объем кредитования экономики, факторы, относящиеся к предложению (канал банковского кредитования) и спросу (балансовый канал). Оказалось, что состояние балансов компаний (фактор спроса) является значимым фактором, влияющим на объем кредитования в любые периоды развития экономики, в то время как канал банковского кредитования имеет значение только в кризис. Автор также показывает, что канал банковского кредитования по своей силе уступает балансовому каналу. Это можно рассматривать как свидетельство в пользу увеличения объемов субсидирования нефинансового сектора по сравнению с банками в кризисные периоды. Однако такой вывод оказывается верным только для Испании; для Индии [Mitra A. et al., 2016] и США [Igan D. et al., 2013], где также проводилось сравнение силы воздействия разных каналов, балансовый канал оказался менее значим по сравнению с традиционными каналами ТМ ДКП.

Важно также обсудить работы, в которых наличие балансового канала не подтверждается.

Так, статья [Poddar T. et al., 2006] посвящена анализу каналов денежно-кредитной трансмиссии в Иордании. Автор приходит к выводу о том, что центральный банк с помощью инструментов ДКП имеет возможность регулировать ставки по банковским кредитам и величину международных резервов, но при этом не оказывает влияния на экономическую активность в стране. Последующий импульс от банковских ставок не передается в реальный сектор: спрос на кредиты в Иордании оказывается неэластичным по процентной ставке; автору не удается найти взаимосвязи между объемом кредитования и ростом экономики. Что касается фондового рынка, то цены акций и облигаций вообще

не реагируют на импульсы ДКП. Тем не менее в исследовании отмечается, что окончательные выводы об отсутствии влияния ДКП на реальный сектор в Иордании делать преждевременно: для анализа использовался короткий временной промежуток, в течение которого в стране происходили серьезные структурные реформы — это привнесло много «шума» в используемые статистические данные и могло исказить причинно-следственные связи.

Основной целью исследования [Campagne et al., 2015] была проверка асимметричного действия финансового акселератора во Франции. За исследуемый период 1987–2013 гг. автором было выделено два режима функционирования экономики — период «нейтральных» условий кредитования и «стрессовый» период, связанный с ужесточением условий кредитования. В результате проведенный анализ не позволил выявить асимметричности действия финансового акселератора в разные периоды — более того, автор пришел к выводу о том, что изменение условий и объемов кредитования слабо сказывается на темпах роста ВВП. Автор предупреждает, что эти выводы не надо воспринимать буквально и, возможно, они отчасти связаны с несовершенством используемой эконометрической методологии (VAR/TVAR) для описания столь сложного экономического феномена, как финансовый акселератор, а также с неадекватными прокси-индикаторами для кредитных условий¹.

Вывод об отсутствии трансмиссии через канал валютного курса и кредитный канал также делается в работе [Erdogdu A., 2017] по Турции. Как и в предыдущих исследованиях, автор с большой осторожностью говорит о низкой эффективности кредитного канала, обращая внимание на связь периода исследования с началом процесса реформирования банковского сектора в Турции и связанным с этим возможным «зашумлением» статистических данных.

В российской литературе работы, посвященные балансовому каналу, представлены в гораздо меньшей степени (автору известны всего два исследования), чем те, которые анализируют процентный канал и канал банковского кредитования.

Одна из первых работ, посвященных исследованию денежно-кредитной трансмиссии в России, была опубликована С. М. Дробышевским [Дробышевский С. М. и др., 2008]. В результате анализа для всех каналов денежной трансмиссии были получены отрицательные результаты. Автор связывает отрицательные результаты с короткими временными рядами и недостаточным развитием финансового сектора России.

В статье [Иванченко И. С., 2010], опубликованной два года спустя, осуществляется попытка проверить работоспособность балансового канала для России через цены акций. Схематически структуру данного канала автор описывает следующим образом:

$$M \uparrow \rightarrow P_s \uparrow \rightarrow c \downarrow \rightarrow I \uparrow \rightarrow Y \uparrow,$$

где M — денежная масса;

P_s — стоимость акций компаний реального сектора;

c — процентная ставка по кредитам компаниям нефинансового сектора;

I — объем инвестиций;

Y — ВВП.

Автор использовал метод последовательного построения регрессий для каждого звена представленной выше цепочки. Окончательный вывод состоит в том, что индекс РТС напрямую, минуя переменные банковского сектора, влияет на уровень инвестиций.

¹ В статье условия кредитования аппроксимируются волатильностью индекса CAC40 и спредом банковских ставок по кредитам крупным и мелким компаниям.

Проведенный обзор литературы показывает, что однозначного ответа о функционировании балансового канала как для России, так и для других стран дать невозможно. Противоречивые результаты отчасти могут быть связаны с использованием разных методов анализа, разных временных периодов, частоты данных, переменных, аппроксимирующих звенья балансового канала. Единственное, в чем наблюдается единогласие, — разнородная реакция компаний реального сектора на шоки ДКП. Многие исследователи [Bernanke B., Gertler M., 1989; Chirinko R. et al., 1999; Chatelain J.-V. et al., 2003] отмечают, что для анализа каналов ТМ ДКП лучше использовать панельные данные. Для отдельных компаний эффект балансового канала проявляется отчетливо, для других — может отсутствовать вовсе, и в результате совокупный эффект от изменения процентной ставки на агрегированном уровне не всегда удается отследить.

АНАЛИЗ БАЛАНСОВОГО КАНАЛА В РОССИИ НА МИКРОУРОВНЕ

Данные

Для анализа использовались квартальные данные бухгалтерской отчетности предприятий из базы «БизнесИнфоРус» и «Руслана». Были отобраны промышленные компании (ОКВЭД 10-33), публикующие квартальную отчетность. Объем исходной выборки составил 632 юридических лица, причем более 70 % отобранных предприятий можно классифицировать как крупные и очень крупные.

