

Неожиданные шоки денежно-кредитной политики в России¹

Александр Тишин, Банк России²

tishinav@cbr.ru

В статье рассматривается трансмиссионный механизм денежно-кредитной политики в российской экономике. Ключевой вопрос исследования – влияние денежно-кредитной политики на макроэкономические показатели через обменные курсы валют. Я конструирую временной ряд для неожиданных шоков денежно-кредитной политики в российской экономике, используя метод высокочастотной идентификации. Во многих работах используются фьючерсы на процентные ставки, зависящие от денежно-кредитной политики, однако на российском финансовом рынке таких срочных контрактов нет. По этой причине я использую различные валютные фьючерсы – они ликвидны и могут свидетельствовать о настроениях на рынке. Я собираю данные об изменениях на валютном рынке в узком 30-минутном окне в дни принятия советом директоров Банка России решения по ключевой ставке. Затем я строю модель структурной векторной авторегрессии, чтобы показать влияние этих неожиданных шоков на макроэкономические переменные. В процессе идентификации я использую внешние инструменты, как Gertler and Karadi (2015). Наконец, я сравниваю результаты с результатами, полученными другими методами (разложением Холецкого). Я прихожу к выводу, что ужесточение денежно-кредитной политики значительно повышает ставку по облигациям; кроме того, его влияние на инфляцию проявляется не сразу, а с лагом в несколько месяцев.

Ключевые слова:

трансмиссия денежно-кредитной политики, внешние инструменты, высокочастотная идентификация, SVAR, валютные фьючерсы

JEL Codes: E31, E32, E43, E44, E52, E58

Цитирование:

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

doi: 10.31477/rjmf.201904.48

1. Введение

С 1990-х гг. роль процентной ставки как инструмента денежно-кредитной политики (ДКП) выросла на фоне перехода центральных банков к режиму инфляционного таргетирования. Во многих странах этот режим используется уже длительное время: так, Новая Зеландия начала применять его с 1990 г., а Канада – годом

¹ Я благодарен Константину Стирину за полезные комментарии и предложения, а также Валерию Черноокому и Константину Егорову за содержательные замечания. Все ошибки являются моими.

² Автор – выпускник Российской экономической школы (МАЕ'19), призер Конкурса экономических исследований студентов и аспирантов российских вузов Банка России и журнала «Деньги и кредит» 2019 г.

позже. Хороший обзор истории инфляционного таргетирования и современных принципов ДКП приводится в недавней книге Adrian et al. (2018).

Политика инфляционного таргетирования подразумевает активное использование центральным банком ставки ДКП, для того чтобы удержать инфляцию вблизи целевого уровня (таргета). В ситуации, когда, например, текущая (или прогнозируемая) инфляция превышает целевой уровень и центральный банк хочет поднять процентную ставку, ему нужно оценить последствия такой ДКП, то есть понять будущую траекторию других экономических показателей.

Банк России перешел к политике плавающего обменного курса в конце 2014 г.³ Инфляцию в среднесрочной перспективе было решено удерживать вблизи целевого показателя 4%. Роль ключевой ставки значительно выросла. В настоящей работе я оцениваю последствия изменений ключевой ставки Банком России, то есть показываю трансмиссионный механизм ДКП в российской экономике. Таким образом, основной вопрос исследования заключается в том, как решения в области ДКП влияют на будущую траекторию макроэкономических переменных.

Данная работа мотивирована следующими фактами. Во-первых, реакция финансовых и макроэкономических переменных представляет интерес для центрального банка, поскольку дает более точное понимание влияния ДКП. Во-вторых, в данной работе в отличие от других в качестве индикатора неожиданных шоков ДКП используется динамика обменного курса. Таким образом, валютный канал трансмиссионного механизма может быть альтернативным способом идентификации таких неожиданных шоков и их воздействия на экономику. Наконец, вопрос идентификации неожиданных шоков ДКП в России недостаточно хорошо изучен. Оценка эффектов ДКП в развивающихся странах может открыть новые области для исследований.

Вклад настоящей работы в литературу заключается в следующем. Во-первых, я составляю новый временной ряд неожиданных шоков ДКП в России, используя высокочастотные данные по валютным инструментам, такие как спотовые, фьючерсные и форвардные курсы. Во-вторых, я строю прокси – структурную векторную авторегрессию (Structural Vector Autoregression, SVAR), используя подход Gertler and Karadi (2015). Моя модель отличается от модели Gertler and Karadi (2015) тем, что я расширил ее до малой открытой экономики, добавив переменные, которые более характерны для открытой экономики, такие как обменный курс, торговый баланс и т. д.

В ходе исследования я столкнулся с рядом проблем. Российский финансовый рынок имеет не очень продолжительную историю. При этом за довольно короткий период времени он пережил много событий – от кризиса 2008 г. до изменения режима ДКП в 2014 г. Кроме того, у инвесторов на рынках сложилось свое мнение о том, заслуживает ли доверия ДКП Банка России. Также у них сложилось свое представление о будущей траектории ДКП. Хотя сегодня Банк России пытается проводить последовательную ДКП, в начале 2000-х гг. инвесторы, возможно, меньше верили в такую последовательность, что могло способствовать неожиданным шокам ДКП. Уже некоторое время в литературе классический способ идентификации неожиданных шоков ДКП основывался на разнице между фактической ключевой

³ См. пресс-релиз Банка России о параметрах курсовой политики:
https://www.cbr.ru/press/PR/?file=10112014_115454dkp2014-11-10T11_52_10.htm

ставкой, объявленной центральным банком, и консенсус-прогнозом экспертов. Однако этот подход не учитывает большое количество информации, доступной на высокочастотном финансовом рынке, и часто не показывает неожиданных шоков в ситуациях, когда консенсус-прогноз точно предсказывает фактическое решение. Можно было бы предположить, что если решение предсказуемо, то соответствующие ожидания уже включены в цену фьючерсов. Таким образом, когда это решение публикуется, мы и не должны увидеть ничего неожиданного. Однако рынок фьючерсов очень волатилен, и мы все же можем наблюдать некоторые изменения в момент публикации.

Работа имеет следующую структуру. Раздел 2 содержит обзор литературы. В Разделе 3 я описываю метод высокочастотной идентификации (High-Frequency Identification, HFI) и его теоретические предположения. Он базируется на идее идентификации шоков ДКП на основе внутридневных данных в узком окне вокруг времени наступления события ДКП, когда на рыночные цены может повлиять только информация о таком событии.

В Разделе 4 я описываю эконометрическую основу работы. Она базируется на оценивании SVAR-моделей, в которых я выделяю структурную инновацию – шок процентной ставки, используя метод инструментальных переменных. В качестве инструментов я использую неожиданные шоки ДКП, идентифицированные мною при помощи HFI.

Наиболее важная часть работы посвящена оценке ДКП Банка России. Ее результаты подробно описаны в Разделе 5. Для России я оцениваю базовую модель (модель закрытой экономики) и модель малой открытой экономики. В качестве внешних инструментов я использую спотовые обменные курсы, а также обменные курсы фьючерсов и форвардных контрактов с различными сроками погашения.

Раздел 6 содержит описание двух тестов на робастность. В первом я оцениваю мою модель на интервале до середины 2014 г. В этот период Банк России следовал политике управляемого плавающего обменного курса. Во втором тесте я «менял» дату принятия решения о ДКП. А именно – я рассчитывал неожиданные шоки днем ранее и днем позже фактической даты принятия решения. В этом тесте я попытался понять, отражают ли расчетные неожиданные шоки подлинные шоки рынка.

Я обнаружил, что ставки годовых государственных облигаций растут в ответ на ужесточение ДКП. Однако индекс потребительских цен (ИПЦ) и дополнительная премия по облигациям (Excess Bond Premium, EBP) ведут себя иначе. Эти переменные показывают контринтуитивную динамику. Когда Банк России поднимает ключевую ставку, ИПЦ растет и начинает снижаться лишь через несколько месяцев. EBP падает сразу.

Раздел 7 представляет собой заключение.

2. Обзор литературы

Стратегия HFI для оценки неожиданных шоков ДКП используется в целом ряде работ. Впервые этот метод применил Kuttner (2001), который использовал для оценки неожиданных шоков ДКП фьючерсные контракты FF1 – на ставку по федеральным фондам на текущий месяц (спотовые) – вблизи даты заседания Комитета по операциям на открытом рынке (Federal Open Market Committee, FOMC)

Федеральной резервной системы (ФРС). Он обнаружил, что отклик на ожидаемые изменения ставки по федеральным фондам был очень слабым, а на неожиданные – высоким и статистически значимым.

В другой известной работе, Romer and Romer (2004), для конструирования показателя неожиданных шоков, который не зависит от информации о будущем состоянии экономики, используется нарративный метод наряду с анализом внутренних прогнозов ФРС (Greenbook). Авторы фиксируют значимый отклик инфляции и безработицы на неожиданные шоки.

