

Прикладная эконометрика, 2016, т. 43, с. 96–117.
Applied Econometrics, 2016, v. 43, pp. 96–117.

О. А. Борzych¹

Канал банковского кредитования в России: оценка с помощью TVP-FAVAR модели²

Реализация политики инфляционного таргетирования Банка России напрямую зависит от эффективности работы каналов денежной трансмиссии. В статье с помощью TVP-FAVAR модели анализируется канал банковского кредитования, связывающий импульсы денежно-кредитной политики с объемами кредитования фирм — одним из основных источников инвестиций в основной капитал в России. Для получения ответа на поставленный вопрос изучается связь объемов кредитования фирм с импульсами ставки денежного рынка MIACR, которая является основным операционным ориентиром Банка России. Использование указанной модели позволило в значительной степени решить проблему пропущенных переменных, а также учесть постепенные изменения, происходившие в российской экономике в течение анализируемого периода с января 2004 по декабрь 2015 года. Вывод о наличии искомого канала денежной трансмиссии был сделан только на кластеризованных данных для группы крупных кредитных организаций, не включающей крупнейшие государственные банки.

Ключевые слова: денежно-кредитная политика; канал банковского кредитования; российские банки; группы банков; TVP-FAVAR модель.

JEL classification: E52; E58; G21; C11; C31; C55.

1. Введение

После перехода Банка России к режиму инфляционного таргетирования анализ эффективности работы каналов денежной трансмиссии стал особенно актуальным. Денежно-кредитным властям страны необходимо понимать, какова реакция экономики на их действия. В связи с этим перед Банком России встают следующие вопросы. Как изменение значений операционных ориентиров сказывается на поведении экономических агентов и на динамике ключевых макроэкономических показателей? Какой инструмент является более эффективным для достижения установленной цели по инфляции? Ответы на эти вопросы зависят от того, какие трансмиссионные механизмы денежно-кредитной политики работают в российской экономике.

В современной экономической литературе существует не так много исследований, в которых даются ответы на вопросы об эффективности работы каналов трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики в России. Одним из основных каналов денежной

¹ Борzych Ольга Алексеевна — Центральный банк Российской Федерации (Банк России), Москва; zyuzina.o.a@yandex.ru.

² Содержание настоящей статьи отражает личную позицию автора и может не совпадать с официальной позицией Банка России.

трансмиссии, работающих в российской экономике, считается канал процентных ставок. Его эффективность подтверждается эмпирическими исследованиями, проведенными, например, в работах (Дробышевский и др., 2008; Deryugina, Ponomarenko, 2011; Ломиворотов, 2015; Крепцев, Селезнев, 2016).

Популярностью у исследователей пользуется также вопрос об эффективности работы в России еще одного кредитного канала — канала банковского кредитования. Существование этого канала в экономической теории связывается с наличием асимметрии информации на финансовых рынках (см., например, (Mishkin, 1996)). Коммерческие банки, выступая финансовыми посредниками между потенциальными кредиторами и заемщиками и проводя мониторинг потенциальных заемщиков, снижают асимметрию информации между указанными группами экономических агентов. Поэтому денежно-кредитная политика, оказывая влияние в том числе на стоимость средств, доступных для коммерческих банков, воздействует на объем кредитов нефинансовым организациям — один из основных источников финансирования инвестиций в основной капитал в России (Россия в цифрах, 2014).

Целью данной работы является оценка эффективности работы канала банковского кредитования. Работу этого канала схематично можно описать следующим образом. Стимулирующая денежно-кредитная политика тем или иным образом увеличивает объем резервов и депозитов на балансах коммерческих банков. Благодаря этому банки могут увеличить объемы кредитования реального сектора, что сделает многие инвестиционные проекты доступными. Наконец, рост инвестиций будет стимулировать рост совокупного выпуска в экономике.

Низкая эффективность работы данного канала в России в период до мирового финансового кризиса 2007–2009 гг. отмечается в статьях (Souza, 2006; Juurikkala et al., 2009). В то же время, в посткризисный период влияние денежно-кредитной политики на объемы кредитования нефинансовых организаций становится более существенным. Такой вывод подтверждают исследования, проведенные в (Deryugina, Ponomarenko, 2011; Зюзина, Егоров, 2015).

В большинстве указанных работ ставится вопрос и об особенностях работы канала банковского кредитования в России. Например, в статье (Juurikkala et al., 2009) отмечается влияние уровня капитализации коммерческих банков на работу канала банковского кредитования в России, а в работе (Зюзина, Егоров, 2015) — уровень ликвидности активов кредитных организаций.

Однако используемые в указанных исследованиях канала банковского кредитования VAR-модели и модели панельных данных не позволяют учесть большое число переменных, которые потенциально могут оказывать влияние на зависимую переменную (объем банковских кредитов нефинансовым организациям). В связи с этим существует потенциальная проблема наличия пропущенных переменных, что может исказить результаты исследований. Кроме того, в данных работах практически не учитываются возможные структурные сдвиги во временных рядах анализируемых показателей.

В данном исследовании также проводится оценка работы канала банковского кредитования в России. При этом в целях минимизации риска наличия пропущенных переменных и с целью учета возможных структурных сдвигов оценивается модифицированная байесовская VAR-модель.

Дальнейшая часть работы организована следующим образом. В разделе 2 изложены структура и особенности рассматриваемой VAR-модели. Описание данных приведено в разделе 3. Раздел 4 посвящен методу оценивания модели, а также способу идентификации шоков. В разделе 5 представлены основные результаты оценки модели как для агрегирован-

ных (в целом по банковскому сектору) данных (подраздел 5.1), так и для отдельных групп кредитных организаций (подраздел 5.2). Ключевые выводы и направления дальнейшего исследования приведены в заключении.

2. Модель

Для того чтобы учесть максимально возможный объем информации, в VAR-модель были включены ненаблюдаемые переменные — факторы. Такая спецификация впервые была предложена в работе (Bernanke et al., 2005), получив название FAVAR-модель (Factor Augmented VAR). Можно сказать, что FAVAR-модель позволяет учесть информацию о состоянии экономики в целом, включая даже ситуацию на внешних рынках. Благодаря этому проблема эндогенности, вызванная отсутствием значимых переменных, становится менее выраженной. Для получения ненаблюдаемых факторов, учитывающих информацию обо всей экономике, используется большое число показателей, имеющих отношение к различным секторам экономики (реальному, финансовому, государственному и внешнему). Будем называть этот набор показателей информационным множеством. Далее на основе метода главных компонент из большого набора данных вычлняются факторы, которые включаются в VAR-модель в качестве эндогенных переменных.

В оцениваемой в данном исследовании модели учитывается, что взаимосвязи между переменными могут постепенно меняться со временем. Подобное предположение в случае с российской экономикой представляется обоснованным. Даже за относительно небольшой промежуток времени, 15 лет, в экономике России произошли существенные изменения: от бурного экономического роста в 2000–2007 гг. и финансового кризиса 2008–2009 гг. до нынешнего экономического кризиса, сопровождающегося сильным обесценением национальной валюты. Возможное наличие структурных сдвигов учитывается в модели через введение предпосылок о динамике коэффициентов VAR-модели во времени и наличии стохастической волатильности случайных ошибок VAR-модели. Подобные предпосылки характерны для моделей класса TVP-VAR (time varying parameters VAR), методология оценки которых разработана в (Primiceri, 2005; Cogley, Sargent, 2005; Carter, Kohn, 1994).

Таким образом, модифицированная указанными способами VAR-модель принадлежит к классу TVP-FAVAR моделей. В данном исследовании для оценки подобной векторной авторегрессии используется методология, предложенная в работах (Korobilis, 2013; Ellis et al., 2014). Насколько известно автору, такой подход к анализу канала банковского кредитования в России ранее не применялся.