Таблица 2

**Основные статистические характеристики
промышленных компаний, вошедших в панель, млрд руб. /
Descriptive statistics for the panel of industrial companies,
billion rubles**

	Кол-во наблюдений	Среднее	Мин.	Макс.	p50	p5	p95	Станд. отклонение
Активы	2704	19,4	-	837	1,1	0,02	81,7	75,5
Долгосрочные займы	2087	4,9	-	373	0,1	0	5,7	26,2

Источник: составлено автором / Source: compiled by the author.

В конце 2017 г. «средняя» компания по выборке имела следующие характеристики:

- объем долгосрочных и краткосрочных финансовых вложений, которые могли быть использованы фирмой в качестве залога и входили в состав ее «чистого богатства», составлял незначительную часть от совокупных активов — около 11 % от валюты баланса;
- средняя фирма, входящая в выборку, имела достаточно высокий коэффициент финансовой независимости² — около 60 %;
- имела положительный уровень рентабельности активов и капитала;
- демонстрировала достаточно высокие темпы прироста выручки (около 15 %), совокупных активов (10 %) и капитала (5 %) в последние годы.

В целом выборка получилась достаточно однородной, однако большое отличие между средним и медианным значениями (табл. 2) балансовых показателей в панели говорит о высокой разреженности данных.

Для тестирования значимости балансового канала на микроуровне помимо балансовых показателей компаний также использовались другие переменные. Полный их список представлен ниже.

² Коэффициент, равный отношению собственного капитала и резервов к совокупным активам предприятия. Чем выше значение коэффициента, тем лучше финансовое состояние компании.

1. Ставка MIACR по однодневным межбанковским кредитам. Заметим, что в классической трактовке (в период, когда основу политики центральных банков составляло регулирование предложения денег в экономике) первым звеном балансового канала выступало предложение денег. Именно изменение денежной базы было индикатором состояния денежно-кредитной политики, проводимой центральным банком: расширение денежного предложения отражало «мягкую» ДКП, сужение же, напротив, являлось индикатором «жесткой» политики. Современный взгляд на ДКП предполагает, что основным инструментом воздействия центральных банков на экономику является краткосрочная процентная ставка. Именно поэтому в нашей модели в качестве прокси для шоков ДКП использовалась ставка MIACR.

2. Индекс цен на финансовые активы³ — прокси-индикатор для цен финансовых активов.

3. Совокупные активы предприятий, попавших в выборку, — прокси-переменная для «чистого богатства» (панельные данные).

4. Спред между ставкой по банковским кредитам и бескупонным ОФЗ (пять лет) — прокси-индикатор для премии за риск по банковским кредитам.

5. Объем долгосрочных займов, полученных предприятиями из сформированной выборки (панельные данные).

6. Объем инвестиций в основной капитал.

Описательные статистики рассматриваемых временных рядов демонстрируют большое различие между минимальным и максимальным показателями (наряду с большими значениями стандартных отклонений) используемых переменных. Это говорит о разноплановости исследуемого периода, наличии в нем нескольких подпериодов. Тест Харке — Бера (и в большинстве своем значения эксцесса и асимметрии) указывает на нормальность распределения исследуемых рядов.

Таблица 3

**Описательные статистики переменных,
используемых в модели /
Descriptive statistics for variables used in the model**

	MIACR	Индекс цен финансовых активов	Совокупные активы	Индекс реальных инвестиций в основной капитал	Спред между ставкой по кредитам и ОФЗ	Объем задолженности промышленных предприятий
Среднее	7,42	0,00	23,91	54,79	8,37	15,70
Медиана	6,47	-0,47	23,92	51,01	7,80	15,81
Максимум	15,66	3,34	24,50	68,40	13,91	16,18
Минимум	2,61	-1,83	23,31	38,30	6,27	14,96
Стандартное отклонение	3,37	1,61	0,38	10,75	1,68	0,42
Асимметрия	0,41	0,75	0,00	0,12	1,51	-0,49
Эксцесс	2,42	2,24	1,60	1,36	5,15	1,83
Тест Харке — Бера	1,35	3,77	2,61	3,65	18,39	3,10
Вероятность	0,51	0,15	0,27	0,16	0,00	0,21
Количество наблюдений	32	32	32	32	32	32

Источник: составлено автором / Source: compiled by the author.

³ Индекс представляет собой первую главную компоненту из трех показателей — индекс ММВБ, ценовой индекс корпоративных облигаций (IFX-Cbonds) и динамика цен на жилье в России.

По результатам проведенных тестов на единичный корень было выявлено, что используемые в модели переменные имеют разный порядок интегрирования. По результатам теста Фишера для несбалансированных панелей была отвергнута нулевая гипотеза о нестационарности панельных данных (совокупные активы и объем займов предприятий); судя по расширенному тесту Дики — Фуллера, временные ряды — ставка MIACR и индекс цен финансовых активов — имеют единичный корень, а показатель премии за риск оказался стационарным рядом. Было решено включить в модель временные ряды в виде первых разностей, а панельные данные — в виде первых разностей логарифмов, так как именно такое преобразование переменных позволило достичь стабильности модели⁴.

Период исследования охватывает последние семь лет, с 2010 по 2017 г., — промежуток времени, который характеризовался различными режимами функционирования экономики, а также изменениями в политике регулятора (главным образом переходом к свободно плавающему валютному курсу).

