

## ФИНАНСОВАЯ ЭКОНОМИКА

**Ф. С. Картаев<sup>1</sup>,**

МГУ имени М. В. Ломоносова (Москва, Россия)

**Н. С. Козлова<sup>2</sup>,**

МГУ имени М. В. Ломоносова (Москва, Россия)

## ЭКОНОМЕТРИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ НА ДИНАМИКУ РОССИЙСКОГО ФОНДОВОГО РЫНКА

*На основе ежемесячных данных за 2005–2013 гг. при помощи аппарата структурных векторных авторегрессий в статье оценен характер и продолжительность воздействия шоков кредитно-денежной политики Банка России на динамику доходностей российских фондовых индексов. Рассмотрен широкий спектр переменных, характеризующих монетарную политику: ключевая ставка процента, денежные агрегаты, ставка рефинансирования и ставка по межбанковским кредитам.*

**Ключевые слова:** монетарная политика, фондовый рынок, SVAR-модели.

## ECONOMETRIC ASSESSMENT OF MONETARY POLICY IMPACT ON THE DYNAMICS OF THE RUSSIAN STOCK MARKET

*The article provides the analysis of the impact of monetary policy shock generated by the Bank of Russia on the Russian stock market yield dynamics. We have estimated the features and duration of the effect using SVAR models and monthly data for the period from 2005 to 2013. We examine a wide range of proxies for the monetary conditions: the key interest rate, monetary aggregate M2, the refinancing rate and the interbank lending rate.*

**Key words:** monetary policy, the stock market, SVAR-models.

---

<sup>1</sup> Картаев Филипп Сергеевич, к.э.н., доцент кафедры математических методов анализа экономики экономического факультета; e-mail: kartaev@gmail.com

<sup>2</sup> Козлова Наталья Сергеевна, инженер кафедры математических методов анализа экономики экономического факультета; e-mail: nataliasergeevna21@gmail.com

## Введение

Интерес к фондовому рынку как к каналу монетарной трансмиссии существенно вырос после мирового финансового кризиса 2007–2008 гг. На сегодняшний день этот канал является наименее изученным по сравнению с более традиционными каналами процентной ставки и валютного курса как с точки зрения теоретического объяснения его работы, так и с точки зрения эконометрического моделирования. В то же время в этот сложный для российской экономики период особенно актуальным становится исследование реакции отечественного фондового рынка на действия монетарных властей. Поскольку одной из основных целей Банка России является обеспечение стабильности и развития финансового рынка Российской Федерации<sup>1</sup>, при проведении денежно-кредитной политики необходимо понимать весь спектр потенциальных последствий, к которым она может привести.

Основное объяснение возможного влияния кредитно-денежной политики на динамику фондовых рынков заключается в том, что смягчение монетарных условий может вызывать приток средств на фондовый рынок и увеличивать его доходность. В свою очередь, изменение доходности активов на фондовом рынке воздействует на решение экономических агентов (как фирм, так и домашних хозяйств), что приводит к изменению значений реальных макроэкономических переменных: инвестиций, потребления и выпуска. Теоретическое объяснение этого механизма предложено в работах [Bernanke et al., 1999; Chami et al., 1999], а также [Castelnuovo, Nisticò, 2010].

Однако эмпирическая проверка гипотезы о влиянии политики центральных банков на динамику фондовых рынков осуществлялась для сравнительно малого количества стран, и во многих странах вопрос о наличии указанного влияния остается открытым. К числу таких стран можно отнести и Россию. Особенно слабо исследовано наличие значимого влияния политики Банка России на российский фондовый рынок в современных условиях. Цель нашей статьи состоит в том, чтобы внести вклад в восполнение этого пробела.

Статья имеет следующую структуру. Сначала обсуждаются результаты существующих эконометрических исследований взаимосвязи между монетарной политикой и динамикой фондового рынка,

---

<sup>1</sup> О Центральном банке Российской Федерации (Банке России): Федеральный закон от 10 июля 2002 г. № 86-ФЗ. URL: [http://www.cbr.ru/today/status\\_functions/law\\_cb.pdf](http://www.cbr.ru/today/status_functions/law_cb.pdf)

что позволяет нам выявить оптимальный подход к моделированию этой взаимосвязи. Затем описываются используемые данные и методология нашего исследования. Наконец, в заключительной части работы представлены полученные результаты и их интерпретация.

### **Эмпирические исследования воздействия монетарной политики на динамику фондовых рынков**

Одним из теоретических обоснований влияния монетарной политики на доходность акций может служить механизм кредитного канала, который подразделяется на балансовый канал и канал банковского кредитования. В соответствии с первым, негативный шок монетарной политики увеличивает издержки внешних заимствований и снижает стоимость активов фирмы, которые могли бы служить обеспечением по новым займам. Это уменьшает доступ к кредитам и вообще к любым видам внешнего заимствования, из-за чего фирмы вынуждены сократить уровень инвестиций. Тогда итоговыми последствиями шока может быть снижение денежных потоков и нормы доходности. Для канала банковского кредитования характерна несколько иная ситуация: сдерживающая КДП ведет к тому, что банки сокращают предложение кредитов и повышают ставки. Это также негативно отражается на денежных потоках фирм, доходностях акций.

Классическая работа, посвященная эмпирической верификации работы этого канала, — статья [Bernanke, Kuttner, 2005], в которой не только приводятся количественные оценки эффекта, но и делается попытка объяснить, за счет каких именно факторов он возникает. Исследование проводилось в рамках экономики США, затрагивая период с 1989 по 2002 г.

Основная сложность в измерении воздействия монетарной политики связана с проблемой эндогенности, поскольку участники фондовых рынков формируют ожидания относительно действий кредитно-денежных властей. В связи с этим следует изолировать шоки — неожиданные направления в политике, реакция рынка на которые представляет наибольший интерес. Предложенный Бернанке и Куттнером метод выделения неожиданной компоненты широко используется в более поздних исследованиях. Его суть заключается в следующем: монетарная политика США определяется на заседаниях Федерального комитета США по операциям на открытом рынке (FOMC), где принимается решение о целевой ставке процента по федеральным фондам. Рассматривая узкое окно вокруг

этих заседаний в сочетании с высокочастотными данными, можно существенно снизить эндогенность переменных или даже полностью устранить ее. В свою очередь, фьючерсные контракты позволяют участникам рынка хеджировать свои риски, связанные с изменением процентной ставки, и отражают ожидания относительно будущих действий монетарных властей. Основная предпосылка для использования цен на фьючерсы заключается в том, что все ожидания относительно ставки процента уже учтены в текущих котировках. Тогда изменение цен на 30-дневные фьючерсы на ставку по федеральным фондам, которое произошло после объявления действий кредитно-денежных властей, можно считать шоком политики.

