

**Деньги и кредит**

# ШОКИ ПРОЦЕНТНОЙ ПОЛИТИКИ БАНКА РОССИИ И ОЦЕНКА ИХ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ЭФФЕКТОВ

**Анна ПЕСТОВА, Михаил МАМОНОВ, Наталья РОСТОВА**

Анна Андреевна Пестова — кандидат экономических наук, старший научный сотрудник лаборатории анализа и прогноза экономических процессов, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (РФ, 101000, Москва, Мясницкая ул., 20); докторант PhD-программы по экономике Центра экономических исследований и высшего образования (CERGE-EI), Карлов университет (Politických vězňů 7, 111 21 Prague 1, Czech Republic). E-mail: anna.pestova@cerge-ei.cz

Михаил Евгеньевич Мамонов — кандидат экономических наук, старший научный сотрудник лаборатории анализа и прогноза экономических процессов, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (РФ, 101000, Москва, Мясницкая ул., 20); докторант PhD-программы по экономике Центра экономических исследований и высшего образования (CERGE-EI), Карлов университет (Politických vězňů 7, 111 21 Prague 1, Czech Republic). E-mail: mikhail.mamonov@cerge-ei.cz

Наталья Андреевна Ростова — магистрант, Свободный международный университет социальных исследований Гуидо Карли (Viale Romania, 32, 00197, Rome, Italy). E-mail: rostova.natalia.a@gmail.com

## **Аннотация**

В статье проводится оценка реакции ключевых макроэкономических показателей российской экономики на шоки ключевой ставки Банка России. С этой целью построена динамическая факторная модель (DFM) российской экономики со структурной идентификацией шоков методом наложения ограничения на знаки функций откликов эндогенных переменных. Ограничению подвергалась сначала только динамика денежного агрегата M2 (сокращение в ответ на рост ключевой ставки), затем — одновременно M2, динамика реального эффективного курса REER (рост) и динамика совокупного выпуска в экономике (сокращение). Оценки DFM-модели были проведены на «больших данных» из 58 макроэкономических и финансовых переменных. Расчеты показали, что в российской экономике вряд ли заметна традиционная сдерживающая реакция уровня потребительских цен в ответ на ужесточение процентной политики Банка России. Этот вывод подкрепляется наблюдениями, которые дает модель, если использовать данную сдерживающую реакцию как идентификационное ограничение. Обнаруживается, что монетарный импульс не передается по процентному каналу на ставки по кредитам и депозитам коммерческих банков, а это противоречит тому, что Банк России уже перешел к режиму инфляционного таргетирования и управления ставками. Таким образом, в работе найдено одно из возможных подтверждений невысокой эффективности ужесточения монетарной политики для сдерживания инфляции в России. Кроме того, расчеты показали, что в ответ на неожиданное повышение ключевой ставки наблюдаются снижение реального объема инвестиций, объема розничных продаж, экспорта и импорта, реальных зарплат и повышение уровня безработицы. Реакция различных видов экономической деятельности оказывается весьма неоднородной: экспортно ориентированные секторы нечувствительны к шокам процентной политики Банка России, а внутренние проциклические виды экономической деятельности (например, строительство), напротив, в существенной мере подвержены таким шокам. Также было показано, что и ожидания экономических агентов оказываются весьма чувствительными к шокам процентной политики Банка России.

**Ключевые слова:** монетарная политика, динамическая факторная модель, метод главных компонент, структурная идентификация, шоки денежно-кредитной политики.

**JEL:** E31, E43, E51, E58.

## Введение

**В**опрос о способах идентификации шоков в динамике ключевой ставки Банка России и о их влиянии на остальные процентные ставки в экономике, на макроэкономические и финансовые показатели до сих пор остается открытым и вызывает весьма острые дебаты в экспертных и академических кругах [Бадасен и др., 2015; Дробышевский и др., 2018; Мамонов, 2018; Пестова, 2018; Синельникова-Мурылева, 2017]. В настоящей работе мы попытаемся представить новый взгляд на старую проблему. Как и в наших предшествующих исследованиях [Пестова, 2017; 2018], для анализа был выбран период после экономического кризиса 2008 года для обеспечения однородности режима денежно-кредитной политики Банка России и нивелирования влияния смены режимов на оценки функции откликов.

Банк России до сих пор не опубликовал собственные оценки влияния своей политики по регулированию ставок на экономику. Исключение — работа [Крепцев, Селезнев, 2017], в которой оценена лишь первая ступень трансмиссионного механизма политики регулирования ставок, то есть показано, что шоки ключевой ставки влияют на ставки рынка межбанковского кредитования и процентные ставки по привлекаемым и размещаемым средствам коммерческих банков. Мы согласны с этим выводом, однако, с нашей точки зрения, эффективная политика требует большего раскрытия информации со стороны регулятора. Настоящее исследование призвано частично восполнить этот дефицит.

Используя аппарат динамических факторных моделей (dynamic factor models, DFM) со структурной идентификацией шоков, мы отвечаем этой работой на следующие вопросы.

Во-первых, в какой мере процентная политика Банка России оказывается способной сокращать инфляцию и сохранять устойчивость курса рубля.

Во-вторых, какие виды экономической деятельности в России оказываются наиболее, а какие наименее подвержены шокам процентной политики.

Настоящее исследование, в отличие от предшествующего [Пестова, 2018], основывается на «больших данных»: оценки строятся на большом массиве переменных, характеризующих макроэкономическое и финансовое развитие российской экономики. Переход к «большим данным» увеличивает информационное множество и тем самым позволяет точнее идентифицировать ключевые драйверы, определяющие амплитуду наблюдаемых макроэкономических колебаний. В зарубежных исследованиях использование большого массива данных для схожих целей стало нормой на-

чиная с работ [Bernanke et al., 2005; Forni et al., 2009; Stock, Watson, 2002; 2005].

В существующих исследованиях, идентифицирующих шоки процентной политики Банка России с использованием большого массива данных [Борзых, 2016; Крепцев, Селезнев, 2017; Синельникова-Мурылева, 2017], вводятся весьма жесткие предпосылки порядка и скорости реакции ключевых макроэкономических переменных на шоки (в рамках схемы Холецкого, Cholesky decomposition). В отличие от этих работ в нашем исследовании применен альтернативный — и более гибкий — метод ограничений на знаки функций отклика (sign restrictions), см. [Barigozzi et al., 2014; Forni, Gambetti, 2010; Luciani, 2015; Uhlig, 2005].

Стоит отметить, что зарубежные исследования по идентификации шоков процентной политики финансовых регуляторов сфокусированы на США, реже на других странах с развитой экономикой. Таким образом, исследование восполняет недостаток эмпирических оценок по развивающимся (в частности, малым открытым) экономикам<sup>1</sup> за счет анализа трансмиссии процентной политики в России.

### 1. Эмпирический дизайн: DFM-модели и структурная идентификация шоков

DFM-модели базируются на весьма реалистичном предположении об относительно небольшом числе фундаментальных шоков, которые влияют на экономику и объясняют преобладающую часть вариации ключевых макроэкономических и отраслевых показателей. Учет большого массива показателей имеет значение: в работе [Forni, Gambetti, 2010] получен вывод, что реакции анализируемых показателей изменяются существенно при переходе от малоразмерных методов анализа (например, векторных авторегрессий, VAR) к подходам, основанным на выделении главных компонент (например, DFM). В дополнение DFM позволяют спуститься на дезагрегированный уровень и более того — получать оценки откликов скоррелированных между собой переменных<sup>2</sup>.

В DFM-моделях типичная эндогенная переменная  $y_{it}$  может быть представлена в виде суммы общего и идиосинкратического слагаемых [Forni, Gambetti, 2010]:

$$y_{it} = \varphi_{it} + \eta_{it}, \quad (1)$$

где  $\varphi_{it}$  — общее слагаемое,  $\eta_{it}$  — идиосинкратическое слагаемое.

<sup>1</sup> Немногочисленные исключения составляют теоретические исследования [Corsetti et al., 2010; Gali, Monacelli, 2015] и эмпирическая работа [Mallick, Sousa, 2012].

<sup>2</sup> В частности, DFM-модели позволяют анализировать не только агрегированный индекс промышленного производства, но вместе с ним и индексы производства различных видов экономической деятельности.

Матричная репрезентация DFM-модели выглядит следующим образом:

$$Y_t = \Lambda F_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

$$\Omega(L)F_t = S e_t, \quad (3)$$

где  $Y_t$  — вектор из  $N$  переменных в момент времени  $t(N \times 1)$ ,  $\Lambda$  — матрица нагрузок ( $N \times r$ ),  $F_t$  — вектор  $r$  статических факторов ( $r \times 1$ ),  $\varepsilon_t$  — идиосинкратические компоненты ( $N \times 1$ ),  $\Omega(L)$  и  $S$  — матрицы  $r \times r$  и  $r \times q$  соответственно,  $L$  — глубина временного лага,  $e_t$  — динамические факторы в редуцированной форме  $q \times 1$ ,  $u_t$  — структурные шоки ( $q \times 1$ ),  $Q$  — обратимая матрица ( $q \times q$ ). Показатель  $u_t$  в уравнении для процентной ставки интерпретируется как шоки процентной политики Банка России, то есть необъясняемые наблюдаемыми переменными отклонения фактических значения процентной ставки от предсказываемых DFM-моделью. Аналогичная интерпретация шоков процентной политики центральных банков встречается в работах [Barigozzi et al., 2014; Forni, Gambetti, 2010].

Уравнения (1)–(3) позволяют представить функции отклика на ортогонализированные (структурные) шоки следующим образом:

$$IRF = \Lambda \Omega(L)^{-1} S Q, \quad (4)$$

где  $IRF$  (impulse response functions) отражают причинно-следственный эффект в динамической форме. Этот эффект, задаваемый увеличением  $u_t$  на единицу, распространяется на все  $N$  эндогенных переменных в DFM-модели.

Российская экономика относится к числу малых открытых экономик. Для учета этого факта в DFM-модели была использована идея из работы [Charnavoki, Dolado, 2014] о разделении всего набора переменных и статических факторов на внутренний и внешний относительно экономики России. Для этого были использованы четыре показателя мировой экономики: цены на нефть, газ и алюминий, а также индикатор PMI USA (индекс деловой активности в производственном секторе США). Набор статических факторов, характеризующий внешний сектор, был составлен из ценового фактора (главная компонента из трех ценовых показателей) и фактора, отражающего глобальную экономическую активность (PMI USA).