Еще одна интересная работа принадлежит Gürkaynak et al. (2005). Ее основное отличие от предыдущих исследований заключается в использовании для идентификации шоков набора инструментов, включая доходность фьючерсов на ставку федеральных фондов на текущий месяц (FF1) и на три месяца вперед (FF4), а также фьючерсов на ставку по евродолларовым депозитам на шесть и девять месяцев и на год вперед (ED2, ED3, ED4) в даты объявления решений FOMC. Gürkaynak et al. (2005) заключают, что заявления и фактические действия в области ДКП оказывают разное влияние на финансовый рынок. Многие авторы продолжают развивать этот подход: например, Swanson (2017) изучает воздействие заявлений о намерениях (forward guidance) ФРС и масштабного выкупа активов в 2009–2015 гг. Кроме того, экономисты изучают неожиданные шоки ДКП не только в контексте США или Европы. Например, Pescatori (2018) анализирует коммуникации Центрального банка Чили в сфере ДКП. Он приходит к выводу, что заявления о намерениях представляют собой эффективный инструмент ДКП, и отмечает, что ужесточение ДКП ведет к спаду экономики, что совпадает с выводами других авторов.

Самая известная работа по HFI написана Gertler and Karadi (2015). В ней авторы используют фьючерсы на ставку федеральных фондов на три месяца вперед. Эти данные отражают ожидания рынка относительно будущей траектории целевой ставки. Авторы строят SVAR-модель и обнаруживают значимый отклик выпуска и инфляции. Кроме того, они показывают, что заявления о намерениях являются важным инструментом современной ДКП. Cesa-Bianchi et al. (2016) провели аналогичное исследование для экономики Великобритании. Они применяют подход Gertler and Karadi (2015) для модели малой открытой экономики и конструируют временной ряд неожиданных шоков ДКП для Великобритании. Авторы показывают, что повышение процентной ставки ведет к снижению экономической активности и укреплению номинального обменного курса.

Многие исследователи пытаются работать с экономическими прогнозами и рыночными ожиданиями. Nakamura and Steinsson (2018) строят модель, в которой ФРС США может влиять на мнение рынка не только о будущей траектории ДКП, но и о других макроэкономических переменных. Они показывают, что заявления о намерениях становятся очень важным инструментом ДКП. Согласно Justiniano et al. (2012), заявления о намерениях помогают ФРС дольше удерживать процентные ставки на нулевом уровне. Cieslak and Schrimpf (2019) демонстрируют, что новости центральных банков, не связанные с ДКП, также играют очень важную роль в их коммуникации с рынком. Финансовые рынки реагируют на новости центральных банков, не относящиеся к сфере ДКП.

Наконец, продолжают развиваться методы оценки неожиданных шоков ДКП. Zhang (2018) показывает, что предыдущие оценки неожиданных шоков ДКП по-

ложительно коррелируют с консенсус-прогнозом Blue Chip по инфляции и отрицательно – с прогнозом по безработице. Такая корреляция контринтуитивна, поскольку повышение FOMC ставок по федеральным фондам является сигналом для рынка о том, что инфляция превышает равновесный уровень, а безработица находится ниже этого уровня. Исследование предлагает новый способ оценки шоков ДКП, который корректно коррелирует с этими показателями.

Способ идентификации шоков при помощи внешних инструментов, предложенный Gertler and Karadi (2015), предполагает, что коэффициенты в модели являются постоянными величинами. Однако на длительных периодах высока вероятность изменения принципов ДКП. Следующий этап в развитии данного вида моделей – изменяющиеся во времени параметры (Time-Varying Parameter Vector Autoregression, TVP-VAR). Например, Paul (2019) использует высокочастотные шоки и TVP-VAR модель для оценки влияния ДКП на цены активов и экономические переменные (в том числе биржевые котировки, цены на жилье, ИПЦ, индекс промышленного производства (ИПП) и т. д.). Автор считает, что эффекты ДКП не являются стабильными, а меняются во времени.

3. Высокочастотная идентификация (HFI)

Данная работа основана на двух важных методах: HFI и SVAR. В этом разделе я рассматриваю процесс HFI, а в следующем – основные принципы SVAR.

Я конструирую ряд неожиданных шоков ДКП на основе внутридневных и дневных данных. HFI-подход предполагает, что для идентификации шоков нужно смотреть на изменения, произошедшие на небольших временных интервалах, как у Gertler and Karadi (2015). Я определяю неожиданные шоки ДКП, используя формулу:

$$s_m = \frac{p_{m+20} - p_{m-10}}{p_{m-10}}, \quad (1)$$

$$s_d = \frac{p_d - p_{d-1}}{p_{d-1}}, \quad (2)$$

где $s_{m/d}$ – оцениваемый шок (нижний индекс d обозначает дневные данные, m – внутридневные данные), а $p_{m/d}$ – цена актива в день d или в минуту m . При использовании внутридневных данных я определяю неожиданные шоки ДКП как доходность актива в 30-минутном окне (от 10 минут до события ДКП до 20 минут после этого события). Некоторые авторы, например Ferrari et al. (2016), усредняют цены в этом интервале. При использовании дневных данных я определяю неожиданные шоки как дневную доходность по активу (на конец дня наступления события ДКП относительно предыдущего дня).

Эти неожиданные шоки ДКП должны показывать непредвиденные изменения на рынках, как описывают Cesa-Bianchi et al. (2016), а именно:

$$s_t = \epsilon_t^{mp} + v_t, \quad (3)$$

$$\mathbb{E}[v_t | \epsilon_t^{mp}] = 0, \quad (4)$$

где ϵ_t^{mp} – подлинный неожиданный шок ДКП, а v_t – шум.

Эти уравнения означают, что я оцениваю неожиданный шок s_t со случайной ошибкой v_t , не зависящей от подлинного шока ДКП ϵ_t^{mp} . Поэтому процесс идентификации предполагает два очень важных допущения (Cesa-Bianchi et al., 2016):

1. $E[v_t|x] = 0$ – фоновый шум не зависит от состояния макроэкономики x для любого t .

2. $\text{Var}[v_t] \simeq 0$ – вероятность того, что этот шок ненулевой, очень мала (шок нулевой меры).

К сожалению, данная работа не включает в себя формальную проверку этих предположений (например, тест на сверхидентифицирующие ограничения). Однако использование этих допущений оправдано экономической интуицией. Относительно первого допущения интуитивно понятно, что HFI помогает отличить шок ДКП от остальных, поскольку в узком 30-минутном окне единственной значимой новостью на рынках является принятие решения в рамках ДКП. Эта логика хуже применима в случае дневных данных, поскольку в течение биржевого дня на рынки поступает множество новостей. Тем не менее, если оценивать релевантность различных финансовых новостей, новости, относящиеся к ДКП, всегда будут очень важными. Например, в информационном терминале Thomson Reuters Eikon такие новости отмечаются как крайне важные. Таким образом, я могу предположить, что при оценке неожиданных шоков ДКП на дневных данных уровень шума будет выше по сравнению с оценкой на внутридневных данных.

Обратимся ко второму допущению. Здесь речь идет о вероятности шока, не связанного с ДКП. Я предполагаю при оценке шоков ДКП, что вероятность других шоков очень мала. В этой ситуации очень помогает использование узкого окна. При оценке события в 30-минутном окне наступление в этом интервале какого-либо еще события представляется менее вероятным. Для дневных данных это не совсем так, однако это допущение все же можно использовать.

4. Эконометрическая основа

В этом разделе я описываю эконометрическую основу, которую я использую для описания трансмиссионного механизма. Я придерживаюсь подхода, реализованного в работах Cesa-Bianchi et al. (2016) и Kilian (2011). Я оцениваю SVAR-модель при помощи внешних инструментов, чтобы выделить инновации ДКП. Этот подход достаточно распространен в современной экономической литературе.

Эта стратегия идентификации предполагает, что я получаю оценку остатков приведенной формы векторной авторегрессии (VAR), затем с помощью метода инструментальных переменных рассчитываю матрицу коэффициентов для шоков в структурной форме и, наконец, рассчитываю функции импульсного отклика (Impulse Response Functions, \mathcal{IRFs}). В более длительных интервалах я могу вычислить \mathcal{IRFs} методом последовательных приближений. Этот процесс подробно описан ниже.

Рассмотрим следующую SVAR-модель и ее приведение:

$$AY_t = BY_{t-1} + C\epsilon_t, \quad (5)$$

$$A^{-1}AY_t = A^{-1}BY_{t-1} + A^{-1}C\epsilon_t, \quad (6)$$

$$Y_t = DY_{t-1} + F\epsilon_t, \quad (7)$$

$$Y_t = DY_{t-1} + u_t, \quad (8)$$

где Y_t – вектор эндогенных переменных размерностью $(m \times 1)$, D – матрица коэффициентов приведенной формы модели размерностью $(m \times m)$, ϵ_t – структурные шоки, u_t – вектор ошибок приведенной формы размерностью $(m \times 1)$. Цель – найти матрицу F ; отметим, что матрица A может быть единичной. Кроме того, мы знаем, что $\sum \epsilon = I$, $\sum u \neq I$.

