

Прикладная эконометрика, 2020, т. 57, с. 72–88.

Applied Econometrics, 2020, v. 57, pp. 72–88.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-57-72-88

А. А. Пестова¹

«Кредитный взгляд» на монетарную политику в России

В данной работе оценивается действенность кредитных каналов монетарной трансмиссии в России. В качестве метода оценки используется динамическая факторная модель с идентификацией шоков денежно-кредитной политики при помощи наложения ограничений на знаки импульсных функций отклика. Проведенный анализ подтвердил действенность канала банковского кредитования по потребительским кредитам населению и кратко- и среднесрочным корпоративным ссудам. Было обнаружено значимое влияние монетарных импульсов на капитал банков. При этом канал балансов заемщиков оказался не усиливающим, а, наоборот, сдерживающим влияние монетарных шоков на экономику.

Ключевые слова: монетарная политика; кредитный канал; канал банковского кредитования; балансовый канал; динамическая факторная модель; структурная идентификация; шоки денежно-кредитной политики.

JEL classification: E31; E43; E51; E58.

1. Введение

В данной работе изучается распространение эффектов монетарной политики в России по кредитным каналам: банковского кредитования, собственного капитала банков и балансов заемщиков. Банк России в 2014 г. перешел к режиму инфляционного таргетирования, однако до сих пор в российской литературе нет консенсуса относительно эффектов процентной политики регулятора (см. анализ в работе (Пестова, 2017)).

Под группой эффектов, обозначаемой «кредитные каналы», в данном исследовании, вслед за обширной литературой (Bernanke, Gertler, 1995; Kashyap et al., 1993; Iacoviello, Minetti, 2008; Boivin et al., 2010), понимается трансмиссия монетарной политики через состояние балансов финансовых посредников (банков; канал банковского кредитования) и их заемщиков (балансовый канал). Действие кредитных каналов обуславливается наличием несовершенств на кредитных рынках (асимметрия информации и морального риска) и в теории усиливает действие традиционных каналов монетарной трансмиссии.

Согласно обзору Boivin et al. (2010), канал банковского кредитования актуализируется вследствие особой роли банков в решении проблемы асимметрии информации между агентами, предоставляющими сбережения, и заемщиками (последние имеют более полную информацию об ожидаемой доходности кредитруемых проектов), а также из-за невозможности для большинства заемщиков полностью отказаться от кредитов банков в пользу других внешних источников финансирования — долговых рынков и рынков капитала. Тем самым,

¹ Пестова Анна Андреевна — МГИМО (Москва), CERGE-EI (Пара); annapestova@gmail.com.

банки для большинства заемщиков являются ключевыми источниками привлечения внешних финансовых ресурсов, поэтому изменения состояния балансов банков, вызванные шоками монетарной политики, и, соответственно, изменения готовности банков кредитовать (не связанные с изменениями спроса на кредиты) могут дополнительно усиливать или ослаблять монетарные импульсы. Boivin et al. (2010) отдельно выделяют *канал собственного капитала банков*, хотя концептуально его можно отнести к одному из каналов банковского кредитования, поскольку собственный капитал является статьей банковского баланса. В данной работе, как и в (Boivin et al., 2010), изучаются эффекты монетарной политики как на банковское кредитование, так и на собственный капитал банков.

Следующая важная разновидность кредитных каналов — *балансовый канал* — характеризуется в обзоре (Boivin et al., 2010) наличием премии за внешнее финансирование и действием механизма финансового акселератора (Bernanke, Gertler, 1989; Bernanke et al., 1999). Изменения регулируемой процентной ставки, как правило, оказывают влияние на стоимость финансовых активов в экономике (традиционный канал богатства, см. (Boivin et al., 2010)). Колебания стоимости финансовых активов и, соответственно, залогов по кредитам приводят к усилению или ослаблению проблем морального риска и негативного отбора, что повышает стоимость внешнего финансирования для компаний, либо снижает объем предлагаемых кредитов.

Как было отмечено выше, изменения инструментов политики оказывают влияние на финансовое состояние экономических агентов (фирм и домохозяйств) и финансовых посредников. В данной работе изучается, в какой мере происходит усиление монетарных импульсов на экономику, обуславливаемое действием кредитных каналов — через изменения состояния балансов банков и их заемщиков. В традиционном новокейнсианском представлении финансовые рынки являются совершенными, информация — полной, а структура финансирования компаний — нерелевантной. Если бы данные предпосылки выполнялись, то «кредитный взгляд» на распространение монетарных шоков не представлял бы интереса, а эффекты монетарных шоков не усиливались бы по кредитным каналам. Однако в ряде зарубежных работ было показано, что кредитные каналы в реальности действуют (Bernanke, Gertler, 1995; Kashyap et al., 1993; Iacoviello, Minetti, 2008; Boivin et al., 2010; Gertler, Karadi, 2015).

В российской литературе большинство исследований также обнаруживает действенность кредитных каналов (Дробышевский и др., 2008; Борзых, 2016; Мамонов, 2018). Отметим, что в перечисленных российских работах под трансмиссией монетарной политики через кредитные каналы понимается влияние процентной политики регулятора на объемы кредитования банков, т. е. по сути — рассматривается только *канал банковского кредитования*. Однако, согласно зарубежной литературе, данная трактовка является упрощением и не позволяет оценить эффекты *усиления* политики по кредитным каналам (см., например, обсуждение в (Bernanke, Gertler, 1995) и (Kashyap et al., 1993)). Вопрос разделения относительной значимости эффектов спроса на кредит и предложения кредитов в работах не рассматривается. А без разделения относительной значимости эффектов спроса на кредиты (эндогенной реакции кредитования вслед за изменением экономической активности в результате монетарных шоков) и предложения кредита (изменение кредитования, не связанное напрямую со спросом на кредит, но вызванное изменением состояния балансов банков) не представляется возможным сделать вывод о значимости кредитных каналов. Так, например, изменение объема банковского кредитования в ответ на монетарные инновации может происходить эндогенно в результате возможного снижения спроса на кредит, что не является подтверждением действенности кредитных каналов.

В работах (Дробышевский и др., 2008; Мамонов, 2018) исследуются различия в реакции кредитования отдельных банков на изменения процентной ставки, подконтрольной регулятору. В обеих работах показывается, что характеристики балансов отдельных банков значимо влияют на реакцию кредитования на процентную политику Банка России, что можно трактовать как действенность канала банковского кредитования (влияние со стороны предложения кредитов). Однако оценка макроэкономической значимости канала банковского кредитования на уровне отдельных банков затруднительна, кроме того, на микроуровне невозможна оценка относительной значимости канала балансов заемщиков.