Первые работы по российской экономике, применявшие большие массивы данных в рамках DFM [Борзых, 2016; Крепцев, Селезнев, 2017; Синельникова-Мурылева, 2017], основывались на упрощающей расчеты предпосылке, что статические факторы, характеризующие российскую экономику, могут влиять на глобальную экономику. В настоящем исследовании эта предпосылка снята. Технически это было достигнуто за счет наложения огра-

ничений на влияние факторов в рамках модели (1) следующим образом:

$$\begin{pmatrix} Y_{Pt}^* \\ Y_{Xt}^* \\ Y_{Ht} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda_p^* & 0 & 0 \\ 0 & \Lambda_X^* & 0 \\ \Lambda_p & \Lambda_X & \Lambda_H \end{pmatrix} \begin{pmatrix} F_{Pt}^* \\ F_{Xt}^* \\ F_{Ht} \end{pmatrix} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

где  $Y_{Pt}^*$  — переменные, отражающие глобальные цены,  $Y_{Xt}^*$  — переменные глобальной экономической активности,  $Y_{Ht}$  — переменные, характеризующие российскую экономику,  $\Lambda_p^*$ ,  $\Lambda_X^*$ ,  $\Lambda_p$ ,  $\Lambda_X$ ,  $\Lambda_H$  — соответствующие матрицы факторных нагрузок,  $F_{Pt}^*$  — глобальный ценовой фактор,  $F_{Xt}^*$  — фактор глобальной экономической активности,  $F_{Ht}$  — внутренние факторы.

Таким образом, внутренние статические факторы ( $F_{Ht}$ ) не могут влиять на внешние факторы ( $Y_{Pt}^*$  и  $F_{Xt}^*$ ) по построению. Соответственно, уравнение (2), задаваемое как VAR-модель для статических факторов, принимает вид:

$$\begin{pmatrix} F_t^* \\ F_{Ht} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \xi_{11}(L) & 0 \\ \xi_{21}(L) & \xi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} F_{t-1}^* \\ F_{Ht-1} \end{pmatrix} + Se_t, \quad (6)$$

где  $F_t^*$  — два внешних фактора,  $F_t$  — ( $r-2$ ) внутренних фактора,  $\xi_{11}(L)$ ,  $\xi_{21}(L)$ ,  $\xi_{22}(L)$  — коэффициенты в VAR-модели.

Оценка DFM-модели проводилась в среде MATLAB. Оптимальное число статических факторов определялось на основе тестов из работ [Ahn, Horenstein, 2013; Bai, Ng, 2007], динамических — из работ [Bai, Ng, 2007; Hallin, Liska, 2007]. Процедура из работы [Charnavoki, Dolado, 2014] использовалась для получения состоятельных оценок внутренних факторов.

Для идентификации структурных шоков в матрице Q в существующих работах предложен ряд альтернативных подходов (табл. 1).

Т а б л и ц а 1

**Ограничения на знаки функций отклика в различных работах по идентификации шоков монетарной политики**

Работа	Выпуск	Цены	Ставка МБК (ДКП)	М1 (М2)	(RE)ER
[Uhlig, 2005]	?	-	+	-*	
[Rafiq, Mallick, 2008]	?	-	+	-	+
[Mallick, Sousa, 2012]	?	-	+	-	?
[Ahmadi, Uhlig, 2015]		-	+	-**	
[Barigozzi et al., 2014]	-	-	+	-	+
[Luciani, 2015]	-	-	+	-	
[Jarocinski, 2010]			+		+

*Примечания.* 1. «+» — рост показателя, «-» — его снижение, «?» — отклики не ограничиваются, \* — незаемные резервы, \*\* — М1 и незаемные резервы. 2. МБК — межбанковские кредиты, ДКП — денежно-кредитная политика.

В работе учтен опыт зарубежных исследований, представленный в табл. 1. Рассмотрены семь различных способов идентификации шоков процентной политики Банка России (табл. 2). В первом способе (ID1) накладывается ограничение на то, как должен реагировать денежный агрегат M2 на неожиданный рост (шок) ключевой ставки Банка России: рост ставки должен вызвать сокращение денежного предложения. Второй способ (ID2) накладывает ограничение в виде положительной реакции реального эффективного обменного курса рубля (REER) на рост ставки. Третий способ (ID3) объединяет первые два. Четвертый (ID4) накладывает ограничение в виде отрицательной реакции инфляции. Пятый (ID5) комбинирует первый и четвертый, а шестой (ID6) — пятый и второй. Наконец, седьмой (ID7) ограничивает не только реакцию денежного предложения, REER и цен, но и задает отрицательную реакцию ВВП.

Процедура идентификации шоков процентной политики с помощью ограничений на знаки функции отклика, использованная в этом разделе, описана в работе [Fry, Pagan, 2011]. Для оценки доверительных интервалов функций отклика была применена процедура бутстрапа (bootstrap), как и в работе [Barigozzi et al., 2014]: на каждом этапе репликаций сохраняются первые десять матриц вращения, которые соответствуют откликам, удовлетворяющим наложенным в каждом из семи способов идентификации ограничениям на знаки. Из них в итоге сохраняется та, которая ближе всего к медианному отклику.

Т а б л и ц а 2

**Ограничения на знаки функций отклика различных переменных для идентификации шоков процентной политики Банка России**

Способ	Ставка ДКП	M2	REER	Цены	Выпуск
ID1	+	-			
ID2: [Jarocinski, 2010]	+		+		
ID3	+	-	+		
ID4	+			-	
ID5: [Uhlig, 2005; Mallick, Sousa, 2012]	+	-		-	
ID6: [Rafiq, Mallick, 2008]	+	-	+	-	
ID7: [Barigozzi et al., 2014; Luciani, 2015]	+	-	+	-	-

*Примечания.* 1. «+» — рост показателя, «-» — снижение показателя. 2. ID1, ID3, ID4 предложены в настоящем исследовании, ID2, ID5–7 — в указанных работах.

## 2. Данные

Для оценки сформулированной DFM-модели и экономических эффектов от ужесточения процентной политики Банка России был использован большой массив макроэкономических и финансовых данных. Их описание представлено в работе [Ачкасов, 2016]. Сде-

лано предположение, что этот набор в достаточной мере отражает информационное множество Банка России, поскольку он использует эти данные для прогнозирования текущего состояния экономики (nowcasting), прогнозирования на краткосрочную перспективу и мониторинга текущих экономических условий. К указанному набору данных добавлено несколько новых переменных: денежная база, объемы импорта, депозиты в банковском секторе, индекс потребительских цен (ИПЦ) и индекс цен производителей и собственно ключевая ставка Банка России (до 2013 года — ставка по недельным аукционам рублевого РЕПО). В итоге использованы 58 переменных, которые отражают развитие реального и финансового секторов и ожидания экономических агентов в период с января 2010 года по февраль 2017-го. К временным рядам были применены стандартные процедуры обработки, включая сезонное сглаживание.

Оптимальное число статических факторов было оценено равным десяти, динамических — пяти. Число динамических факторов, таким образом, соответствует среднему количеству факторов согласно критериям из работы [Hallin, Liska, 2007].

### 3. Результаты оценок DFM-модели

В этом разделе мы последовательно рассмотрим результаты оценок DFM-модели для каждого из семи способов идентификации шоков процентной политики Банка России, описанных в первом разделе (табл. 2).

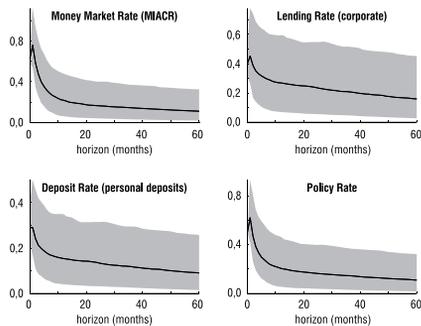
#### *Первый способ идентификации шоков*

В рамках первого из семи способов идентификации шоков процентной политики Банка России (ID1: сокращение агрегата M2) были получены следующие результаты (рис. 1a–c).

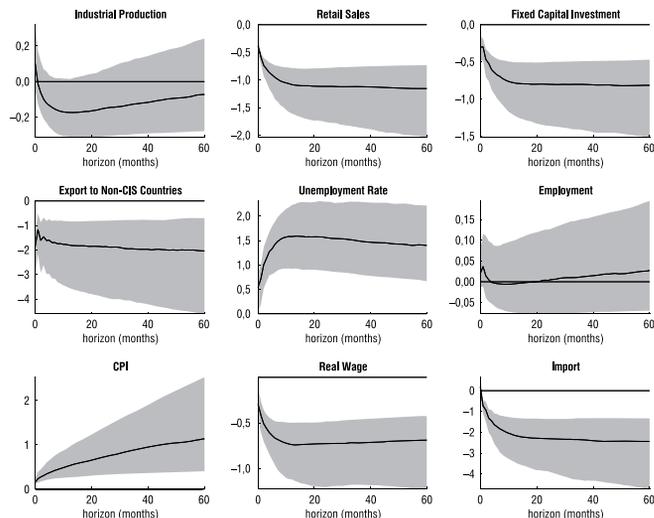
Во-первых, среди показателей процентных ставок наибольшей чувствительностью к неожиданному повышению ключевой ставки обладает однодневная ставка M1ACR: эластичность оказалась равной примерно +1,5. Далее следует ставка по рублевым банковским кредитам нефинансовым предприятиям — эластичность чуть меньше 1. Наименьшая реакция была обнаружена со стороны ставки по банковским депозитам.

Во-вторых, большинство макроэкономических показателей ухудшаются в ответ на неожиданный рост ключевой ставки. Снижаются реальный объем инвестиций, объем розничных продаж, экспорт и импорт, реальная зарплата, повышается уровень безработицы. Эластичность колеблется в диапазоне от 1 до 2 по внутренним показателям и от 2 до 4 — по внешнеторговым. В нашей идентификационной схеме реакция индекса промышленного производства оказалась отрицательной, но незначимой. Далее,

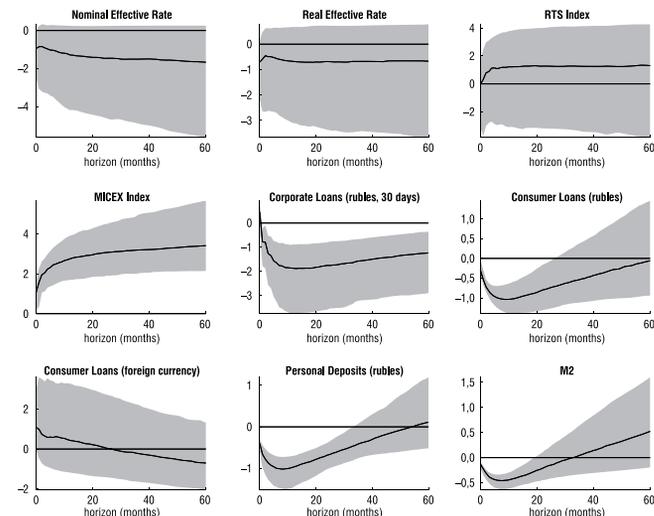
а) Реакция процентных ставок



б) Реакция макроэкономических показателей



с) Реакция финансовых индикаторов



Примечание. Способ 1 идентификации сдерживающего шока процентной политики Банка России: отрицательная реакция денежного агрегата М2 на неожиданное повышение ключевой ставки.