Бернанке и Куттнер начали исследования с регрессии средне-взвешенной доходности индекса CRSP<sup>1</sup> на общее изменение целевой ставки, эффект которого оказывается отрицательным, что соответствует теоретическим представлениям, но тем не менее незначимым. Однако если изменение целевой ставки разбивается на ожидаемое и неожиданное, то результаты существенно меняются: влияние ожидаемой компоненты положительно, а неожиданной отрицательно, при этом оба коэффициента являются значимыми на 1-процентном уровне.

Авторы подчеркивают, что при использовании их подхода все еще возможно наличие эндогенности за счет одновременной двусторонней связи между монетарной политикой и фондовым рынком, и кроме того, они могут совместно и одновременно реагировать на новую информацию. Полным решением в таком случае может быть либо сужение окна события, то есть использование данных, максимально близких к встречам FOMC, которое очистит эффект монетарной политики от остальных эффектов (например, других макроэкономических новостей); либо построение многомерных факторных моделей.

Бейсиса и Куров [Basistha, Kurov, 2008] также строят анализ на исследовании конкретных событий — встреч FOMC и подтверждают результаты Бернанке и Куттнера на более поздних данных. Развивая подход Бернанке и Куттнера, Маио [Maio, 2014] в своей статье на помесечных данных по экономике США за 1963–2008 гг. проверяет гипотезу о том, что более финансово зависимые фирмы должны сильнее реагировать на монетарную политику. Для анализа рассматриваемые инвестиционные портфели сортировались по четырем финансовым характеристикам: рыночная капитализа-

---

<sup>1</sup> CRSP U.S. Total Market Index. URL: <http://www.crsp.com/products/investment-products/crsp-us-total-market-index>

ция, отношение балансовой стоимости к рыночной, коэффициент «прибыль — цена», коэффициент «денежный поток — цена» — и затем делились на децили. В качестве аппроксимации действий монетарных властей в целом используется изменение процентной ставки по федеральным фондам США. В то время как мерой неожиданной кредитно-денежной политики служит надбавка (премия) по федеральным фондам, то есть разница между ставкой по ним в текущем периоде и месячной ставкой по Казначейским векселям в предыдущем периоде.

Маио оценивает регрессию избыточных доходностей на указанные характеристики монетарной политики для каждого дециля по четырем группам обычно с помощью МНК. Асимметрия эффекта — разнородность влияния в зависимости от дециля, то есть размера и финансовой устойчивости компаний, — была выявлена во всех случаях хотя бы для одного из показателей монетарной политики.

Альтернативой теоретическому обоснованию воздействия монетарной политики на фондовый рынок с точки зрения кредитного канала может служить канал принятия риска. Суть действия канала принятия риска заключается в том, что мягкая монетарная политика провоцирует приток средств в рискованные активы, которые могут принести большую по сравнению с безрисковыми доходность. Такая погоня за высокой прибылью и снижение неприятия риска ведут к менее стабильной ситуации на фондовом рынке и повышению цен акций.

Описанные каналы исследуют Хау и Лаи [Hau, Lai, 2013], используя квартальные данные за 2003—2010 гг. по семи странам еврозоны (Австрия, Финляндия, Франция, Германия, Италия, Нидерланды, Португалия и Испания). Для данных стран, входящих в валютный союз, Европейский Центральный банк (ЕЦБ) устанавливает единую номинальную ставку процента. Однако фактические монетарные условия внутри каждой страны индивидуальны в силу различных темпов роста ВВП и уровня инфляции. Это позволяет использовать в качестве характеристики условий монетарной политики реальную ставку процента и отклонение установленной ЕЦБ ставки от рекомендованной правилом Тейлора, так называемые остатки правила Тейлора. Отрицательный знак остатков означает, что фактическая номинальная ставка оказалась ниже рекомендованной, то есть произошло смягчение монетарных условий.

В процессе исследования динамическая панельная модель оценивается разностным обобщенным методом моментов и систем-

ным обобщенным методом моментов. В результате оказывается, что снижение реальной ставки процента на 100 базисных пунктов ведет к 10-процентному притоку средств на фондовый рынок в текущем квартале, при этом долгосрочный эффект составляет 14%. В случае аппроксимации монетарных условий через остатки правила Тейлора влияние оказывает еще более высоким: 14% и 20% для краткосрочного и долгосрочного эффектов соответственно. Важно также отметить, что полученные результаты являются статистически значимыми на 1-процентном уровне. На основе полученных авторами результатов, можно сделать вывод, что кредитно-денежная политика способна поменять отношение инвесторов к риску, что, в свою очередь, отражается на стабильности и доходностях фондового рынка.

Еще одно исследование изменения отношения к риску в результате действий монетарных властей провели Бекаерт, Хойрова и Ло Дука [Beckaert, Hoegova, Lo Dusa, 2013], опираясь на данные по США за период с 1990 по 2010 г. В своей работе они используют популярный индикатор отношения инвесторов к риску — индекс волатильности VIX, который рассчитывается на основе индекса S&P500 и отражает ожидаемую дисперсию фондового рынка. Авторы предположили, что на взаимосвязь между отношением инвесторов к риску и действиями властей может существенно влиять стадия делового цикла, так как рецессия, с одной стороны, увеличивает неприятие риска и, с другой, может быть поводом для смягчения монетарных условий. Таким образом, они рекомендуют всегда в качестве контрольной переменной включать в оцениваемые модели аппроксимацию бизнес-цикла. В данной статье эту функцию выполняет индекс промышленного производства, а в качестве альтернатив для него используются индекс деловой активности и несельскохозяйственная занятость.