Отметим, что уравнение (8) является приведенной формой, то есть VAR-моделью. Также известно, что любая VAR(p)-модель может быть записана как VAR(1). Таким образом, эти упрощения не играют особой роли.

Далее разделим переменные Y_t на переменную, которая нам особенно интересна, например p_t , и остальные переменные X_t :

$$Y_t = \begin{pmatrix} p_t \\ X_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} d_{11} & D_{12} \\ D_{21} & D_{22} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} p_{t-1} \\ X_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} f_{11} & F_{12} \\ F_{21} & F_{22} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t^p \\ \epsilon_t^x \end{pmatrix}, \quad (9)$$

где d_{11} и f_{11} – скалярные величины, D_{12} и F_{12} – векторы размерностью $(1 \times m - 1)$, D_{21} и F_{21} – векторы $(m - 1 \times 1)$, D_{22} и F_{22} – векторы $(m - 1 \times m - 1)$, ϵ_t^p – структурные шоки для интересующей нас переменной и ϵ_t^x – структурные шоки остальных переменных.

Теперь мы легко можем найти \mathcal{IRF} s как производные по структурным шокам и методом последовательных приближений вычислить \mathcal{IRF} s для шага n .

$$\begin{bmatrix} \mathcal{IRF}_0^p \\ \mathcal{IRF}_0^x \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f_{11} \\ F_{21} \end{bmatrix} \Rightarrow \quad (10)$$

$$\begin{bmatrix} \mathcal{IRF}_0^p \\ \mathcal{IRF}_0^x \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ \frac{F_{21}}{f_{11}} \end{bmatrix} \Rightarrow \quad (11)$$

$$\begin{bmatrix} \mathcal{IRF}_n^p \\ \mathcal{IRF}_n^x \end{bmatrix} = D^{n-1} \begin{bmatrix} \mathcal{IRF}_{n-1}^p \\ \mathcal{IRF}_{n-1}^x \end{bmatrix}, \text{ для } n = 2, \dots, N. \quad (12)$$

Важно, что для того, чтобы найти \mathcal{IRF} s для одной переменной ϵ_t^p , не нужно оценивать все коэффициенты матрицы F , достаточно оценить только первый столбец.

Для вычисления \mathcal{IRF} s нужно получить f_{11} , F_{21} и D . Чтобы оценить D , достаточно просто произвести оценивание приведенной формы VAR-модели и найти матрицу расчетных коэффициентов \hat{D} . Но есть более совершенный способ оценивания f_{11} и F_{21} . Здесь я использую метод внешних инструментов.

Предположим, что у меня есть инструмент Z_t ($z \times 1$), $z \leq m$. Количество наблюдений данного инструмента z может быть меньше количества наблюдений m , но даже в этом случае мы можем оценить f_{11} и F_{21} .

Хороший инструмент должен отвечать двум условиям. Во-первых, он должен коррелировать с переменной, которую я измеряю (ϵ_t^p). Во-вторых, он не должен коррелировать с другими шоками (ϵ_t^X).

$$\mathbb{E}[\epsilon_t^p Z_t] \neq 0, \quad (13)$$

$$\mathbb{E}[\epsilon_t^X Z_t] = 0. \quad (14)$$

Однако я не наблюдаю структурную переменную ϵ_t , я могу только оценить \hat{u}_t . Тем не менее я знаю, что $D\epsilon_t = u_t$, следовательно, u_t – мера оценки подлинной ϵ_t , поэтому я могу применить двухступенчатый метод наименьших квадратов (Two-Stage Least Squares, 2SLS) для u_t^X по u_t^p , используя инструменты Z_t . Для этого я оцениваю приведенную форму модели, получаю оценку остатков \hat{u}_t и использую их в 2SLS:

$$\hat{u}_t^p = \beta Z_t + \mu_t, \quad (15)$$

чтобы получить оцененные значения $\bar{\hat{u}}_t^p$, а затем регрессировать \hat{u}_t^X по $\bar{\hat{u}}_t^p$ и найти $\frac{\hat{F}_{21}}{\hat{f}_{11}}$:

$$\hat{u}_t^X = \frac{F_{21}}{f_{11}} \bar{\hat{u}}_t^p + \eta_t. \quad (16)$$

Наконец, когда я оцениваю $\frac{\hat{F}_{21}}{\hat{f}_{11}}$ и \hat{D} , я легко могу получить \mathcal{IRFs} , как показано в уравнениях (11) и (12). Логика, лежащая в основе этой схемы идентификации, заключается в следующем. Я использую внешние данные для оценки структурных параметров VAR-модели и таким способом пытаюсь учесть вариации шоков ДКП, обусловленные экзогенными факторами.

5. Неожиданные шоки ДКП в России

В данном разделе я провожу анализ для России. Российский финансовый рынок значительно отличается от рынка США. Несмотря на важную роль ДКП в России, у нас нет ликвидных инструментов на основе процентной ставки. Наиболее близкие инструменты – это MIACR (среднемесячные фактические ставки по кредитам, предоставленным московскими банками) и MosPrime (индикативная ставка по рублевым депозитам на московском денежном рынке). Однако эти ставки рассчитываются лишь на ежедневной основе и носят главным образом индикативный характер. Кроме того, фьючерсы по этим ставкам весьма неликвидны. Поэтому я оцениваю неожиданные шоки ДКП при помощи других инструментов.

5.1. Данные

Я оцениваю SVAR-модель на данных за период с декабря 2002 г. по октябрь 2018 г. Выбор декабря 2002 г. в качестве начальной точки обусловлен доступ-

ностью данных. Используемые временные ряды включают несколько важных событий, в том числе два кризиса (2008 и 2014 гг.) и изменение курсовой политики Банка России. Эти вопросы будут рассмотрены ниже.

5.1.1. События ДКП

Даты проведения заседаний совета директоров Банка России за 2008–2018 гг. взяты с официального сайта Банка России (Bank of Russia, 2018). Таких дат около 100. Далее следует более детальное обсуждение ДКП Банка России.

История Банка России непродолжительна⁴, однако за это время он прошел несколько этапов формирования современной ДКП. С 1999 по 2014 г. Банк России применял режим управляемого плавающего обменного курса. Он был необходим, чтобы сгладить неожиданные шоки для российской экономики. Со временем коридор колебаний обменного курса расширялся и в августе 2014 г. составлял 9 руб. С 10 ноября 2014 г. Банк России решил перейти на полностью плавающий обменный курс.

Что касается событий ДКП, Банк России публикует только пресс-релизы о решениях в сфере ДКП, а позже в тот же день – отчет о ДКП. Начиная с 2014 г. публикация Банком России решений в сфере ДКП происходит в 13:30 по московскому времени. Это новая для Банка России традиция: до 2014 г. решения по ДКП публиковались хаотично, а в первые годы – вообще нерегулярно. Это может быть вероятным источником проблем в дальнейшем.

5.1.2. Инструменты

Данные об обменном курсе и форвардных курсах получены с помощью Thomson Reuters Datastream (Datastream, 2018), я также использовал внутрисдневные данные Finam (Finam, 2018), чтобы найти цену фьючерсов для неожиданных шоков ДКП. Также я использую данные Московской биржи для месячных SVAR (Moscow Exchange, 2018).

Поскольку российский финансовый рынок много меньше рынка США и у нас нет деривативов на процентную ставку, я пытаюсь уловить неожиданные шоки ДКП в реакции валютного рынка, а именно – в изменениях спотового, форвардного и фьючерсного курсов USD/RUB. Дополнительно я использую инструменты, привязанные к индексам, а именно фьючерсы на индексы MOEX и RTS. Я выбрал эти инструменты из-за их ликвидности.

Кроме того, я использую макроэкономические данные Thomson Reuters Datastream (Datastream, 2018) и данные Росстата (Federal State Statistics Service, 2018) по ключевым макроэкономическим переменным, а также данные МВФ (International Monetary Fund, 2017) по мировым экономическим показателям, таким как цены на нефть.

Важное отличие моих данных состоит в том, что в качестве ЕБР я беру спред между чистой ценой государственных и корпоративных облигаций. Чистая цена – это цена облигации за вычетом начисленных процентов. В оригинальной работе Gilchrist and Zakrajsek (2012) авторы очищают этот спред от премии за риск дефолта. Такая очистка не является очевидной процедурой и, к сожалению, не входит в рамки данной работы; я использую ЕБР, включающую премию за риск дефолта.

⁴ См. историю курсовой политики Банка России: http://cbr.ru/DKP/exchange_rate/fx_policy_hist/

Выбор переменных для модели малой открытой экономики также представляется непростой задачей. Мой выбор основан на работе Cesa-Bianchi et al. (2016); кроме того, я добавляю новые экзогенные переменные, такие как цена на нефть и индекс волатильности.