Данная работа направлена на заполнение обозначенных пробелов в российской литературе. В частности, оценивается действенность кредитных каналов на агрегированном уровне, при этом делается оценка значимости как канала банковского кредитования, так и канала балансов заемщиков. Это позволяет оценить эффекты монетарной политики на кредитование как со стороны предложения, так и со стороны спроса на кредит. Кроме того, оцениваются эффекты монетарной политики по каналу собственного капитала банков.

Для количественной характеристики трансмиссии монетарной политики по кредитным каналам оценивается динамическая факторная модель и идентифицируются шоки денежно-кредитной политики при помощи стандартного метода наложения ограничений на знаки импульсных функций отклика.

Проведенный анализ подтвердил действенность кредитного канала на агрегированном уровне по потребительским кредитам населению, а также по кратко- и среднесрочным корпоративным ссудам. Обнаружено значимое влияние монетарных импульсов по каналу банковского капитала. При этом канал балансов заемщиков оказался не усиливающим, а, наоборот, сдерживающим влияние монетарных шоков на экономику. Таким образом, можно заключить, что импульсы процентной политики распространяются на показатели банковского кредитования через каналы предложения кредита, а не спроса на кредит. Полученные результаты указывают на действие следующей причинно-следственной цепочки при прохождении сдерживающих шоков монетарной политики: рост стоимости заимствования приводит к снижению качества кредитов банков и росту потерь по кредитному портфелю банков, что, в свою очередь, оказывает негативное давление на капитал банков и их готовность выдавать новые ссуды. Дополнительно к кредитным каналам проверена действенность канала богатства монетарной трансмиссии. При этом не обнаружено значимого воздействия ужесточения монетарной политики на рыночную оценку состояния балансов заемщиков, что говорит об отсутствии трансмиссии монетарных шоков по каналу богатства (чистой стоимости). Это, по-видимому, объясняет отсутствие значимого роста премии за риск в корпоративном секторе на открытом долговом рынке.

Работа структурирована следующим образом. В разделе 2 описываются методология и данные, в разделе 3 представлены результаты. В разделе 4 приводятся выводы работы.

2. Описание методологии и данных

В настоящей работе проводится оценка динамической факторной модели (DFM) российской экономики. Эта модель позволяет описывать одновременно большой массив макроэкономических и финансовых данных, что делает возможным максимально приблизить набор переменных, используемых при оценивании, к информационному множеству, наблюдаемому

центральный банк. В зарубежной литературе подход DFM к оценке эффектов денежно-кредитной политики применялся в работах (Forni, Gambetti, 2010; Barigozzi et al., 2014; Luciani, 2015).

Динамическая факторная модель предполагает, что все макроэкономические и финансовые временные ряды могут быть представлены как сумма общего и идиосинкратического компонентов. Первый отвечает за общие макроэкономические шоки, распространяющиеся на все сектора экономики, второй — за секторальные инновации или ошибки измерения.

Формально модель DFM записывается как (Forni, Gambetti, 2010):

$$X_t = \Lambda F_t + e_t, \quad (1)$$

$$\Phi(L)F_t = G\eta_t, \quad (2)$$

$$\eta_t = H\varepsilon_t, \quad (3)$$

где X_t — вектор наблюдений за N переменными в момент времени t ($N \times 1$), Λ — ($N \times r$)-матрица нагрузок, F_t — ($r \times 1$)-вектор r статических факторов, e_t — идиосинкратические компоненты ($N \times 1$), $\Phi(L)$ и G — матрицы ($r \times r$) и ($r \times q$) соответственно, η_t — динамические факторы в сокращенной форме ($q \times 1$), ε_t — структурные шоки ($q \times 1$), H — обратимая ($q \times q$)-матрица.

На основе данной спецификации может быть получено выражение для структурных импульсных функций отклика:

$$SIRF = \Lambda \Phi(L)^{-1} GH. \quad (4)$$

Данные функции интерпретируются как динамический причинно-следственный эффект, оказываемый единичным структурным шоком (например монетарным — увеличение ε_t на единицу) на N переменных.

В данной работе оценивается модель DFM с постоянными во времени коэффициентами. Приведем два аргумента в ее пользу по сравнению с моделью с меняющимися во времени коэффициентами. Во-первых, в существующих исследованиях по российской экономике (Крепцев, Селезнев, 2016; Борзых, 2016) уже оценивались спецификации с меняющимися коэффициентами, однако анализ импульсных функций отклика в обеих работах не выявил значительных изменений структурных связей. Во-вторых, в работе (Пестова, Ростова, 2020), авторы пробовали исключать из периода оценки период после финансовой нестабильности, начавшийся в декабре 2014 г. Импульсные функции отклика ключевых переменных не изменились. Отсюда сделано заключение, что кризис 2014–2015 гг., по-видимому, не был источником значимого изменения структурных взаимосвязей².

Для учета свойств открытой экономики, присущих России, в соответствии с работой (Charnavoki, Dolado, 2014), в блок экзогенных переменных включаются переменные внешних условий (мировые цены на сырье и экономическую активность за рубежом). Предполагается,

² Заметим, что с ноября 2014 г. Банк России перестал осуществлять регулярные валютные интервенции, что означает окончательный переход к управлению процентными ставками. Такое решение могло повысить действенность процентного канала трансмиссии, однако к данному моменту еще не накоплено достаточной длины временных рядов, чтобы оценить последствия этого решения на периоде с 2015 г.

что эти переменные оказывают влияние на внутренние переменные, в то время как влияние российской экономики на глобальные показатели пренебрежимо мало. Подробное описание DFM с экзогенным блоком переменных представлено в работах (Charnavoki, Dolado, 2014; Пестова, Ростова, 2020).

Для идентификации шоков монетарной политики применяется подход наложения ограничений на знаки импульсных функций отклика. Такой выбор метода идентификации шоков обосновывается излишней ограниченностью традиционного рекурсивного подхода (Christiano et al., 1999), а также недоступностью высокочастотных данных для идентификации методов инструментальных переменных (Gertler, Karadi, 2015). Подход наложения ограничений на знаки при оценке DFM применялся также в работах (Barigozzi et al., 2014) и (Luciani, 2015). Преимуществом этого подхода является гибкость идентификации: одним и тем же ограничениям могут удовлетворять несколько структурных моделей, тем самым достигается идентификация *набора* моделей. С другой стороны, ограничением этого подхода могут быть излишне широкие доверительные интервалы функций отклика на шоки. Подробное обсуждение преимуществ и недостатков метода представлено в (Fry, Pagan, 2011).