В процессе исследования Бекаерт, Хойрова и Ло Дука оценивают структурную VAR-модель с четырьмя переменными: ожидаемой дисперсией фондового рынка, неприятием риска, условиями монетарной политики и деловой активностью. Дополнительные уравнения строятся на основании декомпозиции Холески и долгосрочного идентификационного ограничения (принципа нейтральности денег). Опираясь на полученные по докризисной подвыборке импульсные функции отклика, можно сделать ряд важных выводов. Так, шок падения ставки процента на 35 базисных пунктов снижает неприятие риска на 0,035. Влияние достигает максимума к 20-му месяцу и остается значимым с 9-го и вплоть до 40-го месяца. Аналогичная картина наблюдается и для ожидаемой диспер-

сии фондового рынка: краткосрочный положительный эффект переходит в негативный в среднесрочном периоде. Аналогичный подход, основанный на аппарате структурных векторных авторегрессий, используется и в более ранних статьях [D'Amico, Farka, 2003] и [Ben Naceur, Boughrara, Ghazouani, 2009].

Таким образом, современные исследования взаимосвязи монетарной политики и фондового рынка для отдельных стран используют один из следующих подходов:

1. Подход, основанный на анализе окон событий. В случае США события — это заседания Федерального комитета по операциям на открытом рынке, на которых принимаются решения о КДП, в Европейском союзе — это собрания Управляющего совета Европейского Центрального банка. Такие встречи проходят на регулярной основе с частотой около одного раза в месяц, их график заранее известен. Однако в связи с тем, что Банк России не проводит встреч аналогичного характера, применение этого подхода в рамках анализа российской экономики реализовать невозможно;
2. Структурные векторные авторегрессии (SVAR). Именно этот подход будет применен в следующем разделе нашей работы.

## Данные и методология

В качестве характеристики фондового рынка используются месячные доходности основных индексов Московской биржи — РТС и ММВБ, которые построены на единой базе акций 50 наиболее крупных и динамично развивающихся российских эмитентов, реализующих свою деятельность в основных секторах экономики<sup>1</sup>. При этом индекс РТС рассчитывается в долларах США, а индекс ММВБ — в рублях. Доходности индексов были вычислены на основе их котировок, доступных на сайте инвестиционного холдинга «Финам»<sup>2</sup>.

Для выбора подходящей аппроксимации монетарной политики обратимся к обзору финансовой стабильности за 2009 г.<sup>3</sup>, представленному Банком России. В обзоре опубликованы результаты обследования наиболее крупных российских банков — участников кре-

---

<sup>1</sup> Индексы — Московская биржа. URL: <http://moex.com/ru/indices>

<sup>2</sup> Финам.ру — инвестиционная компания. URL: [www.finam.ru](http://www.finam.ru)

<sup>3</sup> Департамент исследований и информации Банка России. Обзор финансовой стабильности за 2009 г. Москва, 2010. URL: <http://uploadrb.ru/upload/admins/files/fin-stab-2009r.pdf>

дитного рынка, проведенного летом 2009 г. Его целью являлось выявление существенных факторов, влияющих на ставки по кредитам конечным заемщикам. Обследование показало, что самое сильное воздействие на базовые ставки по кредитам банков оказывают действия конкурентов. Однако политика Банка России также играет не последнюю роль: для ставки рефинансирования индекс влияния составил 49,1%, несколько ниже он оказался для ставки по операциям РЕПО Банка России (37,9%). Более слабое влияние оказывают ставки по рублевым межбанковским кредитам (МБК) на срок свыше одного месяца (44%) и на один день (25%), которые не являются напрямую подконтрольными ЦБ, но отражают условия на денежном рынке. Итак, можно выделить несколько потенциальных характеристик действий монетарных властей.

Обсудим некоторые из них отдельно. Ставка рефинансирования была впервые установлена в 1992 г. и являлась важным инструментом КДП вплоть до сентября 2013 г. Тогда Банк России ввел ключевую ставку и заявил, что она будет использоваться в качестве основного индикатора монетарной политики, в то время как ставка рефинансирования будет иметь второстепенное значение<sup>1</sup>. Поскольку в работе проводится анализ данных до 2013 г. включительно, использование ставки рефинансирования в качестве меры КДП является приемлемым. Согласно описанию действующей системы инструментов монетарной политики ЦБ РФ<sup>2</sup>, управление ликвидностью осуществляется через еженедельные аукционы РЕПО. Поскольку в сентябре 2013 г. Банк России назвал именно ставку по этим аукционам ключевой, стоит рассмотреть и ее в качестве еще одной аппроксимации действий монетарных властей. Отметим, что до сентября 2013 г. система инструментов КДП была менее прозрачной, чем в настоящее время, вследствие чего возникают трудности при определении индикативной ставки ЦБ РФ. Поэтому логично рассмотреть ставку по МБК не как непосредственный инструмент Банка России, но в качестве характеристики условий на денежном рынке, на которых сказывается совокупность мер монетарной политики. В виде ставки по МБК может выступать средневзвешенная фактическая ставка по кредитам, предоставлен-

---

<sup>1</sup> Информация о системе процентных инструментов денежно-кредитной политики Банка России от 13.09.2013. URL: [http://www.cbr.ru/press/pr.aspx?file=130913\\_13504271.htm](http://www.cbr.ru/press/pr.aspx?file=130913_13504271.htm)

<sup>2</sup> Система инструментов денежно-кредитной политики / Банк России. URL: [http://www.cbr.ru/DKP/print.aspx?file=standart\\_system/system.htm&pid=dkp&sid=ITM\\_64117](http://www.cbr.ru/DKP/print.aspx?file=standart_system/system.htm&pid=dkp&sid=ITM_64117)



ным московскими банками (MIACR) в рублях на срок от одного до трех месяцев<sup>1</sup>. Альтернативной аппроксимацией монетарной политики может служить темп прироста денежной массы, как, например, в статье [Bekaert, Ноерова, Lo Duca, 2013]. Обычно в работах по данной тематике используется динамика денежного агрегата M1. Однако в связи с тем, что информация об этом показателе для России отсутствует, воспользуемся темпом прироста денежного агрегата M2. Таким образом, для целей настоящего исследования монетарная политика Центрального банка РФ будет характеризоваться четырьмя показателями: ставкой рефинансирования, ставкой по аукционам РЕПО, ставкой по МБК на срок от одного до трех месяцев и темпом прироста денежного агрегата M2. Все указанные ряды доступны в статистике Банка России.