В общем виде TVP-FAVAR модель может быть записана с помощью следующей системы уравнений:

$$\begin{pmatrix} F_t \\ Y_t \end{pmatrix} = const + \sum_{l=1}^L \left[B_{l,t} \cdot \begin{pmatrix} F_{t-l} \\ Y_{t-l} \end{pmatrix} \right] + v_t, \quad (1)$$

$$\begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \Gamma \cdot \begin{pmatrix} F_t \\ Y_t \end{pmatrix} + e_t, \quad (2)$$

$$B_{l,t} = B_{l,t-1} + \eta_t, \quad (3)$$

$$\Omega_t = A_t^{-1} H_t (A_t^{-1})', \quad (4)$$

$$H_t \equiv \begin{bmatrix} h_{1,t} & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & h_{K+M,t} \end{bmatrix}, \quad A_t \equiv \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21,t} & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ a_{K+M1,t} & \dots & a_{K+M, K+M-1,t} & 1 \end{bmatrix}, \quad (5)$$

$$\ln(h_{i,t}) = \ln(h_{i,t-1}) + \tau_{i,t}, \quad (6)$$

$$a_{ij,t} = a_{ij,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (7)$$

где Y_t — $(M \times 1)$ -вектор ключевых (наблюдаемых) переменных,

F_t — $(K \times 1)$ -вектор ненаблюдаемых факторов,

X_t — $(N \times 1)$ -вектор переменных, представляющих собой информационное множество,

$B_{t,t}$ и Γ — матрицы коэффициентов размерности $(K+M) \times (K+M)$ и $(N+M) \times (K+M)$ соответственно,

v_t и e_t — нормальные случайные векторы с нулевыми математическими ожиданиями и некоторыми ковариационными матрицами,

Ω_t — $(K+M) \times (K+M)$ -ковариационная матрица вектора v_t ,

η_t — случайная матрица, имеющая матричное нормальное распределение с нулевым математическим ожиданием,

$\tau_{i,t}$ и $\varepsilon_{i,t}$ — нормальные случайные ошибки с нулевыми математическими ожиданиями.

Заметим, что уравнения (1) и (2) вместе представляют собой модель «состояние–наблюдение». В данной модели уравнение (1) является уравнением состояния, описывающим динамику ненаблюдаемых переменных F_t . Уравнение (2) является уравнением наблюдения, связывающим ненаблюдаемые переменные состояния с наблюдаемыми переменными Y_t и X_t . Запись TVP-FAVAR модели в форме модели «состояние–наблюдение» позволяет применить для ее оценки алгоритм, разработанный в статье (Carter, Kohn, 1994).

3. Данные

Источниками данных являются Банк России, Росстат, Всемирный банк и Бюро экономического анализа США.

В качестве единственной ключевой переменной, являющейся индикатором денежно-кредитной политики Банка России, выбрана ставка денежного рынка MIACR — средневзвешенная фактическая ставка по кредитам, предоставленным московскими банками (среднеарифметическое значение за месяц, рассчитанное на основе однодневных ставок). Хотя данный показатель не является инструментом денежно-кредитной политики, выбор ставки MIACR в качестве ее индикатора обусловлен следующими причинами. Во-первых, при использовании в расчетах редко меняющейся ключевой ставки Банка России многие матрицы получаются вырожденными, из-за чего весь алгоритм оценивания не сходится, а программный пакет MATLAB выдает ошибки. В этом смысле более волатильная ставка MIACR является более предпочтительной. Во-вторых, с сентября 2013 года ставка MIACR является опе-

рациональным ориентиром Банка России и поэтому поддерживается денежно-кредитными властями на уровне, близком к ключевой ставке (рис. 1). В этом смысле можно говорить о том, что обратного влияния ставки МІАСR на ключевую ставку не существует: ключевая ставка меняется с целью повлиять на конечную цель — инфляцию, а изменение ставок денежного рынка — это, фактически, первая ступень трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики. Другими словами, Банк России сначала принимает решение об изменении уровня ключевой ставки, что сдвигает весь процентный коридор. Только потом «вступает в силу» неявное обещание ЦБ удерживать ставки денежного рынка в границах коридора и близко к уровню ключевой ставки, что должно способствовать достижению цели по инфляции.

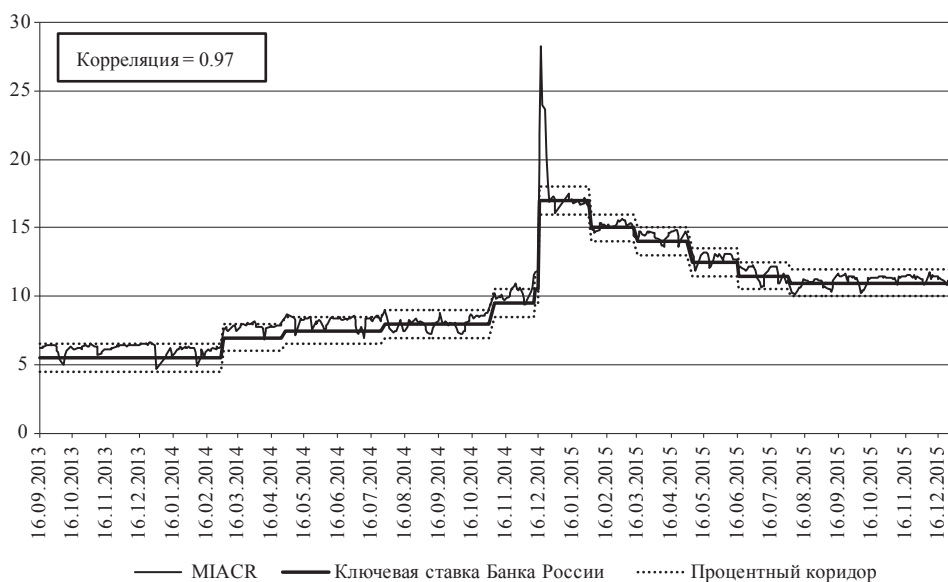


Рис. 1. Процентный коридор Банка России

Источник: Банк России (www.cbr.ru).

В-третьих, уровень ключевой ставки Банка России не является единственным индикатором денежно-кредитной политики. Характер проводимой денежно-кредитной политики определяется также неценовыми параметрами операций Банка России, которые находят отражение в уровне ставок денежного рынка (например, размер лимита по операциям РЕПО Банка России). Таким образом, можно говорить о том, что ставка МІАСR является хорошим прокси для импульса денежно-кредитной политики.

Справедливости ради стоит отметить, что использование ставки МІАСR в качестве индикатора денежно-кредитной политики Банка России имеет некоторые ограничения. Строго говоря, МІАСR зависит не только от ставки Банка России. Значимое влияние оказывают, например, ситуация с ликвидностью банковского сектора, спрос и предложение кредитных организаций на денежном рынке, в том числе со стороны отдельных его участников. В связи с этим изменение ключевой ставки на один процентный пункт (п.п.) в большинстве случаев приведет к меньшему, хотя и схожему, изменению ставки МІАСR.

Несмотря на описанные ограничения, использование ставки МІАСR в качестве прокси для индикатора политики Банка России в целях данного исследования оправдано для периода

с октября 2013 года³. Как видно из рис. 1, в указанный период действие системы процентного коридора удерживало равновесную ставку денежного рынка на уровне, близком к ключевой ставке (коридор симметричен относительно центра, его ширина составляет 2 п.п.). При этом моментов, когда в отсутствие изменения ключевой ставки уровень ставки МІАСR изменялся почти на один процентный пункт, было очень мало. Более того, чем ближе к концу рассматриваемого периода, тем меньше ставка МІАСR отклонялась от середины коридора — ключевой ставки.

В более ранние периоды (до 2013 года) до фактического формирования процентного коридора и при другом режиме политики ЦБ использование ставки МІАСR в качестве прокси для инструмента денежно-кредитной политики не является оправданным⁴. Как известно, до момента введения основной системы инструментов инфляционного таргетирования — ключевой ставки и процентного коридора — операционным ориентиром Банка России была стоимость бивалютной корзины. Проводя валютные интервенции с целью поддержать стоимость бивалютной корзины на неизменном уровне, ЦБ РФ постоянно влиял на объем ликвидности банковского сектора — объем корреспондентских счетов кредитных организаций в Банке России, которые используются в том числе для проведения операций на внутреннем валютном рынке. При этом банки также используют корреспондентские счета для проведения операций на денежном рынке. Поэтому, когда Банк России покупал иностранную валюту на рынке, он тем самым увеличивал корреспондентские счета банков-продавцов валюты, что вело к росту предложения на денежном рынке и, следовательно, снижению равновесных ставок. И наоборот, продавая иностранную валюту банкам, ЦБ РФ изымал рубли из экономики, что снижало предложение средств на денежном рынке и, следовательно, приводило к росту равновесных ставок. Таким образом, период до существования системы процентного коридора характеризовался высокой волатильностью ставок денежного рынка (см. рис. 2). В связи с этим шоки ставок денежного рынка часто были вызваны не «шоками» в политике Банка России (например, изменением целевого уровня стоимости бивалютной корзины), а внешними шоками, которые Банк России вынужден был сглаживать с помощью крупных интервенций на валютном рынке.