Рис. 1. Идентификация 1: функции отклика различных переменных на сдерживающий шок ключевой ставки Банка России

поскольку отклик цен не ограничивался, был обнаружен эффект «загадки цен» (price puzzle), что соответствует результатам предшествующих работ [Пестова, 2018].

В-третьих, отклики курса рубля оказываются незначимыми, а показатели кредитной активности, выраженной в рублях, ухудшаются.

#### *Второй способ идентификации шоков*

В рамках второго из семи способов идентификации шоков процентной политики Банка России (ID2: рост REER) были получены следующие результаты (рис. 2а–с). Наложение весьма жестких ограничений на курс рубля, его укрепление в ответ на повышение процентных ставок приводят к существенному сокращению неопределенности реакции всех переменных (сужаются доверительные интервалы).

Большинство результатов, описанных выше для первой идентификационной схемы, сохранились. Отличия состоят в следующем. Во-первых, реакция рыночных процентных ставок стала более приглушенной. Реакция MIACR теперь практически полностью следует за ключевой ставкой, эластичность ставки по кредитам и депозитам упала до 0,5–0,6. Во-вторых, стал значим отклик промышленного производства. По остальным макроэкономическим показателям реакции остались значимыми, но эластичность также снизилась, приблизившись к единичной. В-третьих, вслед за положительными откликами реального и номинального обменных курсов рубля (часть идентификационных ограничений) наблюдается рост стоимости активов на фондовом рынке, отражающий рост привлекательности вложений в рублевые активы.

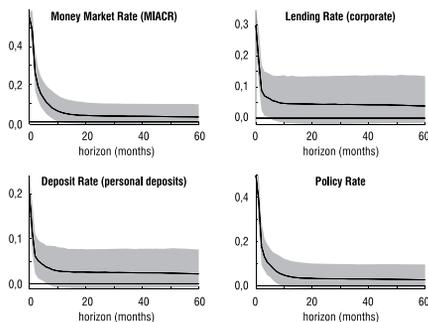
#### *Третий способ идентификации шоков*

В рамках третьего из семи способов идентификации шоков процентной политики Банка России (ID3: сокращение M2 и рост REER) были получены следующие результаты (рис. 3а–с). Поскольку в предыдущей идентификационной схеме наблюдалась отрицательная реакция агрегата M2, наложение дополнительной идентификационной предпосылки о снижении M2 не добавляет новой информации. В результате сетки откликов, удовлетворяющих идентификационным схемам 2 и 3, оказались практически идентичными.

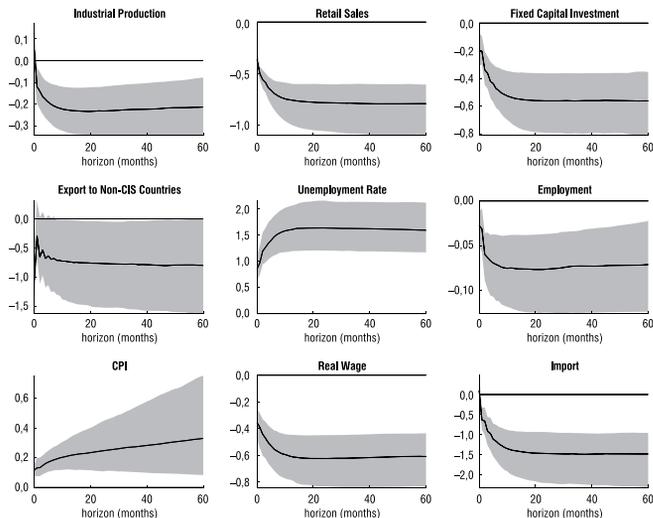
#### *Четвертый способ идентификации шоков*

В рамках четвертого из семи способов идентификации шоков процентной политики Банка России (ID4: снижение ИПЦ) получены следующие результаты (рис. 4а–с). Наложение отрицательной реакции цен в ответ на сдерживающий шок процентной политики привело к существенному изменению графиков функций откликов.

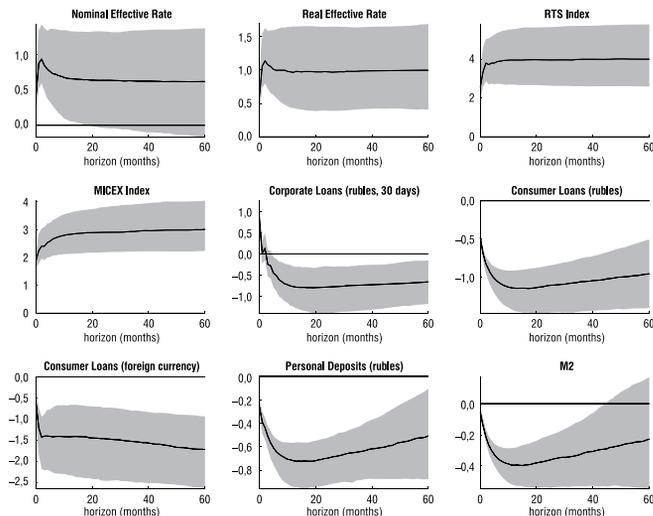
а) Реакция процентных ставок



б) Реакция макроэкономических показателей



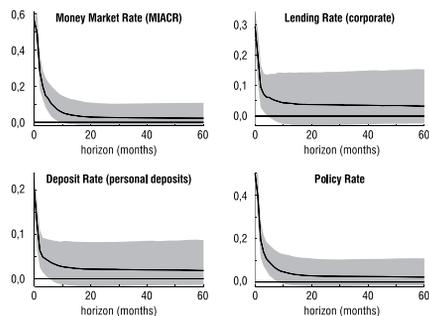
в) Реакция финансовых индикаторов



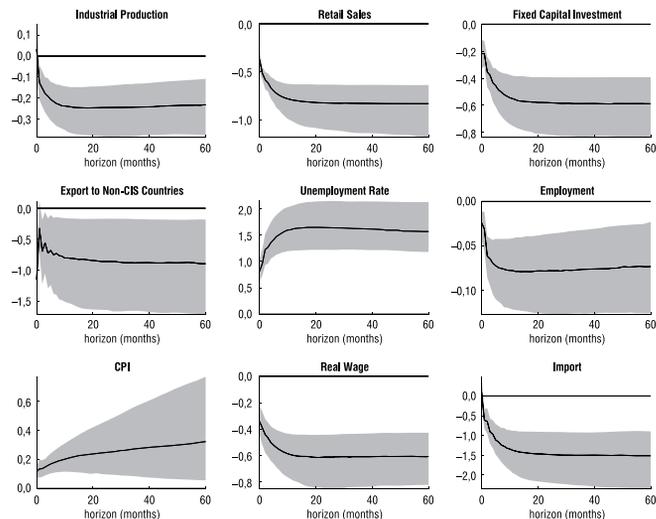
Примечание. Способ 2 идентификации сдерживающего шока процентной политики Банка России: положительная реакция реального эффективного валютного курса (REER) на неожиданное повышение ключевой ставки.

Рис. 2. Идентификация 2: функции отклика различных переменных на сдерживающий шок ключевой ставки Банка России

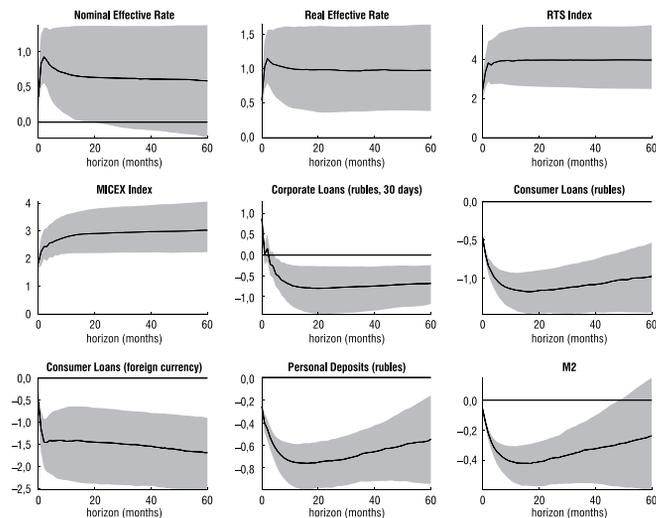
a) Реакция  
процентных  
ставок



b) Реакция  
макроэкономических  
показателей



c) Реакция  
финансовых  
индикаторов



*Примечание.* Способ 3 идентификации сдерживающего шока процентной политики Банка России: отрицательная реакция денежного агрегата M2 и положительная реакция реального эффективного валютного курса (REER) на неожиданное повышение ставок.

**Рис. 3. Идентификация 3: функции отклика различных переменных на сдерживающий шок ключевой ставки Банка России**

Во-первых, за исключением периода в несколько месяцев стали незначимыми отклики ставок по кредитам и депозитам, что говорит о нарушении действенности процентного канала монетарной трансмиссии. Последнее выглядит сомнительным в условиях де-факто управления Банком России процентными ставками в экономике и сохранения высокого уровня задолженности кредитных организаций по операциям с Банком России. Напомним, что в работе [Крепцев, Селезнев, 2017] уже было показано, что ключевая ставка влияет на прочие ставки в экономике.

Во-вторых, значимое отличие от предыдущих схем идентификаций стало проявляться в реакции ИПЦ. В соответствии с идентификационными предпосылками первые шесть месяцев наблюдается сдерживающая реакция. Вне горизонта наложения идентификационных ограничений отклик ИПЦ становится незначимым, но имеет тенденцию к росту. Отклики индекса промышленного производства, розничной торговли и объема инвестиций в основной капитал остались отрицательными и значимыми. Реакция прочих макроэкономических показателей характеризуется высокой неопределенностью (широкие доверительные интервалы, много незначимых откликов).

В-третьих, реакция финансовых индикаторов, нескоррелированных с денежным агрегатом M2, также оказалась незначимой.

