

Экономический журнал ВШЭ. 2015. Т. 19. № 2. С. 169–198.
HSE Economic Journal, 2015, vol. 19, no 2, pp. 169–198.

Оценка макроэкономических эффектов шока ДКП для российской экономики

Ващелюк Н.В., Полбин А.В., Трунин П.В.

Статья посвящена идентификации шока денежно-кредитной политики (ДКП) и оценке его влияния на основные макроэкономические переменные российской экономики. Для решения данной задачи использовалась методология структурной векторной авторегрессии, оценка которой проводилась на месячных данных по индексу промышленного производства, индексу потребительских цен, денежной базе и другим макроэкономическим показателям РФ. В модель также включаются внешнеэкономические переменные: цены на нефть, индекс мировой деловой активности и показатель премии за риск по вложениям в отечественные активы, чтобы проконтролировать возможную эндогенную реакцию денежного предложения на изменения внешнеэкономических условий. При этом вводится предпосылка о малой открытой экономике, и первые два внешнеэкономических показателя трактуются в эконометрической модели как экзогенные переменные.

Согласно полученным результатам шоки монетарной политики оказывают статистически значимое влияние как на реальный сектор российской экономики в краткосрочном периоде, так и на номинальные показатели. Положительный шок денежно-кредитной политики приводит к временному увеличению выпуска, объема кредитования, уровня цен, а также к снижению номинальных процентных ставок по кредитам. В работе проведена оценка вклада шоков ДКП в динамику рассматриваемых показателей. Согласно полученным результатам, шоки ДКП приводили к циклическим колебаниям деловой активности около трендового роста. В частности, проводимая политика сдерживания укрепления курса рубля (по сравнению с более гибким курсообразованием) перед кризисом 2008–2009 гг. способствовала перегреву

Ващелюк Наталья Васильевна – старший научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ. E-mail: vashchelyukn@gmail.com

Полбин Андрей Владимирович – старший научный сотрудник научного направления «Макроэкономика и финансы» Института экономической политики им. Е.Т. Гайдара, старший научный сотрудник Центра экономического моделирования энергетики и экологии Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ. E-mail: apolbin@gmail.com

Трунин Павел Вячеславович – к.э.н., ведущий научный сотрудник Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ. E-mail: pt@ier.ru

Статья получена: февраль 2015 г./ Статья принята: апрель 2015 г.

экономики, а политика плавной девальвации оказала отрицательное влияние на выпуск, т.е. усугубила экономический спад. В то же время вклад идентифицированных шоков денежно-кредитной политики в динамику объема промышленного производства в исторической ретроспективе являлся небольшим и не превышал по абсолютной величине 1,5% в отклонениях от тренда.

Ключевые слова: денежно-кредитная политика; российская экономика; промышленное производство; структурные векторные авторегрессии.

1. Введение

В последние годы в условиях замедления темпов экономического роста России в экономических кругах ведется активная дискуссия о необходимости проведения стимулирующей денежно-кредитной политики для поддержания высоких темпов экономического развития. При обсуждении альтернативных вариантов стимулирующих мер денежно-кредитной политики необходимо ответить на вопрос о том, существуют ли эмпирические свидетельства в пользу того, что изменения в денежно-кредитной политике способны приводить к изменениям в объемах производства товаров и услуг в Российской Федерации.

Обращаясь к данному вопросу с теоретической точки зрения, следует в первую очередь рассмотреть базовую макроэкономическую модель совокупного спроса и совокупного предложения (модель AD-AS). В данной модели изменения предложения денег в экономике отражаются в изменениях в совокупном спросе, и денежно-кредитная экспансия соответствует росту агрегированного спроса при каждом уровне цен. Будет ли происходить расширение выпуска в ответ на изменение монетарных условий, зависит от вида кривой совокупного предложения.

В рамках классической модели AD-AS кривая совокупного предложения вертикальна, и, соответственно, любые изменения в совокупном спросе будут только отражаться на агрегированном уровне цен, оставляя без изменений физический объем выпуска. В кейнсианской модели AD-AS в краткосрочном периоде кривая совокупного предложения имеет положительный наклон, что может обуславливать как увеличение цен, так и расширение выпуска в краткосрочной перспективе в ответ на денежно-кредитную экспансию. И величина влияния на выпуск будет определяться углом наклона кривой совокупного предложения, который зависит от степени жесткости ценовых показателей. В долгосрочном же периоде в кейнсианской модели AD-AS денежно-кредитная политика также оказывается нейтральной, так как с течением времени в ответ на расширение денежного предложения цены будут повышаться, а выпуск будет возвращаться к своему долгосрочному равновесию (см., например: [Dornbush, Fisher, 1994, ch. 8]).

Данные выводы из базовой модели AD-AS также верны и в более сложных прикладных макроэкономических моделях, таких как динамические стохастические модели общего равновесия (DSGE). Например, в моделях теории реального делового цикла (см., например: [Kydland, Prescott, 1982; Plosser, 1989]), в которых предполагается абсолютная гибкость ценовых показателей, денежно-кредитная экспансия приводит только к росту цен и не оказывает никакого влияния на реальные переменные. Некоторое влияние шо-

ков ДКП на реальные переменные может происходить при условии жесткости цен. Базовые модели неоклассического типа, в которые вводится жесткость ценовых показателей, также не демонстрируют какое-либо продолжительное влияние шоков ДКП на реальные переменные (см., например: [Chari et al., 2000]).

В современные DSGE-модели (см., например: [Christiano et al., 2005; Smets, Wouters, 2007]) наряду с жесткостью цен и зарплат вводится широкий набор дополнительных предпосылок, позволяющих продемонстрировать влияние шоков денежно-кредитной политики на показатели реального сектора, таких как привычки в потреблении домохозяйств, издержки на установку нового капитала, издержки загрузки мощностей, которые определяют, насколько сильно могут фирмы увеличить объем производства товаров и услуг без значительного увеличения предельных издержек. Кроме того, величина влияния шоков ДКП зависит от структуры экономики, что обуславливает необходимость оценки влияния шоков ДКП для каждой отдельной экономики.

Работ, посвященных эконометрической оценке влияния шоков ДКП на российскую экономику, достаточно мало. В работах [Дмитриев, Шугаль, 2006а, 2006б] анализ мер ДКП Банка России проводился на основе оцененной модели коррекции ошибок для реального и денежного секторов экономики России достаточно большой размерности, но идентификация шоков ДКП с количественными оценками их влияния на экономику России не проводилась. В некоторых исследованиях авторы приходят к выводу о том, что шок сдерживающей монетарной политики приводит к падению выпуска [Starr, 2005; Оно, 2013] и снижению уровня цен [Starr, 2005]. В то же время в них используются достаточно спорные подходы к идентификации шоков ДКП. В других работах получены статистически незначимые результаты [Дробышевский и др., 2008].

В одной из недавних работ [Ломиворотов, 2014] на основе оценки байесовской векторной авторегрессии (BVAR) показано, что шоки денежно-кредитной экспансии в России приводили к положительному статистически значимому влиянию на выпуск. Согласно полученным результатам рассматриваемой работы, перманентное увеличение денежного предложения приводило к перманентному увеличению выпуска, что, однако, противоречит концепции нейтральности ДКП в долгосрочном периоде, и полученный результат заслуживает более подробного обсуждения. Аналогичная критика возникает относительно функций импульсного отклика BVAR на шок от изменения широкой денежной массы в докладе Банка России [Дерюгина, Пономаренко, 2015]. В представленных результатах долгосрочное увеличение денежной массы в Российской Федерации приводит как к долгосрочному увеличению выпуска в России, так и долгосрочному увеличению мировых цен на нефть, что вызывает большие сомнения. Но, как отмечают авторы, разработанная модель не предназначена для структурного анализа, и в работе приведены обобщенные функции импульсного отклика (а не структурные), которые не имеют экономической интерпретации.

Целью настоящей работы является систематизация зарубежного опыта оценки влияния шоков ДКП на реальные макроэкономические переменные и оценка актуальной эконометрической модели для экономики Российской Федерации на основе классических эконометрических методов.

2. Зарубежный опыт оценки влияния шоков ДКП на динамику макроэкономических переменных

Одним из первых и наиболее простых способов анализа влияния мер монетарной политики на макроэкономические показатели являлась оценка параметров уравнения регрессии, в которой зависимая переменная представляет собой тот или иной макроэкономический индикатор, а в качестве независимых используются значения инструмента денежно-кредитной политики и контрольных переменных (например: [Akhtar, Harris, 1987; Friedman, 1989] и др.). Тогда коэффициент при инструменте монетарной политики (например, ставке по однодневным кредитам на межбанковском рынке или незаемных резервах¹) интерпретируется как чувствительность зависимой переменной к изменениям в денежно-кредитной политике. Однако в подобной постановке задачи динамика макроэкономической переменной может быть обусловлена не только воздействием экзогенных факторов. Кроме того, возможно возникновение проблемы эндогенности из-за невозможности точно идентифицировать направление связи между зависимой переменной и инструментом ДКП. Следовательно, интерпретация коэффициента при инструменте денежно-кредитной политики становится затруднительной, так как он может характеризовать обратное влияние макроэкономического показателя, используемого в качестве зависимой переменной, на решения в области монетарной политики.

Рассматриваемая проблема весьма актуальна для российской экономики. Действительно, допустим, что существует положительная связь в краткосрочном периоде темпов выпуска отечественной экономики с изменениями цен на нефть. Также предположим, что центральный банк при увеличении цен на нефть, пытаясь предотвратить укрепление рубля в номинальном выражении, проводит валютные интервенции и накапливает золотовалютные резервы, тем самым увеличивая денежную базу, а при уменьшении цен на нефть – снижает золотовалютные резервы и денежную базу. Тогда, с высокой долей вероятности, регрессионные оценки влияния изменений денежной базы на изменения в выпуске будут приводить к положительной статистически значимой зависимости, несмотря на то что, при прочих равных, изменения в денежной базе могут не оказывать никакого эффекта на объем производства, что является типичным примером ложной регрессии.

Поэтому в настоящее время в научной литературе, посвященной анализу макроэкономического эффекта мер монетарной политики, как правило, используется подход, основанный на выделении экзогенного шока инструмента денежно-кредитной политики и исследовании его влияния на ключевые переменные, характеризующие состояние экономики в целом. В дальнейшем производится сопоставление полученных откликов макроэкономических переменных с общепринятыми взглядами. Подобный подход обычно предполагает построение системы уравнений, на которые накладывается достаточное для идентификации экзогенного изменения в монетарной политике количество ограничений. Как правило, с этой целью в эмпирических исследованиях используются модели векторной авторегрессии (VAR-модели), на основе которых осуществляется идентификация экзогенного шока монетарной политики, расчет значений функций импульсного от-

¹ Незаемные резервы банковской системы – это банковские резервы за вычетом кредитов, полученных коммерческими банками от центрального банка.

клика макроэкономических переменных на этот шок и анализ их соответствия общепринятым представлениям [Christiano et al., 1999; Uhlig, 2005; Boivin et al., 2010].