Информационное множество состоит из 56 переменных⁵. Они характеризуют реальный сектор, банковский сектор, государственный сектор, а также внешний сектор экономики России. Объемы банковских корпоративных кредитных портфелей, реакция которых на импульсы денежно-кредитной политики представляет основной интерес данного исследования, также включены в информационное множество.

³ Одним из интересных направлений развития данного исследования может быть усовершенствование построенной TVP-FAVAR модели таким образом, чтобы в ней учитывалась разовая смена режима денежно-кредитной политики. Оценить отдельно TVP-FAVAR модель для периода с октября 2013 года не представляется возможным из-за слишком малого числа наблюдений (27 точек во времени) в сравнении с числом оцениваемых параметров модели.

⁴ В этом смысле, по мнению автора, оценка более простой модели FAVAR, не предполагающей динамику коэффициентов во времени, не позволит получить ответ на поставленный вопрос. При оценке более простой модели коэффициенты и, следовательно, функции импульсного отклика, будут едины для всего анализируемого периода. При этом сложно найти обоснование тому, что реакция экономики при разных режимах денежно-кредитной политики на шок одной и той же переменной, которая сначала не является операционным ориентиром, а затем является таковым, одна и та же.

⁵ Полный список показателей, вошедших в информационное множество, приведен в Приложении 1.

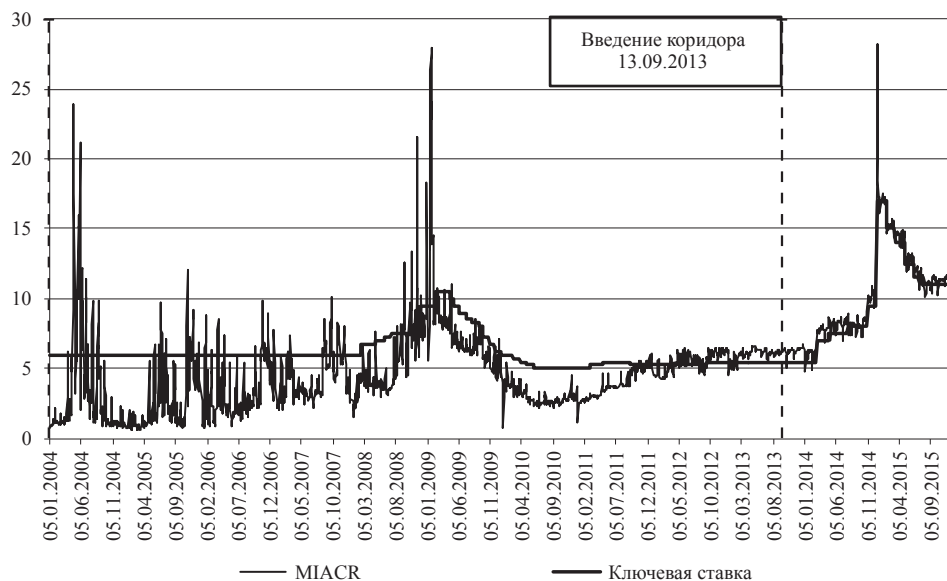


Рис. 2. Ставка MIACR и ключевая ставка⁶
до и после введения системы процентного коридора

Источник: Банк России (www.cbr.ru).

Отметим, что в качестве основного показателя для анализа был выбран объем кредитного портфеля, а не объем выданных за период новых кредитов, по нескольким причинам. Во-первых, такой выбор связан с доступностью данных для анализа. Показатель объема кредитного портфеля, в отличие от объема вновь выданных кредитов, находится в свободном доступе за весь рассматриваемый период времени с января 2004 по декабрь 2015 года. Во-вторых, объем новых кредитов может быть сильно волатилен, если, например, один и тот же заемщик берет одну и ту же сумму сначала на первые полгода, а потом оформляет новый кредитный договор на оставшуюся половину года. В такой ситуации обороты объемов вновь выданных кредитов будут в два раза больше суммы фактически взятых в кредит денежных средств, однако существенного экономического смысла полученное значение иметь не будет. Показатель совокупной задолженности по кредитам не подвержен подобным колебаниям и поэтому лучше характеризует основные принципы взаимодействия между банками и заемщиками. В-третьих, если после повышения ключевой ставки Банком России некоторые фирмы приняли решение досрочно погасить кредит, то такое поведение можно считать результатом сдерживающей денежно-кредитной политики. Погашения кредитов скажутся на размере кредитного портфеля в целом, но никак не отразятся на показателе вновь выданных кредитов. Получается, что в данном случае объем кредитного портфеля несет в себе больше информации о влиянии политики ЦБ РФ на кредитование реального сектора, т. е. о работе денежной трансмиссии.

⁶ До сентября 2013 года вместо ключевой ставки изображена минимальная ставка по недельным аукционам прямого РЕПО с Банком России, на основе которой была создана ключевая ставка Банка России (см. Пресс-релиз Банка России от 13.09.2013 «О системе процентных инструментов денежно-кредитной политики Банка России»).

В таблице 1 приведены описательные статистики ключевой переменной и объемов рублевого и валютного корпоративных кредитных портфелей банков.

Таблица 1. Описательные статистики основных переменных (число наблюдений — 144)

	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
MIACR (%)	5.58	3.33	0.92	16.96
Портфель рублевых кредитов фирмам (млрд руб.)	10166.54	5903.90	1592.46	20257.04
Портфель валютных кредитов фирмам (млрд долл. США)	110.52	47.79	28.71	182.45

В анализе используются месячные данные за период с января 2004 по декабрь 2015 года⁷. Для рядов, имеющих выраженную сезонную составляющую, была проведена сезонная корректировка методом X13-ARIMA. В первую очередь, это временные ряды индексов выпуска в различных отраслях экономики.

4. Метод оценивания TVP-FAVAR модели и идентификация

Первоначально все ряды данных были трансформированы следующим образом⁸. Процентные ставки были оставлены без изменений (например, 13% годовых), для показателей, изначально представленных в миллиардах рублей, были рассчитаны их ежемесячные приросты в процентах, а все индексы были переведены в показатель «прирост по отношению к предыдущему месяцу в %». После обработки данных были получены первоначальные значения для вектора факторов F_t и стохастических волатильностей $h_{i,t}$ элементов векто-

ра $\begin{pmatrix} F_t \\ Y_t \end{pmatrix}$. В первом случае был применен метод главных компонент, во втором — алгоритм

Метрополиса–Гастингса для «обучающей» выборки из первых T_0 наблюдений, которые в дальнейшем исключались из выборки. Полученные таким образом первоначальные оценки использовались в алгоритме Гиббса для получения апостериорных значений параметров модели. Как было отмечено ранее, оценка динамики коэффициентов в уравнении (1) основывается на алгоритме из (Carter, Kohn, 1994). Общее число итераций составляло 8000, первые 3000 из которых отбрасывались как «burn-in», а оставшиеся 5000 использовались для получения характеристик апостериорных распределений параметров. Подробное описание построения марковской цепи, лежащей в данном случае в основе алгоритма Гиббса, а также используемых априорных распределений приведено в работе (Ellis et al., 2011).

Основной целью оценки VAR-моделей любого типа является получение функций импульсных откликов одних переменных на шок других переменных. В случае если шоки удастся идентифицировать, полученные реакции дают основания говорить о наличии причин-

⁷ Выбор левой границы временного интервала обусловлен доступностью данных по используемым показателям.

⁸ Метод трансформации временных рядов показателей приведен в Приложении 1.