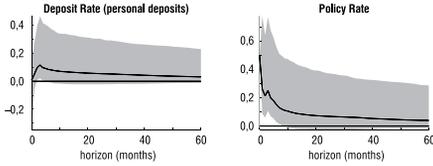
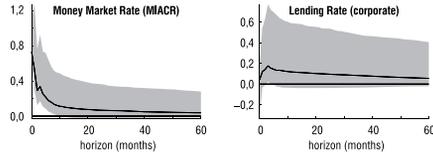
#### *Пятый способ идентификации шоков*

В рамках пятого из семи способов идентификации шоков процентной политики Банка России (ID5: сокращение M2 и снижение ИПЦ) были получены следующие результаты (рис. 5а–с). Наложение одного дополнительного ограничения относительно предыдущей (четвертой) идентификации, состоящего в сокращении M2, не привело к новым результатам в сравнении с уже полученными на предыдущем шаге. Это ожидаемо, поскольку сокращение M2 уже наблюдалось в предшествующей схеме согласно модельным расчетам, то есть без наложения априорных ограничений. Однако введение этой идентификационной предпосылки привело к окончательному обнулению реакции ставок по кредитам и депозитам коммерческих банков. Последнее может свидетельствовать о слабой выполнимости накладываемых предпосылок, поскольку для реализации подобного сочетания откликов необходимо предположить, что реакция процентных ставок для экономики в ответ на ужесточение монетарной политики Банка России должна быть нулевой.

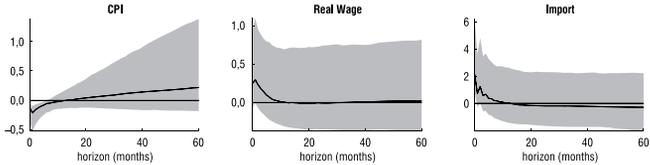
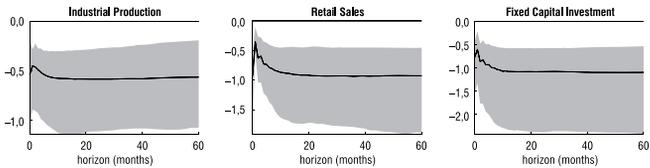
#### *Шестой способ идентификации шоков*

В рамках шестого из семи способов идентификации шоков процентной политики Банка России (ID6: сокращение M2, рост REER и снижение ИПЦ) были получены следующие результаты (рис. 6а–с).

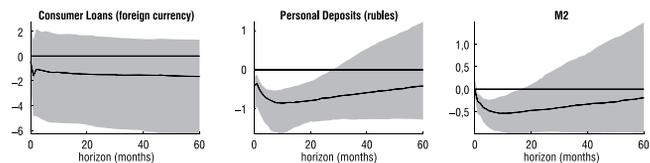
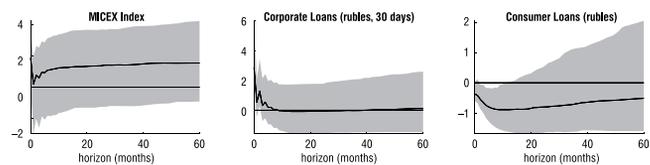
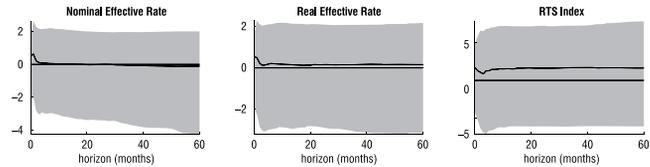
a) Реакция  
процентных  
ставок



b) Реакция  
макроэкономических  
показателей



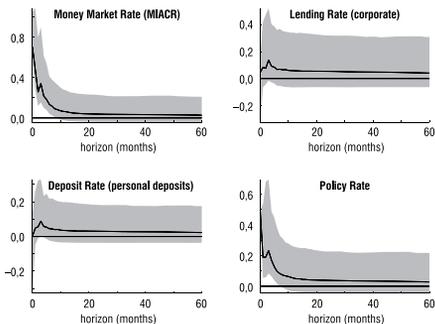
c) Реакция  
финансовых  
индикаторов



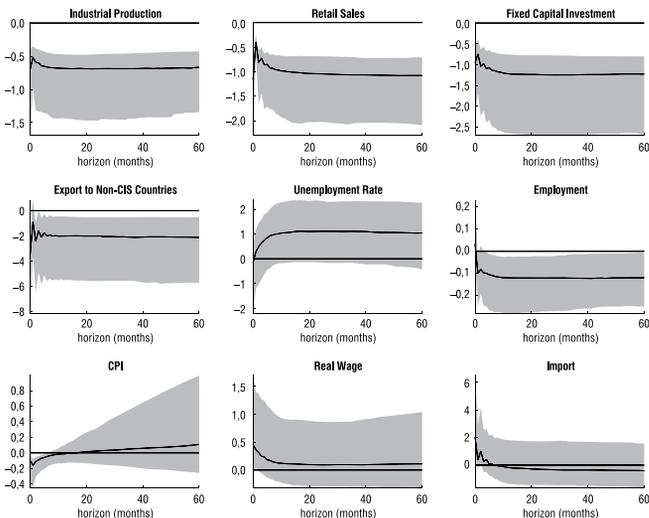
*Примечание.* Способ 4 идентификации сдерживающего шока процентной политики Банка России: отрицательная реакция инфляции на неожиданное повышение ставки.

**Рис. 4. Идентификация 4: функции отклика различных переменных на сдерживающий шок ключевой ставки Банка России**

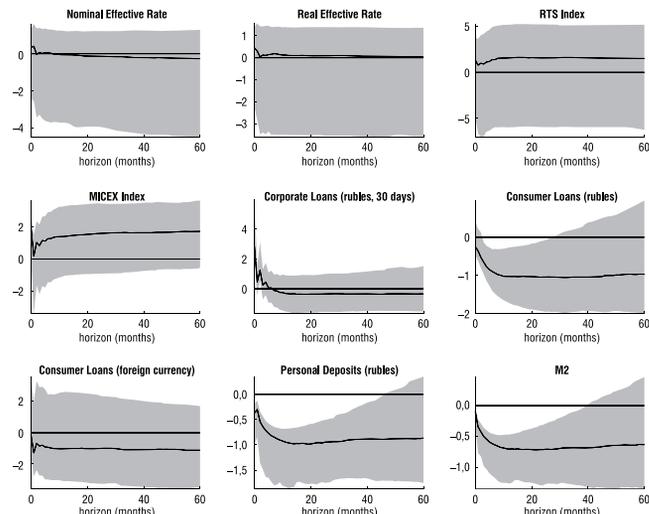
а) Реакция процентных ставок



б) Реакция макроэкономических показателей



с) Реакция финансовых индикаторов



Примечание. Способ 5 идентификации сдерживающего шока процентной политики Банка России: отрицательная реакция денежного агрегата M2 и отрицательная реакция инфляции на неожиданное повышение ставки.

Рис. 5. Идентификация 5: функции отклика различных переменных на сдерживающий шок ключевой ставки Банка России

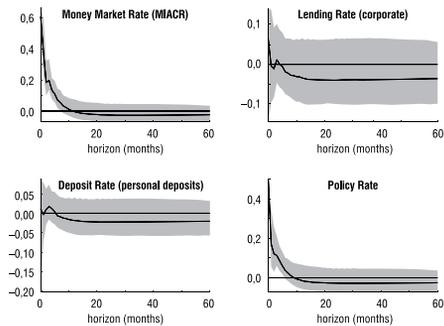
Дополнительное введение предпосылки об укреплении курса рубля к двум ограничениям, рассмотренным на предыдущем этапе (снижение М2, сокращение ИПЦ), окончательно разрушает реакцию ставок по кредитам и депозитам коммерческих банков (теперь не только ноль содержится в доверительном интервале, как было для предыдущей идентификации, но и сами медианные отклики лежат вблизи нуля). Таким образом, если принять предпосылку, что реакция ставок по кредитам конечным заемщикам и по депозитам населения ненулевая (на что, как мы уже отмечали, указывают результаты работы Департамента исследований и прогнозирования Банка России, см. [Крепцев, Селезнев, 2017]), то представляется маловероятным сдерживание индекса как следствие неожиданного повышения регулируемой процентной ставки. Наш анализ показал, что это два взаимоисключающих события. В остальном результаты шестой идентификации мало отличаются от результатов пятой.

#### *Седьмой способ идентификации шоков*

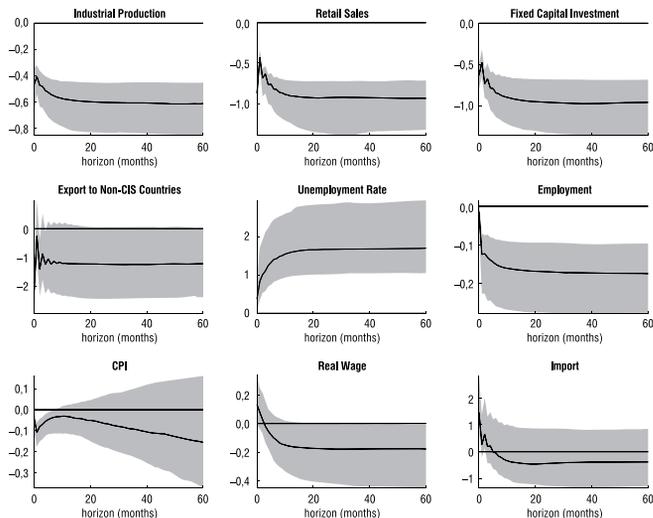
Согласно нашим результатам седьмая (ID7) идентификация не добавляет новой информации. На это указывает идентичность полученных функций отклика (не показываются здесь для экономии места). Предшествующий анализ выявил, что из всех имеющихся в литературе идентификационных предпосылок для России наименее достоверной является предпосылка о сдерживающей реакции цен. Поэтому на следующем шаге за основу был взят наиболее жесткий набор идентификационных ограничений (идентификация 7), но из состава предпосылок была исключена сдерживающая реакция цен. Результаты представлены на рис. 7а–б. Расчеты показали, что снятие этого маловероятного ограничения привело к восстановлению работоспособности процентного канала монетарной трансмиссии и исчезновению отрицательной реакции индекса потребительских цен. Более того, вновь обнаруживается эффект «загадки цен».