Во-первых, на данном временном горизонте можно выделить период относительно стабильного развития экономики (2010–2013 гг.), в течение которого регистрировалось увеличение инвестиций в основной капитал и объемов кредитования банками нефинансовых организаций. Рост кредитной активности банков, характерный для этого периода, был связан как с увеличением спроса на заемные средства со стороны организаций, так и с техническими (рефинансирование ранее выданных кредитов) и внешними факторами (кризис суверенного долга в Европе, повлекший за собой затруднения с получением внешнего финансирования для российских корпораций). Во-вторых, 2014–2015 гг., ознаменовавшиеся ростом геополитических рисков, развертыванием кризисных явлений в экономике, а также существенным замедлением кредитной активности банков. И, наконец, третий период (2016–2017 гг.) — восстановление экономики после шоковых событий 2014–2015 гг.

Принимая во внимание тот факт, что шок 2014–2015 гг. мог привести к изменению взаимосвязей между исследуемыми переменными, в качестве основного метода анализа была выбрана неструктурная панельная VAR-модель, позволяющая налагать минимум теоретических ограничений на взаимодействие показателей.

Методология

Панельная VAR-модель отражает одновременно статические и динамические взаимосвязи, то есть характеризует зависимости между рассматриваемыми переменными во времени и одновременно учитывает кросс-секционные различия между объектами в выборке.

Панельная VAR-модель с k -переменными с лагом порядка p с фиксированными эффектами в общем виде описывается следующей системой уравнений:

$$Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \dots + Y_{it-p+1}A_{p-1} + Y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_i + e_{it},$$

$$i \in \{1, 2, \dots, N\}, t \in \{1, 2, \dots, T_i\},$$

где Y_{it} — вектор ($1 \times k$) эндогенных переменных;

X_{it} — вектор ($1 \times l$) экзогенных переменных;

u_i и e_{it} — векторы фиксированных эффектов и идиосинкратических ошибок, соответственно;

$A_1, A_2, \dots, A_{p-1}, A_p$ и B — матрицы параметров.

⁴ В соответствии с рекомендациями разработчиков пакета оценки панельных векторных авторегрессий в Stata [Abrigo M., Love I., 2016].

В качестве метода оценивания модели применялся обобщенный метод моментов (*Generalised Method of Moments*, GMM) с использованием лагов самих переменных в качестве инструментов. Этот метод оценивания рекомендуется в статье [Abrigo M., Love I., 2016]. Альтернативные процедуры оценивания (с фиксированными эффектами, применение OLS без фиксированных эффектов для каждого из уравнений системы) дают смещенные оценки. Использование GMM с инструментальными переменными позволяет избежать смещения, особенно в случае с большим количеством объектов в панели и малым количеством наблюдений.

Оценивание модели было реализовано в пакете PanelVar для Stata.

На первом шаге был выбран лаг модели и необходимое количество инструментов на основе принципа минимизации информационных критериев. Судя по результатам табл. 4, наименьшее значение основных информационных критериев (MBIC, MAIC, MQIC) наблюдается для первого лага.

В качестве инструментов в модель были включены четвертые лаги переменных (выбор осуществлялся стандартной командой в пакете PVAR для Stata).

Таблица 4

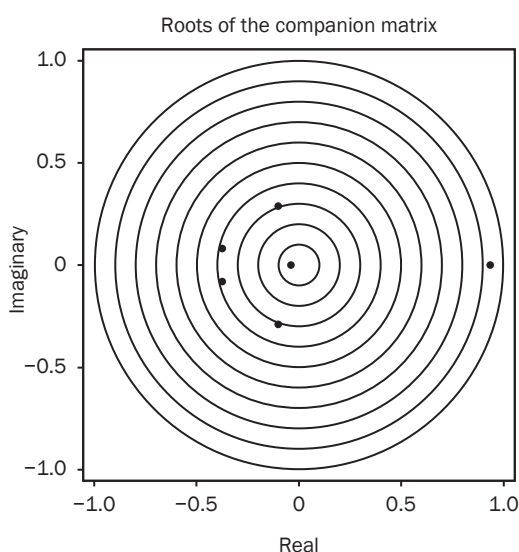
Значения информационных критериев (байесовского, Акаике, Ханнана — Куина) для выбора лага панельной векторной авторегрессии / Information criteria (Schwarz, Akaike, Hannan-Quinn) for lag selection in the panel vector autoregression

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	0,98	163,23	0,00	-388,21	-52,77	-188,94
2	1,00	154,13	0,00	-213,50	10,13	-80,65
3	1,00	136,47	0,00	-47,34	64,47	19,08

Источник: составлено автором / Source: compiled by the author.

Рисунок 1

Проверка панельной векторной авторегрессии на стабильность / Stability diagnostics of the panel vector autoregression



Источник: рассчитано с помощью пакета Stata / Sources: calculated using the Stata package.

После оценивания модели⁵ и проверки ее стабильности (рис. 1) для анализа динамических взаимосвязей между переменными были построены обобщенные функции импульса-отклика.

Основные результаты

На рис. 2 представлены функции импульса-отклика, которые отражают реакцию соответствующих переменных на положительный шок MIACR, то есть на ужесточение ДКП. Видно, что увеличение краткосрочной процентной ставки ведет к росту премии за риск и снижению инвестиций в основной капитал. Попробуем проанализировать, работают ли взаимосвязи, характерные непосредственно для трансмиссионной цепочки балансового канала⁶.

MIACR↑ → Requity↑. Положительный шок MIACR (ужесточение политики), судя по функции импульса-отклика, не оказывает значимого влияния на цены активов.

Requity↑ → NW↑. Изменение цен на активы влияет на балансовые показатели компаний в краткосрочном периоде, что соответствует теории.

NW↑ → Rp↓. Изменение балансовых показателей компании влечет за собой изменение премии за риск. При положительном шоке переменной «Совокупные активы компаний, попавших в выборку» (при росте балансовых показателей) премия за риск, которую требуют банки при выдаче кредитов, снижается.