2.1. Интерпретация экзогенного шока монетарной политики

Существует несколько подходов к содержательной интерпретации шоков монетарной политики [Christiano et al., 1999]. Во-первых, шок монетарной политики можно рассматривать как экзогенный шок предпочтений центрального банка, произошедший, например, вследствие случайного изменения относительной значимости безработицы и инфляции для центрального банка, обусловленного, например, трансформацией взглядов его руководства.

Во-вторых, шоки монетарной политики могут возникать вследствие стратегического взаимодействия между центральным банком и экономическими агентами, описанного, например, в работах [Ball, 1995; Chari et al., 1998]. Центральный банк может стремиться избежать социальных издержек, обусловленных отклонением его политики от ожиданий частного сектора. В частности, в модели [Chari et al., 1998] реализация временного шока реальных переменных может вызвать рост ожидаемого темпа инфляции. Ожидания экономических агентов могут оказаться «самосбывающимися» (*self-fulfilling*) и стать причиной экзогенных изменений в монетарной политике.

Третьим источником экзогенных изменений в денежно-кредитной политике могут быть технические особенности проведения операций центрального банка по управлению ликвидностью банковского сектора. Так, процентная ставка на денежном рынке, служащая операционным ориентиром монетарной политики, может отклоняться от целевого уровня в результате ошибок в прогнозах центрального банка уровня спроса кредитных организаций на ликвидность [Hamilton, 1997]. Другим техническим моментом, способным вызвать экзогенные шоки денежно-кредитной политики, является то, что при принятии решений члены совета директоров центрального банка обычно ориентируются только на предварительные данные о текущем состоянии экономики, которые могут содержать неточности [Bernanke, Mihov, 1998].

2.2. Основные подходы к идентификации экзогенного шока монетарной политики

Рассмотрим стандартную VAR-модель вида

$$(1) \quad Y_t = B_1 Y_{t-1} + \dots + B_q Y_{t-q} + u_t,$$

где Y_t – вектор переменных; q – количество лагов в модели; случайная ошибка u_t не коррелирована со всеми переменными, взятыми с лагом.

В вектор Y_t обычно входит переменная, представляющая собой промежуточную цель ДКП, например, краткосрочная процентная ставка или денежный агрегат, которой соответствует отдельное уравнение в системе (1). Очевидно, что случайная ошибка в этом уравнении, характеризующая изменение монетарной политики, как правило, не является экзогенной, так как ее динамика может определяться другими переменными в

VAR-модели. Таким образом, динамика компоненты u_t из оцененного уравнения для промежуточной цели монетарной политики может представлять собой результат действия экзогенного шока ДКП и эндогенной реакции центрального банка на изменения, произошедшие в других переменных системы в тот же момент времени.

Тогда каждый элемент вектора u_t может быть представлен как комбинация нескольких шоков, в том числе экзогенного шока ДКП, и тогда для оценки функций импульсного отклика потребуются дополнительные ограничения, устанавливающие взаимосвязи между шоками, что осуществляется в рамках структурных векторных авторегрессионных моделей.

В литературе существует несколько основных подходов к формированию данных предпосылок, представляющих собой различные способы идентификации экзогенного шока монетарной политики: использование функции реакции центрального банка, декриптивный анализ, установление долгосрочных ограничений.

Одно из основных направлений в моделировании влияния монетарной политики на макроэкономические показатели основывается на определении предпосылок, позволяющих оценить параметры функции реакции (*feedback rule, reaction function*) центрального банка, т.е. правиле, которое устанавливает соответствие между действиями регулятора и состоянием экономики [Christiano et al., 1999]. В общем виде функцию реакции центрального банка можно представить в виде уравнения²

$$(2) \quad S_t = f(\Omega_t) + \sigma_S \varepsilon_t^S,$$

в котором S_t – инструмент (или промежуточная цель) монетарной политики (например, ставка на рынке межбанковского кредитования); Ω_t – набор переменных, описывающих состояние экономики в период t и составляющих информационное множество, на которое ориентируется центральный банк при принятии решения о целевом уровне инструмента денежно-кредитной политики; f – функция, связывающая решение центрального банка и информационное множество; $\sigma_S \varepsilon_t^S$ – шок монетарной политики, при этом случайная величина ε_t^S имеет единичную дисперсию, а σ_S представляет собой стандартное отклонение шока монетарной политики.

Как правило, идентификация шока монетарной политики производится на основе предпосылок о линейном характере функции f . В качестве инструмента в ранних работах использовались денежные показатели (например, объем незаемных резервов), а впоследствии – процентные ставки по кредитам на один день на межбанковском рынке.

² Вид функции реакции Банка России подробно обсуждается в «Докладе о денежно-кредитной политике» [Банк России, 2015, с. 56–59], согласно которому реакция центрального банка направлена на возвращение экономики к равновесию в среднесрочной перспективе (в терминах разрывов выпуска и инфляции) и постепенное достижение инфляцией ее целевого уровня (4% в 2017 г.). Функция реакции формализуется с помощью инструментального правила для номинальной краткосрочной процентной ставки, которая положительно зависит от разрыва выпуска и разрыва ожидаемой инфляции через четыре квартала от целевого значения данного показателя.

В информационное множество, на которое ориентируется центральный банк, обычно входят такие макроэкономические переменные, как выпуск, инфляция, денежная масса и т.д.

Первый способ идентификации экзогенного шока монетарной политики, предполагающий использование функции реакции центрального банка, основывается на *предпосылке о рекурсивности (recursiveness assumption)* и декомпозиции шоков по Холецкому.

В соответствии с предпосылкой о рекурсивности шок монетарной политики ортогонален переменным, формирующим информационное множество ЦБ. Ее содержательный смысл состоит в том, что в период времени t переменные, на которые ориентируется центральный банк при определении целевого значения инструмента, не реагируют на экзогенный шок монетарной политики, происходящий в данный период.

При использовании идентификационной схемы по Холецкому вектор эндогенных переменных Y_t разделяют на три компоненты

$$(3) \quad Y_t = [Y_{1t}, S_t, Y_{2t}]'$$

где S_t – это инструмент денежно-кредитной политики; Y_{1t} – вектор переменных, которые не реагируют в момент времени t на шок денежно-кредитной политики, при этом изменения инструмента денежно-кредитной политики могут быть обусловлены изменениями данного набора переменных в момент времени t ; Y_{2t} – вектор переменных, изменения которых в момент времени t может обуславливаться изменениями Y_{1t} , S_t , но шоки для переменных Y_{2t} не влияют на переменные Y_{1t} , S_t в момент времени t .

Таким образом, показатели, входящие в Y_{2t} , реагируют на шок ДКП в период его реализации (т.е. мгновенно), а переменные в Y_{1t} – с запаздыванием в один период, поэтому их иногда называют инерционными по отношению к изменениям в монетарной политике [Sims, Zha, 2006].

Так, в классической работе [Bernanke, Blinder, 1992] анализ трансмиссионного механизма ДКП в США в 1959–1978 гг. производится на основе предпосылки о рекурсивности, и при этом предполагается, что центральный банк мгновенно реагирует на шоки уровня безработицы и индекса потребительских цен, которые составляют компоненту Y_{1t} в векторе Y_t . В то же время депозиты, кредиты и стоимость ценных бумаг на балансах банков формируют набор переменных Y_{2t} . В результате было обнаружено, что неожиданное ужесточение монетарной политики приводит к снижению объема депозитов в банковской системе и его стабилизации на более низком уровне. Активы банковской системы также сокращаются, однако этот эффект является постоянным только для кредитов, в то время как стоимость ценных бумаг на балансах коммерческих банков через некоторое время возвращается к своему прежнему уровню.

Также в качестве примера работы, основанной на предпосылке о рекурсивности, можно привести статью [Christiano et al., 1996], в которой на квартальных данных об экономике США за период с 1960 по 1992 гг. проводится анализ влияния шоков монетарной политики на объем чистого заимствования различных секторов экономики.

В соответствии с упорядочением переменных для декомпозиции по Холецкому при принятии решений в области денежно-кредитной политики центральный банк мгновенно реагирует на шоки выпуска, общего уровня цен, цен на сырьевые товары, величины незаемных резервов, т.е. основные макроэкономические показатели реагируют на экзогенный шок монетарной политики с лагом в один период и составляют компоненту Y_{1t} . Кроме того, экзогенный шок ДКП оказывает влияние на уровень резервов и объем кредитования различных секторов экономики в тот же период, в который происходит его реализация.

В ходе анализа было обнаружено, что шок монетарной политики, соответствующий ее ужесточению, связан со снижением реального ВВП, занятости, розничных продаж, прибыли нефинансовых корпораций, уровня цен сырьевых товаров, а также с ростом уровня безработицы и товарно-материальных запасов. При этом дефлятор ВВП реагирует на шок сдерживающей денежно-кредитной политики с запаздыванием: он снижается через год после реализации данного шока.

Кроме того, шок сдерживающей ДКП приводит к тому, что чистый объем заимствований частных фирм на финансовых рынках возрастает в течение года, однако, после того как падение выпуска становится более значительным, данный показатель начинает снижаться. Чистый объем заимствований домохозяйств остается неизменным на протяжении нескольких кварталов, а затем начинает снижаться, что согласуется с предпосылкой монетарных теорий делового цикла, в соответствии с которой домохозяйства не изменяют структуру финансовых активов и обязательств сразу после шока монетарной политики. Чистый объем заимствований государственного сектора снижается после шока сдерживающей монетарной политики, но немного больше чем через год увеличивается (т.е. растет дефицит государственного бюджета).

Другой подход, в рамках которого используется функция реакции центрального банка, основан на отказе от предпосылки о рекурсивности и, следовательно, допускает возможность мгновенной реакции показателей, входящих в информационное множество центрального банка, на шок монетарной политики.

Так, в работе [Sims, Zha, 2006] модель векторной авторегрессии оценивается на квартальных данных для периода с 1964 по 1994 гг. Целью исследования является анализ значимости шоков монетарной политики в процессе вхождения экономики США в рецессию. Используются следующие переменные: ставка по федеральным фондам (в некоторых спецификациях – доходность 90-дневных казначейских облигаций), совокупные резервы (в некоторых моделях – денежный агрегат M2), дефлятор ВВП, реальный ВВП, средний часовой заработок всех работников, за исключением занятых в аграрном секторе, индекс цен производителей для сырья и материалов, являющихся промежуточной продукцией, количество банкротств, индекс цен производителей промежуточных товаров.

Предполагается, что в связи с отсутствием данных центральный банк не может принимать решения исходя из текущих значений ВВП и общего уровня цен. Следовательно, в функцию реакции центрального банка эти показатели входят с запаздыванием. В то же время информация о динамике цен на товарно-сырьевых рынках обновляется ежедневно, в связи с чем авторы включают индекс цен производителей промежуточных товаров в информационное множество центрального банка. Кроме того, аргументами функции реакции регулятора являются совокупные резервы (или денежный агрегат M2). Также

предполагается, что регулятор использует данные по некоторым другим показателям за предыдущие периоды.