Также в модель были введены контрольные переменные, описывающие общее состояние экономики Российской Федерации: ставка по долгосрочным кредитам нефинансовым организациям, определяющая деловую активность; индекс выпуска продукции и услуг базовых отраслей экономики; инфляция месяца к месяцу. Данные о ставке были получены из статистики Банка России, остальные ряды — из финансовой информационной системы Bloomberg Professional. Кроме того, поскольку Россия является одним из крупнейших экспортеров нефти, в модель в качестве экзогенной переменной был включен прирост цен на нефть марки Brent (на ее основе определяются цены на российскую марку Urals). Для расчета использовались данные о котировках в долларах и рублях с сайта инвестиционного холдинга «Финам». Еще одной экзогенной переменной в модели стал индекс волатильности Чикагской биржи VIX, который отражает общее состояние мировых финансовых рынков. VIX характеризует ожидания экономических агентов относительно дисперсии фондового рынка США в течение ближайших 30 дней. Его котировки доступны на сайте Чикагской биржи опционов<sup>2</sup>. VIX использовался в рассмотренной ранее работе [Bekaert, Ноерова, Lo Duca, 2013], исследующей канал принятия риска монетарной трансмиссии, а также в статье [Бадасен, Картаев, Хазанов, 2015] в качестве индикатора внешней конъюнкты при моделировании влияния валютного курса рубля на динамику выпуска.

---

<sup>1</sup> Период кредитования для ставки MIACR был выбран исходя из наибольшего индекса влияния на базовые ставки банковского сектора. См.: Департамент исследований и информации Банка России. Обзор финансовой стабильности за 2009 г. Москва, 2010.

<sup>2</sup> VIX Historical Price Data — CBOE. URL: <http://www.cboe.com/micro/vix/historical.aspx>

Совокупная информация о данных, включающая краткие характеристики и временные периоды, с которых они доступны, представлена в табл. 1. Моделирование будет осуществляться с помощью месячных данных. Верхней границей временного периода для всех рядов является декабрь 2013 г. В связи с тем, что данные о ставке по долгосрочным кредитам нефинансовым организациям имеются только с января 2005 г., будем использовать эту дату в качестве нижней границы временного периода в настоящем исследовании.

Таблица 1

### Используемые данные

Условное обозначение	Описание	Единицы измерения	Начало ряда
RTSI	Доходность индекса РТС	%	Октябрь 1995
MMVB	Доходность индекса ММВБ	%	Октябрь 1997
OilG	Прирост цен на нефть в долларах (USD) и рублях (RUR)	%	Октябрь 1995
VIX	Котировки индекса волатильности VIX	%	Январь 2004
RR	Ставка рефинансирования	%	Январь 1992
LTC	Ставка по долгосрочным кредитам нефинансовым организациям	%	Январь 2005
M2	Темп прироста денежного агрегата M2	% к предыдущему периоду	Июль 1995
KR	Ставка по аукционам РЕПО сроком на одну неделю (с сентября 2013 — ключевая ставка)	%	Январь 2005
MBK	Ставка по межбанковским кредитам московских банков (MIACR) в рублях на срок от одного до трех месяцев	%	Август 2000
IP	Индекс производства базовых отраслей	% к предыдущему периоду (месяц к месяцу)	Январь 2004
Inf	Инфляция	% к предыдущему периоду (месяц к месяцу)	Октябрь 1995

Индекс производства базовых отраслей, инфляция и объем широкой денежной массы (агрегата М2) подвержены влиянию сезонности, поэтому они были сезонно сглажены<sup>1</sup>. После этого для всех временных рядов при помощи расширенного теста Дики—Фуллера был определен их порядок интегрированности.

В соответствии с результатами теста ряды доходностей индексов РТС и ММВБ, темпы прироста цен на нефть и сезонно скорректированный индекс производства являются стационарными сами по себе, в то время как для ставки рефинансирования, ставки МБК, темпа прироста сезонно скорректированного агрегата М2, сезонно скорректированная инфляция и индекса волатильности VIX стационарны первые разности. Для ставки по долгосрочным кредитам нефинансовым организациям гипотеза нестационарности принимается даже при рассмотрении первых разностей. Анализ графика первых разностей показал, что это может быть вызвано изменением ставки больше чем на 2,5 процентного пункта в июне 2005 г., при том, что среднее изменение за исследуемый период около 1 процентного пункта. В остальном график первых разностей соответствует графику стационарного ряда, таким образом, включение первых разностей в модель допустимо. Проведя аналогичный анализ графика сезонно скорректированной инфляции, можно заметить, что тест Дики—Фуллера отклоняет гипотезу об изначальной стационарности из-за выбросов в январе 2012 и 2013 гг.: тогда инфляция в процентах к предыдущему периоду составила  $-0,65\%$  и  $-0,15\%$  соответственно. Следовательно, и для этого ряда нецелесообразно переходить к первым разностям.

Таким образом, модели будут оцениваться с использованием набора переменных, представленного в табл. 3<sup>2</sup>.

Всего оценивается восемь спецификаций модели. Они характеризуются одинаковым набором контрольных переменных, но разными переменными монетарной политики (как видно из табл. 3, используются четыре различные переменные) и разными переменными, характеризующими динамику фондового рынка (две различные переменные). Полный список спецификаций представлен в первом столбце табл. 5.

---

<sup>1</sup> Здесь и далее добавление «SA» в название переменной означает «seasonal adjusted», то есть сезонно скорректированная.

<sup>2</sup> Здесь и далее добавление «d» в название переменной означает, что используются первые разности.

Поскольку российские фондовые индексы рассчитываются в разной валюте, в модели с доходностями индекса РТС будет включен прирост цен на нефть в долларах, а в модели с доходностями индекса ММВБ — прирост цен на нефть в рублях. Для краткости записи обе эти переменные будут обозначаться одинаково:  $OilG_t$ .

Все оценивание моделей и идентификация всех шоков осуществляются на основе аппарата структурных векторных авторегрессионных моделей.