Rp↓ → L↑. Премия за риск оказывается несущественным фактором для определения динамики объема выданных банками кредитов. Вероятно, это связано с несовершенством переменной, аппроксимирующей премию за риск в модели, — спредом между ставкой по банковским кредитам и бескупонными ОФЗ. Очевидно, на практике банки берут этот индикатор как первоначальный ориентир для премии за риск, но затем корректируют его в зависимости от разных рисков факторов для каждого отдельного клиента. В результате для всей выборки взаимосвязь между самой «базовой» премией за риск и объемом полученных кредитов может не наблюдаться.

L↑ → I↑. Наконец, данные показывают отсутствие зависимости между объемом выданных кредитов и инвестициями в основной капитал. Возможное объяснение заключается в том, что в последние годы финансирование инвестиций за счет заемных средств в российских компаниях росло медленнее, чем за счет собственных средств.

Для наглядности полученные результаты сведены в таблицу (табл. 5). В первой строке показана схематически трансмиссионная цепочка балансового канала, во второй — статистическая значимость/незначимость соответствующего звена.

Таблица 5

Результаты анализа функций импульса-отклика на микроуровне / Main results from the panel vector autoregression

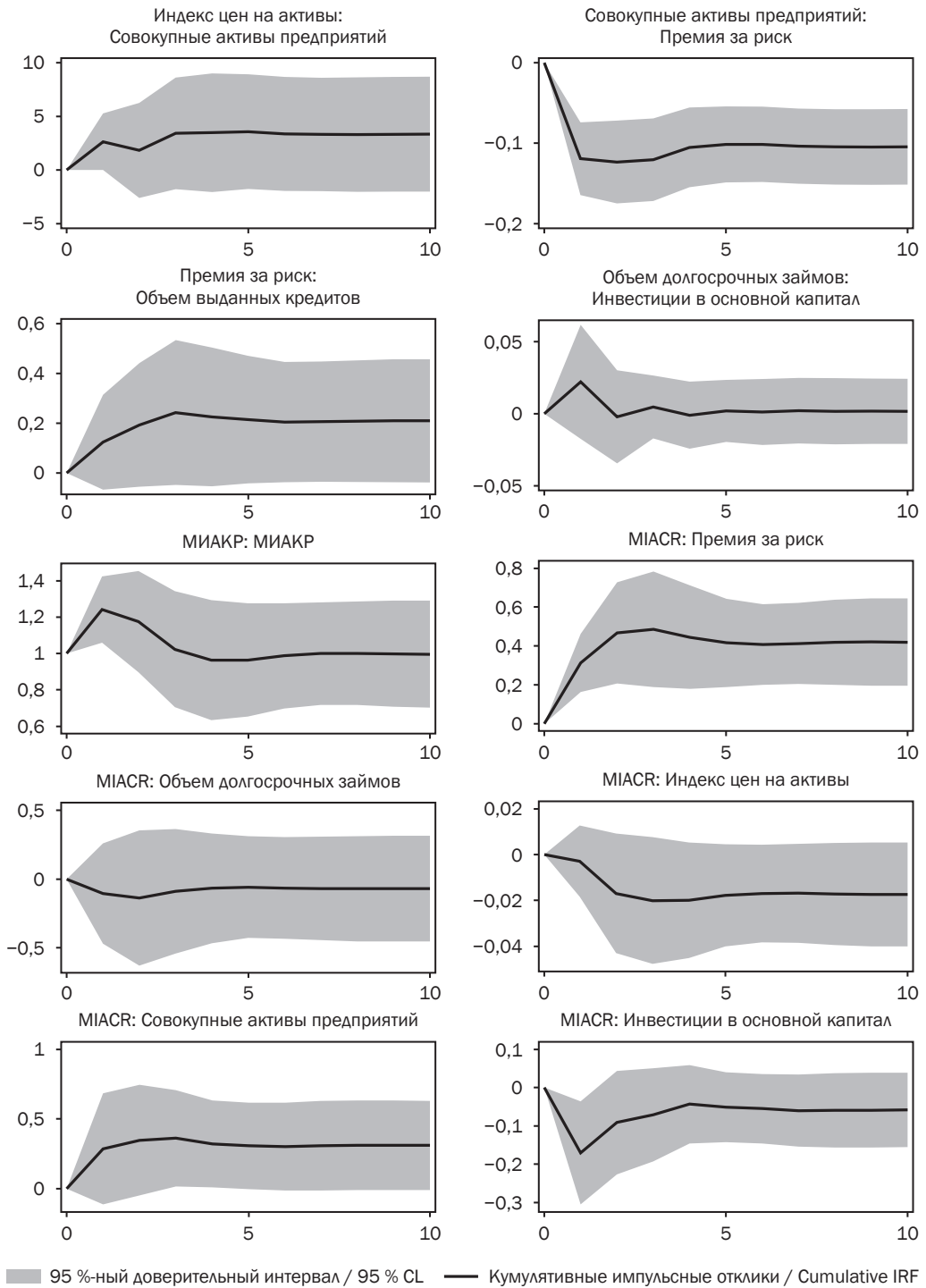
Балансовый канал	MIACR↑	→	Requity↓	→	NW↑	→	Rp↓	→	L↑	→	I↑
Значимость взаимосвязи		незначима		значима		значима		незначима		незначима	

Источник: составлено автором / Source: compiled by the author.

⁵ Таблица с оценками параметров может быть предоставлена по запросу. Далее в тексте автор интерпретирует только импульсные отклики и направление взаимосвязей.