Оценки функций откликов различных видов экономической деятельности и ожиданий компаний на отрицательный шок ключевой ставки Банка России в рамках первых шести идентификационных схем представлены в Приложении (рис. П1–П2). Результаты расчетов показали, что отклик индекса промышленного производства отрицательный и значимый и что этот отклик затухает за три года. Внутри различных видов экономической деятельности обнаруженные эффекты оказались весьма неоднородными. Например, компании в сфере добычи полезных ископаемых нечувствительны к шокам ключевой ставки Банка России. Это может быть следствием относительной независимости предприятий этой сферы от внутренних рынков сбыта и внутренних источников заемного капитала. Динамика выпуска в сельском хозяйстве и секторе услуг также слабо реагирует на шоки ключевой ставки (вероятно, по причине

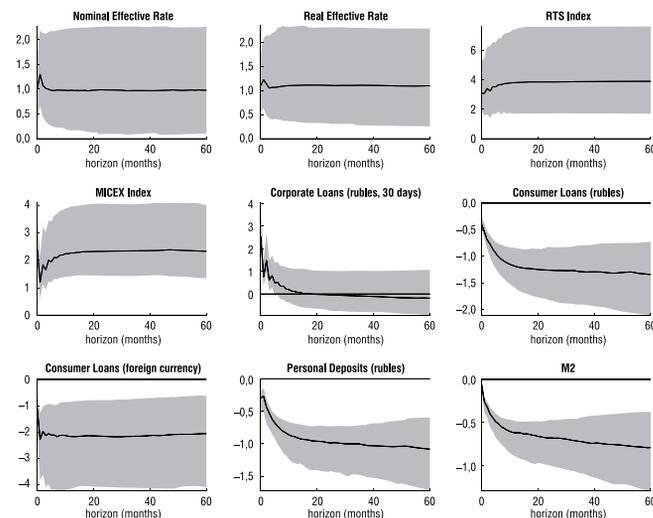
а) Реакция процентных ставок



б) Реакция макроэкономических показателей



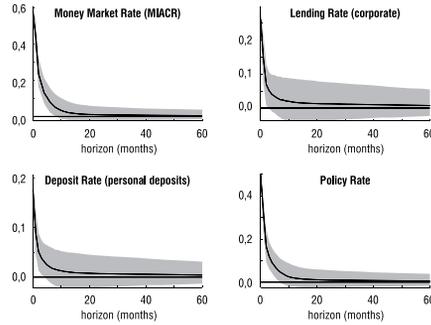
с) Реакция финансовых индикаторов



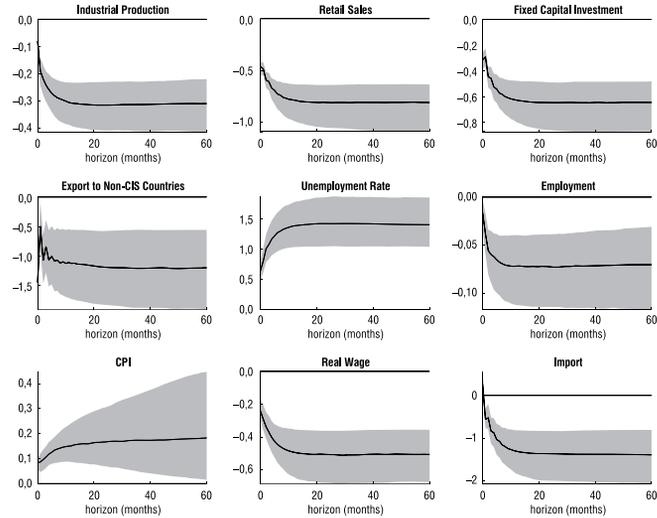
Примечание. Способ 6 идентификации сдерживающего шока процентной политики Банка России: положительная реакция реального курса (REER), отрицательная реакция M2 и отрицательная реакция инфляции на неожиданное повышение ставки.

Рис. 6. Идентификация 6: функции отклика различных переменных на сдерживающий шок ключевой ставки Банка России

a) Реакция  
процентных  
ставок



b) Реакция  
макроэкономических  
показателей



*Примечание.* Способ 7 (скорректированный) идентификации сдерживающего шока процентной политики Банка России: положительная реакция реального курса (REER), отрицательная реакция M2 и отрицательная реакция промышленного производства на неожиданное повышение ставок.

**Рис. 7. Идентификация 7: функции отклика различных переменных на сдерживающий шок ключевой ставки Банка России**

низкой корреляции с показателями делового цикла). Напротив, такие проциклические виды экономической деятельности, зависящие от внутреннего заемного финансирования, как строительство, сильно реагируют на шоки ключевой ставки Банка России.

Ожидания компаний реагируют на ужесточение процентной политики Банка России следующим образом. Участники рынков ожидают, что в ближайшие три месяца снизится уровень заказов, замедлится рост цен на выпускаемую и покупаемую продукцию, упадет ожидаемый уровень продаж, снизится загрузка факторов производства, вырастет уровень запасов продукции. Вслед за повышением ключевой ставки Банка России компании ожидают ее снижения в течение нескольких месяцев. Однако на более длительном горизонте их уверенность в этом пропадает.

## Заключение

В работе протестированы макроэкономические последствия неожиданных повышений ключевой ставки Банка России в российской экономике в период после кризиса 2008 года. Построена DFM-модель, в рамках которой последовательно рассмотрены семь вариантов априорных ограничений на знаки функций откликов отдельных переменных, введенных в предшествующих работах. Логика этих ограничений — от простого к сложному: от ограничения только динамики денежного агрегата M2 (сокращение в ответ на рост ключевой ставки) до ограничения M2, динамики реального эффективного курса REER (рост) и динамики совокупного выпуска в экономике (сокращение). Оценки DFM-модели были проведены на «больших данных» из 58 макроэкономических и финансовых переменных.

Результаты оценок DFM-модели в любом из семи вариантов априорных ограничений на знаки функций отклика указывают на отрицательное воздействие шоков процентной политики Банка России на макроэкономическую динамику и ожидания экономических агентов. Так, отклик индекса промышленного производства на неожиданный рост ключевой ставки оказывается отрицательным и значимым, и этот отклик затухает за три года. Также наблюдается снижение реального объема инвестиций, объема розничных продаж, экспорта и импорта, реальных зарплат и повышение уровня безработицы. Внутри различных видов экономической деятельности обнаруженные эффекты оказались весьма неоднородными: экспортно ориентированные секторы нечувствительны к шокам процентной политики Банка России, а внутренние циклические виды экономической деятельности (строительство), напротив, в существенной мере подвержены таким шокам.

В то же время предполагаемая цель регулятора — сокращение инфляции в ответ на ужесточение процентной политики — достигается в весьма ограниченном объеме.

С точки зрения практики моделирования шоков процентной политики наши результаты показали, что попытки искусственно устранить эффект «загадки цен» из модели — путем наложения априорных ограничений на отклик цен — имеют существенное негативное последствие. Оно состоит в создании картины, в которой процентная политика не работает: прочие процентные ставки в экономике перестают реагировать на шоки ключевой ставки, что неправдоподобно и не соответствует выводам существующих работ [Крепцев, Селезнев, 2017].

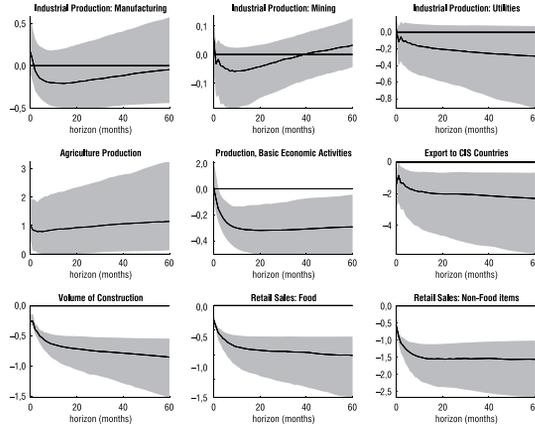
Перспективным направлением для будущих исследований мог бы стать переход от метода ограничений знаков функций отклика (Uhlig, 2005) к прочим методам идентификации шоков процентной политики центральных банков. В частности, необходимо понять, сохраняются ли выводы нашей работы при переходе к новым

методам идентификации на основе внешних инструментальных переменных, использующих высокочастотные данные о сделках на финансовых рынках [Gertler, Karadi, 2015].

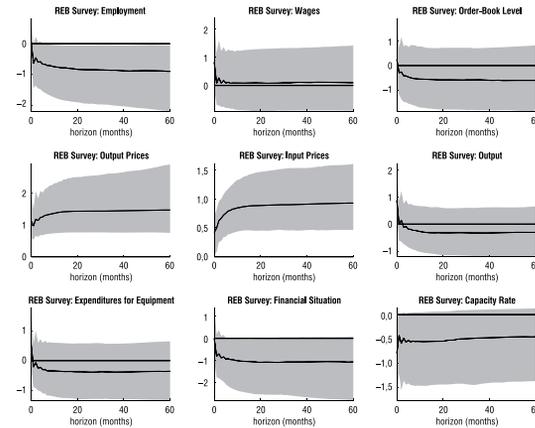
## Приложение

### Оценка функций отклика показателей видов экономической деятельности и ожиданий компаний на отрицательный шок ключевой ставки Банка России

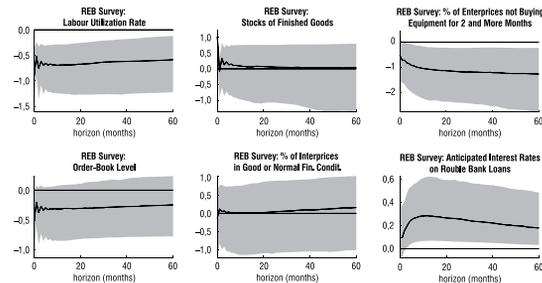
а) Реакция показателей различных видов экономической активности



б) Реакция показателей опросов компаний об их ожиданиях динамики экономической активности (первая часть)



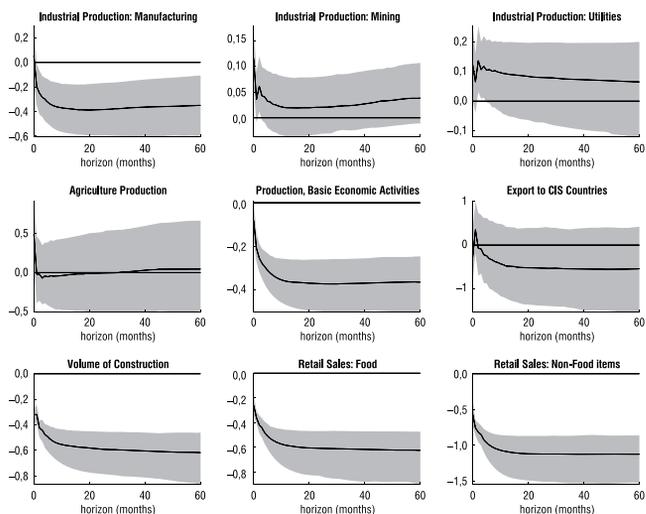
в) Реакция показателей опросов компаний об их ожиданиях динамики экономической активности (вторая часть)



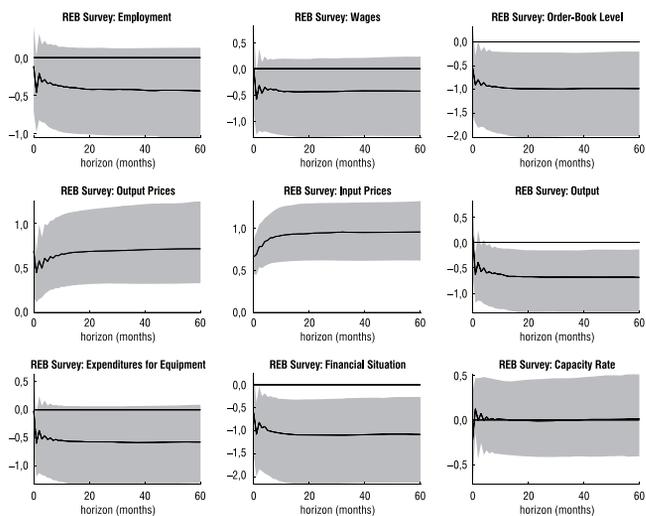
*Примечание.* Способ 1 идентификации сдерживающего шока процентной политики Банка России: отрицательная реакция денежного агрегата M2 на неожиданное повышение ключевой ставки.