Тогда функцию реакции центрального банка можно записать следующим образом (для определенности рассматривается спецификация, в которой инструментом денежно-кредитной политики является ставка по федеральным фондам):

$$(4) \quad R_t = \alpha_0 + \alpha_1 M_t + \alpha_2 Pct_t + f_S(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-q}) + \sigma_S \varepsilon_t^S.$$

В уравнении (4) R_t – это ставка по федеральным фондам; M_t – денежный агрегат; Pct_t – индекс цен производителей на сырье и материалы; $f_S(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-q})$ – линейная функция прошлых значений всех переменных, входящих в модель, $q > 0$, $\sigma_S > 0$; ε_t^S – не коррелированные между собой случайные ошибки, соответствующие шоку монетарной политики.

В соответствии с предпосылками модели совокупные резервы (или денежный агрегат) и индекс цен производителей на сырье и материалы мгновенно (т.е. без лага) реагируют на шок денежно-кредитной политики. Следовательно, для оценки параметров уравнения (4) неприменим метод наименьших квадратов. В такой ситуации возможно использовать инструментальные переменные, однако для этого необходимо введение дополнительной предпосылки о том, что ряд переменных являются предопределенными для шока монетарной политики. В работе [Sims, Zha, 2006] применяется другой подход: формируется ряд дополнительных идентификационных ограничений.

Например, вводится функция спроса на деньги, которая имеет вид

$$(5) \quad M_t - P_t - GDP_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + f_M(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-q}) + \sigma_M \varepsilon_t^M.$$

В уравнении (5) P_t – это общий уровень цен (дефлятор ВВП); GDP_t – реальный ВВП; $f_M(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-q})$ – линейная функция, аргументами которой являются запаздывающие значения всех эндогенных переменных в модели; $\sigma_M > 0$; ε_t^M – некоррелированные между собой шоки спроса на деньги.

Также предполагается, что индекс цен производителей мгновенно реагирует на все учитываемые в модели шоки. Так как выпуск, уровень цен и другие переменные, характеризующие рынок товаров и услуг, в рассматриваемой постановке больше не являются предопределенными по отношению к шоку монетарной политики переменными, для идентификации системы необходимы дополнительные ограничения. Например, предполагается, что выпуск и уровень цен не реагируют на M_t и R_t , но при этом подвержены мгновенному влиянию индекса цен производителей на сырье и материалы.

Таким образом, отказ от предпосылки о рекурсивности приводит к возникновению необходимости принятия более широкого спектра предпосылок о взаимосвязях между переменными, некоторые из которых могут быть достаточно спорными. Так, в исследовании [Sims, Zha, 2006] предполагается, что центральный банк при определении значения инструмента денежно-кредитной политики не принимает в расчет текущие значения

уровня цен и выпуска, а изменение процентной ставки на рынке межбанковского кредитования не оказывает влияния на уровень выпуска.

В результате применения описанного подхода в статье [Sims, Zha, 2006] был сделан вывод о том, что экзогенные шоки монетарной политики объясняют только небольшую часть динамики выпуска и других макроэкономических переменных в течение бизнес-цикла. Иными словами, большая часть вариации переменных, характеризующих направленность денежно-кредитной политики, обусловлена эндогенной реакцией центрального банка на состояние экономики, а не экзогенными шоками монетарной политики.

В работе [Christiano et al., 1999] производится сопоставление функций импульсного отклика, полученных на основе подхода, реализованного в [Sims, Zha, 2006], и стандартного способа идентификации, основанного на предпосылке о рекурсивности. В результате было обнаружено, что качественные выводы о динамике макроэкономических показателей совпадают.

Таким образом, в рамках анализа функции реакции центрального банка существует два альтернативных подхода. Первый способ идентификации шока монетарной политики предполагает введение предпосылки об его ортогональности всем переменным, входящим в информационное множество центрального банка. Следовательно, макроэкономические показатели, на которые ориентируется центральный банк, реагируют на шок монетарной политики не мгновенно, а только в следующий после его реализации период. Данная предпосылка, безусловно, является достаточно спорной, однако другой способ, основанный на отказе от рекурсивности, связан с необходимостью введения и обоснования дополнительных ограничений, которые могут являться еще более дискуссионными.

Два других способа идентификации шока монетарной политики – дескриптивный анализ и формирование долгосрочных ограничений – не требуют моделирования функции реакции центрального банка.

Дескриптивный подход заключается в выделении экзогенных шоков монетарной политики не столько на основе статистических процедур, сколько с помощью качественного анализа. Данный способ связан с изучением протоколов заседаний управляющих органов центральных банков, нормативных документов и направлен на выявление эпизодов, в течение которых изменения в области монетарной политики не были обусловлены состоянием реального сектора экономики. Далее проводится анализ воздействия данных экзогенных шоков на макроэкономические показатели (более подробно см., например: [Romer, Romer, 2004]).

Применение дескриптивного подхода не связано с использованием функции реакции центрального банка, а значит, позволяет избежать ошибок, вытекающих из ее неправильной спецификации, что можно считать преимуществом данного способа идентификации шока монетарной политики. В то же время дескриптивный анализ является в меньшей степени формальным, и большинство работ по анализу влияния шоков монетарной политики на макроэкономические показатели опираются на использование функции реакции центрального банка.

Третий подход к идентификации экзогенного шока монетарной политики основан на выводе теоретических работ о нейтральности денег в долгосрочном периоде и предполагает использование соответствующих долгосрочных ограничений в VAR-модели. Однако он используется редко, так как для получения надежных результатов необходимо соблюдение нескольких достаточно строгих условий (подробнее см.: [Faust, Leeper, 1997]).

2.3. Выбор подхода к идентификации шока монетарной политики

Стандартный подход к выбору модели для идентификации шока монетарной политики (например, см.: [Christiano et al., 1999]) основывается на принципах, предложенных Лукасом [Lucas, 1980], в соответствии с которыми необходимо производить сравнение динамики переменных, полученной на основе рассматриваемой модели, с фактическими зависимостями между показателями, существующими в экономике. Тогда при поиске ответа на более сложные вопросы следует ориентироваться на те модели, которые способны воспроизводить наблюдаемые в реальной экономике взаимосвязи.

В работе [Christiano et al., 1999] перечислены основные общепринятые представления о характере влияния шоков монетарной политики на макропоказатели (стилизованные факты). Так, после шока сдерживающей монетарной политики краткосрочные процентные ставки должны возрасти, а совокупный выпуск, занятость, прибыль и различные денежные агрегаты – снизиться. В долгосрочном периоде шок ДКП не должен оказывать влияние на выпуск. Общий уровень цен реагирует не сразу, а заработная плата снижается, но несущественно. Кроме того, существует консенсус, в соответствии с которым шоки монетарной политики обуславливают лишь незначительную долю дисперсии ошибок прогноза выпуска и общего уровня цен. Данные эмпирические факты согласуются с теоретическими моделями, основанными на предпосылке о жесткости цен (подробнее см.: [Goodfriend, King, 1997]).

На основе принципов, предложенных Лукасом, в исследовании [Christiano et al., 1999] предлагается исключать процедуры идентификации шоков монетарной политики, применение которых приводит к противоречащим общепринятым взглядам выводам.

В работе [Uhlig, 2005] представлена критика данного подхода, состоящая в том, что предположения о характере реакции переменных на шок монетарной политики вводятся неявно. Для решения этой проблемы предлагается прямо указывать предпосылки о динамике некоторых переменных, наблюдаемой в ответ на шок денежно-кредитной политики. Реализация такого подхода связана с введением набора знаковых ограничений на функции импульсного отклика. Соответственно в этой работе в явном виде формулируются следующие ограничения на функции импульсного отклика: шок сдерживающей денежно-кредитной политики не должен приводить к росту цен, величины незаемных резервов или падению краткосрочных процентных ставок в течение определенного количества периодов после реализации данного шока.

Полученные функции отклика в целом согласуются с результатами моделей, основанных на предпосылке о рекурсивности, кроме вывода о динамике выпуска. Согласно исследованию [Uhlig, 2005], реальный ВВП может как увеличиться, так и снизиться вследствие шока сдерживающей ДКП.

Подход, предложенный в работе [Uhlig, 2005], в настоящее время находит широкое применение при моделировании влияния шоков монетарной политики на различные переменные (см., например: [Faust, 1998; Canova, Nicoló, 2002; Mountford, 2005; Scholl, Uhlig, 2008; Peersman, 2011]). Одной из проблем, связанных с его использованием, является невозможность точечной оценки значений функций импульсного отклика вследствие того, что знаковые ограничения представляют собой неравенства. Следовательно, данные могут согласовываться с несколькими моделями, каждая из которых удовлетворяет принятым ограничениям.

3. Эмпирический анализ

Как следует из предыдущей части работы, в литературе по оценке влияния шоков денежно-кредитной политики (ДКП) обычно используются VAR достаточно большой размерности, что вызвано необходимостью отделения (идентификации) экзогенного шока в динамике инструмента ДКП от эндогенной реакции денежно-кредитных властей на фундаментальные макроэкономические шоки. Но при этом возникает проблема «проклятия размерности» (*curse of dimensionality*), так как на практике доступное количество наблюдений может быть соизмеримо с количеством параметров, которые нужно оценить, что особенно актуально при проведении эконометрического анализа для российской экономики в условиях особо малого количества наблюдений. Тем не менее основные факторы, обуславливающие динамику отечественной макроэкономической системы, все же необходимо выделить.

При спецификации эконометрической модели для идентификации и оценки влияния шоков ДКП на отечественную экономику наряду с традиционно используемыми в литературе переменными выпуска и инфляции мы будем рассматривать ряд внешнеэкономических факторов, которые могут обуславливать эндогенное изменение инструмента ДКП в рамках либо непосредственной реакции ЦБ на данный набор переменных, либо косвенного влияния данных переменных на инструмент ДКП через взаимосвязи между макроэкономическими переменными.

Следуя обширному количеству исследований (см., например: [Айвазян и др., 2013; Идрисов и др., 2014; Синельников-Мурылев и др., 2014; Конторович, 2001; Rautava, 2004]), в которых обсуждаются теоретические и эмпирические предпосылки зависимости уровня деловой активности российской экономики от мировых цен на нефть, мы выделяем реальные цены на нефть в качестве первого фактора внешнеэкономических условий. В качестве показателя реальных цен на нефть мы используем цену на нефть марки Brent (долл./барр.), дефлированную на индекс потребительских цен США.

Но следует понимать, что одно и то же изменение цен на нефть, обусловленное различными фундаментальными факторами на мировом рынке, может приводить к принципиально различной динамике отечественных макроэкономических переменных. Например, в контексте «голландской болезни» увеличение цен на нефть, при прочих равных, может оказывать значительный негативный эффект на торгуемые сектора экономики, за исключением энергоресурсов, по причине отвлечения ресурсов из данных секторов в пользу нефтедобывающих и неторгуемых секторов экономики. В случае же, когда рост цен на нефть обусловлен ростом мировой деловой активности, увеличение цен на нефть может сопровождаться увеличением спроса со стороны внешнего сектора на все товары отечественного производства, что может компенсировать негативный эффект на производство торгуемого сектора, за исключением энергоресурсов.