⁶ Последовательный анализ функций импульсов-откликов на шоки предыдущих звеньев в трансмиссионной цепи проводится по аналогии с работами [Dabla-Norris E., Floerkemeier H., 2006; Poddar T. et al., 2006; Iacoviello M., Minetti M., 2008].

**Функции импульса-отклика для панельной модели векторной авторегрессии /
Impulse-response functions for the panel vector autoregression**



Источник: рассчитано автором / Sources: author's calculations.

Итак, по результатам микроанализа можно сделать вывод о том, что в российской экономике присутствуют взаимосвязи, характерные для отдельных звеньев балансового канала, однако полного соответствия классической трактовке не наблюдается⁷.

АНАЛИЗ БАЛАНСОВОГО КАНАЛА НА МАКРОУРОВНЕ

Данные

Для анализа балансового канала на макроуровне используемые в предыдущем подходе панельные показатели (совокупные активы и долгосрочные займы, полученные предприятиями) были заменены соответствующими агрегированными временными рядами⁸. Период исследования остался неизменным — с 2010 по 2017 г. (квартальные данные).

Все переменные (за исключением MIACR и индекса цен на активы) были предварительно логарифмированы и включались в модель в уровнях.

Методология

В соответствии с характером исходных данных — малое количество наблюдений при большом количестве переменных — для анализа была выбрана BVAR-модель.

Байесовский подход позволяет решить проблему проклятия размерности (*curse of dimensionality*), которая возникает при оценке моделей с большим количеством переменных и лагов, когда число оцениваемых параметров значительно превышает число доступных наблюдений. Решение проблемы «проклятия размерности» становится возможным за счет использования априорных предположений относительно коэффициентов VAR-модели, их дисперсии и ковариации, что позволяет снизить число оцениваемых параметров [Шевелев А. А., 2017]. Априорное распределение задает первоначальное представление о поведении коэффициентов в модели.

Модель была построена по 32 наблюдениям шести переменных с лагом 1. В качестве априорного было выбрано распределение Миннесоты, которое предполагает, что переменные модели являются независимыми случайными блужданиями [Ломиворотов Р. В., 2015].

В общем виде оцениваемое уравнение выглядело следующим образом:

$$y_t = \beta_0 + y_{t-1}\beta_1 + \dots + y_{t-p}\beta_p + e_t, \quad e_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma),$$

где y_t — вектор исходных переменных размера $(1 \times \mathcal{M})$;

β_0 — вектор констант размера $(1 \times \mathcal{M})$;

β_1, \dots, β_p — матрицы оцениваемых параметров размера $(\mathcal{M} \times \mathcal{M})$ и для различных временных лагов $l = 1, 2 \dots p$;

e_t — вектор ошибок.

Согласно априорному распределению Миннесоты, параметры модели предполагаются нормально распределенными с нулевым математическим ожиданием и убывающим среднеквадратическим отклонением, за исключением параметра при первом лаге зависимой переменной, у которого математическое ожидание приравнивается к единице. Стандартные отклонения параметров модели задаются по следующему правилу:

⁷ Результаты оказывались робастными, когда в модель включалась дополнительная контрольная переменная в виде цены на нефть.

⁸ Данные Росстата по внеоборотным активам промышленных предприятий (разделы С и D) и данные Банка России по объему кредитов, предоставленных юридическим лицам по видам экономической деятельности (добыча полезных ископаемых и обрабатывающие производства). Использовались сезонно скорректированные переменные.

$$\frac{\lambda_1}{i^{\lambda_3}}, \text{ если } i = j,$$

$$\frac{\sigma_i \lambda_1 \lambda_2}{\sigma_j i^{\lambda_3}}, \text{ если } i \neq j,$$

где $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ — постоянные коэффициенты, которые равны: $\lambda_1 = 0,1^9$; $\lambda_2 = 0,5$; $\lambda_3 = 1$ (в соответствии с рекомендациями эмпирической литературы о выборе этого гиперпараметра для нестационарных рядов);

i — номер i -й переменной в i -м уравнении модели;

j — номер j -й переменной в j -м уравнении модели;

σ_i, σ_j — стандартные отклонения ошибок модели векторной авторегрессии первого порядка для i -й и j -й переменных соответственно.

Матрица Σ является фиксированной. Это предположение существенно ускоряет вычислительную процедуру по сравнению с другими априорными распределениями:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \delta_1^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \delta_M^2 \end{pmatrix}.$$

Матрица Σ является диагональной, причем в качестве элементов на главной диагонали используются коэффициенты при первых лагах зависимой переменной в модели авторегрессии первого порядка (AR (1)), тогда как параметры для остальных лагов приравниваются к нулю (идея в том, что при увеличении временного лага модели оцениваемые параметры обнуляются).

Для оценки параметров использовался метод максимизации апостериорной плотности.

Основные результаты

Для анализа причинно-следственных взаимосвязей были построены функции импульсов-откликов (рис. 3). Как и в предыдущем варианте, мы видим, что результатом ужесточения политики становится снижение объемов инвестиций в основной капитал, а восстановление происходит в течение трех кварталов. Изменение ставки MIACR также незамедлительно сказывается на премии за риск и объемах кредитования. Что касается самого балансового канала, то все звенья трансмиссионного механизма оказываются незначимыми.

Итоговые результаты по макроподходу в компактном виде представлены в табл. 6.