Рис. П1. Способ идентификации 1: функции отклика на сдерживающий шок регулируемой процентной ставки

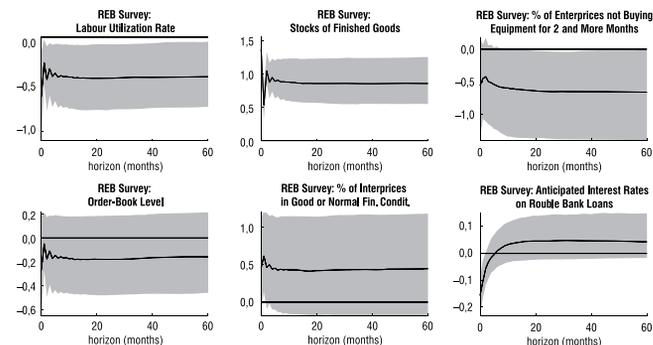
а) Реакция показателей различных видов экономической активности



б) Реакция показателей опросов компаний об их ожиданиях динамики экономической активности (первая часть)



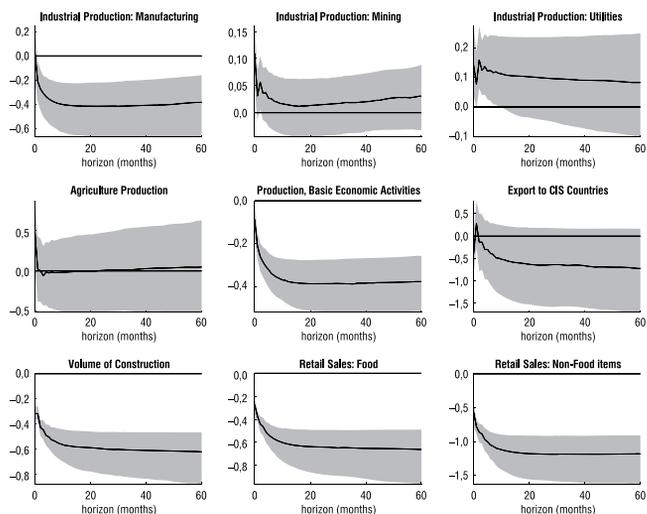
в) Реакция показателей опросов компаний об их ожиданиях динамики экономической активности (вторая часть)



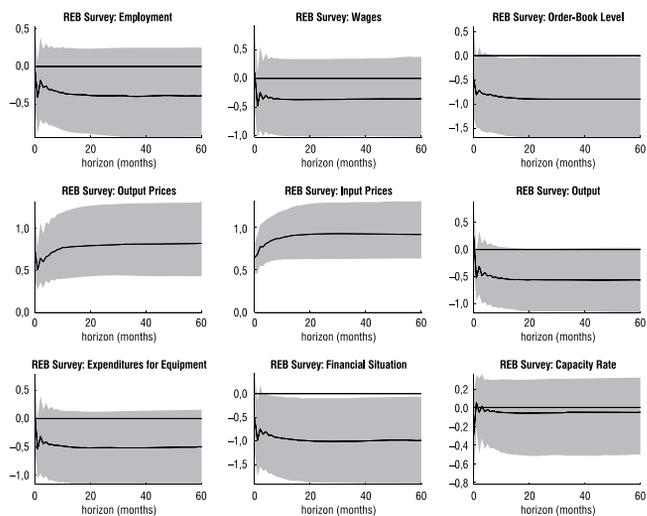
Примечание. Способ 2 идентификации сдерживающего шока процентной политики Банка России: положительная реакция реального эффективного валютного курса (REER) на неожиданное повышение ключевой ставки.

Рис. П2. Способ идентификации 2: функции отклика на сдерживающий шок регулируемой процентной ставки

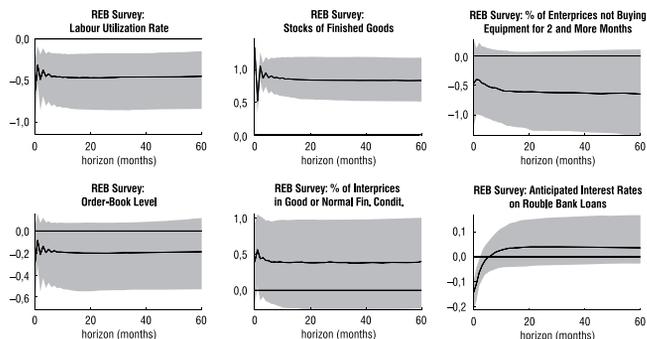
а) Реакция показателей различных видов экономической активности



б) Реакция показателей опросов компаний об их ожиданиях динамики экономической активности (первая часть)



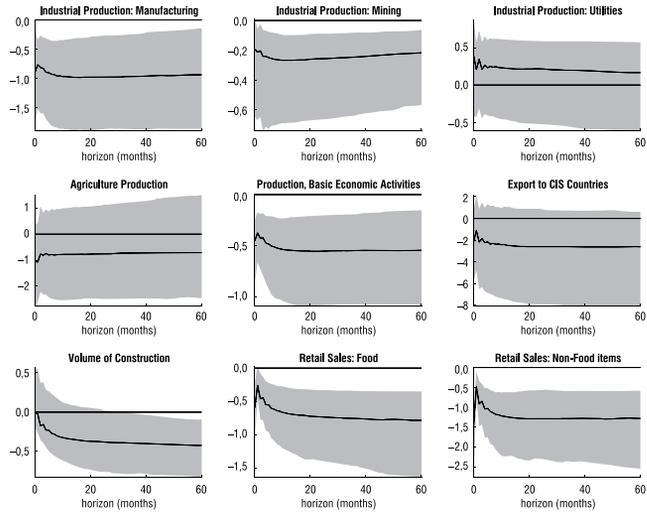
в) Реакция показателей опросов компаний об их ожиданиях экономической активности (вторая часть)



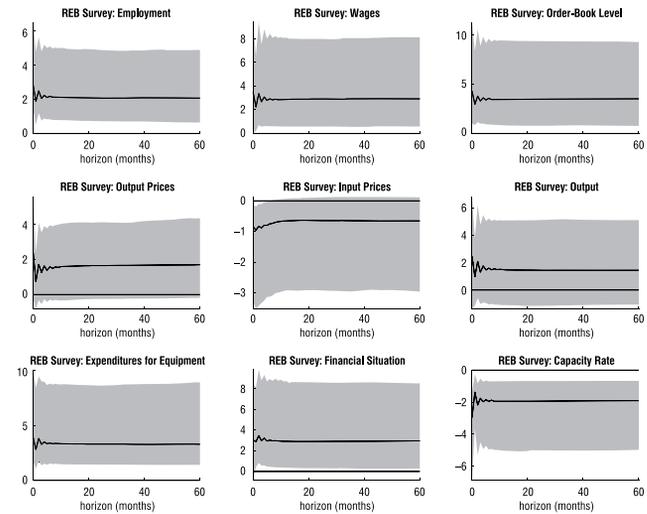
Примечание. Способ 3 идентификации сдерживающего шока процентной политики Банка России: отрицательная реакция денежного агрегата M2 и положительная реакция реального эффективного валютного курса (REER) на неожиданное повышение ставок.

Рис. ПЗ. Способ идентификации 3: функции отклика на сдерживающий шок регулируемой процентной ставки

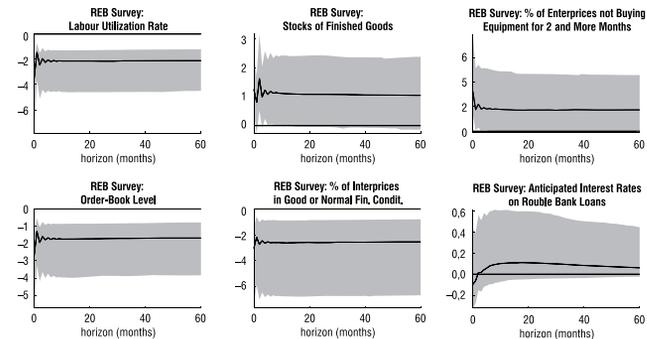
а) Реакция показателей различных видов экономической активности



б) Реакция показателей опросов компаний об их ожиданиях динамики экономической активности (первая часть)



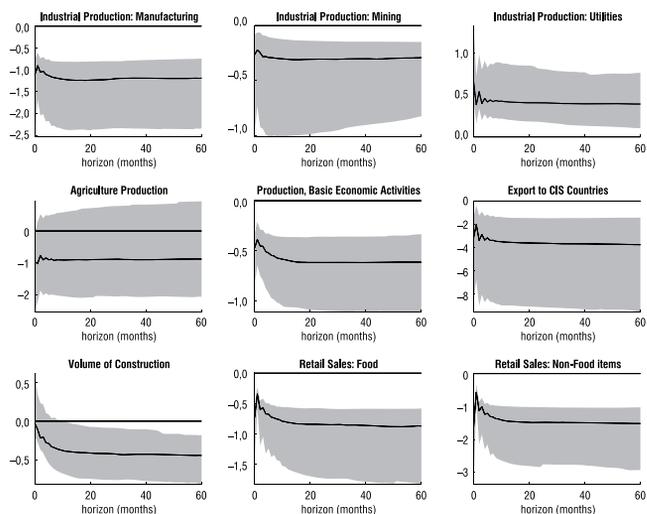
в) Реакция показателей опросов компаний об их ожиданиях динамики экономической активности (вторая часть)