Таким образом, чтобы учесть возможное различное влияние шоков мировой деловой активности и других шоков, обуславливающих динамику цен на нефть, на отечественную экономику, как второй фактор внешнеэкономических условий мы рассматриваем уровень мировой деловой активности, в качестве показателя которого мы используем индекс деловой активности, построенный в работе [Kilian, 2009]³.

³ Регрессионный анализ на месячных данных не позволяет использовать данные о мировом ВВП, так как для большинства стран ВВП доступен только с квартальной или годовой перио-

В качестве третьего фактора внешнеэкономических условий мы учитываем премию за риск к отечественным активам. Включение данной переменной является весьма актуальным для российской экономики, так как наблюдается достаточно высокая волатильность потоков капитала и премий за риск. Оба кризиса 1998 и 2008 гг. сопровождались значительным оттоком капитала из России и ростом премии за риск.

В работах [Garcia-Cicco et al., 2010; Neumeyer, Perri, 2005; Uribe, Yue, 2006] изучаются деловые циклы для ряда развивающихся стран. Авторы приходят к выводу, что показатель премии за риск, с одной стороны, является важным трансмиссионным механизмом влияния фундаментальных шоков на основные макроэкономические показатели. С другой стороны, экзогенные шоки в динамике премии за риск обуславливают значительную долю делового цикла развивающихся экономик. В настоящем исследовании в качестве показателя премии за риск мы используем российский CDS-спред.

В эконометрическом анализе мы рассматриваем модель следующего вида:

$$(6) \quad Y_t = c + \sum_{i=1}^q A_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q B_i Z_{t-i} + D \varepsilon_t,$$

где Y_t – вектор эндогенных переменных; c – вектор констант; A_i , B_i , D – матрицы параметров модели; Z_t – вектор экзогенных переменных; ε_t – вектор структурных шоков; q – количество лагов в модели.

В эконометрическом анализе мы используем ежемесячные данные с ноября 2000 г. по сентябрь 2014 г. Все используемые макроэкономические показатели представлены в табл. 1.

Таблица 1.

Используемые данные

Принадлежность вектору	Макроэкономический показатель
Y_t	Индекс промышленного производства Индекс потребительских цен Премия за риск (CDS-спред) Денежная база Кредиты нефинансовым организациям Процент по кредиту
Z_t	Реальная цена на нефть марки Brent Индекс мировой деловой активности

дичностью, что обуславливает использование некоторых прокси-переменных для уровня мировой деловой активности на месячных данных. В настоящей работе в качестве такой прокси-переменной мы используем индекс деловой активности Килиана [Kilian, 2009], построенный на основе динамики реальных фрахтовых ставок и получивший широкое распространение в литературе по моделированию факторов, обуславливающих динамику нефтяных цен. Подробное обсуждение релевантности данного индекса для описания мировой деловой активности представлено в оригинальной работе [Kilian, 2009].

При идентификации шока ДКП мы используем предпосылку о рекурсивности, детально описанную в разделе 2.2, и выделяем в векторе эндогенных переменных три компоненты $Y_t = [Y_{1t}, S_t, Y_{2t}]'$: S_t – инструмент денежно-кредитной политики; Y_{1t} – вектор переменных, которые не реагируют в момент времени t на шок денежно-кредитной политики, при этом изменения инструмента денежно-кредитной политики могут быть обусловлены изменениями данного набора переменных в момент времени t ; Y_{2t} – вектор переменных, изменения которых в момент времени t может обуславливаться изменениями Y_{1t} , S_t , но шоки для переменных Y_{2t} не влияют на переменные Y_{1t} , S_t в момент времени t .

Следуя стандартной практике (см., например: [Bernanke, Blinder, 1992; Christiano, et al., 1996]), предполагаем, что центральный банк при проведении ДКП ориентируется на уровень деловой активности и уровень цен в экономике, и, соответственно, данный набор переменных включаем в вектор Y_{1t} . В эконометрическом анализе мы используем месячные данные и в качестве показателя деловой активности берем логарифм индекса промышленного производства, в качестве показателя цен – логарифм индекса потребительских цен. Также, следуя вышеупомянутым работам, предполагаем, что вектор переменных Y_{2t} формируется из индикаторов активности на кредитном рынке, и включаем в него логарифм объема кредита в экономике⁴ и процентную ставку по кредитам⁵.

Возвращаясь к внешнеэкономическим факторам, в качестве экзогенных переменных Z_t в рамках предположения о малой открытой экономике мы используем логарифм реальных цен на нефть и индекс деловой активности Килиана [Kilian, 2009], т.е. предполагается, что отечественные макроэкономические показатели не могут повлиять на рассматриваемые переменные, но данные внешнеэкономические переменные могут оказывать влияние на отечественные макроэкономические показатели, в том числе на инструмент ДКП. В условиях малого количества наблюдений включение, например, цен на нефть в вектор Y_{1t} , как делалось в работах [Опо, 2013; Ломиворотов, 2014], может исказить оценку влияния шоков ДКП на отечественную экономику.

Показатель премии за риск мы включаем в вектор Y_{1t} , т.е. предполагается, что внутренние (как и экзогенные внешние) шоки могут обуславливать динамику премии за риск в отечественной экономике. В свою очередь, шоки премии за риск могут обуславливать динамику инструмента ДКП и других макроэкономических переменных в момент реализации шока.

Выбор переменной, характеризующей денежно-кредитную политику Банка России, является неоднозначным. В 2000-е годы до мирового финансового кризиса ДКП Банка России можно охарактеризовать как политику таргетирования номинального обменного курса рубля с некоторыми шагами в сторону инфляционного таргетирования и плавающего курса рубля после кризиса 2008–2009 гг. (см., например: [Дробышевский, 2010; Дро-

⁴ Требования банковской системы к частному нефинансовому сектору.

⁵ Средневзвешенные процентные ставки по кредитам, предоставленным кредитными организациями нефинансовым организациям в рублях (кредиты на срок до одного года).

бышевский и др., 2011; Улюкаев и др., 2008; Юдаева и др., 2010]). При этом при таргетировании обменного курса в ответ на изменение внешнеэкономических условий Банк России до кризиса 2008–2009 гг. проводил регулярные интервенции на валютном рынке, тем самым изменяя объем денежной базы в экономике.

После кризиса 2008–2009 гг. Банк России в большей мере влиял на предложение денег в экономике за счет изменения кредита банковской системе. При этом ЦБ РФ в периоды значительной волатильности курса рубля все равно осуществлял значительные интервенции на валютном рынке, лишь в конце 2014 г. объявив об отказе от поддержания курса. Отметим, что валютные интервенции наряду с валовым кредитом ЦБ РФ банковской системе были основными факторами изменения денежной базы в России, находящимися под контролем Банка России. Поэтому мы предполагаем, что ДКП Банка России можно описать в рамках макроэкономической взаимосвязи между денежной базой⁶ и другими макроэкономическими показателями, используемыми в эконометрическом анализе. Соответственно в качестве переменной S_t мы берем логарифм денежной базы.

Отметим, что в нашем анализе возникает проблема интерпретации шока ДКП. Достаточно сложно выделить ситуации, в которых Банк России проводил расширение или сжатие денежной базы вне зависимости от внутренних и внешних экономических условий. Тем не менее в различные периоды времени Банк России мог, например, осуществлять либо более агрессивное расширение денежной базы за счет интенсивного накопления золотовалютных резервов при росте цен на нефть, препятствуя укреплению рубля, либо достаточно умеренным расширением денежной базы, боясь увеличения инфляции. То есть мы интерпретируем шок ДКП как изменение предпочтений Банка России относительно стабилизации курса и инфляции. Например, если выпуск увеличивался сильнее при более агрессивном расширении денежного предложения в ответ на рост нефтяных цен, чем при умеренном расширении денежной базы, то можно заключить, что шок увеличения денежного предложения оказывал положительное влияние на выпуск.

Следуя стандартной практике по оценке монетарных структурных векторных авторегрессий, мы оцениваем регрессионное уравнение (6) в уровнях без предварительного тестирования переменных на наличие единичного корня и тестирования коинтеграции, несмотря на то что с априорной точки зрения многие ряды могут являться нестационарными.

Важным аспектом в коинтеграционном анализе является то, что тесты на единичные корни и на наличие коинтеграции имеют очень слабую мощность на коротких временных рядах, и, соответственно, при двухэтапном эконометрическом оценивании, в рамках которого на первом этапе оценивается коинтеграционное соотношение, на втором этапе – модель коррекции ошибок, возникает проблема предварительного тестирования (см., например: [Canova, 2007, ch.4; Gospodinov et al., 2013]). Тестирование эконометрической модели на втором этапе проводится при условии, что результаты первого этапа являются истинными, и не учитывает вероятность ошибки при оценке коинтеграционного соотношения. И если коинтеграционное соотношение на первом этапе специфицировано

⁶ В качестве альтернативы можно было бы использовать какой-либо из денежных агрегатов, но динамика денежных агрегатов описывается не только изменением предложения денег, но и изменением спроса на деньги, а также денежного мультипликатора.

неверно, то эконометрические оценки второго этапа могут создать искаженное представление о функциях импульсного отклика.

Как показано в классической работе Симса, Стока и Ватсона [Sims et al., 1990], при оценивании VAR в уровнях, некоторые из переменных которой могут быть нестационарными, оценки функций импульсного отклика будут корректными на краткосрочном горизонте. В работе [Gospodinov et al., 2013] также рекомендуется следовать практике оценки VAR в уровнях по сравнению с подходами оценки VECM или оценки VAR в первых разностях, что дает более устойчивые результаты.

Оценка модели (6) проводилась в пакете Матлаб с помощью метода наименьших квадратов. Количество лагов в модели было выбрано равным шести, что соответствует глубине запаздывания в шесть месяцев. Анализ чувствительности результатов показывает стабильность функций импульсного отклика при небольшом уменьшении и увеличении количества лагов.

Функции импульсного отклика на шок денежно-кредитной политики приведены на рис. 1. Единица измерения времени по оси X составляет один месяц, на оси Y отобразено процентное отклонение соответствующей переменной. Сплошная линия на графиках – точечная оценка, пунктирные линии – границы 68-процентного доверительного интервала, точечные линии – границы 95-процентного доверительного интервала⁷. Авторы работы [Sims, Zha, 1999] рекомендуют использование 68-процентного доверительного интервала ввиду того, что он обеспечивает более точную оценку вероятности «накрытия» истинных импульсных откликов по сравнению с 95-процентным доверительным интервалом.

Как показано на графиках, положительный экзогенный шок ДКП, т.е. денежно-кредитная экспансия, приводит к откликам основных отечественных макроэкономических переменных с ожидаемым знаком. Так, при увеличении денежной базы наблюдается статистически значимый куполообразный отклик промышленного производства, носящий временный характер. Выпуск на рассматриваемый шок реагирует не сразу, что может быть обусловлено некоторым лагом ввода и загрузки новых производственных мощностей в ответ на расширение спроса на отечественные товары из-за денежно-кредитной экспансии.