Таблица 6

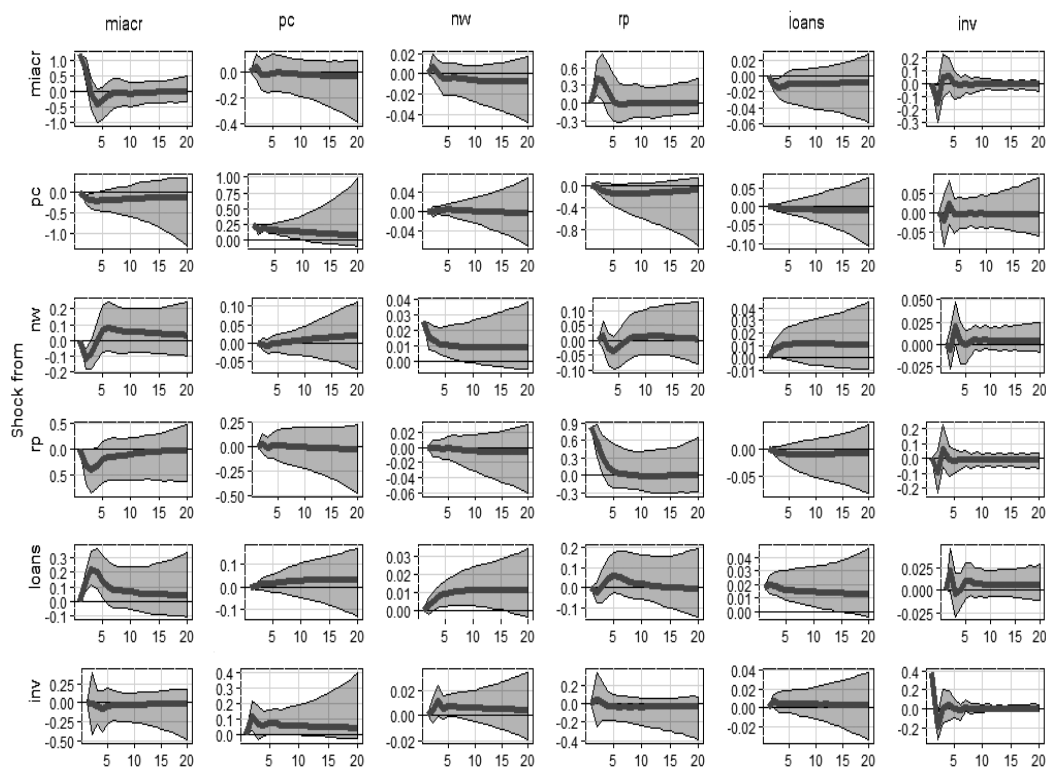
Результаты анализа функций импульса-отклика на макроуровне / Main results for analysis of impulse-response functions at the macrolevel

Балансовый канал	MIACR↑	→	Requity↓	→	NW↑	→	Rp↓	→	L↑	→	I↑
Значимость взаимосвязи		незначима		незначима		незначима		незначима		незначима	

Источник: составлено автором / Source: compiled by the author.

⁹ Есть некоторые рекомендации по выбору значений этого гиперпараметра: если модель включает около десяти показателей, то рекомендуемое значение составляет 0,2; для случая 20 переменных — 0,05; для случая 30 переменных — 0,01. При этом излишнее сжатие в сторону априорного распределения (близкие к нулю значения λ_1) на практике приводит к достаточно широким доверительным интервалам и неинформативным результатам.

**Функции импульса-отклика
для байесовской модели векторной авторегрессии /
Impulse-response functions for Bayesian vector autoregression**



Источник: рассчитано автором / Sources: author's calculations.

СРАВНЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ МИКРО- И МАКРОПОДХОДА

Результаты анализа, проведенные на микро- и макроуровне с использованием одних и тех же переменных и для одного временного промежутка, различаются по степени значимости откликов, длительности восстановления динамики переменных после шока.

Для обоих случаев была зафиксирована статистически значимая взаимосвязь между изменением ставки MIACR и объемами инвестиций. Остальные взаимосвязи в рамках балансового канала проявились не так четко.

Далее, на микроуровне удалось также отследить взаимосвязь между ценами на активы и «чистым богатством» компаний, а также «чистым богатством» и премией за риск. Таким образом, по результатам микроанализа можно сделать вывод о существовании отдельных звеньев балансового канала в российской экономике. Однако даже на панельных данных не наблюдается точного соответствия трансмиссионной цепочке балансового канала, связывающего импульсы денежно-кредитной политики с инвестициями. Это свидетельствует об ограниченных возможностях монетарных властей влиять на показатели реального сектора посредством данного канала.

На макроуровне ни одно из промежуточных звеньев трансмиссионной цепи не оказалось значимым. Подобные различия в микро- и макроанализе соответствуют соображениям, изложенным в литературе, о высокой гетерогенности компаний реального сектора и о предпочтительности использования панельных данных для анализа ТМ ДКП.

Очевидно, чтобы представить более точные количественные оценки рассматриваемых взаимосвязей, необходимы дополнительные исследования. В части микроанализа развитие возможно со стороны расширения выборки, использования альтернативных показателей «чистого богатства» компаний (в частности, операционного денежного потока). На макроуровне в первую очередь необходимо накопить «хорошую» статистику (прежде всего по инвестициям, совокупным активам предприятий) и работать с более длинными временными рядами. Также для обоих подходов было бы правильнее учесть возможности замещения банковских кредитов другими источниками финансирования, например облигационными займами.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной статье на основе анализа на микро- и макроуровнях был сделан вывод о наличии признаков балансового канала в российской экономике. В то же время описанные в статье взаимосвязи и длительность их проявления нуждаются в дальнейшей верификации.