Идентификация шоков монетарной политики основывается на опыте существующих работ (табл. 1). В рамках первого способа идентификации (ID1) используются знаковые ограничения, применяемые в работах (Uhlig, 2005) по экономике США и (Mallick, Sousa, 2012) по экономикам стран БРИКС. В частности, обе работы предполагают отрицательную реакцию денежного агрегата M2 и индекса потребительских цен в ответ на сдерживающий шок денежно-кредитной политики (неожиданное повышение регулируемой ставки процента). Второй способ идентификации (ID2) аналогичен первому, но с отсутствием ограничения на знак реакции индекса цен. Такое отклонение обосновывается результатами работ (Пестова, 2018; Пестова, Ростова, 2020), в которых показано, что имеющиеся данные по российской экономике не подтверждают наличие сдерживающей реакции инфляции на ужесточение денежно-кредитной политики, в отличие от большинства развитых и развивающихся экономик. Третий способ идентификации (ID3) не зависит от этой предпосылки, он был специально разработан для открытых экономик в работе (Jarocinski, 2010). Наконец, четвертый способ идентификации (ID4) накладывает наиболее жесткий набор ограничений и основывается на опыте работ по структурной идентификации DFM методом знаковых ограничений (Barigozzi et al., 2014; Luciani, 2015), где набор идентификационных предпосылок практически идентичен (Barigozzi et al., 2014), кроме ограничения на показатель реального эффективного курса валюты.

Таблица 1. Ограничения на знаки функций отклика различных переменных для идентификации шоков процентной политики Банка России

Способ	Ставка ДКП	M2	REER	Цены	Выпуск
ID1: Uhlig (2005), Mallick, Sousa (2012)	+	–		–	
ID2: аналогично ID1, но без ограничения на отклик индекса цен	+	–			
ID3: Jarocinski (2010)	+		+		
ID4: Barigozzi et al. (2014)	+	–	+	–	–

Примечание. «+» означает рост показателя, «–» — его снижение.

В качестве информационного множества используется набор данных из работы (Ачкасов, 2016). Такой выбор обосновывается предполагаемой близостью этих данных к информационному множеству, используемому ЦБ РФ для оценки текущей экономической активности и краткосрочного прогнозирования. Для оценки эффектов трансмиссии монетарных шоков к этому набору данных добавлены следующие переменные: денежная база, объем импорта, объем банковских депозитов, индексы потребительских цен и цен производителей, ключевая ставка. Этот набор данных также использовался в работе (Пестова, Ростова, 2020). В настоящей статье для оценки значимости распространения монетарных шоков по кредитным каналам этот набор дополнен переменными банковского кредитования по типам ссуд (кредиты населению, в том числе ипотечные, жилищные, потребительские и автокредиты³) и по срокам (корпоративные кредиты, в том числе краткосрочные до 1 года, среднесрочные от 1 до 3 лет, долгосрочные свыше 3 лет⁴). Кроме того, добавлены показатели спредов по привлеченному финансированию: разность между доходностью облигаций корпоративного и государственного секторов сопоставимых сроков (*external finance premium*, или *credit spread*) и разность доходностей по государственным облигациям различной срочности (*term spread*). Сформированный набор данных включает 61 показатель за период с 2010 по 2017 г. в помесечном формате. Для оценки DFM данные были сезонно сглажены (по необходимости) и стандартизованы.

На рис. 1 представлена динамика двух показателей стоимости привлеченного финансирования на долгом рынке. В качестве показателя *term spread* использовалась разность между доходностью портфеля государственных ценных бумаг со срочностью 5 лет и 1–3 года (*Cbonds-GBI RU 5Y YTM* и *Cbonds-GBI RU 1-3Y YTM*). В качестве показателя *credit spread* использовался показатель спреда доходностей между портфелем корпоративных и государственных облигаций одинаковой срочности (*Cbonds-CBI RU 1-3Y YTM* и *Cbonds-GBI RU 1-3Y YTM*).

Заметим, что показатель кредитного спреда (*credit spread*) относительно стабилен на протяжении анализируемого периода времени и составляет в среднем 1.5 процентных пункта (п.п.). В период наложения первой волны западных санкций против российской экономики показатель кредитного спреда оставался стабильным или даже несколько снижался, что отражает склонность кредиторов смягчать шоки доходности наименее рискованного актива (государственных облигаций) и не повышать стоимость корпоративного финансирования. Судя по динамике показателя спреда по долгосрочным обязательствам по сравнению с краткосрочными, финансовые рынки ожидали повышения регулируемых процентных ставок в период до середины 2014 г. и их понижения в последующий период (перевернутая кривая доходностей во второй половине анализируемого периода).

На рисунке 2 представлен график динамики банковских кредитов по срокам и по целям кредитования. Наиболее быстрыми темпами в исследуемом периоде росли долгосрочные кредиты в обоих сегментах кредитного рынка: кредиты на покупку жилья и ипотечные ссуды населению, а также корпоративные кредиты сроком свыше 3 лет. Заметим, что наиболее сильная коррекция динамики кредитов экономике после повышения регулируемой ставки в конце 2014 г. наблюдалась в сегменте долгосрочных кредитов нефинансовым предприятиям. Согласно данным, корпоративные кредиты оказались в наибольшей степени

³ Источник данных: Банк России, задолженность по потребительским кредитам по типам ссуд.

⁴ Источник данных: Банк России, данные 101 форм кредитных организаций, расчеты ЦМАКП.

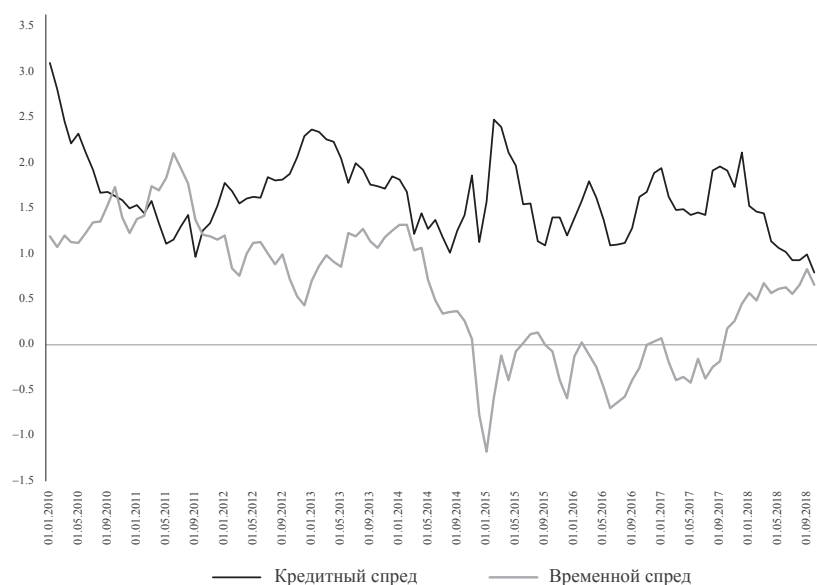


Рис. 1. Спреды стоимости финансирования на российском долговом рынке, п.п.