но-следственных связей между анализируемыми переменными. В данном исследовании идентификация шоков проводилась с помощью разложения ковариационной матрицы Ω_t вектора v_t по Холецкому. Для этой идентификационной схемы важен порядок, в котором переменные записаны в VAR-модели. В работе предполагается, что уравнение для ставки денежного рынка MIACR полностью идентифицировано. В связи с этим ставка MIACR является последней по счету переменной в векторе $\begin{pmatrix} F_t \\ Y_t \end{pmatrix}$. Другими словами, предполагается,

что шок ставки MIACR не оказывает мгновенного воздействия на факторы F_t , описывающие состояние российской экономики. В свою очередь, шок любого фактора из вектора F_t (общего состояния экономики) оказывает мгновенное воздействие на ставку денежного рынка. Отметим, что в реальности ставка MIACR действительно быстро реагирует на изменения в экономике России, а действия денежно-кредитных властей влияют на экономические показатели с некоторым лагом, который зачастую длиннее одного месяца. В данном исследовании большинство переменных в информационном множестве являются «медленными» (в смысле реакции на изменения в ставках денежного рынка) показателями. В связи с этим используемая схема идентификации шоков представляется адекватной поставленной задаче.

5. Основные результаты

5.1. Результаты по агрегированным данным

Оценивание модели с изменяющимися во времени коэффициентами позволяет получить функции импульсных откликов переменных для каждого момента времени, принадлежащего анализируемому периоду. На рисунке 3 представлены графики функций импульсных откликов наиболее важных переменных модели в декабре 2015 года. Сплошной линией изображены медианные функции импульсных откликов на единичный шок ставки MIACR, а пунктирными — границы 95%-ных доверительных интервалов для данных реакций. Отметим, что полученные для указанного месяца результаты устойчивы для последних трех лет (2013–2015 гг.). Такой результат является ожидаемым, т. к. этот период характеризуется отсутствием серьезных структурных изменений в российском банковском секторе. Во-первых, на всем его протяжении наблюдался структурный дефицит ликвидности, переход к которому завершился еще в конце 2011 года. Во-вторых, несмотря на то что в сентябре 2013 года Банк России ввел в действие ключевую ставку и процентный коридор, к тому моменту равновесные процентные ставки на денежном рынке уже подстроились к подобным условиям⁹. Поэтому значимых изменений в момент введения нового инструмента денежно-кредитной политики не произошло.

В целом, построенные функции импульсных откликов переменных информационного множества на шок (прирост) ставки денежного рынка на один процентный пункт имеют ожидаемый вид.

Как показано на рис. 3, рост ставки денежного рынка оказывает сдерживающее воздействие на российскую экономику. А именно, само по себе повышение ставки MIACR вызывает сокращение денежной массы, снижение темпов инфляции, инвестиций в основной

⁹ См. (Годовой отчет Банка России..., 2014, с. 55, рис. 18).

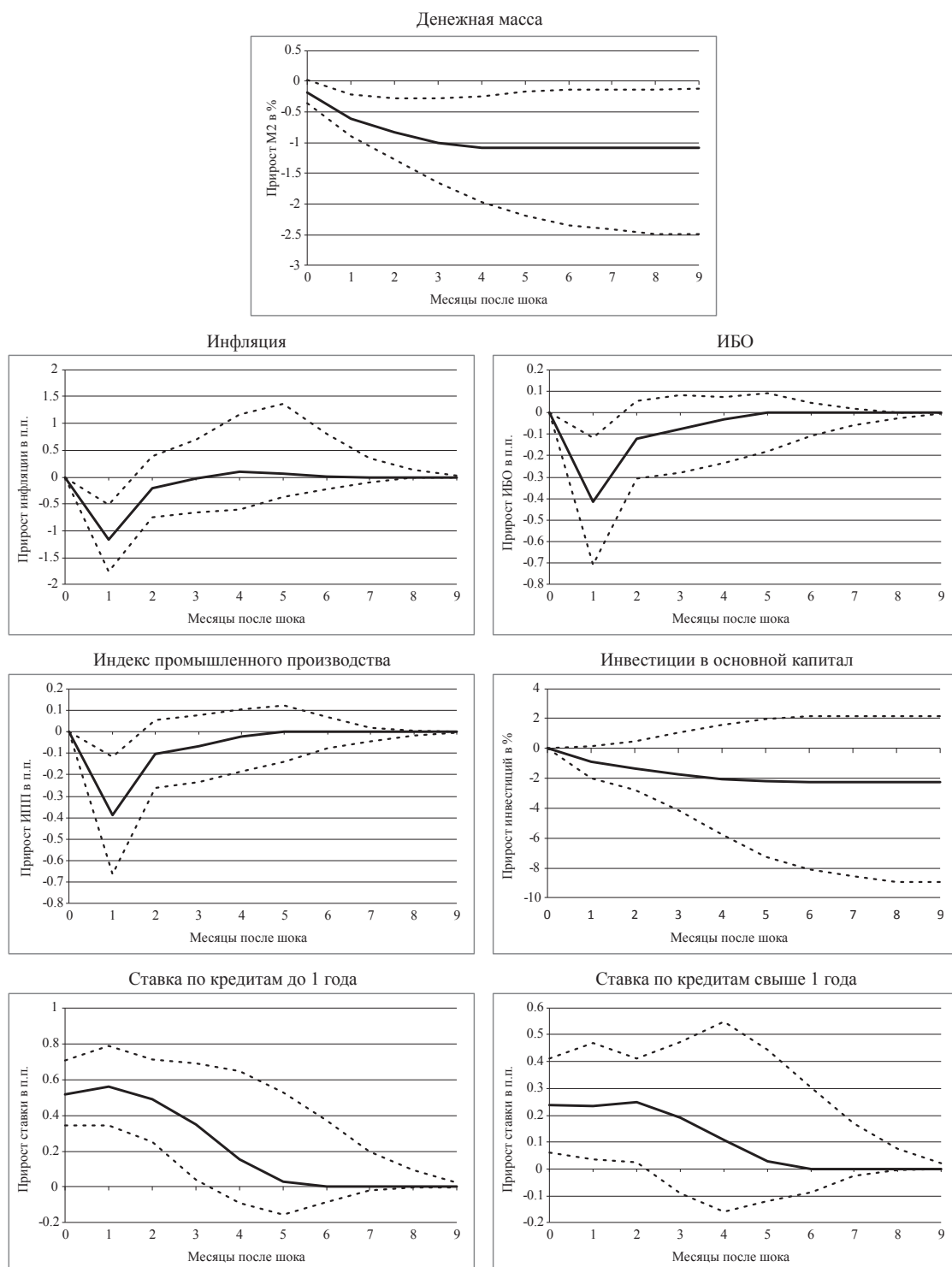


Рис. 3. Функции накопленного импульсного отклика различных показателей российской экономики на шок ставки MIACR на 1 п.п.

капитал и выпуска в основных отраслях экономики. При этом лаг денежно-кредитной политики в большинстве случаев составляет около полугода.

Кроме того, два нижних графика на рис. 3 подтверждают эффективность работы процентного канала трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики. Длина импульса в случае обеих ставок по кредитам фирмам также составляет около полугода. Обратим внимание на соотношение реакции ставок по краткосрочным и долгосрочным кредитам в ответ на шок M1ACR. Так, согласно оценкам модели TVP-FAVAR, краткосрочные ставки по кредитам сильнее реагируют на рост ставки денежного рынка, чем долгосрочные ставки. Подобный результат является ожидаемым. Он связан с тем, что принятие решения банком об инвестировании в долгосрочные проекты фирм зависит не только от текущей стоимости денег в экономике, но и от инфляционных ожиданий на будущее. Если предположить, что удорожание денег в экономике снижает ожидаемые темпы инфляции, то номинальные долгосрочные ставки по кредитам должны расти слабее, чем краткосрочные. Наконец, стоит отметить, что полученные выводы (как о персистентности шоков, так и о соотношении реакции краткосрочных и долгосрочных ставок) согласуются с выводами, полученными в (Крепцев, Селезнев, 2016).