Самые ликвидные фьючерсы на российском финансовом рынке – это валютные фьючерсы и фьючерсы на индексы фондового рынка. Для фьючерсов я использую и дневные, и внутридневные данные. Объем торгов за сутки показан в Табл. 1 (на январь 2019 г.). Другой важный источник инструментов также связан с валютой: это спотовый обменный курс и фьючерсный (форвардный) обменный курс. Важное различие между ними заключается в том, что в цену фьючерсов могут быть заложены ожидания инвесторов касательно будущих событий; а спотовый обменный курс – это цена на сегодняшний день.

Таблица 1. Объемы фьючерсных торгов

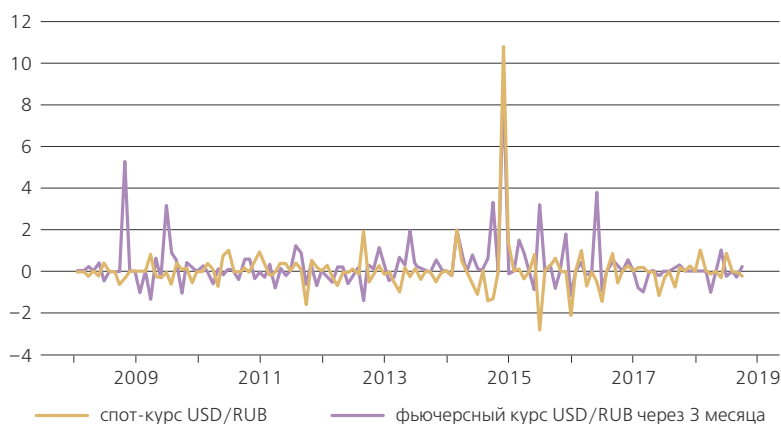
Контракт	Объем торгов, контракты	Количество сделок
Фьючерсы (всего)	3 511 249	664 391
RTS-3.19 (фьючерсы RTS)	244 430	108 540
MIX-3.19 (фьючерсы MOEX)	19 597	11 902
Si-3.19 (фьючерсы USD/RUB)	1 270 586	251 340
Eu-3.19 (фьючерсы EUR/RUB)	71 033	20 062

Примечание: истечение срока действия контрактов данных фьючерсов – март 2019 г.

Источник: *Moscow Exchange* (2018)

В данной работе я конструирую временной ряд неожиданных шоков ДКП в России на основе динамики спотовых и фьючерсных (форвардных) курсов. Создание этого ряда происходит по схеме, описанной в Разделе 3. Я вычисляю 30-минутную (или дневную) доходность в день принятия решения по ДКП, а затем агрегирую ее на месячном уровне. Если в течение одного месяца имело место несколько шоков, они суммируются; если в текущем месяце шоков не было, их величина в этом месяце считается равной 0. Например, на Рис. 1 показан ряд неожиданных шоков, полученный с использованием: 1) спот-курса USD/RUB и 2) фьючерсного курса USD/RUB через 3 месяца. Оба графика рассчитаны на основе дневных данных.

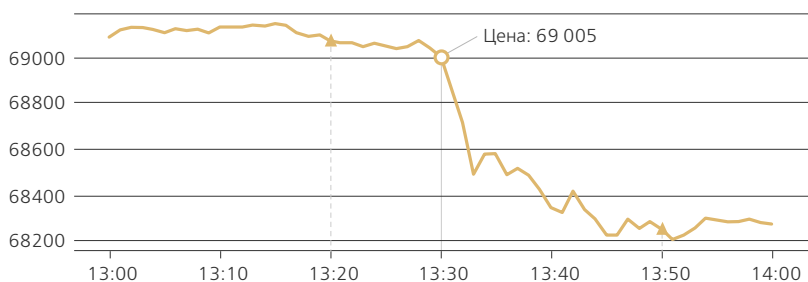
Рисунок 1. Неожиданные шоки ДКП в России



На Рис. 1 можно отметить резкий пик в конце 2014 г. Это был день, когда Банк России принял решение о повышении ключевой ставки до 17%, – 16 декабря 2014 г. Видно также, что волатильность фьючерсов USD/RUB выше, чем спотовых курсов. Кроме того, в некоторые даты оценка, полученная на основе фьючерсов, имеет обратную направленность по сравнению с оценкой на основе спотовых курсов. Иногда доходность по спотовым и фьючерсным сделкам разнонаправлена. С моей точки зрения, это связано с тем, что инвесторы на рынке меняют свои ожидания относительно будущей траектории ДКП и закладывают эти ожидания в цену фьючерсов, тогда как спот-цена показывает только цену сегодняшней сделки.

Рисунок 2. Неожиданные шоки ДКП поминутно

(а) Шок ДКП 14 сентября 2018 г.: повышение ставки на 0,25%, новая ставка – 7,5%



(б) Шок ДКП 10 июня 2016 г.: снижение ставки на 0,5%, новая ставка – 10,5%



Можно возразить, что решения Банка России очень предсказуемы, особенно за день, а тем более за 10 минут до заседания совета директоров. Если это утверждение верно, то цены должны корректироваться в момент, когда рынок понимает предстоящее решение ДКП. Иными словами, цены должны значительно измениться перед заседанием, а в день или в минуты непосредственно до или после заседания изменений быть не должно. На Рис. 2 показаны цены трехмесячных фьючерсов USD/RUB в некоторые дни заседаний совета директоров. На этих графиках круглые отметки показывают время публикации решения по ключевой ставке. Левый тре-

угольник соответствует цене за 10 минут до публикации решения, а правый треугольник – цене через 20 минут после публикации. Как можно видеть, на обоих графиках до публикации решения цена фьючерсов практически не меняется, а после публикации начинает колебаться. Это означает, что финансовый рынок реагирует на изменение ключевой ставки.

5.2. Результаты

Россия – малая открытая экономика, поэтому для ее моделирования нельзя использовать без корректировки VAR-модели, созданные изначально для экономики США. Тем не менее я начинаю с оценивания базовой модели, аналогичной модели в работе Gertler and Karadi (2015), и распространяю ее до модели открытой экономики, используя идеи Cesa-Bianchi et al. (2016) и добавляя специфические для России переменные, такие как цены на нефть и российский индекс волатильности (Russian Volatility Index, RVI).

Все базовые SVAR-модели оцениваются на одном и том же интервале – с декабря 2002 г. по октябрь 2018 г. без исключения различных кризисных периодов, как, например, 2008 и 2014 гг. Базовые SVAR-модели всегда включают 12 лагов и константу. Это помогает отразить в модели отсроченные эффекты трансмиссии ДКП, например реакцию ИПЦ, которая может произойти только через несколько месяцев после изменения ставки ДКП.

Затем я оцениваю спецификации для модели открытой экономики. Я использую данные за период с января 2006 г. по октябрь 2018 г. и включаю от 2 до 8 лагов (количество лагов указано в названиях соответствующих графиков в Разделе 5.2.2). Уменьшение лагов обусловлено коротким временным рядом, имеющимся у меня по российской экономике. Кроме того, при переходе к модели открытой экономики резко возрастает количество коэффициентов, и это еще одна причина, по которой количество лагов пришлось уменьшить.

Все *IRFs* показывают влияние ужесточения ДКП; а именно они отражают последствия повышения процентной ставки на 25 базисных пунктов. Я всегда использую только один инструмент (инструменты указаны в названиях графиков). Пунктирная линия обозначает 95%-ные бутстрапированные доверительные интервалы, полученные по методу так называемого дикого бутстрапа (wild bootstrap approach).

Для оценивания VAR-моделей я использовал программу Matlab с инструментарием, разработанным Cesa-Bianchi (2015). Для каждой VAR-модели я указываю значение F-статистики первого этапа, а также значения информационных критериев. Согласно Stock and Yogo (2005), для эффективных инструментов F-статистика первого этапа должна быть больше 10. Для информационных критериев также существует простое правило: чем ниже их значение, тем лучше. Однако мы можем сравнивать модели с одинаковым набором переменных у.

В базовой модели я использую ставки годовых государственных облигаций, логарифм ИПЦ (индекс, 2010 = 100), логарифм ИПП (индекс, 2010 = 100) и EBP. Я не использую экзогенные переменные. Для открытой экономики я добавляю в различных спецификациях реальный (Real Effective Exchange Rates, RER) и номинальный (Nominal Effective Exchange Rates, NER) эффективные обменные кур-

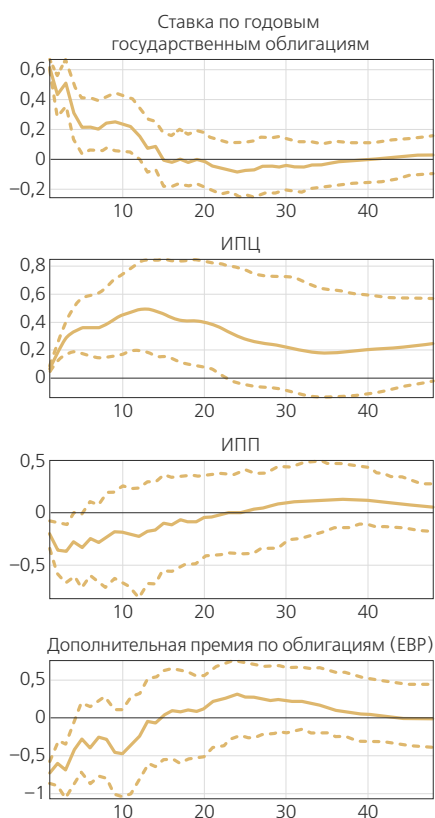
сы, экспорт и импорт, торговый баланс как разницу между экспортом и импортом, цены на нефть и RVI как индекс волатильности финансового рынка. В некоторых спецификациях я использую цены на нефть и индекс волатильности в качестве экзогенных переменных. Кроме того, некоторые из указанных рядов (ИПЦ, ИПП) я использую в уровнях, что может вызвать вопросы о стационарности; так, Stock and Watson (2016) пишут, что в таком случае получаются просто кумулятивные *JRFs*. Для краткости я не описываю здесь все модели, поскольку они демонстрируют более или менее одинаковые результаты.