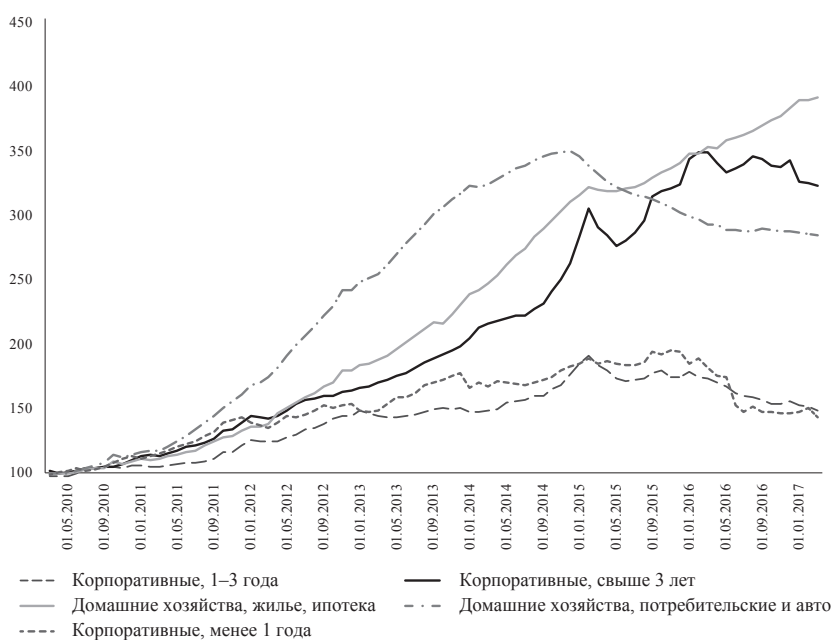


Рис. 2. Динамика показателей банковского кредитования в России (январь 2010=100%)

коррелированными с бизнес-циклом (точка максимума цикла наблюдается в 2014 г. с последующей коррекцией), в то время как различные розничные ссуды либо незначительно опережают бизнес-цикл (беззалоговые и автокредиты), либо расширяются вне зависимости от фазы бизнес-цикла (ипотечные и жилищные кредиты).

3. Результаты

В данном разделе приводятся результаты оценки динамической факторной модели и идентификации эффектов монетарных шоков по кредитным каналам трансмиссии.

Число статических факторов (число главных компонент в исходном наборе данных) определялось по критериям Bai, Ng (2002) и Stock, Watson (2016) и было равно 17. Выбор числа динамических факторов (главных компонент в остатках VAR для факторов, см. формулу (2)) основывался на критериях Hallin, Liska (2007) и Bai, Ng (2007), согласно которым в данных обнаруживается от 4 до 6 факторов. В базовой спецификации число динамических факторов установлено равным 5.

Далее приводятся результаты оценки эффектов шоков монетарной политики по кредитным каналам для различных схем идентификации шоков (см. табл. 1).

Идентификация ID1. В данной схеме накладываются общепринятые ограничения на знаки импульсных функций отклика: в ответ на ужесточение процентной политики наблюдается снижение денежного агрегата M2 и торможение инфляции. Как показано в работах (Пестова, 2018; Пестова, Ростова, 2020), а также в (Tishin, 2019), предпосылка о торможении инфляции в ответ на сдерживающий монетарный шок может не выполняться для российской экономики. Предыдущий опыт анализа эффектов монетарных шоков при помощи различных моделей и схем идентификации выявил слабую совместимость с данными предположения о сдерживающем влиянии повышения процентных ставок на инфляцию (Пестова, 2018; Пестова, Ростова, 2020). Поэтому будем относиться к данной идентификационной схеме с осторожностью.

Согласно полученным результатам, при такой идентификации монетарных шоков не наблюдается распространение монетарных импульсов на прочие рыночные процентные ставки (отклики ставок по депозитам и кредитам включают ноль в доверительный интервал, см. рис. 3). Последнее выглядит не вполне правдоподобным, учитывая сильную корреляцию регулируемой ставки процента и ставок на межбанковском рынке (Пестова, 2017), а также существующие наблюдения о работоспособности процентного канала трансмиссии (Крепцев, Селезнев, 2016).

Принимая во внимание опасения, высказанные относительно схемы идентификации 1, интерпретация эффектов монетарных шоков на кредитные показатели выявила следующее. В ответ на ужесточение монетарной политики оба показателя, кредитный спред и спред по долгосрочным бумагам по сравнению с краткосрочными (term spread) снижаются. Таким образом, в данной идентификационной схеме не выявлено усиления монетарных шоков по каналу балансов заемщиков. Эффекты на динамику банковского кредитования отрицательные, однако неправдоподобно большие. Слабая интерпретируемость масштабов откликов кредитных показателей, вероятнее всего, отражает проблемы с идентификационной схемой, описанные выше. В связи с этими проблемами, в идентификации ID1 нельзя интерпретировать количественные эффекты монетарных шоков на кредитование, но можно объяснить

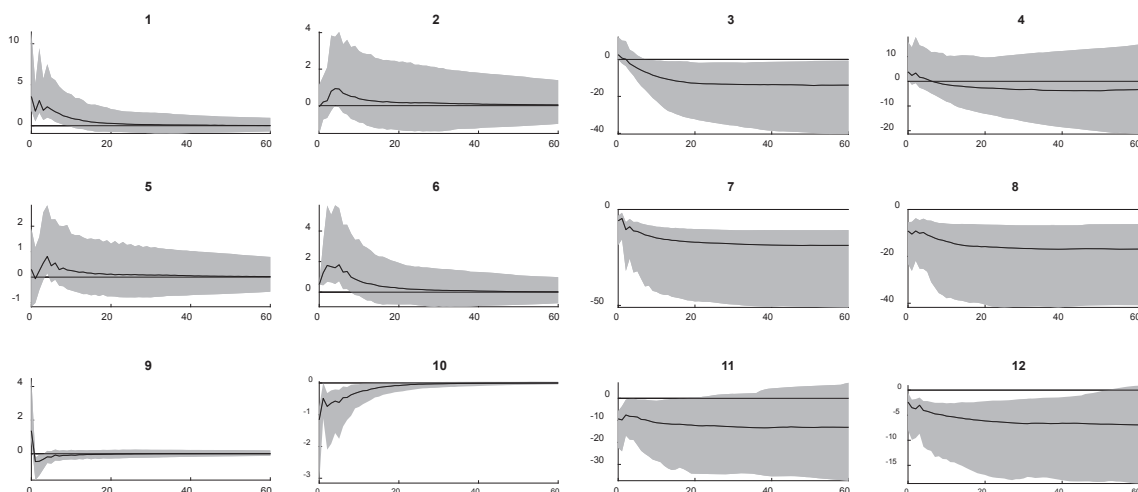


Рис. 3. Функции отклика на сдерживающий шок регулируемой процентной ставки (рост на 0.5 п.п.), идентификация ID1 монетарного шока

Примечание. Сплошная линия означает медианный отклик, закрашенная область — 68%-ный доверительный интервал (бутстрап). Величина шока 0.5 п.п. является базовым «шагом» изменения ставки — величиной, на которую центральный банк чаще всего изменяет процентную ставку. Поскольку эффекты линейны, то отклики на изменение на 1 п.п. могут быть получены умножением на 2, и поэтому отдельно не приводятся.