Для достижения поставленной в данном исследовании цели наибольший интерес представляют отклики объемов рублевых и валютных кредитов нефинансовым организациям¹⁰. На рисунке 4 изображены функции импульсных откликов данных показателей в ответ на шок ставки M1ACR на 1 п.п. На 5%-ном уровне значимости реакция объема как рублевых, так и валютных кредитов фирмам статистически незначима.

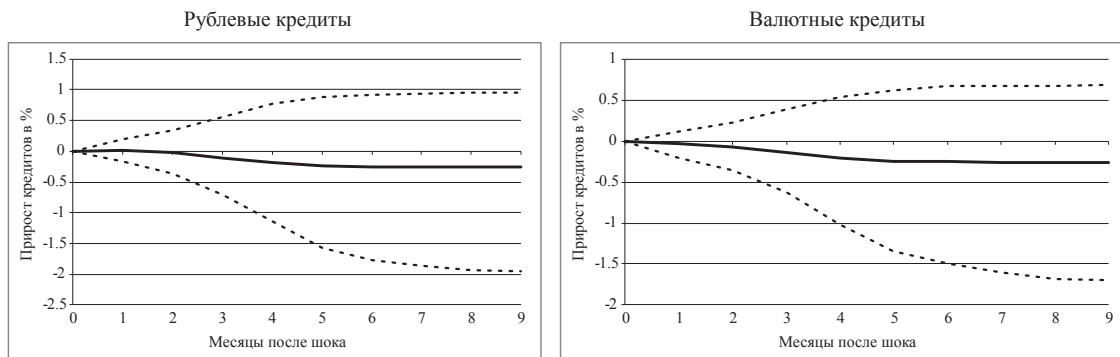


Рис. 4. Функции накопленного импульсного отклика корпоративного кредитного портфеля на шок ставки M1ACR на 1 п.п.

Подобный отрицательный результат относительно эффективности работы канала банковского кредитования может быть вызван двумя основными причинами.

Первая — денежно-кредитная политика Банка России в последнее время действительно не оказывала значимого влияния на объемы кредитования нефинансовых организаций. Такая гипотеза, безусловно, имеет право на существование. Для объемов кредитования нефинансовых организаций денежно-кредитная политика может не быть одним из определяющих факторов. Сильнее, чем импульсы денежно-кредитной политики, на объемы кре-

¹⁰ Для функций импульсных откликов была доказана сходимость марковской цепи с помощью теста Гевеке (Geweke, 1992) (см. Приложение 2).

дитования могут влиять, например, уровень просроченной задолженности, неценовые условия кредитования, программы государственной поддержки кредитования и т. п. В то же время не стоит забывать, что подобный отрицательный результат вступает в противоречие с большинством исследований канала банковского кредитования, проведенных для России (см., например, (Deryugina, Ponomarenko, 2011; Зюзина, Егоров, 2015)).

Вторая причина не столь очевидна на первый взгляд и может заключаться в ярко выраженной неоднородности российского банковского сектора (как по размеру активов, так и по структуре собственности). Так, например, согласно данным Банка России¹¹, около 80% всего корпоративного кредитного портфеля российских банков приходится на 30 крупнейших по величине активов кредитных организаций. При этом, среди этих 30 банков есть как государственные, так и частные кредитные организации. Поэтому можно предположить, что реакция различных банков на ужесточение денежно-кредитной политики может быть даже противоположной. Другими словами, неоднородность *структуры* российского банковского сектора может быть основной причиной разнородности их *реакции* на политику Банка России и, следовательно, причиной отсутствия результатов анализа агрегированных данных. Важность учета данной неоднородности отмечается, например, в работе (Зюзина, Егоров, 2015).

5.2. Результаты по сгруппированным данным

Для проверки гипотезы о влиянии двух указанных типов неоднородности на работу канала банковского кредитования банки были разделены на три группы: «большая шестерка» крупнейших государственных банков, прочие крупные банки, а также средние и мелкие банки. Индивидуальные данные банков разных групп по оборотным ведомостям по счетам бухгалтерского учета кредитной организации (форма 0409101¹²) были агрегированы для получения показателя по каждой группе в целом.

Группа «большой шестерки» включает в себя Сбербанк, группу ВТБ (ВТБ, ВТБ 24, Банк Москвы), Газпромбанк и Россельхозбанк. Выделение данных банков в отдельную группу связано не только с тем, что размер их сальдированных активов по состоянию на 01.01.2016 превышает 1 трлн рублей (что намного больше аналогичного показателя для большинства российских кредитных организаций), но и тем, что основным их акционером является государство. Преобладающее участие государства, очевидно, непосредственно влияет на бизнес-модель данных банков и их поведение на кредитно-депозитном рынке.

Группа прочих крупных банков состоит из 48 кредитных организаций. В нее включены банки, размер сальдированных активов которых по состоянию на 01.01.2016 превысил 100 млрд рублей¹³. Такая граница выбрана на основе распределения российских кредитных организаций по размеру сальдированных активов, представленного в табл. 2.

¹¹ Информация доступна в материале «Сводная статистическая информация по крупнейшим банкам», регулярно публикуемом на официальном сайте Банка России на странице http://cbr.ru/analytics/?PrId=bnksyst#QA_PAR_29337.

¹² Данные по форме отчетности 0409101 в разрезе кредитных организаций публикуются в свободном доступе на официальном сайте Банка России.

¹³ В целях возможности интерпретации полученных результатов в группу были включены только те банки, которые работали на российском рынке на протяжении всего анализируемого периода с января 2004 по декабрь 2015 года.

Таблица 2. Распределение российских банков по размеру сальдированных активов¹⁴

Уровень квантиля, %	Значение квантиля (млрд руб.)
1	0.50
5	0.83
10	1.14
25	2.53
50	6.52
75	26.33
90	112.89
95	346.47
99	2734.65

Источник: Банк России. <http://www.cbr.ru/credit/forms.asp>.

Как видно из приведенной таблицы, банки, которые находятся в верхних 10% выборки, имеют сальдированные активы, превышающие 112.89 млрд рублей. При этом разрыв между значениями 90%-ного и 75%-ного перцентилей достаточно велик. В связи с этим, граница на уровне 100 млрд рублей, с одной стороны, действительно позволяет выделить крупные банки, существенно отличающиеся от большинства остальных кредитных организаций, с другой — удобна для восприятия.

Остальные банки, не вошедшие в указанные две группы, были объединены в группу средних и малых банков. Всего в эту группу вошли 439 кредитных организаций.

Для каждой из описанных трех групп банков была оценена отдельная TVP-FAVAR модель¹⁵. Как и в случае анализа агрегированного по всему российскому банковскому сектору показателя объема корпоративного кредитного портфеля, чтобы исключить влияние валютной переоценки кредитов, отдельно друг от друга рассматривались рублевый и валютный кредитные портфели. Основные результаты соответствующих моделей, связанные с оценками реакции объема задолженности фирм перед банками, представлены на рис. 5. Здесь стоит отметить, что функции импульсных откликов остальных переменных качественно и количественно значимо не отличаются от тех, которые получены в модели для агрегированных данных. Данный факт свидетельствует в пользу устойчивости результатов и хорошего качества построенной модели.

В первую очередь отметим, что реакции рублевых и валютных кредитных портфелей качественно не отличаются друг от друга для одной и той же группы коммерческих банков. А именно, реакция как рублевых, так и валютных кредитов групп «большая шестерка» и средних и малых банков является статистически незначимой на любом разумном уровне значимости. В то же время, рост ставки MIACR на 1 п.п. приводит к снижению объема рублевой задолженности нефинансовых организаций перед крупными банками примерно на 0.1% в течение пяти месяцев. Реакция валютной задолженности фирм перед данной группой банков является чуть более слабой: в ответ на рост ставки MIACR на 1 п.п. валютный кредитный портфель крупных банков снижается менее чем на 0.1% в течение примерно 7 месяцев.

¹⁴ По выборке банков, работавших на протяжении всего периода с января 2004 по декабрь 2015 года.

¹⁵ Сходимость марковской цепи была доказана для функций импульсного отклика рублевых и валютных кредитов банков «большой шестерки» (см. Приложение 2).