5.2.1. Закрытая экономика

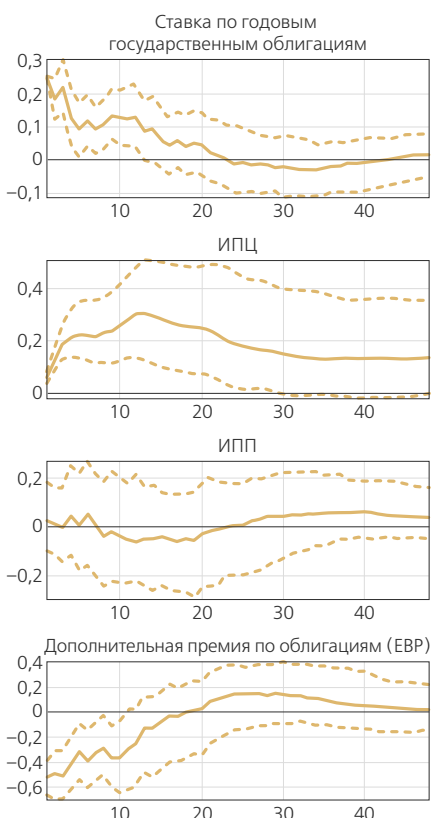
Рассмотрим более подробно результаты базовой модели. На Рис. 3 показаны разложение Холецкого (3а) и метод идентификации при помощи внешних инструментов (3б), точнее, в качестве инструмента использован спотовый курс USD/RUB.

Рисунок 3. Базовая модель, разложение Холецкого и обменный курс USD/RUB

(а) Разложение Холецкого



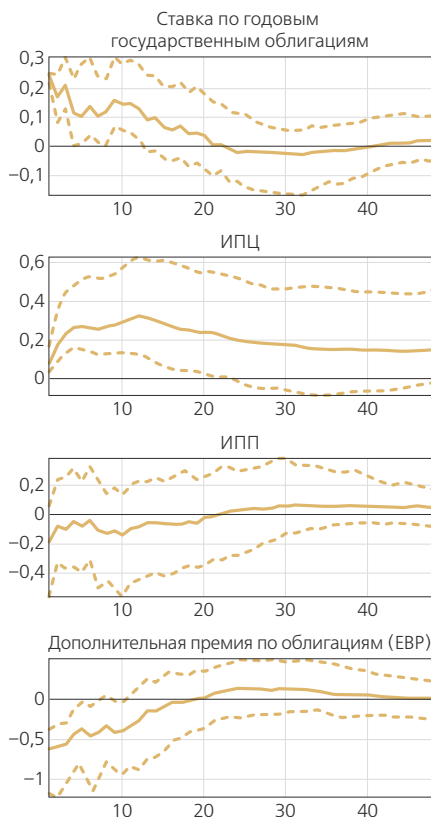
(б) Обменный курс USD/RUB



Первый этап регрессии, F-статистика: 32,21
 Байесовский информационный критерий: -307,69
 Критерий Акаике: -314,05

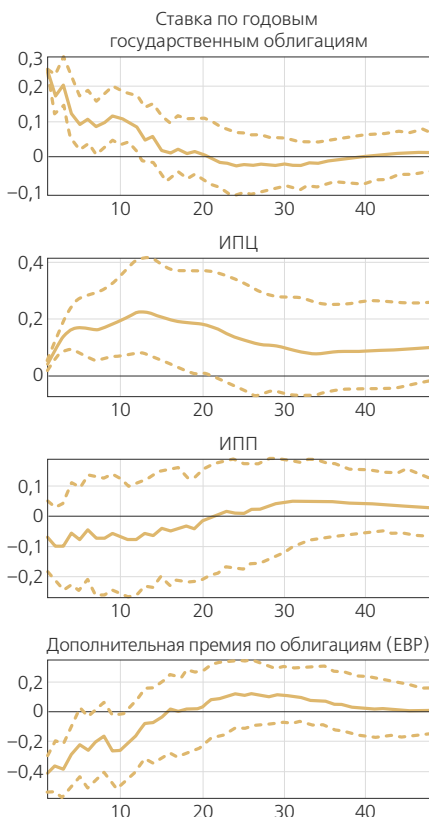
Рисунок 4. Базовая модель, трехмесячные фьючерсы на пару USD/RUB, минутные и дневные данные

(а) Неожиданные шоки ДКП, рассчитанные по минутным данным



Первый этап регрессии, F-статистика: 6,54
Байесовский информационный критерий: –268,98
Критерий Акаике: –274,89

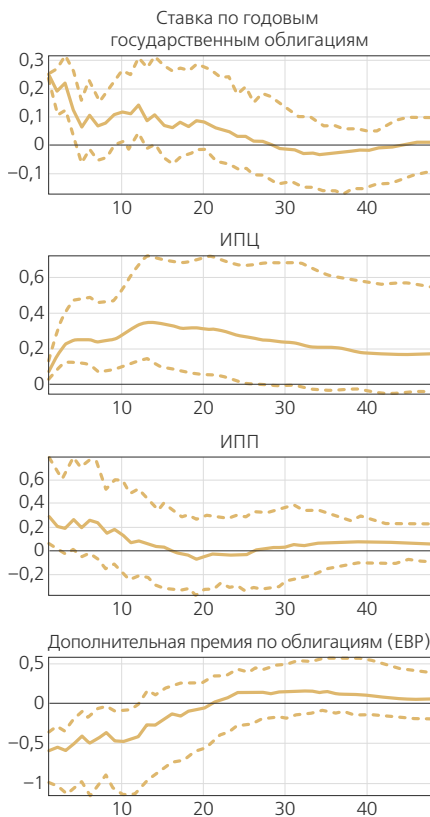
(б) Неожиданные шоки ДКП, рассчитанные по дневным данным



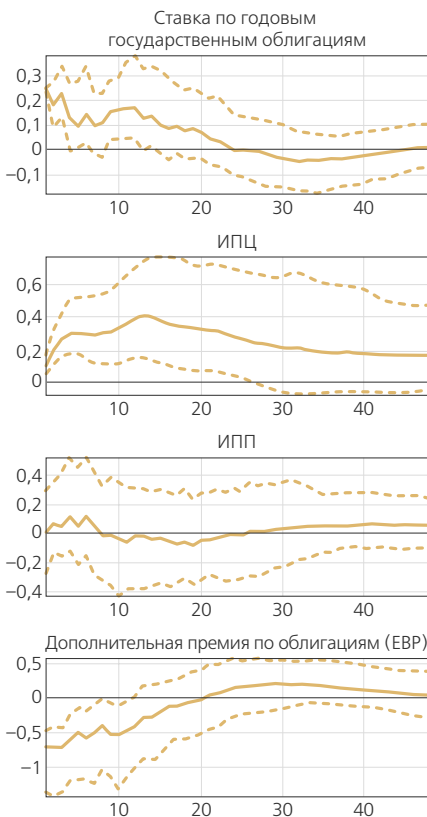
Первый этап регрессии, F-статистика: 40,93
Байесовский информационный критерий: –300,39
Критерий Акаике: –306,75

В отличие от результатов по США, полученных Gertler and Karadi (2015), в нашем случае результаты обоих способов идентификации практически одинаковы. Мы видим сильный статистически значимый рост ставок годовых государственных облигаций. ИПЦ демонстрирует статистически значимый отклик в виде перевернутой U-кривой, то есть сначала он растет, а затем снижается. EBP падает, и это падение статистически значимо. Изменения ИПП статистически незначимы. F-статистика первого этапа равна 32, это высокий показатель.

Однако эти результаты контринтуитивны. Изменения макроэкономических переменных не соответствуют теории. Например, если инфляция превышает целевой уровень, центральный банк повышает ключевую ставку. Следовательно, мы рассчитываем увидеть снижение инфляции. Однако она продолжает расти еще примерно в течение года после шока ДКП.