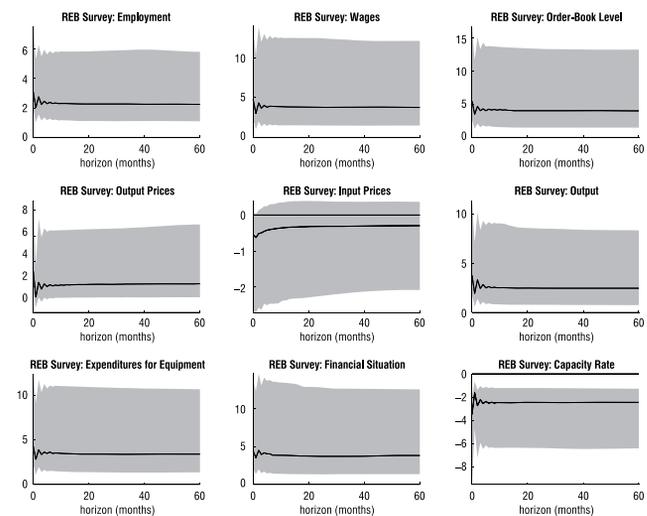
Примечание. Способ 4 идентификации сдерживающего шока процентной политики Банка России: отрицательная реакция инфляции на неожиданное повышение ставки.

Рис. П4. Способы идентификации 4: функции отклика на сдерживающий шок регулируемой процентной ставки

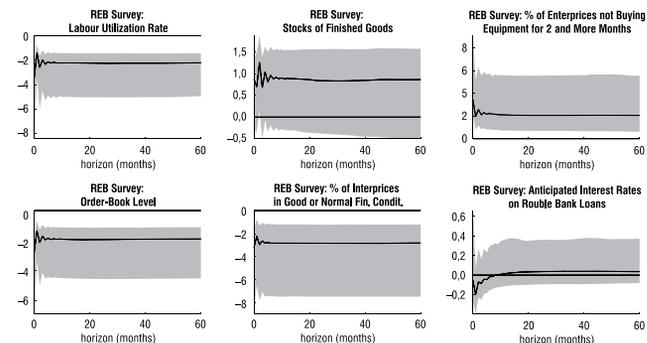
а) Реакция показателей различных видов экономической активности



б) Реакция показателей опросов компаний об их ожиданиях динамики экономической активности (первая часть)



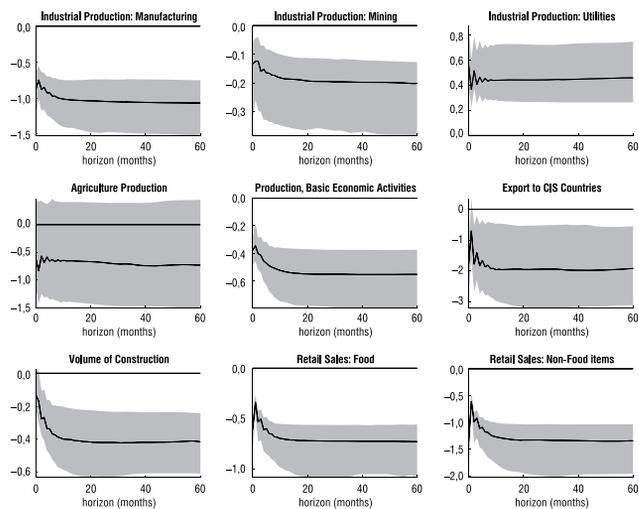
в) Реакция показателей опросов компаний об их ожиданиях динамики экономической активности (вторая часть)



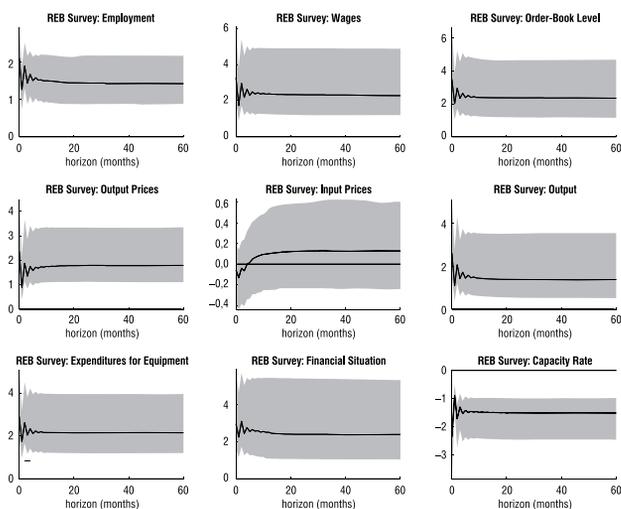
*Примечание.* Способ 5 идентификации сдерживающего шока процентной политики Банка России: отрицательная реакция денежного агрегата M2 и отрицательная реакция инфляции на неожиданное повышение ставки.

**Рис. П5. Способ идентификации 5: функции отклика на сдерживающий шок регулируемой процентной ставки**

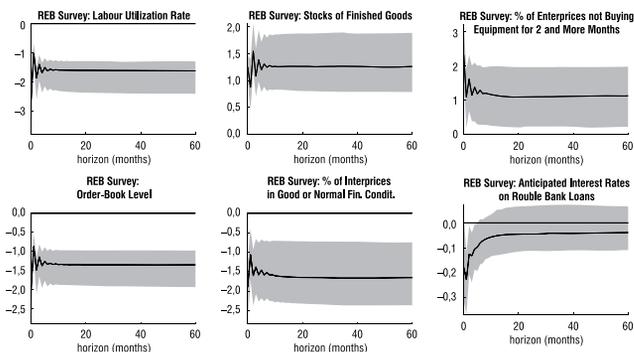
а) Реакция показателей различных видов экономической активности



б) Реакция показателей опросов компаний об их ожиданиях динамики экономической активности (первая часть)



в) Реакция показателей опросов компаний об их ожиданиях динамики экономической активности (вторая часть)



Примечание. Способ 6 идентификации сдерживающего шока процентной политики Банка России: положительная реакция реального курса (REER), отрицательная реакция M2 и отрицательная реакция инфляции на неожиданное повышение ставок.

Рис. П6. Способ идентификации 6: функции отклика на сдерживающий шок регулируемой процентной ставки

## Литература

1. Ачкасов Ю. Модель оценивания ВВП России на основе текущей статистики: модификация подхода. Серия докладов об экономических исследованиях. № 8. М.: Банк России, 2016.
2. Бадасен П., Исаков А., Хазанов А. Современная денежно-кредитная политика: обновленная критика или типичные заблуждения экспертного сообщества? // Вопросы экономики. 2015. № 6. С. 128–142.
3. Борzych О. Канал банковского кредитования в России: оценка с помощью TVP-FAVAR модели // Прикладная эконометрика. 2016. Т. 43. № 3. С. 96–117.
4. Дробышевский С., Киоцевская А., Трунин П. Возможности процентной политики центральных банков // Экономическая политика. 2018. Т. 13. № 4. С. 42–61.
5. Крепцев Д., Селезнев С. Влияние ставок денежного рынка на ставки по кредитам конечным заемщикам // Деньги и кредит. 2017. № 9. С. 18–27.
6. Мамонов М. Кредитный канал монетарной политики в России: микроэкономические оценки для розничного и корпоративного сегмента кредитного рынка // Журнал Новой экономической ассоциации. 2018. № 1(37). С. 112–144.
7. Пестова А. Об оценке эффектов монетарной политики в России: роль пространства охватываемых шоков и изменений режимов политики // Вопросы экономики. 2018. № 2. С. 33–55.
8. Пестова А. Режимы денежно-кредитной политики Банка России: рекомендации для количественных исследований // Вопросы экономики. 2017. № 4. С. 38–60.
9. Синельникова-Мурылева Е. Анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики банка России в условиях перехода к инфляционному таргетированию. М.: РАНХиГС, 2017. <ftp://w82.ranepa.ru/rnp/wpaper/041703.pdf>.
10. Ahmadi A., Uhlig H. Sign Restrictions in Bayesian FAVARs with an Application to Monetary Policy Shocks. NBER Working Paper. No 21738. 2016.
11. Ahn S., Horenstein A. Eigenvalue Ratio Test for the Number of Factors // Econometrica. 2013. Vol. 81. No 3. P. 1203–1227.
12. Bai J., Ng S. Determining the Number of Primitive Shocks in Factor Models // Journal of Business and Economic Statistics. 2007. Vol. 25. No 1. P. 52–60.
13. Barigozzi M., Conti A. M., Luciani M. Do Euro Area Countries Respond Asymmetrically to the Common Monetary Policy? // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 2014. Vol. 76. No 5. P. 693–714.
14. Bernanke B., Boivin J., Elias P. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach // Quarterly Journal of Economics. 2005. Vol. 120. No 1. P. 387–422.
15. Charnavoki V., Dolado J. The Effects of Global Shocks on Small Commodity-Exporting Economies: Lessons from Canada // American Economic Journal: Macroeconomics. 2014. Vol. 6. No 2. P. 207–237.
16. Corsetti G., Dedola L., Leduc S. Optimal Monetary Policy in Open Economies // Handbook of Monetary Economics. 2010. Vol. 3. P. 861–933.
17. Forni M., Gambetti L. The Dynamic Effects of Monetary Policy: A Structural Factor Model Approach // Journal of Monetary Economics. 2010. Vol. 57. No 2. P. 203–216.
18. Forni M., Giannone D., Lippi M., Reichlin L. Opening the Black Box: Structural Factor Models with Large Cross-Sections // Econometric Theory. 2009. Vol. 25. No 5. P. 1319–1347.
19. Fry B., Pagan A. Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review // Journal of Economic Literature. 2011. No 49(4). P. 938–960.
20. Gali J., Monacelli T. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy // Review of Economic Studies. 2005. Vol. 72. No 3. P. 707–734.
21. Gertler M., Karadi P. Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity // American Economic Journal: Macroeconomics. 2015. Vol. 7. No 1. P. 44–76.
22. Hallin M., Liska R. The Generalized Dynamic Factor Model: Determining the Number of Factors // Journal of American Statistical Association. 2007. Vol. 102. No 478. P. 603–617.