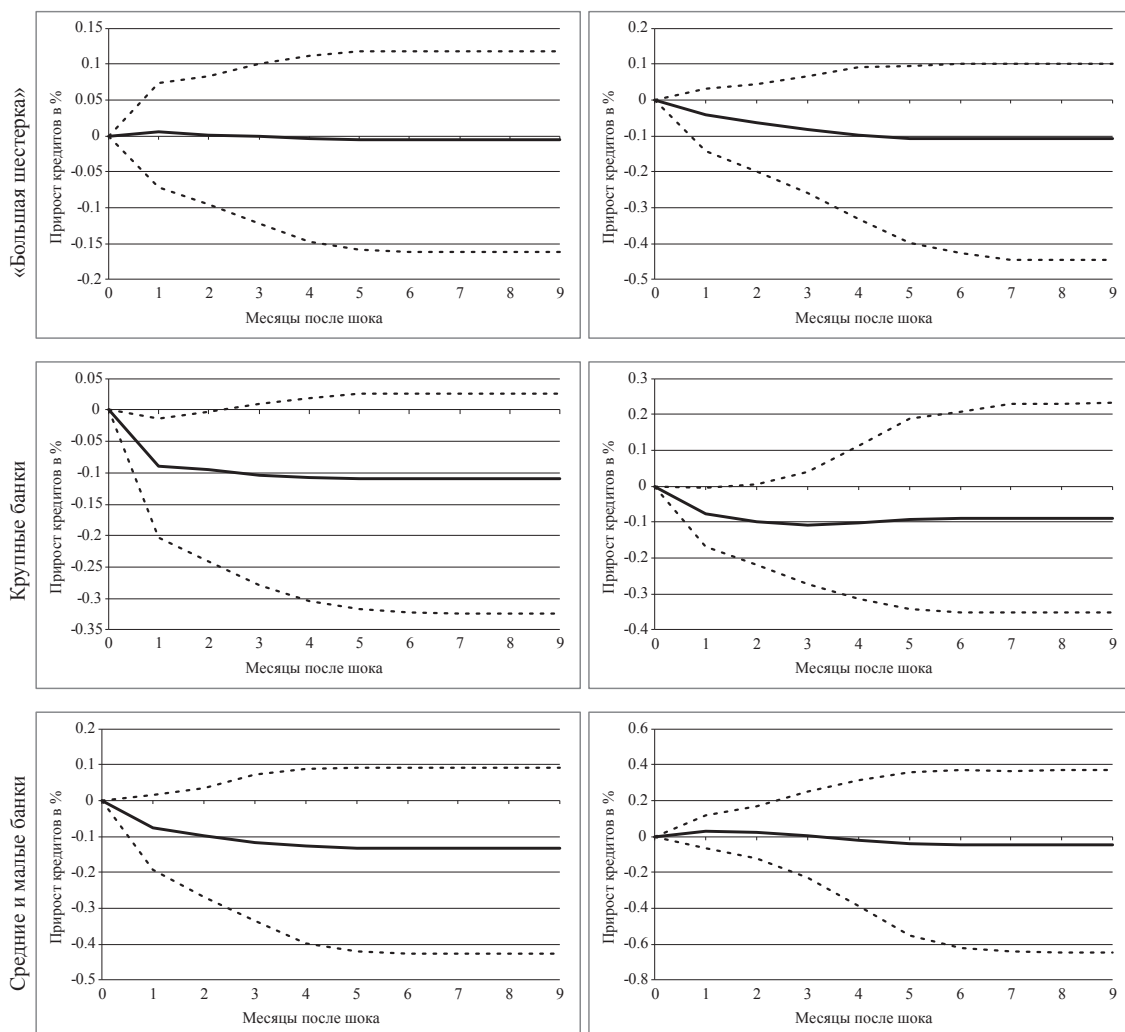


Рис. 5. Функции накопленного импульсного отклика корпоративного кредитного портфеля различных групп банков на шок ставки MIACR на 1 п.п.

Подобные результаты могут иметь под собой следующую экономическую логику. Статистическая незначимость реакции корпоративных кредитных портфелей банков «большой шестерки» может быть результатом того, что кредитная политика крупнейших государственных банков страны слабо связана с процентной политикой Центрального банка. Во-первых, банки «большой шестерки» являются теми кредитными организациями, с помощью которых осуществляются крупные программы государственной поддержки корпоративных заемщиков (например, в настоящий момент через Россельхозбанк реализуется программа поддержки сельского хозяйства¹⁶). Очевидно, что кредитование нефинансовых организаций — участ-

¹⁶ См. Постановление Правительства РФ от 14 июня 2012 г. № 717 «О Государственной программе развития сельского хозяйства и регулирования рынков сельскохозяйственной продукции, сырья и продовольствия на 2013–2020 годы».

ников программ государственной поддержки — практически не зависит от ставок денежного рынка. Во-вторых, крупнейшим государственным банкам, в отличие, например, от средних и малых банков, доступно много различных источников заемных средств¹⁷. В связи с этим, такие банки имеют больше возможностей для сохранения объемов предложения кредитов при ужесточении денежно-кредитной политики.

Статистически незначимой является также реакция корпоративных кредитных портфелей средних и малых банков. Возможные причины такого результата отличаются от причин, которые могут иметь место в случае с «большой шестеркой». Большинство средних и малых банков работает с некрупными заемщиками. В связи с этим, одной из возможных причин отсутствия статистически значимой реакции может быть сильная взаимосвязь банков с их заемщиками. Другими словами, причиной может быть стабильность спроса нефинансовых организаций на кредиты данных банков. Следовательно, изменение принципов взаимодействия средних и малых банков с их основными контрагентами может быть сопряжено с изменением бизнес-модели банка в целом и поэтому является нежелательным. Другой возможной причиной полученного отрицательного результата может быть то, что для банков этой группы решающим фактором при формировании кредитного портфеля могут быть не процентные ставки в экономике, а характер взаимоотношений с заемщиком и/или уровень его кредитоспособности. Многие средние и малые банки могут быть тесно взаимосвязаны в своей деятельности с отдельными фирмами. Некоторые из этих банков могли быть учреждены специально для обслуживания нужд конкретных нефинансовых организаций. Другие установили прочные деловые взаимоотношения с ограниченным кругом заемщиков. И для тех и для других банков повышение ими ставок по кредитам может означать потерю основных заемщиков и увеличение риска банкротства. Кроме того, логично предположить, что для кредитных организаций, имеющих ограниченный круг заемщиков, невозврат одной из ссуд также может существенно сказаться на прибыльности банка. Поэтому качество потенциального заемщика может играть одну из главных ролей при принятии решения и предоставлении ссуды.

Наконец, для группы прочих крупных банков было выявлено отрицательное влияние роста ставок денежного рынка на объем задолженности фирм по кредитам этих банков. Данный результат означает, что канал банковского кредитования работает через крупные российские банки. Однако эффективность работы этого канала является достаточно слабой. В ответ на рост ставки MIACR на 1 п.п. рублевый и валютный корпоративные кредитные портфели крупных банков снижаются примерно на 0.1%. Возможным объяснением этому может быть то, что одну из главных ролей для кредитной политики этой группы банков играют, наряду с уровнем процентных ставок на денежном рынке, неценовые условия кредитования.

6. Заключение

В данной работе проведен анализ канала банковского кредитования в России на основе TVP-FAVAR модели. Использование такой модели предпочтительнее по сравнению с более простыми VAR-моделями по следующим причинам. Во-первых, TVP-FAVAR модель

¹⁷ Например, именно крупнейшие государственные банки являются основными участниками программы докапитализации.

в значительной степени позволяет решить проблему пропущенных переменных. Во-вторых, данная модель является более гибкой по сравнению с моделями с фиксированными коэффициентами, поскольку допускает динамику взаимосвязей между показателями во времени. Вследствие этого она способна описывать постепенные, не слишком резкие изменения, происходящие в экономике. Такое свойство модели крайне важно для анализа российской экономики. Несмотря на указанные преимущества, модели рассматриваемого класса еще не применялись для анализа канала банковского кредитования.

Оценки функций импульсных откликов объема кредитных портфелей на агрегированных данных указывают на то, что повышение ключевой ставки Банком России и следующий за ним рост ставок денежного рынка оказывают сдерживающий эффект на российскую экономику. Опираясь на полученные результаты, можно говорить об эффективности политики инфляционного таргетирования Банка России, которая предполагает управление процентными ставками в экономике через изменение ключевой ставки. В данной работе работоспособность процентного канала нашла свое подтверждение.