знаки влияния (поскольку знаки откликов останутся неизменными для всех идентификационных схем). Так, для идентификации ID1 получены отрицательные значимые отклики только для показателей краткосрочных кредитов населению (потребительские и автокредиты) и для кратко- и среднесрочных корпоративных кредитов (рис. 3). Влияние на капитал банков также отрицательное и значимое.

Числа над графиками на рисунках 3–6 обозначают:

- 1 — ставка денежного рынка (MIACR); 2 — ставка по кредитам предприятиям;
- 3 — домашние хозяйства, потребительские и авто кредиты;
- 4 — домашние хозяйства, жилищные кредиты и ипотека;
- 5 — ставка по депозитам населения; 6 — ставка денежно-кредитной политики;
- 7 — корпоративные кредиты (до 1 года); 8 — корпоративные кредиты (1–3 года);
- 9 — кредитный спред; 10 — временной спред;
- 11 — корпоративные кредиты (свыше 3 лет); 12 — собственный капитал банков.

По осям абсцисс на рисунках 3–6 отмечены месяцы.

Идентификация ID2. В данной идентификационной схеме не наложены ограничения на отклик цен в ответ на ужесточение монетарной политики, и реакция ценового индекса оставлена неограниченной. В результате наблюдается нормализация процентного канала монетарной трансмиссии: реакция рыночных процентных ставок стала значимой (рис. 4). Масштабы реакции процентных ставок соответствуют ожиданиям. Так, ставки на межбанковском рынке реагируют чуть сильнее регулируемых ставок, в то время как ставки по кредитам вбирают примерно 75% масштаба вариации регулируемых ставок, а ставки по депозитам — менее 50%. Реакция кредитного спреда и спреда по долгосрочным бумагам по сравнению

с краткосрочными (term spread) вновь оказалась отрицательной. Стоимость заимствования в корпоративном секторе по сравнению с государственным снижается на 0.1 п.п., влияние оказывается значимым только первые несколько месяцев после шока. Реакция спреда по долгосрочным бумагам к краткосрочным более длительная и составляет минус 0.2–0.3 п.п. на каждое повышение регулируемой ставки на 0.5 п.п. Последнее означает, что вслед за повышением процентной ставки рынок сразу же ждет ее снижения примерно на половину от величины повышения. Кроме того, снижение долгосрочных ставок относительно краткосрочных считается в литературе значимым предиктором приближающейся рецессии (Estrella, Mishkin, 1998; Christiansen et al., 2014), что соответствует наблюдаемой отрицательной реакции показателей экономической активности на сдерживающие монетарные шоки.

Оценка эффектов монетарных шоков на динамику банковского кредитования вновь выявила наиболее сильное влияние на потребительские нецелевые (и, вероятно, краткосрочные) кредиты населению (примерно –5 п.п. через приблизительно 12 месяцев на повышение регулируемой ставки на 0.5 п.п.) и на короткие кредиты предприятиям (3 п.п., максимальный эффект достигается приблизительно через 24 месяца). Влияние на жилищные и ипотечные ссуды и на средне- и долгосрочные корпоративные кредиты оказалось незначимым⁵ (рис. 4). Объем собственного капитала банков имеет тенденцию снижаться после монетарного шока: на 1.2 п.п. через 12 месяцев после повышения ставки на 0.5 п.п.

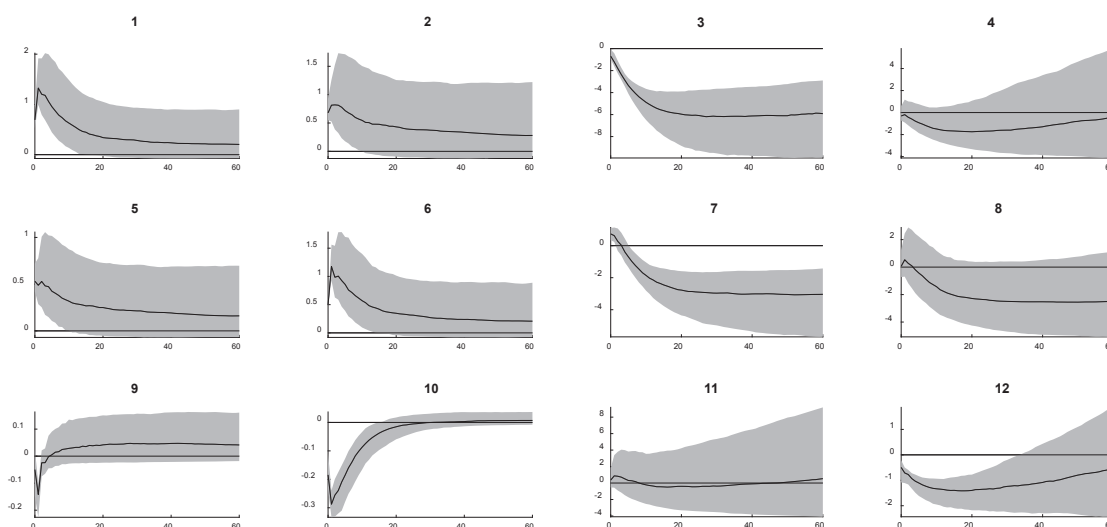


Рис. 4. Функции отклика на сдерживающий шок регулируемой процентной ставки (рост на 0.5 п.п.), идентификация ID2 монетарного шока

Примечание. Сплошная линия означает медианный отклик, закрашенная область — 68%-ный доверительный интервал (бутстрап).

⁵ В сегменте корпоративных ссуд доля валютных кредитов составляет 20–30% в зависимости от срочности: чем длиннее ссуды, тем выше доля валютных в их структуре. Это может, в частности, объяснять незначимость откликов корпоративных кредитов срочностью свыше 1 года и свыше 3 лет в ответ на повышение регулируемых процентных ставок, если, например, повышение процентных ставок происходит во время валютного шока, как это было в конце 2014 г.