Само увеличение спроса может происходить как по причине роста совокупного внутреннего спроса, так и по причине большего перераспределения внутреннего спроса в пользу отечественных товаров по отношению к импортным товарам и роста экспорта из-за более слабого курса отечественной валюты. В то же время само увеличение спроса может иметь инерционный характер ввиду межвременных привычек в потреблении домохозяйств и издержек на установку нового капитала, которые замедляют реакцию инвестиционного спроса.

Положительный шок ДКП приводит к статистически значимому увеличению объема кредита и снижению процента по кредиту. Данные отклики могут иметь следующую интерпретацию. В ответ на увеличение денежного предложения происходит снижение номинального процента по кредиту, что в краткосрочном периоде снижает реальную

⁷ Для построения доверительных интервалов функций импульсного отклика использовались методы Монте-Карло, в рамках которых проводилась генерация 10000 реализаций из распределения параметров оцененной VAR-модели (см., например: [Canova, 2007, ch. 4.4.4]).

процентную ставку. Падение реального процента приводит к межвременному замещению потребления домохозяйств в сторону текущего потребления, что приводит к увеличению спроса на кредиты со стороны данных экономических агентов. В свою очередь, снижение реального процента для фирм уменьшает предельные издержки финансирования инвестиций и, соответственно, повышает спрос на инвестиции и приводит к увеличению кредита.

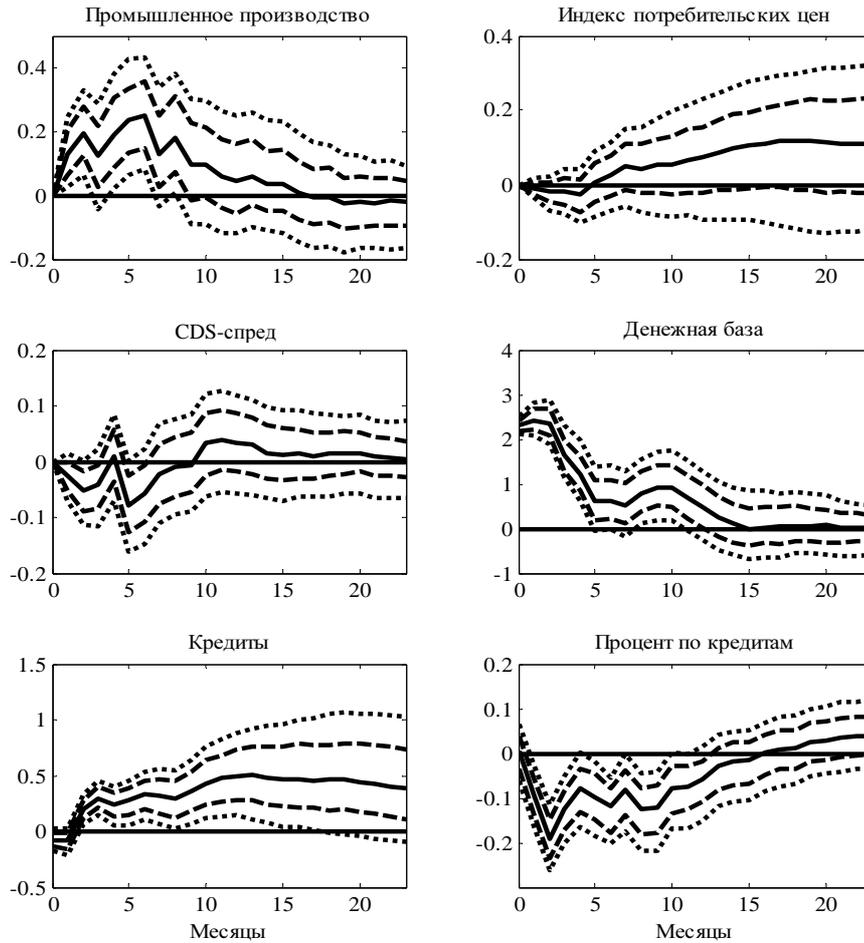


Рис. 1. Функции импульсного отклика на шок денежно-кредитной политики

В ответ на увеличение денежного предложения и расширение спроса фирмы также начинают увеличивать свои цены, и уровень цен демонстрирует устойчивое повышение, что с течением времени снижает уровень «реального» спроса, и, соответственно, эффект шока ДКП на объем производства постепенно стремится к нулю. Но статистическая значимость отклика индекса потребительских цен не велика. Это может быть обуслов-

лено следующим. Как было отмечено выше, в последние годы наблюдался переход Банка России от режима управляемого курса рубля к режиму таргетирования инфляции и плавающего обменного курса, особенно в течение 2014 г. Согласно критике Лукаса [Lucas, 1976], взаимосвязи между макроэкономическими переменными изменяются при изменении экономической политики, и, соответственно, произошедшее изменение в ДКП Банка России могло привести к структурному сдвигу в параметрах модели, что, в свою очередь, может обуславливать статистическую незначимость влияния шока ДКП на индекс потребительских цен в полученных оценках. Мы провели оценку модели на двух более коротких периодах времени: за исключением 2014 г. и за исключением 2013–2014 гг. И на рассматриваемых промежутках времени функции импульсного отклика шока ДКП на индекс потребительских цен становятся статистически значимыми, значимость для отклика объема промышленного производства также увеличивается⁸.

Таким образом, результаты эмпирического анализа свидетельствуют в пользу того, что изменения в денежно-кредитной политике в российской экономике способны приводить к изменениям в объемах производства товаров и услуг в краткосрочном периоде, но денежно-кредитная экспансия также сопровождается и увеличением цен, т.е. возникает неизбежный компромисс между стимулированием выпуска, увеличение которого имеет только временный характер, и ускорением инфляции. Функции импульсного отклика в ответ на шок ДКП согласуются с классом теоретических моделей кейнсианского типа.

Приведем эпизоды, которые идентифицируются в эконометрической модели как шоки ДКП, и проанализируем, насколько были велики эффекты от идентифицированных шоков на макроэкономические показатели Российской Федерации, для чего построим оценку совокупного вклада шоков ДКП в динамику ряда макроэкономических показателей, используемых в регрессионном анализе. Динамика идентифицированных шоков представлена на рис. 2. На оси X отобразен период времени. В целом, временной ряд шоков ДКП является белым шумом (иначе результаты эконометрической модели не удовлетворяли бы предпосылке о некоррелированности ошибок), что осложняет их интерпретацию. Наряду с шоками ДКП на рис. 2 представлена оценка их вклада в динамику денежной базы, которая в более наглядной форме демонстрирует периоды расширения и сжатия денежного предложения. На рис. 3–5 представлена оценка вклада шоков ДКП в динамику объема промышленного производства, процентной ставки по кредиту и инфляции потребительских цен соответственно.

Полученная оценка динамики шоков ДКП и их вклада в динамику российских макроэкономических показателей, на наш взгляд, является хорошо интерпретируемой. Наиболее сильное сжатие денежного предложения относительно тренда и, соответственно, отрицательные шоки ДКП наблюдались в 2004 г., когда был создан стабилизационный фонд. Данные шоки можно интерпретировать как смещение приоритетов Банка России и Правительства РФ в сторону стабилизации инфляции. Это привело к увеличению ставки процента по кредитам на 0,8% годовых и оказало временный отрицательный эффект на объем промышленного производства, глубина падения которого относительно тренда составила более 1% к концу 2004 г.

⁸ Для краткости изложения мы не приводим данные результаты. Графики функций импульсного отклика могут быть предоставлены по запросу на e-mail: apolbin@gmail.com.

Несмотря на то, что на рассматриваемом временном отрезке шок ДКП оказал некоторый отрицательный временный эффект на объем выпуска, создание стабилизационного фонда можно оценить положительно, так как данная мера позволила стабилизировать инфляцию и не допустить перегрева в экономике. При этом накопленные в дальнейшем резервы в стабилизационном фонде дали возможность смягчить падение выпуска во время кризиса 2008–2009 гг.

Перед кризисом 2008 г. в период бурного роста мировых цен на энергоносители и масштабного притока валюты в Россию модель идентифицирует положительные шоки ДКП. Центральный банк активно препятствовал укреплению реального курса рубля и интенсивно наращивал золотовалютные резервы, что обуславливало более агрессивную по сравнению со средней на периоде реакцию денежной базы на изменения фундаментальных макроэкономических переменных. Фактически Банк России проводил политику фиксированного курса рубля относительно бивалютной корзины. Данный период можно охарактеризовать как смещение приоритетов Банка России в сторону стабилизации обменного курса. Это, в свою очередь, приводило к удешевлению кредита и оказывало положительное краткосрочное влияние на выпуск в ущерб темпам роста потребительских цен, которые при этом ускорялись.

Во время кризиса 2008–2009 гг. шоки денежного предложения оказались отрицательными, что, прежде всего, свидетельствует в пользу приоритетности для Банка России стабилизации номинального курса рубля. ЦБ РФ препятствовал ослаблению рубля и проводил политику плавной девальвации, что тем самым привело к денежному сжатию и росту процентных ставок по кредитам, а также оказало отрицательное влияние на объем производства и на темп роста потребительских цен. В дальнейшем в 2009 г. ЦБ РФ значительно расширил операции по рефинансированию, что позволило стабилизировать ситуацию на денежном рынке и оказало положительное влияние на выпуск. Фактически, проводимые операции на денежном рынке позволили погасить предыдущий отрицательный шок денежного предложения, произошедший за счет интервенций Банка России на валютном рынке.