Рисунок 5. Базовая модель, форвардные контракты и фьючерсы**(а) Трехмесячные форвардные контракты на пару EUR/RUB**

Первый этап регрессии, F-статистика: 5,42
 Байесовский информационный критерий: -195,81
 Критерий Акаике: -201,25

(б) Трехмесячные фьючерсы на пару EUR/RUB

Первый этап регрессии, F-статистика: 9,68
 Байесовский информационный критерий: -191,76
 Критерий Акаике: -197,19

Возможно, проблема в том, что я использую дневные спотовые курсы. Они показывают цены на сейчас и маловероятно, чтобы хорошо отражали информацию о будущих событиях. Однако, даже если я использую в качестве внешних инструментов трехмесячные фьючерсы на пару USD/RUB, результаты меняются незначительно.

На Рис. 4 показаны $IRFs$, рассчитанные на основе внутридневных (4а) и дневных (4б) данных по фьючерсам. Использование внутридневных данных не улучшает результаты. Для внутридневных данных значение F-статистики составляет всего 6,54, что говорит о слабости данного инструмента. Кроме того, эти результаты очень чувствительны к выбору окна. Например, если взять 20-минутное окно (10 минут до и 10 минут после заседания совета директоров), результаты будут еще хуже. То есть чем больше окно, тем лучше результаты. Например, при суточном

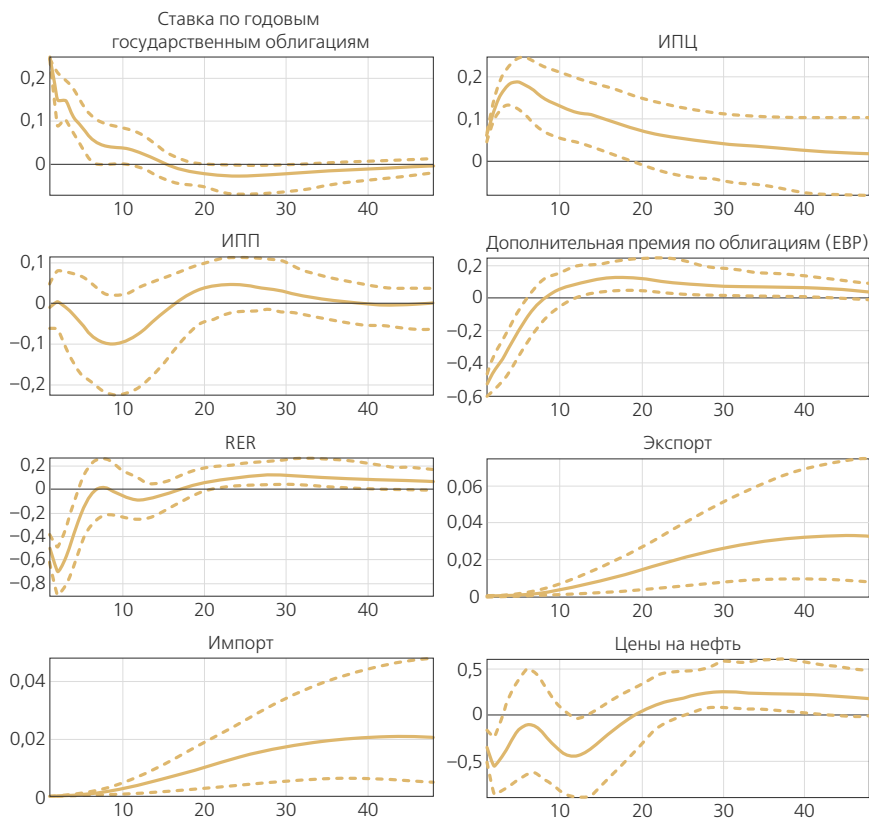
окне значение F-статистики превышает 40. При этом $IRFs$ показывают такую же динамику, как и в предыдущем случае.

Наконец, сравним результаты использования в качестве инструментов фьючерсных и форвардных контрактов. На Рис. 5 показаны $IRFs$ для трехмесячных форвардных контрактов на пару EUR/RUB (5a) и трехмесячных фьючерсов на пару EUR/RUB (5b). Мы видим ту же динамику, что и в обоих предыдущих случаях. ИПЦ значительно растет, а затем снижается. ЕВР падает, и это падение статистически значимо. Ставки по годовым государственным облигациям растут. Значение F-статистики составляет около 10 для фьючерсов и около 5 для форвардных контрактов, что значительно меньше, чем для спотовых и фьючерсных курсов USD/RUB. Результаты остальных инструментов не лучше.

5.2.2. Открытая экономика

Обратимся теперь к моделям малой открытой экономики. В данном разделе я также оцениваю различные спецификации моделей; все они показывают более или менее одинаковые результаты. Ниже я привожу наиболее интересные примеры.

Рисунок 6. Модель открытой экономики, обменный курс USD/RUB, 2 лага



Первый этап регрессии, F-статистика: 35,63
Байесовский информационный критерий: -350,11
Критерий Акаике: -356,48

В модели открытой экономики я добавляю такие новые переменные, как эффективные обменные курсы RER и NER (индекс, 2010 = 100), экспорт и импорт (индекс, 2010 = 100) и их разность – торговый баланс. В некоторых спецификациях я использовал спотовые цены на нефть и RVI как релевантные для российской экономики переменные. Следует отметить, что индекс RVI – новый инструмент на российском финансовом рынке, он появился только в 2013 г. Его предшественником был индекс волатильности фондовой биржи РТС – индекс RTSVX, который рассчитывался в период с 2006 по 2013 г. В этой работе я комбинирую оба индекса, чтобы получить более длинные временные ряды. Для простоты этот «искусственный» индекс я также обозначаю как RVI. Все эти временные ряды являются помесечными, при необходимости – с сезонной корректировкой и корректировкой на инфляцию.

На Рис. 6 показаны результаты спецификаций с использованием RVI в качестве экзогенной переменной и цен на нефть в качестве эндогенной переменной. Здесь я использую всего два лага. На данном рисунке хорошо видна проблема короткого временного ряда. Доверительные интервалы для VAR-модели с двумя лагами гораздо меньше, а графики плавнее, но вместе с тем мы, вероятно, теряем важную информацию, в случае если связь между переменными возникает раньше чем в течение двух месяцев.

Тем не менее $IRFs$ в этом случае очень похожи на полученные для модели закрытой экономики. Ставки по государственным облигациям статистически значительно растут. ИПЦ растет, а затем снижается, эти изменения также статистически значимы. ЕВР и RER статистически значительно снижаются. Экспорт и импорт начинают расти только через восемь месяцев. Значение F-статистики первого этапа по-прежнему высоко. Кроме того, очевидно, что цена на нефть влияет на российскую экономику и не зависит от ДКП. То есть мы можем использовать ее в качестве экзогенной переменной. Также мы можем уменьшить размерность модели, если вместо экспорта и импорта использовать торговый баланс (разность экспорта и импорта).

На Рис. 7 показаны результаты использования RVI и цен на нефть в качестве экзогенных переменных. Мы видим, что изменился отклик по меньшей мере двух переменных. Теперь отклик ИПЦ имеет равномерно синусоидальный характер, то есть периоды роста сочетаются с периодами спада, однако эффект оказывается статистически незначимым. График отклика ИПЦ также изменился. В базовой спецификации он имел вид перевернутой U-кривой. Однако в модели открытой экономики снижение ИПЦ происходит гораздо раньше и более резко, чем в базовой модели. Это согласуется с идеей о том, что ИПЦ реагирует на ужесточение ДКП лишь спустя несколько месяцев.

С одной стороны, это может быть вызвано высокой инфляцией в конце 2014 – начале 2015 г., когда Банк России повысил ключевую ставку. С другой – это может свидетельствовать о том, что в ДКП применяются заявления о намерениях. Банк России повышает ключевую ставку не потому, что инфляция является высокой сегодня, а потому, что он прогнозирует высокую инфляцию завтра. Кроме того, мы видим, что RER падает в момент принятия решения о процентной ставке. Торговый баланс не демонстрирует никакой реакции в течение примерно 10 месяцев, а затем начинает расти.