Вместе с тем, проведенный анализ не позволил выявить наличие канала банковского кредитования в российской банковской системе. В связи с этим была выдвинута гипотеза о том, что причиной подобного отрицательного результата может служить существенная неоднородность российских кредитных организаций. А именно, неоднородность структуры банковского сектора России может порождать разнородные реакции банков на действия денежно-кредитных властей. Данная гипотеза была проверена путем оценки отдельных моделей для трех групп банков: крупнейших государственных банков, прочих крупных банков, а также средних и малых банков. Проведенные расчеты позволили выявить работу канала банковского кредитования только через группу прочих крупных кредитных организаций. Таким образом, анализ работы канала банковского кредитования в разрезе отдельных групп банков стал важным элементом исследования, определившим получение положительного результата. Насколько известно автору, такая методика в аналогичных исследованиях на основе VAR-моделей не применялась.

В целом, можно говорить о том, что полученный статистически значимый результат относительно степени реакции кредитных портфелей крупных банков на изменение ставки денежного рынка является значимым и с экономической точки зрения. В среднем за 2015 год ежемесячный темп прироста портфеля рублевых кредитов крупных банков составлял 1%, валютного — 1.1%. При этом политика Банка России увеличивает темпы роста портфелей примерно на одну десятую процента. С одной стороны, это достаточно много, если принимать во внимание, что на кредитование влияет еще много факторов, кроме действий денежно-кредитных властей. С другой стороны, в данном случае играет роль то, что в 2015 году темпы роста кредитования сильно замедлились по сравнению с предыдущими годами и остаются низкими в 2016 году. По мере восстановления российской экономики после кризиса 2014–2015 гг. можно ожидать и восстановления темпов роста кредитования до предкризисных уровней в 1.5–2%, на фоне которых денежно-кредитная политика при прочих равных условиях может перестать оказывать экономически значимое влияние на объемы кредитования.

Проведенные расчеты также показали, что отдельное внимание должно быть уделено незначимости результатов для групп «большой шестерки», а также средних и малых банков. Такой эффект может быть вызван тем, что важную роль в процессе формирования кредитных портфелей банков могут играть неценовые условия кредитования, не отраженные в уровне процентных ставок. Объем кредитного портфеля зависит не только от уровня про-

центных ставок, но и, например, от кредитоспособности потенциальных заемщиков, величины спроса на кредиты и т. п. Согласно данным Банка России¹⁸, в IV квартале 2015 года снижение ставок по корпоративным кредитам сопровождалось ужесточением требований к финансовому положению заемщика. Это оказывало сдерживающий эффект на кредитование фирм даже в условиях снижения Банком России ключевой ставки в предшествующем III квартале 2015 года. Кроме того, реакция российских банков на ужесточение денежно-кредитной политики может определяться индивидуальными характеристиками кредитных организаций, например, структурой активов и пассивов банка. Анализ факторов, определяющих степень влияния процентной политики Банка России на кредитование нефинансовых организаций различными группами банков, может стать одним из приоритетных направлений дальнейших исследований в этой области. В этом смысле проведенное в данной работе исследование может послужить основой для более глубокого изучения канала банковского кредитования в российской экономике.

Благодарности. Автор выражает особую благодарность С. Э. Пекарскому, А. В. Егорову, С. М. Селезневу, а также анонимному рецензенту за ценные комментарии и замечания.

Список литературы

- Годовой отчет Банка России за 2013 год. (2014). ЦБ РФ. http://www.cbr.ru/publ/God/ar_2013.pdf.
- Дробышевский С. М., Трунин П. В., Каменских М. В. (2008). Анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики в российской экономике. ИЭПП, *Научные труды* № 116Р.
- Зюзина О. А., Егоров А. В. (2015). Канал банковского кредитования и эффект ликвидности Кашьяпа и Штейна в России. *Деньги и кредит*, 1, 46–49.
- Крепцев Д., Селезнев С. (2016). Влияние ставок денежного рынка на ставки по кредитам конечным заемщикам. *Серия докладов об экономических исследованиях*, Банк России, № 9, Февраль.
- Ломиворотов Р. В. (2015). Использование байесовских методов для анализа денежно-кредитной политики в России. *Прикладная эконометрика*, 38 (2), 41–63.
- Россия в цифрах. (2014). Федеральная служба государственной статистики.
- Bernanke B. S., Boivin J., Elias P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *Quarterly Journal of Economics*, 120 (1), 387–422.
- Carter C., Kohn R. (1994). On Gibbs sampling for state space models. *Biometrika*, 81, 541–553.
- Cogley T., Sargent T. J. (2005). Drift and volatilities: Monetary policies and outcomes in the post WWII U.S. *Review of Economic Dynamics*, 8 (2), 262–302.
- Deryugina E. B., Ponomarenko A. A. (2011). Identifying structural shocks behind loan supply fluctuations in Russia. *BOFIT Discussion Papers*, 20.
- Ellis C., Mumtaz H., Zabczyk P. (2014). What lies beneath? A time-varying FAVAR model for the UK transmission mechanism. *Economic Journal*, 124 (576), 668–699.
- Ellis C., Mumtaz H., Zabczyk P. (2011). What lies beneath? A time-varying FAVAR model for the UK transmission mechanism. *ECB Working Paper Series*, 1320.

¹⁸ См. информационно-аналитический материал Банка России «Изменение условий банковского кредитования, IV квартал 2015», http://www.cbr.ru/dkp/iubk/iubk_15-4.pdf.

Geweke J. (1992). Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments. In: Bernardo J. M., Smith A. F. M., Dawid A. P. and Berger J. P. (eds.), *Bayesian Statistics 4*, 169–193. New York: Oxford University Press.

Juurikkala T., Karas A., Solanko L. (2009). The role of banks in monetary policy: Empirical evidence from Russia. *BOFIT Discussion Papers*, 8.

Korobilis D. (2013). Assessing the transmission of monetary policy using time-varying parameter dynamic factor models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75 (2), 157–179.

Mishkin F. S. (1996). The channel of monetary transmission: Lessons for monetary policy. *NBER Working Papers*, 5464.

Primiceri G. E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *Review of Economic Studies*, 72 (3), 821–852.

Souza L. V. (2006). Estimating the existence of the bank lending channel in the Russian Federation. *Bank i Kredyt*, 9, 3–13.

Поступила в редакцию 21.05.2016;
принята в печать 07.09.2016.

Приложение 1. Переменные модели

Трансформация: 1 — без изменений, 2 — прирост в абсолютном выражении, 3 — натуральный логарифм отношения значений показателя в соседние периоды времени.

Показатель, ед. измерения	Трансформация	Источник
Денежный агрегат M2, млрд руб.	3	Банк России
Денежная база в широком определении, млрд руб.	3	Банк России
Объем инвестиций в основной капитал, млрд руб.	3	Росстат
Темпы инфляции (по ИПЦ), % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс выпуска товаров и услуг по базовым видам экономической деятельности, % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Средний номинальный курс доллара США к рублю за месяц, руб. за долл. США	3	Банк России
Цена нефти марки Brent, долл. США за баррель	3	Всемирный банк
Личный располагаемый доход в США, млрд долл. США	3	Бюро экономического анализа США
Корреспондентские счета кредитных организаций в Банке России, млрд руб.	3	Банк России
Объем международных резервов РФ, млрд долл. США	3	Банк России
Среднемесячная процентная ставка по кредитам организациям на все сроки до 1 года, % годовых	1	Банк России
Среднемесячная процентная ставка по кредитам организациям на все сроки свыше 1 года, % годовых	1	Банк России
Среднемесячная процентная ставка по кредитам населению на все сроки до 1 года, % годовых	1	Банк России
Среднемесячная процентная ставка по кредитам населению на все сроки свыше 1 года, % годовых	1	Банк России

Продолжение табл.