23. *Jarocinski M.* Responses to Monetary Policy Shocks in the East and the West of Europe: A Comparison // *Journal of Applied Econometrics*. 2010. Vol. 25. P. 833–868.
24. *Luciani M.* Monetary Policy and the Housing Market: A Structural Factor Analysis // *Journal of Applied Econometrics*. 2015. Vol. 30. No 2. P. 199–218.
25. *Mallick S., Sousa R.* Real Effects of Monetary Policy in Large Emerging Economies // *Macroeconomic Dynamics*. 2012. Vol. 16. No 2. P. 190–212.
26. *Rafiq M., Mallick S.* The Effect of Monetary Policy on Output in EMU3: A Sign Restriction Approach // *Journal of Macroeconomics*. 2008. Vol. 30. P. 1756–1791.
27. *Stock J. H., Watson M. W.* Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors // *Journal of American Statistical Association*. 2002. Vol. 97. No 460. P. 1167–1179.
28. *Stock J. H., Watson M. W.* Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis. NBER Working Papers. No 11467. 2014.
29. *Uhlig H.* What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure // *Journal of Monetary Economics*. 2005. Vol. 52. No 2. P. 381–419.

Ekonomicheskaya Politika, 2019, vol. 14, no. 4, pp. 48-75

**Anna A. PESTOVA**, Cand. Sci. (Econ.). Laboratory for Analysis and Forecast of Economic Processes, National Research University Higher School of Economics (20, Myasnitskaya ul., Moscow, 101000, Russian Federation); CERGE-EI, Charles University (Politických vězňů 7, 111 21 Prague 1, Czech Republic).  
E-mail: anna.pestova@cerge-ei.cz

**Mikhail E. MAMONOV**, Cand. Sci. (Econ.). Laboratory for Analysis and Forecast of Economic Processes, National Research University Higher School of Economics (20, Myasnitskaya ul., Moscow, 101000, Russian Federation); CERGE-EI, Charles University (Politických vězňů 7, 111 21 Prague 1, Czech Republic).  
E-mail: mikhail.mamonov@cerge-ei.cz

**Natalia A. ROSTOVA**. LUISS Guido Carli (Viale Romania, 32, 00197 Rome, Italy).  
E-mail: rostova.natalia.a@gmail.com

### **Monetary Policy Shocks in the Russian Economy and Their Macroeconomic Effects**

#### **Abstract**

This section conducts an estimate of the impulse response function of key macroeconomic variables to monetary policy shocks in Russia. The estimates are carried out through a dynamic factor model (DFM) of the Russian economy with structural identification of shocks by imposing various sets of sign restrictions on the behavior of endogenous variables. We restricted first the monetary aggregate M2 only (a decrease in response to an increase of the Key rate), and then—simultaneously—M2, real effective exchange rate (an increase), and GDP (a decrease). We estimated the DFM using a large dataset of 58 macroeconomic and financial variables. The estimation results suggest that there is no decreasing response of consumer prices to an exogenous tightening of the interest rate policy of the

Central Bank of Russia. This empirical evidence is supported implicitly by DFM-based predictions that under the imposition of such a decreasing response as an identifying restriction to the model, a positive interest rate shock is not transmitted through the interest rate channel of monetary policy to expected increases of the interest rates on commercial loans and private deposits. However, existing empirical evidence refutes this model-based result. Therefore, this study supports the view according to which a tightening of monetary policy in Russia is inefficient in terms of restraining inflation. In addition, monetary policy shocks negatively affect investments, retail sales, export and import, real wages, and employment. Different economic activities react differently to monetary policy shocks: export-oriented activities are not sensitive to these shocks, whereas domestic pro-cyclical activities (e.g. construction) can be substantially depressed in response to unexpected increases of interest rates. Finally, the expectations of economic agents are also significantly affected by shocks in the interest rate policy of the Bank of Russia.

*Keywords:* monetary policy, dynamic factor model (DFM), principal component analysis, structural identification, monetary policy shocks.

*JEL:* E31, E43, E51, E58.

## References

1. Achkasov Yu. *Model' otsenivaniya VVP Rossii na osnove tekushchey statistiki: modifikatsiya podkhoda* [Nowcasting of the Russian GDP Using the Current Statistics: Approach Modification]. Seriya dokladov ob ekonomicheskikh issledovaniyakh, no. 8 [Bank of Russia Working Paper Series wps8]. Moscow, Bank Rossii, 2016.
2. Badasen P., Isakov A., Khazanov A. *Sovremennaya denezhno-kreditnaya politika: obosnovannaya kritika ili tipichnye zabluzhdeniya ekspertnogo soobshchestva?* [Modern Monetary Policy: Relevant Criticism or Misunderstanding in the Expert Community?]. *Voprosy ekonomiki*, 2015, no. 6, pp. 128-142.
3. Borzykh O. *Kanal bankovskogo kreditovaniya v Rossii: otsenka s pomoshch'yu TVP-FAVAR modeli* [Bank Lending Channel in Russia: A TVP-FAVAR Approach]. *Prikladnaya ekonometrika* [Applied Econometrics], 2016, vol. 43, no. 3, pp. 96-117.
4. Drobysheskiy S., Kiyutsevskaya A., Trunin P. *Vozmozhnosti protsentnoy politiki tsentral'nykh bankov* [Scope of Interest Rate Policy of Central Banks]. *Ekonomicheskaya politika* [Economic Policy], 2018, vol. 13, no. 4, pp. 42-61.
5. Kreptsev D., Seleznev S. *Vliyanie stavok denezhnogo rynka na stavki po kreditam konechnym zaemshchikam* [The Impact of Money Market Interest Rates on Retail Interest Rates]. *Den'gi i kredit* [Russian Journal of Money and Finance], 2017, no. 9, pp. 18-27.
6. Mamonov M. *Kreditnyy kanal monetarnoy politiki v Rossii: mikroekonomicheskie otsenki dlya roznichnogo i korporativnogo segmenta kreditnogo rynka* [Lending Channel of Monetary Policy in Russia: Microeconomic Estimates for Retail and Corporative Segments of Credit Market]. *Zhurnal Novoy ekonomicheskoy assotsiatsii* [Journal of the New Economic Association], 2018, no. 1(37), pp. 112-144.
7. Pestova A. *Ob otsenke effektivov monetarnoy politiki v Rossii: rol' prostranstva okhvatyvaemykh shokov i izmeneniy rezhimov politiki* [On the Effects of Monetary Policy in Russia: The Role of the Space of Spanned Shocks and the Policy Regime Shifts]. *Voprosy ekonomiki*, 2018, no. 2, pp. 33-55.
8. Pestova A. *Rezhimy denezhno-kreditnoy politiki Banka Rossii: rekomendatsii dlya kolichestvennykh issledovaniy* [Monetary Policy Regimes in Russia: Guidelines for Further-quantitative Studies]. *Voprosy ekonomiki*, 2017, no. 4, pp. 38-60.
9. Sinelnikova-Muryleva E. *Analiz transmissiionnykh mekhanizmov denezhno-kreditnoy politiki banka Rossii v usloviyakh perekhoda k inflyatsionnomu targetirovaniyu* [Analysis of Transmission Mechanisms of Monetary Policy of the Bank of Russia in Conditions of Transition

- to Inflation Targeting]. Moscow, RANEPA, 2017. <ftp://w82.ranepa.ru/rnp/wpaper/041703.pdf>.
10. Ahmadi A., Uhlig H. Sign Restrictions in Bayesian FAVARs with an Application to Monetary Policy Shocks. *NBER Working Paper*, no. 21738, 2016.
  11. Ahn S., Horenstein A. Eigenvalue Ratio Test for the Number of Factors. *Econometrica*, 2013, vol. 81, no. 3, pp. 1203-1227.
  12. Bai J., Ng S. Determining the Number of Primitive Shocks in Factor Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2007, vol. 25, no. 1, pp. 52-60.
  13. Barigozzi M., Conti A., Luciani M. Do Euro Area Countries Respond Asymmetrically to the Common Monetary Policy? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2014, vol. 76, no. 5, pp. 693-714.
  14. Bernanke B., Boivin J., Elias P. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *Quarterly Journal of Economics*, 2005, vol. 120, no. 1, pp. 387-422.
  15. Charnavoki V., Dolado J. The Effects of Global Shocks on Small Commodity-Exporting Economies: Lessons from Canada. *American Economic Journal, Macroeconomics*, 2014, vol. 6, no. 2, pp. 207-237.
  16. Corsetti G., Dedola L., Leduc S. Optimal Monetary Policy in Open Economies. *Handbook of Monetary Economics*, 2010, vol. 3, pp. 861-933.
  17. Forni M., Gambetti L. The Dynamic Effects of Monetary Policy: A Structural Factor Model Approach. *Journal of Monetary Economics*, 2010, vol. 57, no. 2, pp. 203-216.
  18. Forni M., Giannone D., Lippi M., Reichlin L. Opening the Black Box: Structural Factor Models with Large Cross-Sections. *Econometric Theory*, 2009, vol. 25, no. 5, pp. 1319-1347.
  19. Fry B., Pagan A. Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review. *Journal of Economic Literature*, 2011, no. 49(4), pp. 938-960.
  20. Gali J., Monacelli T. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *Review of Economic Studies*, 2005, vol. 72, no. 3, pp. 707-734.
  21. Gertler M., Karadi P. Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, vol. 7, no. 1, pp. 44-76.
  22. Hallin M., Liska R. The Generalized Dynamic Factor Model: Determining the Number of Factors. *Journal of American Statistical Association*, 2007, vol. 102, no. 478, pp. 603-617.
  23. Jarocinski M. Responses to Monetary Policy Shocks in the East and the West of Europe: A Comparison. *Journal of Applied Econometrics*, 2010, vol. 25, pp. 833-868.
  24. Luciani M. Monetary Policy and the Housing Market: A Structural Factor Analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 2015, vol. 30, no. 2, pp. 199-218.
  25. Mallick S., Sousa R. Real Effects of Monetary Policy in Large Emerging Economies. *Macroeconomic Dynamics*, 2012, vol. 16, no. 2, pp. 190-212.
  26. Rafiq M., Mallick S. The Effect of Monetary Policy on Output in EMU3: A Sign Restriction Approach. *Journal of Macroeconomics*, 2008, vol. 30, pp. 1756-1791.
  27. Stock J. H., Watson M. W. Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors. *Journal of American Statistical Association*, 2002, vol. 97, no. 460, pp. 1167-1179.
  28. Stock J. H., Watson M. W. Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis. *NBER Working Papers*, no. 11467, 2014.
  29. Uhlig H. What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure. *Journal of Monetary Economics*, 2005, vol. 52, no. 2, pp. 381-419.