Изучение балансового канала в России открывает широкие перспективы для исследователей. Многие аспекты, связанные с этим каналом ТМ ДКП, остаются нераскрытыми. Во-первых, по-прежнему актуально для России сравнение реакции балансовых показателей различных фирм на изменение ДКП (в статье изучалось влияние ДКП только на сегмент крупных фирм). Во-вторых, интерес представляет взаимодействие канала банковского кредитования и балансового канала, выявление роли факторов спроса и предложения на изменение объемов кредитования экономики. Усиливают ли в России эти два канала друг друга, например за счет того, что корпорации-заемщики со слабыми балансами чаще кредитуются в банках, имеющих шаткое финансовое положение? Или они могут действовать разнонаправленно? В зависимости от ответа на этот вопрос и того эффекта, которого хотят добиться экономические власти, можно будет четко определить первоочередных получателей финансовой помощи от государства — финансовый сектор или реальный. В-третьих, необходимо тестировать относительную «мощь» балансового канала по сравнению с традиционными каналами ТМ ДКП, количественно определить, насколько сильно балансовый канал может сглаживать/усиливать действие традиционных. Все эти аспекты представляют важную информацию для регулятора, позволяют ему точнее оценивать последствия проводимой политики.

Список источников

- Дробышевский С. М., Трунин П. В., Каменских М. В. Анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики в российской экономике. М.: ИЭПП, 2008.
- Егоров А. В., Борзых О. А. Асимметрия процентного канала денежной трансмиссии в России // Экономическая политика. 2018. Т. 13. № 1. С. 92–121. URL: <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2018-1-04>.
- Иванченко И. С. Воздействие монетарных импульсов на рыночные цены фондовых активов // Банковское дело. 2010. № 3. С. 50–55.
- Ломиворотов Р. В. Использование байесовских методов для анализа денежно-кредитной политики России // Прикладная эконометрика. 2015. Т. 38. № 2. С. 41–63.
- Мамонов М. Е. Кредитный канал монетарной политики в России: микроэкономические оценки для розничного и корпоративного сегмента кредитного рынка // Журнал Новой экономической ассоциации. 2018. № 1 (37). С. 112–145.
- Шевелев А. А. Байесовский подход к оценке воздействия внешних шоков на макроэкономические показатели России // Мир экономики и управления. 2017. Т. 17. № 1. С. 26–40.
- Abrigo M., Love I. Estimation of panel vector autoregression in Stata // Stata Journal. 2016. Vol. 16. No. 3. P. 778–804.
- Angelopoulou E., Gibson H. D. The Balance Sheet Channel of Monetary Policy Transmission: Evidence from the UK / Bank of Greece Working Paper No. 53. 2007.

- Bernanke B., Gertler M. Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations // *American Economic Review*. 1989. Vol. 79. No. 1. P. 14–31.
- Bondt G. The balance sheet channel of monetary policy: first empirical evidence for the euro area corporate bond market // *International Journal of Finance & Economics*. 2004. Vol. 9. Iss. 3. P. 219–228. URL: <https://doi.org/10.1002/ijfe.246>.
- Cambazoglu B. The External Finance Premium and the Financial Accelerator: the Case of Turkey // *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*. 2013. Vol. 6. No. 1. P. 103–121.
- Campagne B., Alhenc-Gelas V., Bernard J.-B. No evidence of financial accelerator in France / Institut National De La Statistique et Des Études Économiques Working Paper. 2015. No. 2015/07.
- Chatelain J.-B., Generale A., Hernando I. et al. New Findings on Firm Investment and Monetary Policy Transmission in the Euro Area // *Oxford Review of Economic Policy*. 2003. Vol. 19. No. 1. P. 73–83.
- Chirinko R., Fazzari S., Meyer A. How responsive is business capital formation to its user cost? An exploration with micro data // *Journal of Public Economics*. 1999. Vol. 74. No. 1. P. 53–80.
- Dabla-Norris E., Floerkemeier H. Transmission mechanisms of monetary policy in Armenia: evidence from VAR analysis / IMF Working Paper. 2006. WP 06/248.
- Erdogdu A. Functioning and Effectiveness of Monetary Transmission Mechanisms: Turkey Applications // *Journal of Finance and Bank Management*. 2017. Vol. 5. No. 1. P. 29–41. URL: <https://doi.org/10.15640/jfbm.v5n1a3>.
- Holmstrom B., Tirole J. Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector // *The Quarterly Journal of Economics*. 1997. Vol. 112. No. 3. P. 663–691. URL: <https://doi.org/10.1162/003355397555316>.
- Iacoviello M., Minetti R. The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market // *Journal of Macroeconomics*. 2008. Vol. 30. No. 1. P. 69–96.
- Igan D. et al. Monetary Policy and Balance Sheets // IMF Working Paper. 2013. WP 13/158.
- Jiménez G., Ongena S., Peydró J.-L. et al. Do Demand or Supply Factors Drive Bank Credit. In Good and Crisis Times? // *European Banking Center Discussion Paper*. 2012. No. 2012-003.
- Masuda K. Fixed investment, liquidity constraint, and monetary policy: evidence from Japanese manufacturing firm panel data // *Japan and the World Economy*. 2015. Vol. 33 (C). P. 11–19.
- Mishkin F. S. The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy // NBER Working Paper. 1996. No. 5464. URL: <https://doi.org/10.3386/w5464>.
- Mitra A., Bhoi B., Singh J. et al. Effectiveness of alternative channels of monetary policy transmission: some evidence for India // *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*. 2016. Vol. 10. No. 1. P. 19–38. URL: <https://doi.org/10.1080/17520843.2016.1188837>.
- Poddar T., Sab R., Khachatryan H. The Monetary Transmission Mechanism in Jordan / IMF Working Paper. 2006. WP 06/48.
- Shibamoto M., Tachibana M. Individual Stock Returns and Monetary Policy: Evidence from Japanese Data // *The Japanese Economic Review*. 2014. Vol. 65. No. 3. P. 375–396.
- Shokr M., Karim Z., Zaidi M. The balance sheet channel of monetary policy: the panel evidence of Egypt // *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*. 2016. Vol. 10. No. 3. P. 1–20. URL: <https://doi.org/10.1080/17520843.2016.1252409>.