Таблица 2

### Набор переменных для моделирования спецификации моделей

Номер спецификации	Переменная, характеризующая монетарную политику	Переменная, характеризующая динамику фондового рынка	Контрольные переменные
1	$dRR_t$	$RTSI_t$	Эндогенные: $dLTC_t$ , $IPSA_t$ , $InfSA_{t-1}$ .
2	$dM2SA_t$	$RTSI_t$	
3	$dKR_t$	$RTSI_t$	
4	$dMBK_t$	$RTSI_t$	Экзогенные: $OilG_t$ , $dVIX_t$ .
5	$dRR_t$	$MMVB_t$	
6	$dM2SA_t$	$MMVB_t$	
7	$dKR_t$	$MMVB_t$	
8	$dMBK_t$	$MMVB_t$	

### Результаты моделирования

На первом этапе оценивания каждой из спецификаций был определен оптимальный порядок векторной авторегрессии. Для этого, как правило, пользуются следующими информационными критериями:

- 1) критерий Акаике (AIC);
- 2) критерий Шварца или Байесовский информационный критерий (BIC);
- 3) критерий Хэннана—Квина (HQC).

При этом наиболее удачной считается модель того порядка, для которого критерии минимальны. В табл. 3 приведены значения

критериев для случая, когда максимальный порядок лага SVAR-модели фиксируется на уровне 6, в качестве характеристики КДП используется первая разность ставки рефинансирования, а фондового рынка — доходности индекса РТС. Опираясь на критерии Шварца и Хэннана—Квина, следует выбрать модель порядка 1, в то время как критерий Акаике рекомендует модель порядка 2. Стоит отметить, что в случае, когда максимальный порядок лага равен 12, критерии Шварца и Хэннана—Квина все так же указывают на модель порядка 1, а критерий Акаике — на модель порядка 10. Это иллюстрирует недостаток критерия Акаике: при достаточно большом количестве наблюдений он может выбирать в качестве оптимальной перепараметризованную модель.

Таблица 3

**Значения информационных критериев  
для спецификации с  $dRR_t$  и  $RTSI_t$**

Количество лагов	AIC	BIC	HQC
1	11,551	<b>12,587</b>	<b>11,970</b>
2	<b>11,482</b>	13,165	12,163
3	11,782	14,113	12,725
4	11,734	14,712	12,934
5	12,032	15,657	13,450
6	12,041	16,313	13,770

Сводный анализ информационных критериев по всем возможным спецификациям модели продемонстрирован в табл. 4<sup>1</sup>. Согласно ему, во всех случаях следует использовать SVAR-модель порядка 1. Поэтому во всех восьми спецификациях модели использовался этот порядок. Например, для спецификации № 1 из табл. 2 можно следующим образом в явном виде записать оцениваемую SVAR модель:

$$\begin{aligned}
 dRR_t &= \gamma_{10} + \gamma_{11}dRR_{t-1} + \gamma_{12}dLTC_{t-1} + \gamma_{13}IPSA_{t-1} + \gamma_{14}InfSA_{t-1} + \\
 &\quad + \gamma_{15}RTSI_{t-1} + \gamma_{16}OilG_t + \gamma_{17}dVIX_t + \varepsilon_{1t}, \\
 dLTC_t &= \gamma_{20} + \gamma_{21}dRR_{t-1} + \gamma_{22}dLTC_{t-1} + \gamma_{23}IPSA_{t-1} + \gamma_{24}InfSA_{t-1} + \\
 &\quad + \gamma_{25}RTSI_{t-1} + \gamma_{26}OilG_t + \gamma_{27}dVIX_t + \varepsilon_{2t},
 \end{aligned}$$

<sup>1</sup> Поскольку контрольные и экзогенные переменные одинаковы для всех спецификаций, характеризовать каждую конкретную модель будут меры КДП и динамики фондового рынка.

$$\begin{aligned}
dIPSA_t &= \gamma_{30} + \gamma_{31}dRR_{t-1} + \gamma_{32}dLTC_{t-1} + \gamma_{33}IPSA_{t-1} + \gamma_{34}InfSA_{t-1} + \\
&\quad + \gamma_{35}RTSI_{t-1} + \gamma_{36}OilG_t + \gamma_{37}dVIX_t + \varepsilon_{3t}, \\
dInfSA_t &= \gamma_{40} + \gamma_{41}dRR_{t-1} + \gamma_{42}dLTC_{t-1} + \gamma_{43}IPSA_{t-1} + \gamma_{44}InfSA_{t-1} + \\
&\quad + \gamma_{45}RTSI_{t-1} + \gamma_{46}OilG_t + \gamma_{47}dVIX_t + \varepsilon_{4t}, \\
dRTSI_t &= \gamma_{50} + \gamma_{51}dRR_{t-1} + \gamma_{52}dLTC_{t-1} + \gamma_{53}IPSA_{t-1} + \gamma_{54}InfSA_{t-1} + \\
&\quad + \gamma_{55}RTSI_{t-1} + \gamma_{56}OilG_t + \gamma_{57}dVIX_t + \varepsilon_{5t}.
\end{aligned}$$

Для остальных спецификаций модель будет выглядеть аналогично. Изменяются только переменные монетарной политики и динамики фондового рынка.

Таблица 4

**Рекомендованный порядок лагов для всех спецификаций**

Спецификация	Рекомендованный порядок лагов <sup>1</sup>		
	AIC	BIC	HQC
1. $dRR_t$ и $RTSI_t$	(10)	(1)	(1)
2. $dM2SA_t$ и $RTSI_t$	(8)	(1)	(1)
3. $dKR_t$ и $RTSI_t$	(9)	(1)	(1)
4. $dMBK_t$ и $RTSI_t$	(12)	(1)	(1)
5. $dRR_t$ и $MMVB_t$	(9)	(1)	(1)
6. $dM2SA_t$ и $MMVB_t$	(12)	(1)	(1)
7. $dKR_t$ и $MMVB_t$	(8)	(1)	(1)
8. $dMBK_t$ и $MMVB_t$	(12)	(1)	(1)

Во всех оцененных спецификациях осуществлялось тестирование отсутствия автокорреляции в остатках, основным последствием которой является несостоятельность оценок коэффициентов. Для этого использовался тест Льюинга—Бокса. Его нулевая гипотеза заключается в том, что все коэффициенты автокорреляции до  $k$ -го порядка включительно равны нулю. В нашем случае максимальный порядок лага установлен на уровне 12 (что соответствует одному году). В табл. 5 приведены результаты теста для всех спецификаций. Выделенные  $p$ -значения являются недостаточно высо-

<sup>1</sup> Из максимальных 12.