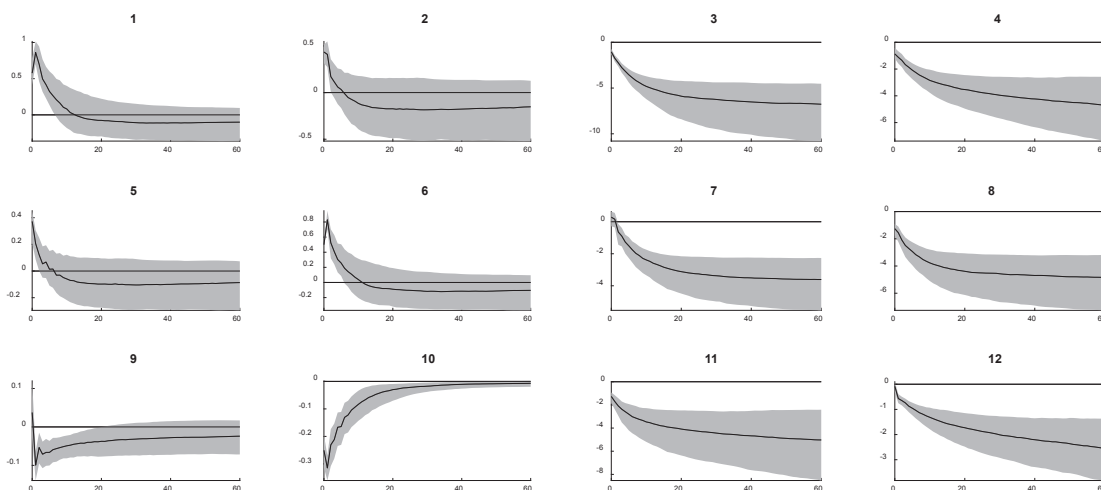


Рис. 5. Функции отклика на сдерживающий шок регулируемой процентной ставки (рост на 0.5 п.п.), идентификация ID3 монетарного шока

Примечание. Сплошная линия означает медианный отклик, закрашенная область — 68%-ный доверительный интервал (бутстрап).

Идентификация ID3. В данной идентификационной схеме, в соответствии с (Jarocinski, 2010), предполагается, что в ответ на повышение внутренних процентных ставок в экономике наблюдается укрепление номинального курса национальной валюты по отношению к иностранным. Реакция рыночных процентных ставок для данной идентификации оказалась похожа на схему ID2. Передача импульсов регулируемых процентных ставок на ставки по кредитам и депозитам оказалась значимой и ненулевой, сопоставление масштабов откликов в целом соответствует результатам из идентификации ID2 (рис. 5). Реакция кредитного спреда и спреда доходностей длинных обязательств по отношению к коротким оказалась значимой и отрицательной, как и в предыдущих случаях. Это говорит об устойчивости идентифицированных эффектов. Количественные эффекты на эти показатели также не изменились по сравнению с идентификацией ID2. Реакция показателей кредитования для данной идентификационной схемы более выражена: все показатели банковского кредитования значимо и отрицательно реагируют на повышение регулируемой процентной ставки. Сопоставление эластичностей эффектов обнаруживает наибольшую реакцию кредитов на текущее потребление и приобретение автомобилей (–7 п.п. приблизительно через 12 месяцев после повышения ставки на 0.5 п.п.), кредиты на приобретение жилья и ипотеки примерно в полтора раза менее чувствительные к изменению процентных ставок в экономике (–5 п.п.). В части корпоративных кредитов какого-либо четкого упорядочивания откликов не прослеживается, при этом реакция средне- и долгосрочных кредитов несколько сильнее, чем краткосрочных (соответственно, –4 и –3 п.п. на горизонте 1 год). Влияние на собственный капитал банков вновь отрицательное (–1.5 п.п. через 1 год после шока).

Идентификация ID4. Результаты наиболее информативной идентификации (использующей наибольшее число идентификационных ограничений) вновь, как и в случае ID1, показали незначимость трансмиссии монетарных импульсов к рыночным процентным ставкам, что является контринтуитивным и не совпадает с опытом существующих эмпирических

работ. Не будем подробно останавливаться на результатах идентификации ID4, поскольку, по-видимому, идентификационные ограничения, используемые в этой схеме, для России не выполняются. Тем не менее, заметим, что отрицательная реакция всех переменных, задействованных в распространении монетарных импульсов по кредитным каналам, здесь сохраняется.

Обобщение полученных результатов (на основе идентификационных схем ID2 и ID3, как наиболее правдоподобных) выглядит следующим образом. Согласно расчетам, кредитный канал монетарной трансмиссии оперирует через канал банковского кредитования и канал собственного капитала банков. Проведенный анализ подтвердил действенность кредитного канала на агрегированном уровне по потребительским кредитам населению и кратко- и среднесрочным корпоративным ссудам. Кроме того, обнаружено значимое влияние монетарных импульсов по каналу банковского капитала.

При этом канал балансов заемщиков оказался не усиливающим, а, наоборот, погашающим влияние монетарных шоков на экономику. В ответ на повышение регулируемой процентной ставки, ставки по кредитам и долговым обязательствам частных заемщиков растут меньше, чем по государственным долговым обязательствам, что проявляется в сужении кредитного спреда. Спред по долгосрочным обязательствам по сравнению с краткосрочными также сужается, что отражает ожидания агентов о более низких ставках в будущем по сравнению с текущим периодом. Кроме того, сужение этого спреда может отражать повышенные ожидания рецессии вслед за ужесточением монетарной политики. Данные результаты свидетельствуют о неэффективности балансового канала монетарной трансмиссии, поскольку монетарные шоки не усиливаются ни через рост кредитного спреда, ни через увеличение премии за срочность долговых обязательств, что существенно отличается от результатов работ по развитым экономикам (Boivin et al., 2010; Gertler, Karadi, 2015). Возможное объяснение этому состоит в отсутствии в результатах оценки по российским данным значимого

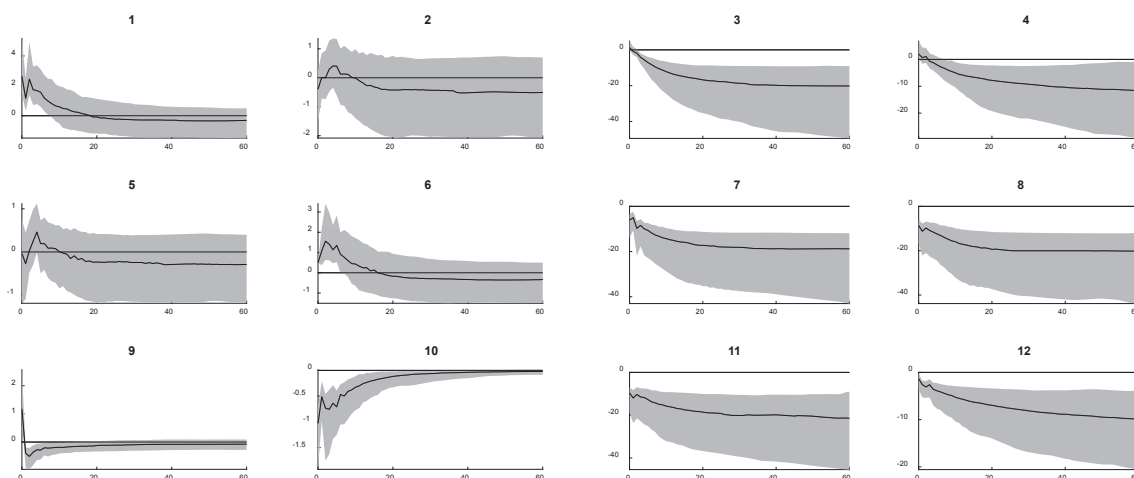


Рис. 6. Функции отклика на сдерживающий шок регулируемой процентной ставки (рост на 0.5 п.п.), идентификация ID4 монетарного шока

Примечание. Сплошная линия означает медианный отклик, закрашенная область — 68%-ный доверительный интервал (бутстрап).