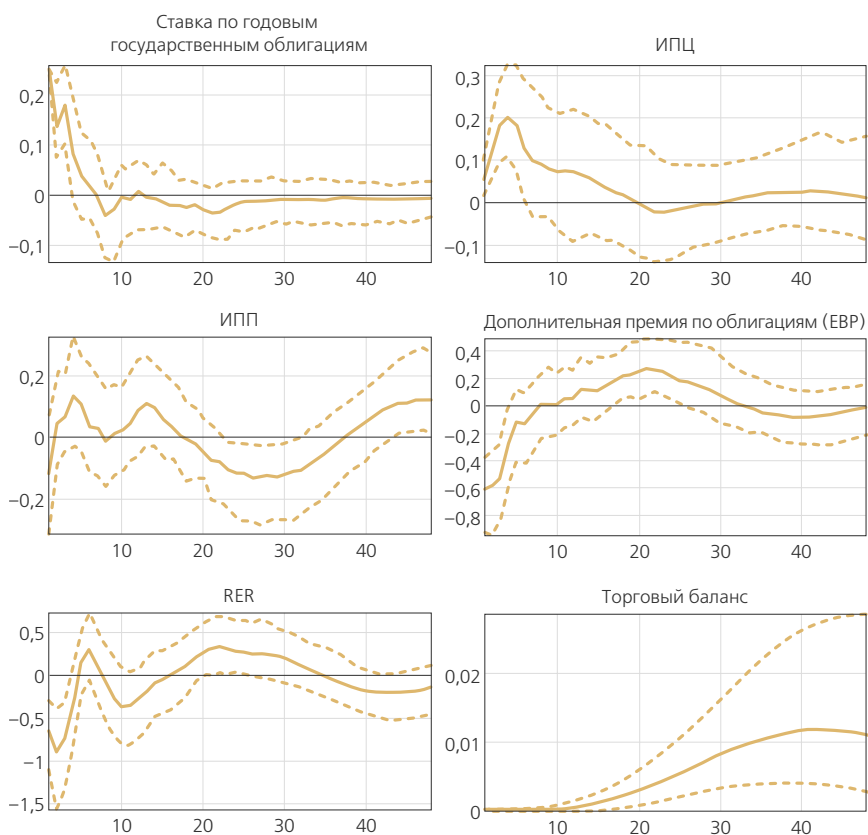
Можно говорить, что в целом использование модели малой открытой экономики несколько улучшает результаты. Например, отклики ИПЦ становятся объ-

ясными с точки зрения экономической теории. Когда центральный банк повышает ключевую ставку, трансмиссия ДКП не является моментальной, и инфляция начинает снижаться через несколько месяцев. Это и показывают графики: некоторое время после шока инфляция растет, а затем начинает падать.

Однако многие проблемы сохраняются и в этой модели, например неверный отклик ЕВР. Эта проблема может быть связана с неправильным способом расчета. Как уже отмечалось, Gilchrist and Zakrajšek (2012) очищают ЕВР от премий за риск дефолта, а в моем случае эти премии остаются включенными в ЕВР.

Результаты идентификации неожиданных шоков ДКП также не вызывают уверенности. Использование 30-минутного окна показывает самые плохие результаты, тогда как дневные спотовые курсы USD/RUB – достаточно хорошие. Кроме того, многие *IRFs* очень похожи на *IRFs*, полученные разложением Холецкого. Это может быть причиной несоответствий в полученных мною результатах.

Рисунок 7. Модель открытой экономики, обменный курс USD/RUB, 8 лагов, цена на нефть и RVI как экзогенные факторы



Первый этап регрессии, F-статистика: 22,68
Байесовский информационный критерий: –191,39
Критерий Акаике: –197,36

6. Проверка робастности

Банк России начал таргетировать инфляцию только недавно, в конце 2014 г. При этом Банк России перешел к плавающему обменному курсу и установил среднесрочный целевой показатель инфляции на уровне 4%. Соответственно, моя выборка включает в себя два периода, в которые применялись два различных режима ДКП.

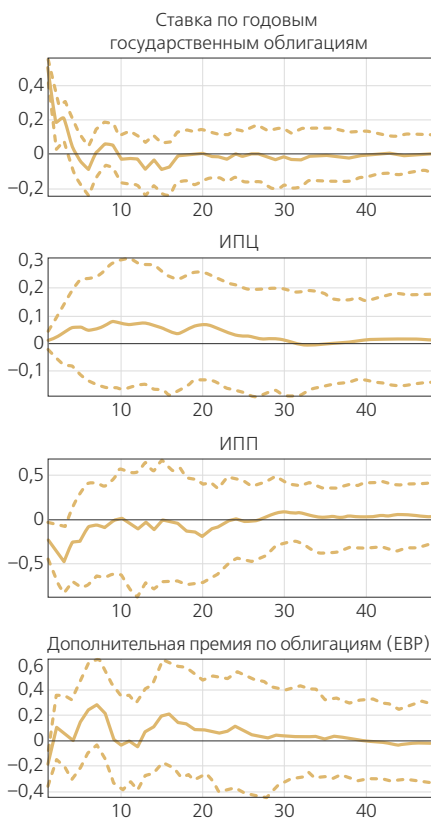
В данном разделе я выполняю два теста на робастность. В первом я ограничиваю выборку, во втором – использую «искусственную» дату решения по ДКП.

6.1. Ограничение выборки

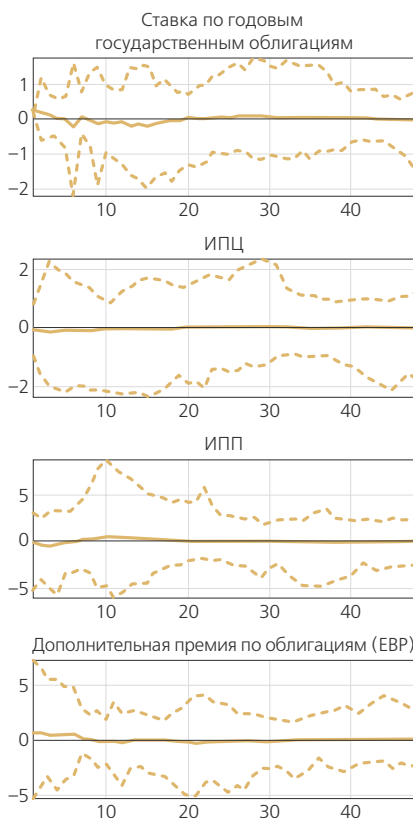
В этом тесте я ограничиваю выборку справа летом 2014 г. (последняя точка – июнь 2014 г.). Конец 2014 г. разделяет два совершенно различных режима ДКП: режим управляемого плавающего обменного курса и режим инфляционного таргетирования.

Рисунок 8. Ограниченная выборка, разложение Холецкого и спотовый курс USD/RUB

(а) Разложение Холецкого



(б) Обменный курс USD/RUB



Первый этап регрессии, F-статистика: 0,43
 Байесовский информационный критерий: -159,21
 Критерий Акаике: -164,67

На Рис. 8 показано разложение Холецкого (8a) и спотовый курс USD/RUB (8b). Эти результаты полностью отличаются от полученных на полной выборке. Мы не видим значимой реакции, $IRFs$ нулевые практически везде. Более того, при использовании других инструментов результаты содержательно не меняются.

До 2014 г. Банк России придерживался политики управляемого плавающего обменного курса. Хотя со временем коридор расширился⁵, ключевая ставка сама по себе не играла существенной роли в ДКП. В тот период Банк России применял в своей ДКП ставку рефинансирования (наряду с различными ставками по операциям с банком). Ставка рефинансирования как инструмент ДКП не имела большого значения. Ключевая ставка была введена только в сентябре 2013 г. До января 2016 г. обе эти ставки существовали одновременно. Таким образом, мы можем ожидать, что увидим последствия решений по ставке только в период после 2014 г., когда Банк России официально перешел к инфляционному таргетированию, а ключевая ставка стала самым важным инструментом ДКП.

6.2. Изменение даты

Второй тест связан с идентификацией дня, в который произошло событие ДКП. Я переоцениваю базовую модель, но вместо дня t , когда фактически состоялось заседание совета директоров, я выбираю дни $t - 1$ или $t + 1$. В этом примере, для того чтобы отразить изменение в ожиданиях инвесторов, я использую трехмесячные фьючерсы на пару USD/RUB. В этом случае я ожидаю, что расчетные «неожиданные шоки» не дадут никакого отклика.

Результаты показаны на Рис. 9 На левом графике (9a) – $IRFs$ для «шоков» через день после заседания совета директоров, а на правом (9b) – $IRFs$ для «шоков» за день до заседания.

Мы видим, что в первом случае никаких откликов нет. Однако $IRFs$ для «шоков» за день до заседания очень похожи, к примеру, на $IRFs$ на Рис. 4. Динамика всех макроэкономических показателей совпадает с динамикой для случая, когда для расчетов берется фактический день заседания совета директоров. Значение F-статистики также очень высокое.