кими, чтобы принять гипотезу об отсутствии автокорреляции. Таким образом, нельзя говорить о корректности оценок, полученных в спецификациях № 2 и № 6, зато оценки в остальных моделях являются корректными. Отметим, что использование в спецификациях № 2 и № 6 ряда  $M2SA_t$ , а не его первых разностей в качестве меры КДП проблему автокорреляции не решает и даже усугубляет.

Таблица 5

**Результаты теста Льюинга—Бокса на автокорреляцию**

Р-значение теста Л-Б	Спецификация в соответствии с табл. 7							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Уравнение для $dRR_t / dM2SA_t / dKR_t / dMBK_t$	0,120	<b>0,063</b>	0,319	0,275	0,213	<b>0,061</b>	0,198	0,194
Уравнение для $dLTC_t$	0,841	0,919	0,934	0,913	0,841	0,912	0,943	0,905
Уравнение для $IPSA_t$	0,227	0,815	0,507	0,684	0,238	0,755	0,463	0,708
Уравнение для $InfSA_{t-1}$	0,366	0,609	0,457	0,385	0,359	0,602	0,429	0,37
Уравнение для $RTSI_t / MMVB_t$	0,873	0,848	0,839	0,786	0,853	0,850	0,807	0,804

На последнем этапе моделирования для интерпретации полученных результатов на основе декомпозиции Холецкого были построены импульсные функции отклика. Для этого используемые переменные были упорядочены по степени эндогенности: от самых независимых к самым эндогенным. Наиболее независимой переменной в данном контексте будем считать аппроксимацию монетарной политики, поскольку обычно ЦБ требуется время как минимум в один период, чтобы проанализировать текущую экономическую ситуацию и скорректировать свои действия в ответ на ее изменения. Чуть менее независимой переменной можно назвать ставку по долгосрочным кредитам нефинансовым организациям, поскольку мгновенный эффект на нее оказывает только политика Банка России, а изменения всех остальных рассматриваемых переменных учитываются в последующих периодах. Продолжает этот ряд сезонно скорректированный индекс базовых отраслей: шок КДП и ставки по долгосрочным кредитам, произошедший в период

$t$ , может отразиться на нем уже в том же периоде  $t$ . Более эндогенной является инфляция, на которой сказывается изменение всех предшествующих переменных. Последними в ряду, самыми эндогенными будем полагать характеристики фондового рынка. Действительно, котировки фондовых индексов, из которых рассчитываются доходности, очень быстро реагируют на шоки в экономике. В соответствии с вышесказанным были получены матрицы краткосрочных ограничений и получены функции импульсного отклика для разных спецификаций модели.

Указанные выше соображения о порядке эндогенности используемых переменных являются дискуссионными. Поэтому для проверки устойчивости результатов мы также изменяли порядок эндогенности для контрольных переменных. Выяснилось, что изменение этого порядка не оказывает существенного влияния на поведение импульсных функций и, следовательно, на качественные выводы моделирования.

Поскольку в настоящей работе исследуется влияние монетарной политики на динамику фондовых рынков, особенный интерес представляют именно отклики доходностей индекса РТС и ММВБ на шоки в переменных, аппроксимирующих КДП. Напомним, что в спецификациях № 2 и № 6, в которые в качестве инструмента КДП входит темп прироста сезонно скорректированного денежного агрегата М2, была обнаружена автокорреляция, вызывающая несостоятельность оценок. По этой причине нет смысла в анализе импульсных функций отклика, полученных на основе этих спецификаций. Импульсные функции отклика для остальных спецификаций (то есть для спецификаций 1, 3–5, 7 и 8) приведены на рис. 1–5 в приложении 1. Кроме точечных оценок откликов переменных на шоки, на графиках также отмечены 90%-ные доверительные области, рассчитанные на основе метода бутстрапирования.

Как видно на рис. 1, положительный шок ставки рефинансирования — ее увеличение — влечет за собой снижение доходностей индекса РТС в следующем периоде. При этом влияние остается значимым вплоть до 5-го периода, а максимальный эффект достигается в 1-м периоде после шока. Аналогичный результат получен и для доходностей индекса ММВБ: сдерживающая монетарная политика оказывает негативное воздействие на динамику фондового рынка (рис. 2). Эффект значим со 2 по 5-й период и наиболее силен во 2-м периоде. Для обоих фондовых индексов влияние затухает уже к 6-му периоду, таким образом, шок монетарной политики абсорбируется за полгода. Кроме общей гипотезы о том, что рост ставки



влечет за собой перераспределение средств от фондового рынка в пользу безрисковых активов, полученный результат можно обосновать и действием балансового канала монетарной трансмиссии. Поскольку ставка рефинансирования имеет некоторые фискальные функции, закрепленные в Налоговом кодексе, ее изменение может отражаться на балансе компаний и, как следствие, на стоимости их акций.

На рис. 3 представлены отклики доходностей российского фондового рынка на шок ключевой ставки, она же ставка по недельным аукционам РЕПО. Эффект от ее изменения в целом похож на влияние ставки рефинансирования, однако является незначимым на протяжении всего периода реализации. Это можно объяснить тем, что за рассматриваемый период (январь 2005 — декабрь 2013 г.) ставка по аукционам РЕПО менялась только во время кризиса 2008—2010 гг. Кроме этого, было также всего четыре случая незначительных изменений — на 0,2 процентного пункта — в 2011—2013 гг. Ввиду этого на основе имеющейся выборки сложно связать динамику фондового рынка с поведением ключевой ставки.

Согласно рис. 4, в ответ на шок ставки по межбанковскому кредитованию доходность индекса РТС значительно снижается уже в следующем периоде. Однако длительность эффекта невелика — значимое влияние сохраняется только два месяца. Аналогично реагируют на ужесточение условий на денежном рынке доходности индекса ММВБ: значимое воздействие шока денежной политики на этот индекс наблюдается в текущем и следующем после шока месяцах (рис. 5).