воздействия ужесточения монетарной политики на ухудшение рыночной оценки состояния балансов заемщиков — такой канал монетарной трансмиссии как канал богатства (или чистой стоимости), по-видимому, не работает. Согласно полученным оценкам, эффекты ужесточения монетарной политики на фондовые индексы РТС и ММВБ оказываются либо незначимыми, либо положительными, отражая, по-видимому, большую привлекательность внутренних финансовых активов для зарубежных инвесторов после повышения внутренних процентных ставок⁶, что объясняет отсутствие значимого роста премии за риск в корпоративном секторе на открытом долговом рынке.

4. Выводы

В данной работе проведена оценка действенности кредитных каналов монетарной трансмиссии для российской экономики. Согласно теоретическим представлениям и опыту зарубежных исследований по развитым странам, кредитные каналы усиливают монетарные импульсы на экономику через изменения состояния финансовых посредников и балансов заемщиков. В существующей литературе по российской экономике не ставился вопрос исследования всего спектра кредитных каналов монетарной трансмиссии, а изучался только канал банковского кредитования. Данная работа направлена на заполнение указанного пробела: изучено воздействие монетарных импульсов на кредитование банков как через канал спроса на кредит (через состояние балансов заемщиков), так и через канал его предложения (балансы банков).

Полученные результаты указывают на действенность кредитных каналов в России только через состояние балансов банков: значимыми оказались каналы банковского кредитования и канал собственного капитала банков. Данные каналы отражают изменение готовности банков кредитовать, не связанное с состоянием совокупного спроса, поскольку внутренние долговые рынки не реагируют повышением премии за привлеченное финансирование, т. е. не сигнализируют об ухудшении рыночной оценки состояния балансов банков.

Полученные результаты могут указывать на действие следующей причинно-следственной цепочки при прохождении сдерживающих шоков монетарной политики. Рост стоимости заимствования приводит к снижению качества кредитов банков и росту потерь по кредитному портфелю банков, что, в свою очередь, оказывает негативное давление на капитал банков и их готовность выдавать новые ссуды. Итоговый эффект на состояние балансов заемщиков проходит через ухудшение доступа к кредиту, однако самостоятельного воздействия монетарных импульсов на состояние балансов заемщиков через канал богатства и изменение премии за риск в корпоративном секторе выявить не удалось.

Результаты данной работы указывают на важную роль финансового состояния кредитных посредников при оценке усиления монетарных шоков и могут служить обоснованием поддержки банковского сектора в случае необходимости ограничения негативных последствий монетарного ужесточения на экономику.

Интересным направлением дальнейших исследований является изучение причин слабой действенности монетарной трансмиссии через канал балансов заемщиков. Возможно, существует гетерогенность чувствительности компаний нефинансового сектора к изменению

⁶ Полный набор функций отклика может быть предоставлен автором по запросу.

регулируемых процентных ставок по размеру компаний, виду экономической деятельности, типу собственности и другим показателям.

Благодарности. Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 16-36-60047 мол_а_дк.

Список литературы

Ачкасов Ю. (2016). Модель оценивания ВВП России на основе текущей статистики: модификация подхода. *Серия докладов об экономических исследованиях*, № 8. Банк России.

Борzych О. (2016). Канал банковского кредитования в России: оценка с помощью TVP-FAVAR модели. *Прикладная эконометрика*, 43, 96–117.

Дробышевский С., Трунин П., Каменских М. (2008). Анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики в российской экономике. *Научные труды ИЭПП*, № 116Р.

Крепцев Д., Селезнев С. (2016). Влияние ставок денежного рынка на ставки по кредитам конечным заемщикам. *Серия докладов об экономических исследованиях*, № 9. Банк России.

Мамонов М. (2018). Кредитный канал монетарной политики в России: микроэкономические оценки для розничного и корпоративного сегмента кредитного рынка. *Журнал Новой экономической ассоциации*, 1 (37), 112–144.

Пестова А. (2017). Режимы денежно-кредитной политики Банка России: рекомендации для количественных исследований. *Вопросы экономики*, 4, 38–60.

Пестова А. (2018). Об оценке эффектов монетарной политики в России: роль пространства охватываемых шоков и изменений режимов политики. *Вопросы экономики*, 2, 35–55.

Пестова А., Ростова Н. (2020). Экономические эффекты монетарной политики в России: о чем говорят большие массивы данных? *Вопросы экономики* (в печати).

Bai J., Ng S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70, 191–221.

Bai J., Ng S. (2007). Determining the number of primitive shocks in factor models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 25, 52–60.

Barigozzi M., Conti A. M., Luciani M. (2014). Do Euro area countries respond asymmetrically to the common monetary policy? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76 (5), 693–714.

Bernanke B. S., Gertler M. (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuations. *American Economic Review*, 79 (1), 14–31.

Bernanke B. S., Gertler M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), 27–48.

Bernanke B. S., Gertler M., Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In: Taylor J. B., Woodford M. (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1341–1393. Elsevier.

Boivin J., Kiley M., Mishkin F. (2010). How has the monetary transmission mechanism evolved over time? In: Friedman B. M., Woodford M. (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, 3, 369–422.

Charnavoki V., Dolado J. (2014). The effects of global shocks on small commodity-exporting economies: Lessons from Canada. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6 (2), 207–237.

Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? In: Taylor J. B., Woodford M. (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, 1, 65–148. Elsevier.