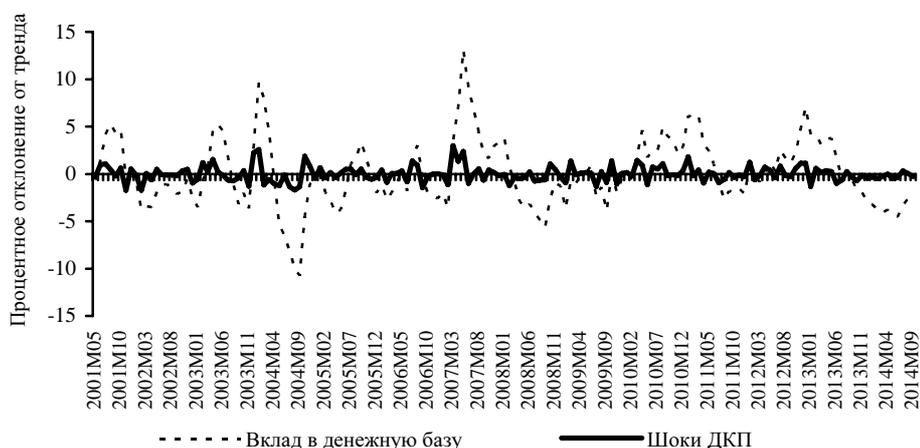


Рис. 2. Идентифицированные шоки ДКП и их вклад в динамику денежной базы

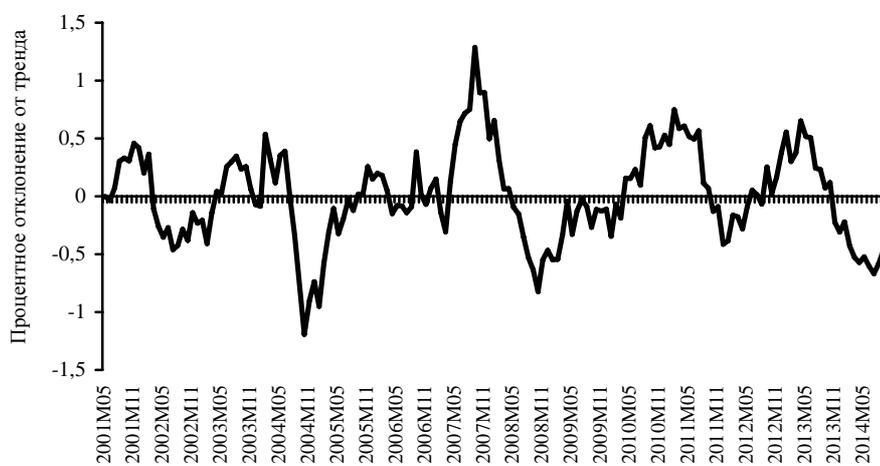


Рис. 3. Оценка вклада шоков ДКП в динамику объема промышленного производства

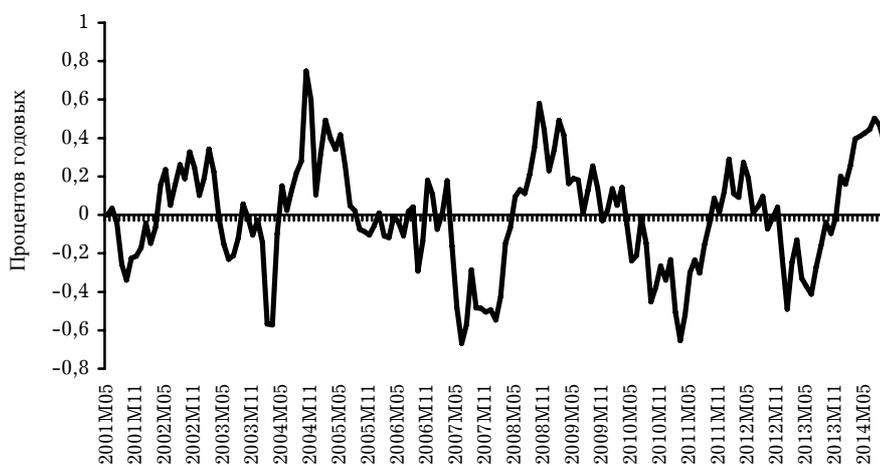


Рис. 4. Оценка вклада шоков ДКП в динамику процентной ставки по кредитам

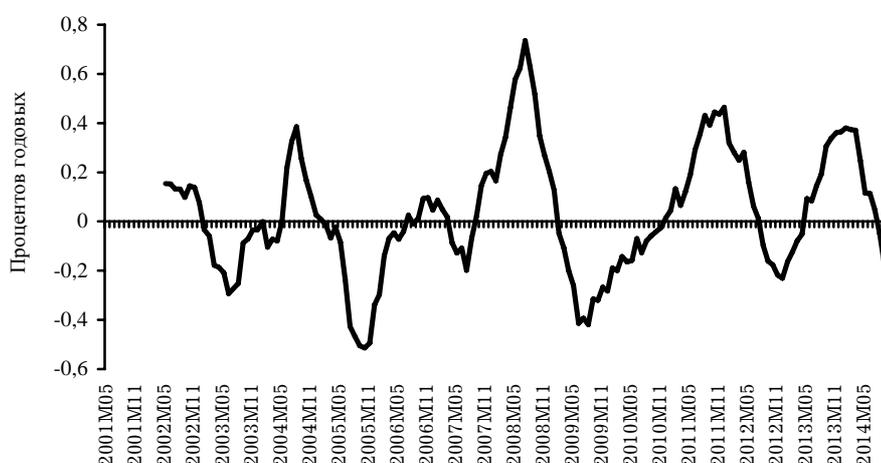


Рис. 5. Оценка вклада шоков ДКП в инфляцию потребительских цен (месяц к месяцу предыдущего года)

Отметим, что если бы ЦБ РФ придерживался более гибкой политики курсообразования перед кризисом и во время кризиса 2008–2009 гг., то это позволило бы сгладить колебания в динамике промышленного производства, и, возможно, проведение операций рефинансирования коммерческих банков не потребовалась бы. В случае быстрой корректировки номинального курса к равновесному уровню спад в агрегированном спросе в большей мере пришелся бы на снижение спроса на импортные товары, что позволило бы смягчить падение отечественного производства. Можно предположить, что если бы Банк России придерживался режима таргетирования инфляции и плавающего курса рубля в условиях высокого доверия к проводимой денежно-кредитной политике, выпуск продемонстрировал бы не такое сильное увеличение перед кризисом 2008–2009 гг. и не такое большое сжатие во время кризиса.

Следует также понимать, что если бы перед кризисом 2008–2009 гг. денежная политика была бы еще более мягкой (например, ЦБ РФ еще сильнее бы препятствовал укреплению реального курса рубля за счет ослабления номинального курса или не был бы создан стабилизационный фонд), колебания выпуска и инфляционные последствия были бы еще значительнее с гораздо большим перегревом экономики перед кризисом 2008–2009 гг. и большим спадом во время кризиса. По сравнению с данным сценарием проводимая экономическая политика оказывала сглаживающее влияние на выпуск и стабилизировала инфляцию.

Возвращаясь к критике Лукаса [Lucas, 1976], на основе проведенного эконометрического анализа, с одной стороны, мы не можем ответить на вопрос, какова бы была динамика промышленного производства, если бы Банк России в исторической ретроспективе придерживался, например, политики таргетирования инфляции в условиях плавающего курса рубля. С другой стороны, мы не можем проецировать полученные оценки на текущую экономическую ситуацию, когда переход к плавающему курсу уже осуществлен. Для ответа на данные вопросы необходимо построение структурных макроэкономиче-

ских моделей, таких как модели DSGE, согласующихся с полученными эмпирическими закономерностями.

Идентифицированные отрицательные шоки денежного предложения в конце 2013 г. и в 2014 г. также могут являться причиной структурного сдвига из-за изменения в режиме денежно-кредитной политики, и, соответственно, их следует интерпретировать с осторожностью. Но, в целом, полученная динамика согласуется с главной целью единой государственной денежно-кредитной политики, заключающейся в обеспечении ценовой стабильности и снижении инфляции (см., например: [Банк России, 2015]). Так, шоки денежного предложения привели к замедлению темпов роста потребительских цен. Но это произошло в ущерб некоторому замедлению темпов роста выпуска.

Гипотетически, Банк России мог бы расширить денежное предложение в конце 2013 г. и в 2014 г., тем самым простимулировав выпуск. Но вопрос о том, насколько были необходимы данные меры денежно-кредитной политики, не имеет однозначного ответа. Рекомендации по проведению экономической политики зависят от того, был ли выпуск выше потенциального уровня или ниже. Согласно расчетам Банка России [Банк России, 2015, с. 48], в 2013 г. разрыв выпуска был нулевым, а в 2014 г. – небольшим отрицательным⁹. Таким образом, если придерживаться результатов полученных оценок, в 2013 г. необходимость стимулировать выпуск отсутствовала, в 2014 же году за счет денежно-кредитной экспансии можно было скорректировать выпуск до своего потенциального уровня. Но это также привело бы к ускорению инфляции, что несколько противоречит главной цели ДКП, т.е. возникает дилемма, разрешить которую возможно, только имея некоторый критерий оптимальности. Кроме того, смягчение денежной политики могло бы привести к еще большему ослаблению номинального курса рубля и, соответственно, более высокой инфляции, которая и так значительно выросла в конце 2014 – начале 2015 гг.

Как показано на рис. 3, влияние шоков ДКП на объем промышленного производства в российской экономике было достаточно умеренным, и их вклад находился в диапазоне от -1,5% до +1,5%, т.е. динамика выпуска, в основном, объяснялась другими макроэкономическими шоками. Таким образом, шоки ДКП порождали именно циклические колебания в объеме промышленного производства и не оказывали какого-либо долгосрочного воздействия. Конечно, из этого не следует, что ДКП не может оказать большее по амплитуде влияние на выпуск, например, за счет более продолжительной и интенсивной денежно-кредитной экспансии, но данный шок ДКП может иметь негативные инфляционные последствия, оказав при этом только временный эффект на выпуск.

Отсюда можно заключить, что денежно-кредитная политика оказывала весьма ограниченное влияние на объем производства товаров и услуг в исторической ретроспективе. В текущих условиях плавающего курса рубля краткосрочный эффект от денежно-кредитной экспансии может быть как большим по величине, так и меньшим. Но здесь следует отметить, что попытки стимулировать экономику в настоящее время за счет увеличения денежного предложения и снижения процентных ставок могут иметь весьма опасные последствия. Так, недавний переход ЦБ РФ от управляемого обменного курса к

⁹ Расчеты, представленные в работе Синельникова-Мурылева, Дробышевского и Казаковой [Синельников-Мурылев и др., 2014], свидетельствуют в пользу положительного разрыва выпуска как в 2013 г., так и в 2014 г.

таргетированию инфляции еще не успел завоевать доверие экономических агентов. Для этого даже в стабильных условиях могло бы понадобиться несколько лет, в течение которых ЦБ РФ было бы необходимо постоянно достигать заявленных целей по инфляции. В условиях большой неопределенности относительно дальнейшего характера ДКП любые ожидания смягчения ДКП могут вызвать рост инфляционных ожиданий и привести к необратимым последствиям для инфляции, что не позволит решить задачу трансформации отечественных сбережений в инвестиции для обеспечения устойчивого экономического роста. При этом текущую денежно-кредитную политику нельзя охарактеризовать как сильно сдерживающую экономическую активность. С одной стороны, Банк России допустил значительную девальвацию рубля, что увеличивает конкурентоспособность товаров отечественного производства на мировом рынке. С другой стороны, хоть ЦБ и увеличил ключевую процентную ставку, ее величина в отдельные периоды времени была ниже уровня инфляции, что сложно назвать «жесткой» денежно-кредитной политикой.

4. Заключение

Работы, посвященные анализу макроэкономического эффекта экзогенных шоков монетарной политики на основе VAR-моделей, как правило, приходят к согласующимся выводам о характере влияния шоков ДКП на различные показатели. В частности, положительный шок монетарной политики обычно приводит к снижению процентных ставок, росту совокупного выпуска, занятости и уровня цен в краткосрочном периоде.

Эмпирический анализ, проведенный для российской экономики в период с 2000 по 2014 гг., показал, что шоки монетарной политики оказывали статистически значимое влияние на уровень промышленного производства, объем кредитования, номинальные процентные ставки по кредитам и уровень цен, но эффект от шоков ДКП, в частности на выпуск, был достаточно умеренным и носил временный характер.