## **Заключение**

В представленном исследовании был использован широкий набор различных переменных, характеризующих денежно-кредитную политику: рассмотрены спецификации со ставкой рефинансирования, ставкой по аукционам РЕПО сроком одна неделя (с 2013 — ключевая ставка), ставкой по межбанковскому кредитованию и приростом денежного агрегата М2. На основе полученных результатов можно сделать следующие выводы.

Рост ставки рефинансирования ведет к значимому снижению доходности фондовых индексов (РТС и ММВБ) в следующем периоде, и значимый эффект сохраняется в течение шести месяцев.

Не удалось обнаружить значимого воздействия изменения ключевой ставки процента на динамику фондового рынка. По всей ви-

димости, этот результат связан со сравнительно недавним переходом Банка России к использованию ключевой ставки в качестве основного инструмента монетарной политики.

Рост ставки МБК имеет мгновенный значимый отрицательный эффект на доходности индексов РТС и ММВБ, который абсорбируется за два месяца.

Таким образом, полученные в рамках настоящего исследования результаты позволяют с уверенностью утверждать, что монетарная политика Банка России оказывает значимое влияние на российский фондовый рынок: сдерживающая монетарная политика оказывает негативное воздействие на динамику доходностей индексов РТС и ММВБ, однако этот эффект остается краткосрочным и сохраняется не более полугода.

### Список литературы

1. *Бадасен П. В., Картаев Ф. С., Хазанов А. А.* Эконометрическая оценка влияния валютного курса рубля на динамику выпуска // Деньги и кредит. 2015. № 7.
2. *Basintha A. and Kurov A.* Macroeconomic cycles and the stock market's reaction to monetary policy // Journal of Banking & Finance, Elsevier. 2008. Vol. 32(12). P. 2606–2616. December.
3. *Bekaert, Geert & Hoerova, Marie & Lo Duca, Marco.* Risk, uncertainty and monetary policy // Journal of Monetary Economics, Elsevier. 2013. Vol. 60(7). P. 771–788.
4. *Ben Naceur, Sami and Boughrara, Adel and Ghazouani, Samir.* On the Linkage between Monetary Policy and MENA Stock Markets // Working Papers 455, Economic Research Forum. 2009.
5. *Bernanke Ben S. & Gertler Mark & Gilchrist Simon.* The financial accelerator in a quantitative business cycle framework // Handbook of Macroeconomics. In: J. B. Taylor & M. Woodford (ed.), Handbook of Macroeconomics. Edition 1. Vol. 1. Chapter 21. P. 1341–1393. Elsevier.
6. *Bernanke B. and Kutner K.* What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy // Journal of Finance. 2005. 60, 1221–1257.
7. *Bodie Zvi, Kane Alex, Marcus Alan.* Essentials of Investments. McGraw Hill, 2004.
8. *Castelnuovo Efram & Nisticò Salvatore.* Stock market conditions and monetary policy in a DSGE model for the U.S. // Journal of Economic Dynamics and Control, Elsevier. 2010. Vol. 34(9). P. 1700–1731. September.
9. *Chami Ralph and Cosimano Thomas F. and Fullenkamp Connel.* The Stock Market Channel of Monetary Policy. February 1999. IMF Working Paper No. 99/22.

10. D'Amico, Stefania & Mira Farka. The Fed and Stock Market: A Proxy and Instrumental Variable Identification // Royal Economic Society Annual Conference 2003 52, Royal Economic Society. 2003.
11. *Hau Harald & Lai Sandy*. Asset Allocation and Monetary Policy: Evidence from the Eurozone. CEPR Discussion Papers 9581, C. E.P. R. Discussion Papers.
12. *Maiο Paulo F*. Another Look at the Stock Return Response to Monetary Policy Actions // Review of Finance. 2014. 18. P. 321–371.

### **The List of References in Cyrillic Transliterated into Latin Alphabet**

1. *Badasen P.V., Kartaev F.S., Khazanov A.A.* Ekonometricheskaya otsenka vliyaniya valyutnogo kursa rublya na dinamiku vypuska // Den'gi i kredit. 2015. № 7.