- Christiansen C., Eriksen J., Moller S. (2014). Forecasting US recessions: The role of sentiment. *Journal of Banking and Finance*, 49, 459–468.
- Estrella A. Mishkin F. (1998). Predicting U. S. recessions: Financial variables as leading indicators. *Review of Economics and Statistics*, 80 (1), 45–61.
- Forni M., Gambetti L. (2010). The dynamic effects of monetary policy: A structural factor model approach. *Journal of Monetary Economics*, 57, 203–216.
- Fry R., Pagan A. (2011). Sign restrictions in structural vector autoregressions: A critical review. *Journal of Economic Literature*, 49 (4), 938–960.
- Gertler M., Karadi P. (2015). Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7 (1), 44–76.
- Hallin M., Liska R. (2007). The generalized dynamic factor model: Determining the number of factors. *Journal of American Statistical Association*, 102, 603–617.
- Iacoviello M., Minetti R. (2008). The credit channel of monetary policy: Evidence from the housing market. *Journal of Macroeconomics*, 30 (1), 69–96.
- Jarocinski M. (2010). Responses to monetary policy shocks in the east and the west of Europe: A comparison. *Journal of Applied Econometrics*, 25 (5), 833–868.
- Kashyap A., Stein J. C., Wilcox D. W. (1993). Monetary policy and credit conditions: Evidence from the composition of external finance. *American Economic Review*, 83 (1), 78–98.
- Luciani M. (2015). Monetary policy and the housing market: A structural factor analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 30, 199–218.
- Mallick S. K., Sousa R. M. (2012). Real effects of monetary policy in large emerging economies. *Macroeconomic Dynamics*, 16 (2), 190–212.
- Stock J. H., Watson M. W. (2016). Factor models and structural vector autoregressions in macroeconomics. In: Taylor J. B., Uhlig H. (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, 2, 415–525. Elsevier.
- Tishin A. (2019). Monetary policy surprises in Russia. *Russian Journal of Money and Finance*, 78 (4), 48–70.
- Uhlig H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52 (2), 381–419.

Поступила в редакцию 25.08.2019;
принята в печать 31.01.2020.

Pestova A. A. “Credit view” on monetary policy in Russia. *Applied Econometrics*, 2020, v. 57, pp. 72–88.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-57-72-88

Anna Pestova

MGIMO University, Moscow, Russian Federation;

Center for Economic Research and Graduate Education, CERGE-EI, Prague, Czech Republic;

annapestova@gmail.com

“Credit view” on monetary policy in Russia

In this paper, I assess the effectiveness of credit channels of monetary transmission in Russia. I use a dynamic factor model with monetary policy shocks identified using sign restrictions approach. The analysis confirmed the effectiveness of the bank lending channel for consumer loans and short- and medium-term corporate loans. A significant effect of monetary impulses on bank capital was found. At the same time, borrowers’ balance sheet channel is not amplifying, but, on the contrary, restraining the effect of monetary shocks on the economy.

Keywords: monetary policy; credit channel; bank lending channel; balance sheet channel; dynamic factor model; structural identification; monetary policy shocks.

JEL classification: E31; E43; E51; E58.

References

Achkasov Yu. (2016). Nowcasting of the Russian GDP using the current statistics: Approach modification. *Bank of Russia Working Paper Series*, 8 (in Russian).

Borzykh O. (2016). Bank lending channel in Russia: A TVP-FAVAR approach. *Applied Econometrics*, 43, 96–117 (in Russian).

Drobyshevsky S., Trunin P., Kamenskikh M. (2008). Analysis of transmission mechanisms of money and credit policy in Russia’s economy. Gaidar institute for economic policy, WP 116P (in Russian).

Kreptsev D., Seleznev S. (2016). The Impact of money market interest rates on retail interest rates. *Bank of Russia Working Paper Series*, 9 (in Russian).

Mamonov M. (2018). Lending channel of monetary policy in Russia: Microeconomic estimates for retail and corporate segments of credit market. *Journal of the New Economic Association*, 1 (37), 112–144 (in Russian).

Pestova A. (2017). Monetary policy regimes in Russia: Guidelines for further quantitative studies. *Voprosy Ekonomiki*, 4, 38–60 (in Russian).

Pestova A. (2018). On the effects of monetary policy in Russia: The role of the space of spanned shocks and the policy regime shifts. *Voprosy Ekonomiki*, 2, 35–55 (in Russian).

Pestova A., Rostova N. (2020). Economic effects of monetary policy in Russia: What do large data sets tell us? *Voprosy Ekonomiki*, forthcoming (in Russian).

Bai J., Ng S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70, 191–221.

Bai J., Ng S. (2007). Determining the number of primitive shocks in factor models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 25, 52–60.

Barigozzi M., Conti A. M., Luciani M. (2014). Do Euro area countries respond asymmetrically to the common monetary policy? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76 (5), 693–714.

Bernanke B. S., Gertler M. (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuations. *American Economic Review*, 79 (1), 14–31.

Bernanke B. S., Gertler M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), 27–48.

Bernanke B. S., Gertler M., Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In: Taylor J. B., Woodford M. (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1341–1393. Elsevier.

Boivin J., Kiley M., Mishkin F. (2010). How has the monetary transmission mechanism evolved over time? In: Friedman B. M., Woodford M. (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, 3, 369–422.

Charnavoki V., Dolado J. (2014). The effects of global shocks on small commodity-exporting economies: Lessons from Canada. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6 (2), 207–237.

Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? In: Taylor J. B., Woodford M. (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, 1, 65–148. Elsevier.

Christiansen C., Eriksen J., Moller S. (2014). Forecasting US recessions: The role of sentiment. *Journal of Banking and Finance*, 49, 459–468.

Estrella A., Mishkin F. (1998). Predicting U. S. recessions: Financial variables as leading indicators. *Review of Economics and Statistics*, 80 (1), 45–61.

Forni M., Gambetti L. (2010). The dynamic effects of monetary policy: A structural factor model approach. *Journal of Monetary Economics*, 57, 203–216.

Fry R., Pagan A. (2011). Sign restrictions in structural vector autoregressions: A critical review. *Journal of Economic Literature*, 49 (4), 938–960.

Gertler M., Karadi P. (2015). Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7 (1), 44–76.

Hallin M., Liska R. (2007). The generalized dynamic factor model: Determining the number of factors. *Journal of American Statistical Association*, 102, 603–617.

Iacoviello M., Minetti R. (2008). The credit channel of monetary policy: Evidence from the housing market. *Journal of Macroeconomics*, 30 (1), 69–96.

Jarocinski M. (2010). Responses to monetary policy shocks in the east and the west of Europe: A comparison. *Journal of Applied Econometrics*, 25 (5), 833–868.

Kashyap A., Stein J. C., Wilcox D. W. (1993). Monetary policy and credit conditions: Evidence from the composition of external finance. *American Economic Review*, 83 (1), 78–98.

Luciani M. (2015). Monetary policy and the housing market: A structural factor analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 30, 199–218.

Mallick S. K., Sousa R. M. (2012). Real effects of monetary policy in large emerging economies. *Macroeconomic Dynamics*, 16 (2), 190–212.

Stock J. H., Watson M. W. (2016). Factor models and structural vector autoregressions in macroeconomics. In: Taylor J. B., Uhlig H. (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, 2, 415–525. Elsevier.

Tishin A. (2019). Monetary policy surprises in Russia. *Russian Journal of Money and Finance*, 78 (4), 48–70.

Uhlig H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52 (2), 381–419.

Received 25.08.2019; accepted 31.01.2020.