Согласно полученным оценкам, в ответ на положительный шок ДКП с некоторым запаздыванием происходит временное увеличение выпуска, что согласуется с теоретическими моделями, учитывающими жесткость номинальных показателей. При этом вклад экзогенных шоков монетарной политики в динамику уровня выпуска не превышал 1,5%.

Положительный шок монетарной политики также приводит к снижению номинальных процентных ставок по кредитам и к росту объема кредитования в экономике. Кроме того, при анализе периода, из которого был исключен эпизод существенного изменения экономической политики центрального банка (2013–2014 гг.), было обнаружено статистически значимое увеличение уровня цен в ответ на положительный шок ДКП.

Таким образом, шоки монетарной политики оказывали значимое воздействие как на номинальные показатели (вклад шока ДКП в динамику объема кредитования находился в диапазоне от -2,5% до +2,5%, в динамику процентной ставки по кредитам – от -0,6% до 0,8% годовых, в годовой темп прироста уровня потребительских цен – от -0,6 до 0,8%), так и на реальный сектор российской экономики в исследуемый период. Полученные результаты позволяют также сделать вывод о том, что функционирование экономики Российской Федерации в период с 2000 по 2014 гг. согласуется с кейнсианской моделью, в рамках которой политика, соответствующая режиму таргетирования валютного курса, является проциклической и неоптимальной. В сочетании с проциклическим поведением шоков денежно-кредитной политики можно прийти к заключению о про-

циклическом характере экономической политики Банка России в целом. В то же время в рамках структурных векторных авторегрессий сравнение альтернативных режимов ДКП является некорректным, поэтому выводы об оптимальности проводимой политики необходимо делать на основе структурных макроэкономических моделей, учитывающих изменения в реальных взаимосвязях между макроэкономическими показателями при изменении экономической политики.

Следует также отметить, что вывод о проциклическом характере ДКП Банка России основывается на ее сравнении с режимом с более гибким курсообразованием. При этом, если бы в Российской Федерации не был создан стабилизационный фонд и Банк России более активно сдерживал бы колебания курса рубля, то циклические колебания в выпуске и инфляция могли бы быть больше по сравнению с фактически достигнутыми.

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Айвазян С.А., Бродский Б.Е., Сандоян Э.М., Восканян М.А., Манукян Д.Э. Макроэконометрическое моделирование экономик России и Армении. II. Агрегированные макроэконометрические модели национальных экономик России и Армении // Прикладная эконометрика. 2013. № 31(3). С. 7–31.

Банк России. Доклад о денежно-кредитной политике № 1, март 2015. М.: Центральный банк Российской Федерации, 2015.

Дерюгина Е., Пономаренко А. Большая байесовская векторная авторегрессионная модель для российской экономики // Серия докладов об экономических исследованиях в Банке России № 1, Март 2015. М.: Центральный банк Российской Федерации, 2015.

Дмитриев А.С., Шугаль Н.Б. Макроэкономическое моделирование взаимосвязей реального и денежного секторов российской экономики (часть 1) // Экономический журнал ВШЭ. 2006а. Т. 10. № 2. С. 243–266.

Дмитриев А.С., Шугаль Н.Б. Макроэкономическое моделирование взаимосвязей реального и денежного секторов российской экономики (часть 2) // Экономический журнал ВШЭ. 2006б. Т. 10. № 3. С. 420–447.

Дробышевский С.М. Ориентиры денежно-кредитной политики // Экономическая политика. 2010. № 2. С. 27–30.

Дробышевский С.М., Синельников С.Г., Трунин П.В. Решения G20 о скоординированной антикризисной экономической политике и российский опыт // Российский внешнеэкономический вестник. 2011. № 6. С. 12–23.

Дробышевский С., Трунин П., Каменских М. Анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики в российской экономике. М.: ИЭПП, 2008.

Идрисов Г.И., Казакова М.В., Полбин А.В. Теоретическая интерпретация влияния нефтяных цен на экономический рост в современной России // Экономическая политика. 2014. № 5. С. 150–171.

Конторович В.К. Взаимосвязь реального курса рубля и динамики промышленного производства в России // Экономический журнал ВШЭ. 2001. Т. 5. № 3. С. 363–374.

Ломиворотов Р. Влияние внешних шоков и денежно-кредитной политики на экономику России // Вопросы экономики. 2014. № 11. С. 122–139.

Синельников-Мурылев С.Г., Дробышевский С.М., Казакова М.В. Декомпозиция темпов роста ВВП России в 1999–2014 годах // Экономическая политика. 2014. № 5. С. 7–37.

- Улюкаев А.В., Дробышевский С.М., Трунин П.В. Перспективы перехода к режиму таргетирования инфляции в РФ // Вопросы экономики. 2008. № 1. С. 46–57.
- Юдаева К., Иванова Н., Каменских М. Что таргетирует Банк России? // Обзор Центра макроэкономических исследований Сбербанка России. 2010.
- Akhtar M., Harris E. Monetary Policy Influence on the Economy – An Empirical Analysis // Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review (Winter). 1987. P. 19–34.
- Ball L. Time-consistent Policy and Persistent Changes in Inflation // Journal of Monetary Economics. 1995. № 36(2). P. 329–350.
- Bernanke B., Blinder A. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission // American Economic Review. 1992. № 82(4). P. 901–921.
- Bernanke B., Mihov I. Measuring Monetary Policy // Quarterly Journal of Economics. 1998. № 113(3). P. 869–902.
- Boivin J., Kiley M., Mishkin F. How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time? // Handbook of Monetary Economics. 2010. Vol. 3A. P. 369–422.
- Canova F. Methods for Applied Macroeconomic Research. Princeton University Press, 2007.
- Canova F., Nicoló G. Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7 // Journal of Monetary Economics. 2002. № 49(6). P. 1131–1159.
- Chari V., Christiano L., Eichenbaum M. Expectation Traps and Discretion // Journal of Economic Theory. 1998. № 81(2). P. 462–492.
- Chari V.V., Kehoe P.J., McGrattan E.R. Sticky Price Models of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem? // Econometrica. 2000. № 68(5). P. 1151–1179.
- Christiano L., Eichenbaum M., Evans C. The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds // Review of Economics and Statistics. 1996. № 78. P. 16–34.
- Christiano L., Eichenbaum M., Evans L. Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? // Handbook of Macroeconomics. 1999. Vol. 1. P. 65–148.
- Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans C.L. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy // Journal of Political Economy. 2005. № 113(1). P. 1–45.
- Dornbush R., Fisher S. Macroeconomics. 6th ed. New York: McGraw-Hill, 1994.
- Faust J. The Robustness of Identified VAR Conclusions about Money // Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy. 1998. № 49. P. 207–244.
- Faust J., Leeper E. When Do Long-run Identifying Restrictions Give Reliable Results? // Journal of Business and Economic Statistics. 1997. № 15(3). P. 345–353.
- Friedman B. Changing Effects of Monetary Policy on Real Economic Activity // Monetary Policy Issues in 1990's. Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium Proceedings, 1989.
- Garcia-Cicco J., Pancrazi R., Uribe M. Real Business Cycle in Emerging Countries? // American Economic Review. 2010. № 100 (5). P. 2510–2531.
- Goodfriend M., King R. The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy // NBER Macroeconomics Annual. 1997. № 12. P. 231–296.
- Gospodinov N., Herrera A.M., Pesavento E. Unit Roots, Cointegration, and Pretesting in Var Models // Advances in Econometrics. 2013. № 32. P. 81–115.
- Hamilton J. Measuring The Liquidity Effect // American Economic Review. 1997. № 87(1). P. 80–97.
- Kilian L. Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market // American Economic Review. 2009. № 99(3). P. 1053–1069.
- Kydland F.E., Prescott E.C. Time to Build and Aggregate Fluctuations // Econometrica. 1982. № 50(6). P. 1345–1370.
- Lucas R.E. Econometric Policy Evaluation: A Critique // Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. 1976. № 1. P. 19–46.
- Lucas R. Methods and Problems in Business Cycle Theory // Journal of Money, Credit and Banking. 1980. № 12(4). P. 696–715.

- Mountford A.* Leaning into the Wind: A Structural VAR Investigation of UK Monetary Policy // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 2005. № 67(5). P. 597–621.
- Neumeyer P.A., Perri F.* Business Cycles in Emerging Economies: The Role of Interest Rates // Journal of Monetary Economics. 2005. № 52 (2). P. 345–380.
- Ono S.* The Effects of Foreign Exchange and Monetary // Economic Systems. 2013. № 37. P. 522–541.
- Peersman G.* Macroeconomic Effects of Unconventional Monetary Policy in the Euro Area: ECB Working Paper № 1397. 2011.
- Plosser C.I.* Understanding Real Business Cycles // The Journal of Economic Perspectives. 1989. № 3(3). P. 51–78.
- Rautava J.* The Role of Oil Prices and the Real Exchange Rate in Russia's Economy – A Cointegration Approach // Journal of Comparative Economics. 2004. № 32(2). P. 315–327.
- Romer C., Romer D.* A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications // American Economic Review. 2004. № 94. P. 1055–1084.
- Scholl A., Uhlig H.* New Evidence on the Puzzles: Results from Agnostic Identification on Monetary Policy and Exchange Rates // Journal of International Economics. 2008. № 76(1). P. 1–13.
- Sims C.A., Stock J.H., Watson M.W.* Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots // Econometrica. 1990. № 58(1). P. 113–144.
- Sims C.A., Zha T.* Error Bands for Impulse Responses // Econometrica. 1999. № 67(5). P. 1113–1155.
- Sims C., Zha T.* Does Monetary Policy Generate Recessions? // Macroeconomic Dynamics. 2006. № 10. P. 231–272.
- Smets F., Wouters R.* Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach // American Economic Review. 2007. № 97(3). P. 586–606.
- Starr M.* Does Money Matter in the CIS? Effects of Monetary Policy on Output and Prices // Journal of Comparative Economics. 2005. № 33. P. 441–461.
- Uhlig H.* What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure // Journal of Monetary Economics. 2005. № 52. P. 381–419.
- Uribe M., Yue V.Z.* Country Spreads and Emerging Countries: Who Drives Whom? // Journal of International Economics. 2006. № 69 (1). P. 6–36.

Estimation of the Monetary Policy Shock's Influence on the Russian Economy

Vashchelyuk Natalia¹, Polbin Andrey², Trunin Pavel³

¹ Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration,
82, Vernadskogo prosp., Moscow, 119571, Russian Federation.
E-mail: vashchelyukn@gmail.com

² Gaidar Institute for Economic Policy,
3-5, Gazetny per., Moscow, 125009, Russian Federation.
E-mail: apolbin@gmail.com

³ Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration,
82, Vernadskogo prosp., Moscow, 119571, Russian Federation.
E-mail: pt@iep.ru

The paper is devoted to the identification of monetary policy shock and evaluation of its impact on the main macroeconomic variables of the Russian economy. To solve this problem we use the methodology of the structural vector autoregression model. For estimation we use monthly data on the industrial production index, consumer price index, monetary base and other macroeconomic indicators for the Russian Federation. To control for possible endogenous money supply reaction to the changes in external economic conditions we include foreign economic variables into the model: the oil price, the index of global economic activity and the risk premium on investments in domestic assets. We also utilize the small open economy concept and treat the first two indicators of external economic conditions in the econometric model as exogenous variables.