## Приложение 1. Импульсные функции отклика

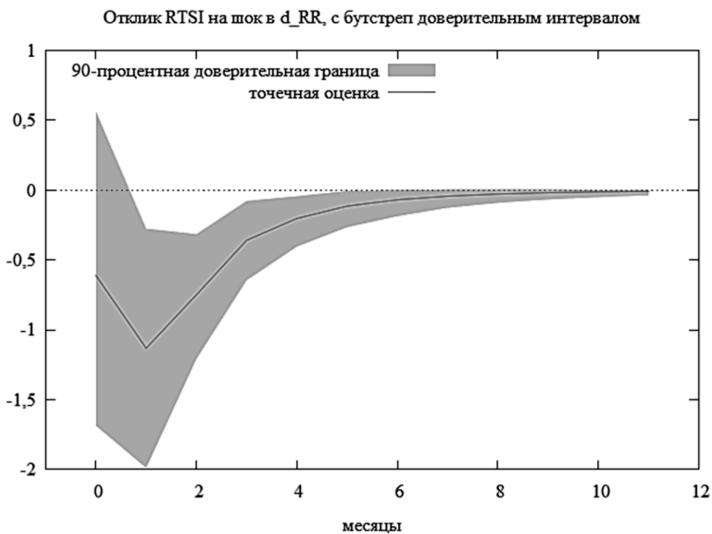


Рис. 1. Импульсные функции отклика, основанные на спецификации модели № 1

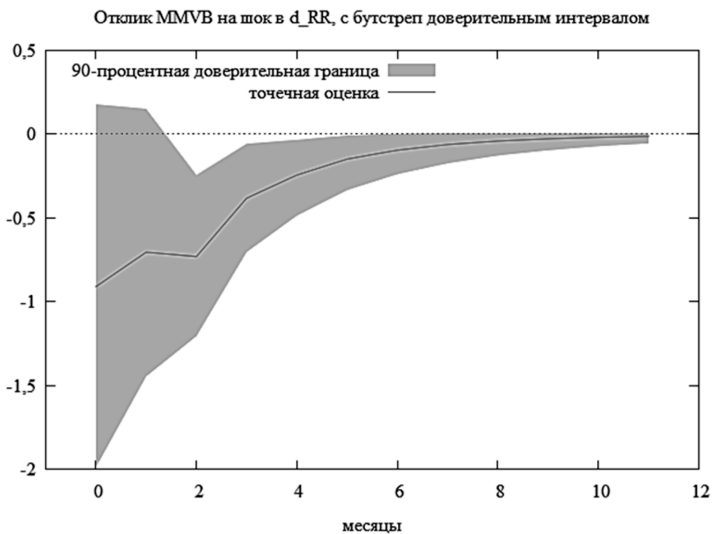


Рис. 2. Импульсные функции отклика, основанные на спецификации модели № 5

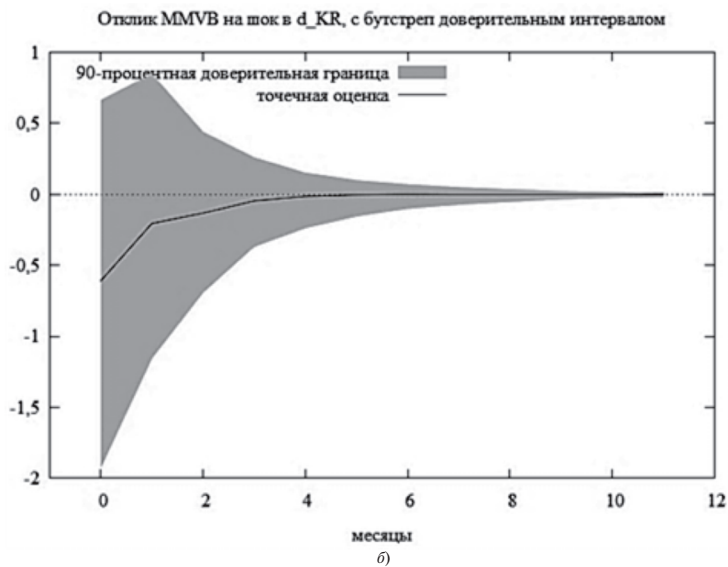
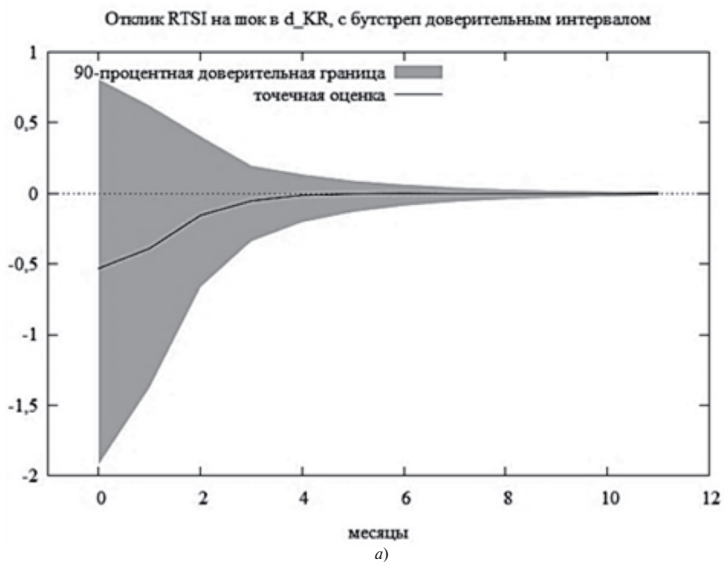


Рис. 3. Импульсные функции отклика, основанные на спецификациях № 3 (а) и № 6 (б)

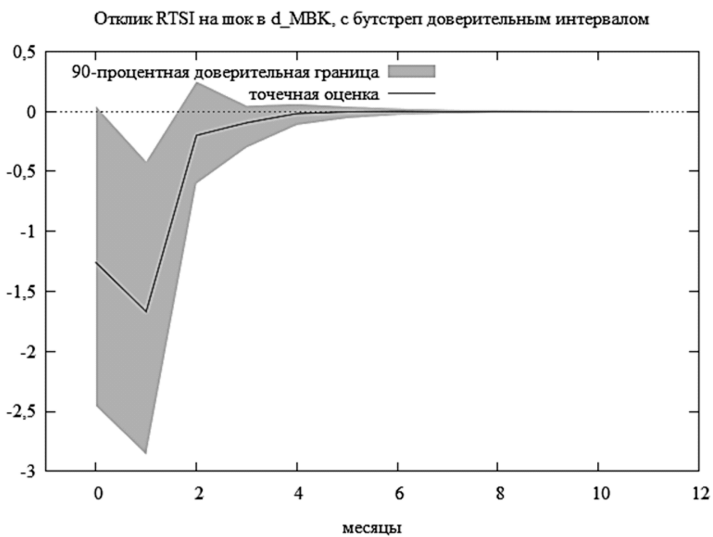


Рис. 4. Импульсные функции отклика, основанные спецификации модели № 4

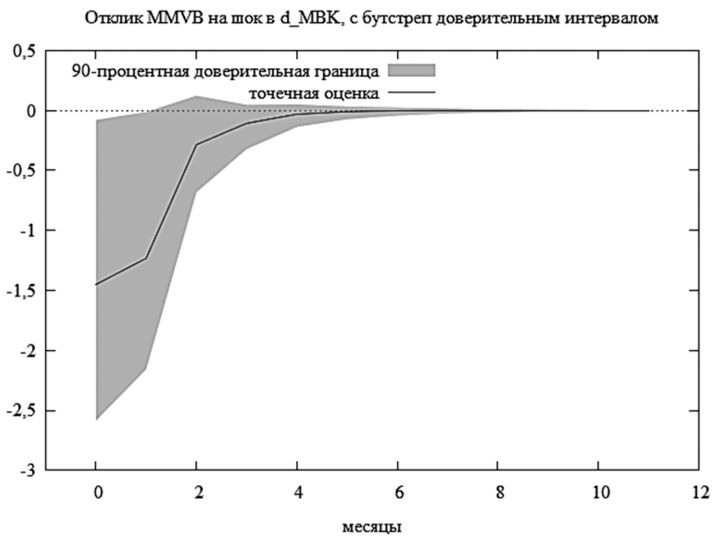


Рис. 5. Импульсные функции отклика, основанные на спецификации модели № 8