Показатель, ед. измерения	Трансформация	Источник
Среднемесячная процентная ставка по депозитам организаций на все сроки до 1 года, % годовых	1	Банк России
Среднемесячная процентная ставка по депозитам организаций на все сроки свыше 1 года, % годовых	1	Банк России
Среднемесячная процентная ставка по депозитам населения на все сроки до 1 года, % годовых	1	Банк России
Среднемесячная процентная ставка по депозитам населения на все сроки свыше 1 года, % годовых	1	Банк России
Объем рублевого корпоративного портфеля банков, млрд руб.	3	Банк России
Объем валютного корпоративного кредитного портфеля банков, млрд долл. США	3	Банк России
Объем рублевого розничного ¹⁹ кредитного портфеля банков, млрд руб.	3	Банк России
Объем валютного розничного кредитного портфеля банков, млрд долл. США	3	Банк России
Объем рублевых депозитов нефинансовых организаций, млрд руб.	3	Банк России
Объем валютных депозитов нефинансовых организаций, млрд долл. США	3	Банк России
Объем рублевых вкладов населения, млрд руб.	3	Банк России
Объем валютных вкладов населения, млрд долл. США	3	Банк России
Грузооборот транспорта, млн тонн	3	Росстат
Объем работ по виду деятельности «Строительство», млрд руб.	3	Росстат
Объем продукции сельского хозяйства, млрд руб.	3	Росстат
Индекс промышленного производства, % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс производства по виду деятельности «добыча полезных ископаемых», % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс выпуска обрабатывающих производств, % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс производства по виду деятельности «производство пищевых продуктов, включая напитки, и табака», % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс производства по виду деятельности «обработка древесины и производство изделий из дерева», % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс производства по виду деятельности «производство и распределение электроэнергии, газа и воды», % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс производства по виду деятельности «текстильное и швейное производство», % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс производства по виду деятельности «производство кожи, изделий из кожи и производство обуви», % к предыдущему месяцу	1	Росстат

¹⁹ Розничный кредитный портфель представляет собой суммарную задолженность физических лиц по кредитам перед банками.

Окончание табл.

Показатель, ед. измерения	Трансформация	Источник
Индекс производства по виду деятельности «целлюлозно-бумажное производство; издательская и полиграфическая деятельность», % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс производства по виду деятельности «производство кокса и нефтепродуктов», % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс производства по виду деятельности «химическое производство», % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс производства по виду деятельности «производство резиновых и пластмассовых изделий», % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс производства по виду деятельности «производство прочих неметаллических минеральных продуктов», % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс производства по виду деятельности «металлургическое производство и производство готовых металлических изделий», % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс производства по виду деятельности «производство машин и оборудования», % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс производства по виду деятельности «производство электрооборудования, электронного и оптического оборудования», % к предыдущему месяцу	1	Росстат
Индекс ММВБ, п.п.	3	Банк России
Индекс РТС, п.п.	3	Банк России
Доля просроченной задолженности по рублевым кредитам нефинансовым организациям, %	1	Банк России
Доля просроченной задолженности по валютным кредитам нефинансовым организациям, %	1	Банк России
Доля просроченной задолженности по рублевым кредитам населению, %	1	Банк России
Доля просроченной задолженности по валютным кредитам населению, %	1	Банк России
Цена золота, долл. США за унцию	3	Всемирный банк
Требования кредитных организаций к Банку России, млрд руб.	3	Банк России
Обязательства кредитных организаций перед Банком России, млрд руб.	3	Банк России
Требования кредитных организаций к органам государственного управления, млрд руб.	3	Банк России
Обязательства кредитных организаций перед органами государственного управления, млрд руб.	3	Банк России

Приложение 2. Тесты Гевеке (Geweke, 1992) на сходимость марковской цепи

Переменная	Расчетная z-статистика									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
<i>Все банки</i>										
Кредиты в рублях	0	0.23	0.19	0.11	0.07	0.04	0.03	0.03	0.03	0.03
Кредиты в иностранной валюте	0	0.22	0.21	0.13	0.08	0.05	0.04	0.04	0.04	0.04
<i>«Большая шестерка»</i>										
Кредиты в рублях	0	0.58	0.32	0.09	0.00	0.03	0.08	0.09	0.11	0.12
Кредиты в иностранной валюте	0	0.15	0.08	0.09	0.11	0.11	0.12	0.11	0.11	0.11

Поскольку для любого момента времени после шока ставки MIACR расчетная z-статистика попадает в 95%-ный доверительный интервал для стандартного нормального распределения $[-1.96, 1.96]$, нулевая гипотеза о том, что цепь сошлась, не отвергается.

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

Olga Borzykh

Central Bank of the Russian Federation (Bank of Russia), Moscow, Russian Federation;
zyuzina.o.a@yandex.ru

Bank lending channel in Russia: A TVP-FAVAR approach

Implementation of inflation targeting by the Bank of Russia depends on the effectiveness of the channels of monetary policy transmission mechanism. In this article we use a TVP-FAVAR model to examine the bank lending channel. This channel describes the connection between monetary policy impulses and the amount of bank loans that are among the main sources of investments in Russia. In order to answer the main question we analyze the connection between the amount of bank loans and the money market interest rate MIACR which is the main operational target of the Bank of Russia. The use of TVP-FAVAR model allowed to solve a problem of omitted variables and to take into account gradual changes which occurred in the Russian economy during the period from January 2004 to December 2015. It is shown that the bank lending channel works only through the group of big banks that does not include biggest state-owned banks.

Keywords: monetary policy; bank lending channel; the Russian banks; groups of banks; TVP-FAVAR approach.

JEL classification: E52; E58; G21; C11; C31; C55.

References

Godovoj otchet Banka Rossii za 2013 god. (2014). CB RF. http://www.cbr.ru/publ/God/ar_2013.pdf (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, #116P (in Russian).

Zjuzina O. A., Egorov A. V. (2015). Kanal bankovskogo kreditovaniya i jeffekt likvidnosti Kash'japa i Shtejna v Rossii. *Money and Credit*, 1, 46–49 (in Russian).

Krepcev D., Seleznev S. (2016). Vliyanie stavok denezhnogo rynka na stavki po kreditam konechnym zaemshhikam. *Seriya dokladov ob jekonomicheskikh issledovanijah*, Bank Rossii, #9, Fevral' (in Russian).

Lomivorotov R. (2015). Bayesian estimation of monetary policy in Russia. *Applied Econometrics*, 38 (2), 41–63 (in Russian).

Rossija v cifrah. (2014). Federal'naja sluzhba gosudarstvennoj statistiki (in Russian).

Bernanke B. S., Boivin J., Elias P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *Quarterly Journal of Economics*, 120 (1), 387–422.

Carter C., Kohn R. (1994). On Gibbs sampling for state space models. *Biometrika*, 81, 541–553.

Cogley T., Sargent T. J. (2005). Drift and volatilities: Monetary policies and outcomes in the post WWII U.S. *Review of Economic Dynamics*, 8 (2), 262–302.

Deryugina E. B., Ponomarenko A. A. (2011). Identifying structural shocks behind loan supply fluctuations in Russia. *BOFIT Discussion Papers*, 20.

Ellis C., Mumtaz H., Zabczyk P. (2014). What lies beneath? A time-varying FAVAR model for the UK transmission mechanism. *Economic Journal*, 124 (576), 668–699.

Ellis C., Mumtaz H., Zabczyk P. (2011). What lies beneath? A time-varying FAVAR model for the UK transmission mechanism. *ECB Working Paper Series*, 1320.

Geweke J. (1992). Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments. In: Bernardo J. M., Smith A. F. M., Dawid A. P. and Berger J. P. (eds.). *Bayesian Statistics 4*, 169–193. New York: Oxford University Press.

Juurikkala T., Karas A., Solanko L. (2009). The role of banks in monetary policy: Empirical evidence from Russia. *BOFIT Discussion Papers*, 8.

Korobilis D. (2013). Assessing the transmission of monetary policy using time-varying parameter dynamic factor models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75 (2), 157–179.

Mishkin F. S. (1996). The channel of monetary transmission: Lessons for monetary policy. *NBER Working Papers*, 5464.

Primiceri G. E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *Review of Economic Studies*, 72 (3), 821–852.

Souza L. V. (2006). Estimating the existence of the bank lending channel in the Russian Federation. *Bank i Kredyt*, 9, 3–13.

Received 21.05.2016; accepted 07.09.2016.