According to the results monetary policy shocks have a statistically significant impact in the short-run both on the real sector of the Russian economy and on the nominal variables. Positive monetary policy shock leads to a temporary increase in output, the volume of lending, the price level, as well as a reduction in nominal interest rates on loans. In the paper we evaluate the contribution of monetary policy shocks to the dynamics of the Russian macroeconomic variables. According to the results monetary policy shocks lead to cyclical fluctuations in economic activity around the trend growth. In particular, the policy of preventing ruble appreciation (compared to a more flexible exchange rate regime) before the crisis of 2008–2009 years made a positive contribution overheating of the Russian economy. The policy of gradual devaluation had a negative impact on output and strengthened economic downturn. At the same time the contribution of monetary policy shocks to the variance of macroeconomic variables is small.

Key words: monetary policy; Russian economy; industrial production; structural vector autoregressive models.

JEL Classification: E3, E4, E5.

* *
*

References

Aivazian S.A., Brodsky B.E., Sandoyan E.M., Voskanyan M.A., Manukyan D.E. (2013) Makrojekonometricheskoe modelirovanie ekonomik Rossii i Armenii. II. Agregirovannyye marojekonometricheskie modeli nacional'nyh ekonomik Rossii i Armenii [Macroeconometric Modeling of the Russian and Armenian Economy. I. Peculiarities of Macroeconomic Situation and Theoretical Description of Dynamic models]. *Prikladnaya ekonometrika*, 31, 3, pp. 7–31.

Bank of Russia (2015) *Doklad o denezhno-kreditnoj politike no 1, mart 2015* [Report on Monetary Policy no 1, March 2015]. Moscow: The Central Bank of the Russian Federation.

Derjugina E., Ponomarenko A. (2015) *Bol'shaja bajesovskaja vektornaja avtoregressionnaja model' dlja rossijskoj ekonomiki* [Large Bayesian Vector Autoregression Model for the Russian Economy]. Serija dokladov ob ekonomicheskikh issledovanijah v Banke Rossii no 1, Mart 2015 [Series on Economic Research at the Bank of Russia no 1, March 2015]. Moscow: The Central Bank of the Russian Federation.

Dmitriev A.S., Shugal' N.B. (2006a) Makroekonomicheskoe modelirovanie vzaimosvjazej real'nogo i denezhnogo sektorov rossijskoj jekonomiki (chast' 1) [Macroeconomic Modeling the Relationship of the Real and Monetary Sectors of the Russian Economy (part 1)]. *HSE Economic Journal*, 10, 2, pp. 243–266.

Dmitriev A.S., Shugal' N.B. (2006b) Makroekonomicheskoe modelirovanie vzaimosvjazej real'nogo i denezhnogo sektorov rossijskoj jekonomiki (chast' 2) [Macroeconomic Modeling the Relationship of the Real and Monetary Sectors of the Russian Economy (part 2)]. *HSE Economic Journal*, 10, 3, pp. 420–447.

Drobyshevsky S. (2010) Orientiry denezhno-kreditnoj politiki [Guidelines for Monetary and Credit Policy]. *Ekonomicheskaya politika*, 2, pp. 27–30.

Drobyshevsky S.M., Sinelnikov S.G., Trunin P.V. (2011) Reshenija G20 o skoordirovannoj antikrizisnoj jekonomicheskoy politike i rossijskij opyt [G20 Decisions on Coordinated Anti-crisis Economic Policy and the Russian Experience]. *Rossijskij vneshnejekonomicheskij vestnik*, 6, pp. 12–23.

Drobyshevsky S., Trunin P., Kamenskih M. (2008) *Analiz transmissionnyh mehanizmov denezhno-kreditnoj politiki v rossijskoj jekonomike* [Analysis of Transmission Mechanisms of Monetary Policy in the Russian Economy]. Moscow: IETT.

Idrisov G., Kazakova M., Polbin A. (2014) Teoreticheskaja interpretacija vlijaniya neftjanyh cen na jekonomicheskij rost v sovremennoj Rossii [Oil Price Impact on Economic Growth in Contemporary Russia: A Theoretical Interpretation]. *Ekonomicheskaya politika*, 5, pp. 150–171.

Kontorovich V.K. (2001) Vzaimosvjaz' real'nogo kursa rublja i dinamiki promyshlennogo proizvodstva v Rossii [Relationship between the Real Exchange Rate and the Dynamics of Industrial Production in Russia]. *HSE Economic Journal*, 5,3, pp. 363–374.

Lomivorotov R. (2014) Vlijanie vneshnih shokov i denezhno-kreditnoj politiki na jekonomiku Rossii [The Influence of External Shocks and Monetary Policy on the Russian Economy]. *Voprosy ekonomiki*, 11, pp. 122–139.

Sinelnikov-Murylev S., Drobyshevsky S., Kazakova M. (2014) Dekompozicija tempov rosta VVP Rossii v 1999–2014 godah [Decomposition of Russian GDP Growth Rates in 1999–2014]. *Ekonomicheskaya politika*, 5, pp. 7–37.

Ulyukaev A., Drobyshevsky S., Trunin P. (2008) Perspektivy perehoda k rezhimu targetirovaniya infljatsii v RF [Prospects for Transition to Inflation Targeting in RF]. *Voprosy ekonomiki*, 1, pp. 46–57.

Yudaeva K., Ivanova N., Kamenskikh M. (2010). *Chto targetiruet Bank Rossii?* [What does the Bank of Russia Target?]. Obzor Centra makroekonomicheskikh issledovanij Sberbanka Rossii [Review of the Center for Macroeconomic Studies, Sberbank]. Moscow.

Akhtar M., Harris E. (1987) *Monetary Policy Influence on the Economy – An Empirical Analysis*. Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review (Winter), pp. 19–34.

- Ball L. (1995) Time-consistent Policy and Persistent Changes in Inflation. *Journal of Monetary Economics*, 36, 2, pp. 329–350.
- Bernanke B., Blinder A. (1992) The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*, 82, 4, pp. 901–921.
- Bernanke B., Mihov I. (1998) Measuring Monetary Policy. *Quarterly Journal of Economics*, 113, 3, pp. 869–902.
- Boivin J., Kiley M., Mishkin F. (2010) How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time? *Handbook of Monetary Economics*, 3A, pp. 369–422.
- Canova F. (2007) *Methods for Applied Macroeconomic Research*. Princeton University Press.
- Canova F., Nicoló G. (2002) Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7. *Journal of Monetary Economics*, 49, 6, pp. 1131–1159.
- Chari V., Christiano L., Eichenbaum M. (1998) Expectation Traps and Discretion. *Journal of Economic Theory*, 81, 2, pp. 462–492.
- Chari V.V., Kehoe P.J., McGrattan E.R. (2000) Sticky Price Models of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem? *Econometrica*, 68, 5, pp. 1151–1179.
- Christiano L., Eichenbaum M., Evans C. (1996) The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds. *Review of Economics and Statistics*, 78, pp. 16–34.
- Christiano L., Eichenbaum M., Evans L. (1999) Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? *Handbook of Macroeconomics*, 1, pp. 65–148.
- Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans C.L. (2005) Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 113, 1, pp. 1–45.
- Dornbush R., Fisher S. (1994) *Macroeconomics*. 6th ed. New York: McGraw-Hil.
- Faust J. (1998) The Robustness of Identified VAR Conclusions about Money. *Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy*, 49, pp. 207–244.
- Faust J., Leeper E. (1997) When Do Long-run Identifying Restrictions Give Reliable Results? *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, 3, pp. 345–353.
- Friedman B. (1989) *Changing Effects of Monetary Policy on Real Economic Activity*. Monetary Policy Issues in 1990's. Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium Proceedings.
- Garcia-Cicco J., Pancrazi R., Uribe M. (2010) Real Business Cycle in Emerging Countries? *American Economic Review*, 100, 5, pp. 2510–2531.
- Goodfriend M., King R. (1997) The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. *NBER Macroeconomics Annual*, 12, pp. 231–296.
- Gospodinov N., Herrera A.M., Pesavento E. (2013) Unit Roots, Cointegration, and Pretesting in Var Models. *Advances in Econometrics*, 32, pp. 81–115.
- Hamilton J. (1997) Measuring The Liquidity Effect. *American Economic Review*, 87, 1, pp. 80–97.
- Kilian L. (2009) Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. *American Economic Review*, 99, 3, pp. 1053–1069.
- Kydland F.E., Prescott E.C. (1982) Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 50, 6, pp. 1345–1370.
- Lucas R.E. (1976) Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, pp. 19–46.
- Lucas R. (1980) Methods and Problems in Business Cycle Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 12, 4, pp. 696–715.
- Mountford A. (2005) Leaning into the Wind: A Structural VAR Investigation of UK Monetary Policy. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 5, pp. 597–621.
- Neumeyer P.A., Perri F. (2005) Business Cycles in Emerging Economies: The Role of Interest Rates. *Journal of Monetary Economics*, 52, 2, pp. 345–380.
- Ono S. (2013) The Effects of Foreign Exchange and Monetary. *Economic Systems*, 37, pp. 522–541.
- Peersman G. (2011) *Macroeconomic Effects of Unconventional Monetary Policy in the Euro Area*. ECB Working Paper no 1397.

Plosser C.I. (1989) Understanding Real Business Cycles. *The Journal of Economic Perspectives*, 3, 3, pp. 51–78.

Rautava J. (2004) The Role of Oil Prices and the Real Exchange Rate in Russia's Economy – A Cointegration Approach. *Journal of Comparative Economics*, 32, 2, pp. 315–327.

Romer C., Romer D. (2004) A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications. *American Economic Review*, 94, pp. 1055–1084.

Scholl A., Uhlig H. (2008) New Evidence on the Puzzles: Results from Agnostic Identification on Monetary Policy and Exchange Rates. *Journal of International Economics*, 76, 1, pp. 1–13.

Sims C.A., Stock J.H., Watson M.W. (1990) Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, 58, 1, pp. 113–144.

Sims C.A., Zha T. (1999) Error Bands for Impulse Responses. *Econometrica*, 67, 5, pp. 1113–1155.

Sims C., Zha T. (2006) Does Monetary Policy Generate Recessions? *Macroeconomic Dynamics*, 10, pp. 231–272.

Smets F., Wouters R. (2007) Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, 97, 3, pp. 586–606.

Starr M. (2005) Does Money Matter in the CIS? Effects of Monetary Policy on Output and Prices. *Journal of Comparative Economics*, 33, pp. 441–461.

Uhlig H. (2005) What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52, pp. 381–419.

Uribe M., Yue V.Z. (2006) Country Spreads and Emerging Countries: Who Drives Whom? *Journal of International Economics*, 69, 1, pp. 6–36.