Поступила в редакцию 31 октября 2019 г.

Принята к публикации 8 апреля 2020 г.

References

- Abrego M., Love I. (2016). Estimation of panel vector autoregression in Stata. *Stata Journal*, vol. 16, no. 3, pp. 778–804.
- Angelopoulou E. and Gibson H.D. (2007). The Balance Sheet Channel of Monetary Policy Transmission: Evidence from the UK. Working Papers No. 53, Bank of Greece.
- Bernanke B. and Gertler M. (1989). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *American Economic Review*, vol. 79, no. 1, pp. 14–31.
- Bondt G. (2004). The balance-sheet channel of monetary policy: first empirical evidence for the euro area corporate bond market. *International Journal of Finance & Economics*, vol. 9, iss. 3, pp. 219–228. Available at: <https://doi.org/10.1002/ijfe.246>.
- Cambazoglu B. (2013). The External Finance Premium and the Financial Accelerator: the Case of Turkey. *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, vol. 6, no. 1, pp. 103–121.
- Campagne B., Alhenc-Gelas V., Bernard J.-B. (2015). No evidence of financial accelerator in France. Institut national de la statistique et des études économiques, Working Paper no. 2015/07.
- Chatelain J.-B., Generale A., Hernando I. et al. (2003). New findings on firm investment and monetary policy transmission in the Euro Area. *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 19, iss. 1, pp. 73–83.
- Chirinko R., Fazzari S. and Meyer A. (1999). How responsive is business capital formation to its user cost? An exploration with micro data. *Journal of Public Economics*, vol. 74, iss. 1, pp. 53–80.

- Dabla-Norris E. and Floerkemeier H. (2006). Transmission mechanisms of monetary policy in Armenia: evidence from VAR analysis. IMF Working Paper, no. 06/248.
- Demeshov B.B., Malakhovskaya O.A. (2016). BVAR Mapping. *Prikladnaya ekonometrika – Applied Econometrics*, vol. 43, pp. 118–141 (In Russ.).
- Drobyshevsky S.M., Trunin P.V., Kamenskikh M.V. (2008). Analysis of Transmission Mechanisms of Money and Credit Policy in Russia's Economy. Moscow: Institute for the Economy in Transition (In Russ.).
- Egorov A.V., Borzykh O.A. (2018). Asymmetric Interest Rate PassThrough in Russia. *Ekonomicheskaya politika*, vol. 13, no. 1, pp. 92–121 (In Russ.). Available at: <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2018-1-04>.
- Erdogdu A. (2017). Functioning and Effectiveness of Monetary Transmission Mechanisms: Turkey Applications. *Journal of Finance and Bank Management*, vol. 5, no. 1, pp. 29–41. Available at: <https://doi.org/10.15640/jfbm.v5n1a3>.
- Holmstrom B. and Tirole J. (1997). Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, iss. 3, pp. 663–691. Available at: <https://doi.org/10.1162/003355397555316>.
- Iacoviello M. and Minetti R. (2008). The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market. *Journal of Macroeconomics*, vol. 30, no. 1, pp. 69–96.
- Igan D. et al. (2013). Monetary Policy and Balance Sheets. IMF Working Paper, no. 13/158.
- Ivanchenko I.S. (2010). Impact of Monetary Impulses on Prices of Assets on the Stock Market. *Bankovskoe Delo – Banking*, no. 3, pp. 50–55 (In Russ.).
- Jiménez G., Ongena S., Peydró J.-L. et al. (2012). Do Demand or Supply Factors Drive Bank Credit, In Good and Crisis Times? *European Banking Center Discussion Paper*, no. 2012–003.
- Lomivorotov R.V. (2015). The Dynamics of Total Factor Productivity and Its Components: Russian Plastic Production. *Prikladnaya ekonometrika – Applied Econometrics*, vol. 38, no. 2, pp. 41–63 (In Russ.).
- Mamonov M.Ye. (2018). Lending Channel of Monetary Policy in Russia: Microeconomic Estimates for Retail and Corporate. *Journal of the New Economic Association*, vol. 1, no. 1 (37), pp. 112–145 (In Russ.).
- Masuda K. (2015). Fixed investment, liquidity constraint, and monetary policy: evidence from Japanese manufacturing firm panel data. *Japan and the World Economy*, vol. 33 (C), pp. 11–19.
- Mishkin F.S. (1996). The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. NBER Working Paper, no. 5464.
- Mitra A., Bhoi B., Singh J. et al. (2017). Effectiveness of alternative channels of monetary policy transmission: some evidence for India. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, vol. 10, no. 1, pp. 19–38.
- Poddar T., Sab R., Khachatryan H. (2006). The Monetary Transmission Mechanism in Jordan. IMF Working Papers, no. 06 (48).
- Shevelev A.A. (2017). Bayesian Approach to Evaluate the Impact of External Shocks on Russian Macroeconomic Indicators. *Mir ekonomiki i upravleniya – World of Economics and Management*, vol. 17, no. 1, pp. 26–40 (In Russ.).
- Shibamoto M. and Tachibana M. (2014). Individual Stock Returns and Monetary Policy: Evidence from Japanese Data. *The Japanese Economic Review, Japanese Economic Association*, vol. 65, no. 3, pp. 375–396.
- Shokr M., Karim Z. and Zaidi M. (2016). The balance sheet channel of monetary policy: the panel evidence of Egypt. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, vol. 10, iss. 3, pp. 1–20. Available at: <https://doi.org/10.1080/17520843.2016.1252409>.

Received 31.10.2019

Accepted for publication 08.04.2020