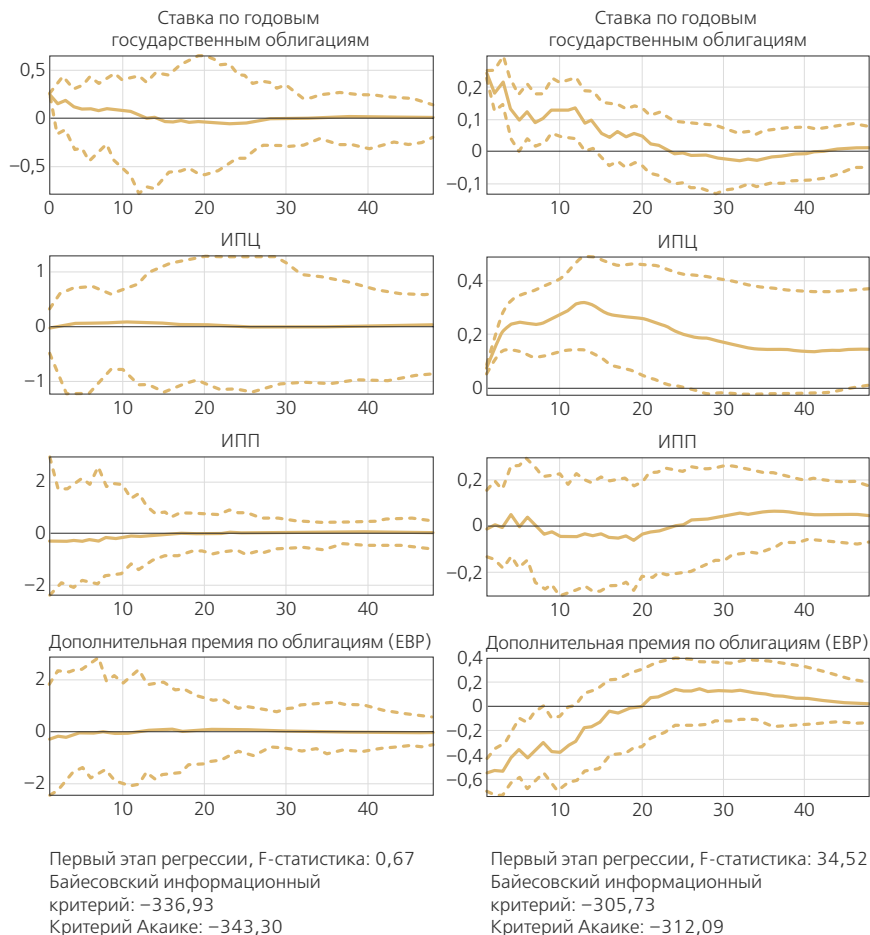
Одно из возможных объяснений состоит в следующем. Либо в день заседания шоки ДКП слишком малы и незначительны для участников рынка, либо, напротив, участники рынка понимают будущее решение и меняют свои ожидания относительно будущих цен заранее. Иными словами, я не могу различить шоки ДКП в день t и в день $t - 1$, поскольку их $IRFs$ очень похожи. Это вызывает новые вопросы о последствиях решений ДКП для финансового рынка.

К сожалению, проведенные тесты на робастность не внушают уверенности в полученных результатах. По моему мнению, вопрос о трансмиссионных механизмах при управляемом плавающем обменном курсе спорен и требует дальнейшего изучения. Второй тест – с искажением дат – показывает неустойчивый результат. Мы получаем почти одинаковые отклики для двух разных дат (фактической и искаженной).

⁵ См. параметры механизма курсовой политики Банка России: https://www.cbr.ru/eng/hd_base/valintbr/sp_fxpm_new/

Рисунок 9. Проверка робастности, трехмесячные фьючерсы на пару USD/RUB

(а) 1 день до заседания совета директоров (б) 1 день после заседания совета директоров



7. Заключение

Суть данной работы состоит в следующем. Во-первых, я собираю данные о датах публикации Банком России решений в сфере ДКП за период с 2008 по 2018 г. Во-вторых, я конструирую новый временной ряд неожиданных шоков ДКП для России. Затем я использую метод внешних инструментов, чтобы получить данные о воздействии экзогенных шоков ДКП на внутридневные и дневные данные. Наконец, я оцениваю SVAR-модели на основе российских данных.

Вместо отсутствующих в России инструментов на основе процентной ставки я использую различные валютные инструменты. Я обнаруживаю, что ставки по годовым государственным облигациям растут в ответ на ужесточение ДКП. ЕВР снижается, что противоречит экономической теории (однако, возможно, это вызвано проблемой с методом расчета ЕВР). График ИПЦ имеет форму перевернутой U-кри-

вой. Такой отклик ИПЦ может объясняться отсроченной реакцией на ужесточение ДКП. Далее я расширяю эту конструкцию до модели малой открытой экономики и нахожу, что результаты соответствуют результатам для базовой спецификации. Ужесточение ДКП приводит к росту торгового баланса и снижению RER.

Эти модели не показывают устойчивых результатов. Изменение ставки ДКП в режиме управляемого плавающего валютного курса не демонстрирует каких-либо значимых последствий. Это может быть обусловлено самим характером подобной ДКП, при которой процентная ставка играет куда менее важную роль. Тест с искажением даты принятия решения лишь вызывает новые вопросы.

Тем не менее я считаю, что проведенный анализ российского рынка довольно полезен: хотя его результаты не отличаются устойчивостью, мы все же узнаем что-то новое о трансмиссионных механизмах в России. Очевидно, что вопросы, затронутые в данной работе, требуют дальнейшего изучения.

Список литературы

- Adrian, T., Laxton, D. and Obstfeld, M., eds. (2018). *Advancing the Frontiers of Monetary Policy*. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Bank of Russia (2018). *Monetary Policy Decisions*. [Online]. Available at: https://www.cbr.ru/eng/DKP/dkp_press/ [accessed on 25 December 2018].
- Cesa-Bianchi, A. (2015). *A Toolbox for VAR Analysis*. [Online]. Available at: <https://sites.google.com/site/ambropo/MatlabCodes> [accessed on 25 December 2018].
- Cesa-Bianchi, A., Thwaites, G. and Vicendo, A. (2016). *Monetary Policy Transmission in an Open Economy: New Data and Evidence from the United Kingdom*. Bank of England Staff Working Paper, N 615.
- Cieslak, A. and Schrimpf, A. (2019). Non-Monetary News in Central Bank Communication. *Journal of International Economics*, 118, pp. 293–315. doi: 10.1016/j.jinteco.2019.01.012
- Datastream (2018). *Thomson Reuters Datastream*. [Online]. Available at: Subscription Service [accessed on 25 December 2018].
- Federal State Statistics Service (2018). *Main Indicators*. [Online]. Available at: http://www.rosstat.gov.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/en/main/ [accessed on 23 October 2019].
- Ferrari, M., Kearns, J. and Schrimpf, A. (2016). *Monetary Shocks at High-Frequency and Their Changing FX Transmission Around the Globe*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2833106> [accessed on 25 December 2018].
- Finam (2018). *Intra-Day Futures Data*. [Online]. Available at: <https://www.finam.ru/quotes/futures/> [accessed on 25 December 2018].
- Gertler, M. and Karadi, P. (2015). Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), pp. 44–76. doi: 10.1257/mac.20130329
- Gilchrist, S. and Zakrajšek, E. (2012). Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations. *American Economic Review*, 102(4), pp. 1692–1720. doi: 10.1257/aer.102.4.1692
- Gürkaynak, R. S., Sack, B. and Swanson, E. T. (2005). Do Actions Speak Louder Than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements. *International Journal of Central Banking*, 1(1), pp. 55–93.
- International Monetary Fund (2017). *Primary Commodity Prices*. [Online]. Available at: <https://www.imf.org/external/np/res/commmod/index.aspx> [accessed on 25 December 2018].

- Justiniano, A., Evans, C. L., Campbell, J. R. and Fisher, J. D.** (2012). Macroeconomic Effects of FOMC Forward Guidance. *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring Edition, pp. 1–80.
- Kilian, L.** (2011). *Structural Vector Autoregressions*. CEPR Discussion Papers, N 8515.
- Kuttner, K. N.** (2001). Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market. *Journal of Monetary Economics*, 47(3), pp. 523–544.
doi: 10.1016/S0304-3932(01)00055-1
- Moscow Exchange** (2018). *Derivatives Market Data*. [Online].
Available at: <https://www.moex.com/en/derivatives/> [accessed on 25 December 2018].
- Nakamura, E. and Steinsson, J.** (2018). High Frequency Identification of Monetary Non-Neutrality: The Information Effect. *Quarterly Journal of Economics*, 133(3), pp. 1283–1330.
doi: 10.1093/qje/qjy004
- Paul, P.** (2019). The Time-Varying Effect of Monetary Policy on Asset Prices. *Review of Economics and Statistics*. Article in press, pp. 1–44. doi: 10.1162/rest_a_00840
- Pescatori, M. A.** (2018). *Central Bank Communication and Monetary Policy Surprises in Chile*. IMF Working Paper, N 156.
- Romer, C. D. and Romer, D. H.** (2004). A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications. *American Economic Review*, 94(4), pp. 1055–1084.
doi: 10.1257/0002828042002651
- Stock, J. H. and Watson, M. W.** (2016). Dynamic Factor Models, Factor-Augmented Vector Autoregressions, and Structural Vector Autoregressions in Macroeconomics.
In: J. B. Taylor, H. Uhlig, eds. *Handbook of Macroeconomics*. Vol. 2, Elsevier, pp. 415–525.
- Stock, J. H. and Yogo, M.** (2005). Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. In D. Andrews and J. Stock, eds. *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge: Cambridge University Press, pp. 80–108.
doi: 10.1017/CBO9780511614491.006
- Swanson, E. T.** (2017). *Measuring the Effects of Federal Reserve Forward Guidance and Asset Purchases on Financial Markets*. NBER Working Paper, N 23311.
- Zhang, X.** (2018). *A New Measure of Monetary Policy Shocks*. Available at: <https://ssrn.com/abstract=3296110> [accessed on 25 December 2018].