

**МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ ФАКТОРЫ ШОКОВ ВАЛЮТНОГО И ФОНДОВОГО РЫНКОВ:  
МЕТОД ПАНЕЛЬНОЙ ВЕКТОРНОЙ АВТОРЕГРЕССИИ****Александр Александрович БОРОЧКИН**

кандидат экономических наук, доцент кафедры финансов и кредита,  
Нижегородский государственный университет им. Н.И. Лобачевского – Национальный исследовательский  
университет, Нижний Новгород, Российская Федерация  
borochkin@yandex.ru

**История статьи:**

Принята 01.03.2017  
Принята в доработанном  
виде 16.03.2017  
Одобрена 31.03.2017  
Доступна онлайн 27.04.2017

**УДК** 339.72.015**JEL:** E44, F31, F45, G14**Аннотация**

**Предмет.** Волатильность валютного и фондового рынка, которая связана с восприятием его участниками макроэкономических новостей, учитываемых центральными банками стран с открытой экономикой при принятии решений об изменении денежно-кредитной политики.

**Цели и задачи.** Предложить подход количественной оценки реакции валютного и фондового рынка на публикацию макроэкономических новостей. Для этого необходимо выявить основные экономические показатели, обнародование которых вызывает немедленную острую реакцию рынка.

**Методология.** Для расчетов были использованы ежедневные котировки валют и фондовых индексов по 22 странам мира, а также значения и время публикации фундаментальных макроэкономических показателей по этим странам за период с I квартала 2008 г. по IV квартал 2016 г. В работе использованы методы описательной статистики: расчет моментов случайных величин, проверка временных рядов на нормальность распределения, стационарность и автокорреляцию. Основные расчеты выполнены методом панельной векторной авторегрессии.

**Результаты.** Новости об изменении процентных ставок, уровне инфляции и промышленном производстве вызывают немедленный рост волатильности финансовых рынков всех рассмотренных стран. Шоки волатильности с валютного рынка передаются на фондовый рынок и наоборот. Последствия новостного шока поглощаются рынком в течение 3–4 дней.

**Выводы и значимость.** Современная денежно-кредитная политика центральных банков не предполагает быстрых упреждающих мер в случае возникновения инфляции в экономике, в связи с этим публикация индексов цен вызывает меньшую реакцию рынка, чем объявление официального решения об изменении процентных ставок. Финансовый рынок слабо реагирует на обнародование важных макроэкономических показателей, значение которых может быть спрогнозировано на основании опережающих индикаторов. Результаты исследования могут применяться инвестиционными банками и хедж-фондами при совершении торговых операций на мировом финансовом рынке.

**Ключевые слова:** валютные шоки, панельная векторная авторегрессия, денежно-кредитная политика

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2017

**Введение**

Высокая волатильность валютного и фондового рынка – это большая проблема для центральных банков и бизнеса. Существует множество макроэкономических показателей, среди них процентные ставки, индексы инфляции, индексы рынка труда, фаза делового цикла (рецессия или экономический рост), индексы ожиданий, которые рассчитываются в большинстве стран с открытой экономикой на основе похожих методик. Эти показатели могут быть

использованы для выявления основных причин волатильности финансовых рынков на международном уровне.

Волатильность финансовых рынков изучается современными авторами применительно к рынкам отдельных стран или рынкам некоторых активов. Например, Е.В. Чиркова, М.С. Суханова [1] показали отсутствие взаимосвязи между публикацией корпоративных новостей и волатильностью акций российских компаний из сектора металлургии и минеральных удобрений.

Ученый Д.И. Кондратов [2] оценивает волатильность обменного курса российского рубля в целях определения перспектив его использования в мире как резервной валюты, а также рассматривает подходы к реформированию мировой валютной системы [3].

Ученые J.C. Reboredo, M.A. Rivera-Castro [4] изучают волатильность мирового рынка золота; S. Nazlioglu, U. Soytas, R. Gupta [5] – волатильность рынка нефти; F. Jawadi, W. Louhichi, H.B. Ameer, A.I. Cheffou [6] – волатильность валютного курса доллара США; I. Turhan, E. Hacihasanoglu, U. Soytas [7] – волатильность развивающихся рынков.

В настоящей статье исследуется немедленная реакция финансового рынка на публикацию макроэкономических показателей, которые определяются по сходной методологии для разных стран мира с открытой экономикой. В частности, было бы интересно посмотреть на роль публикации новостей по ключевой процентной ставке, устанавливаемой местным центральным банком, показателям инфляции и рынка труда в определении волатильности обменного курса валюты и фондового рынка на уровне страны. Фундаментальные макроэкономические показатели оказывают долгосрочное влияние на финансовый рынок, однако в краткосрочном плане большую часть времени котировки совершают незначительные флуктуации, в то время как основные изменения происходят в качестве отклика на вновь поступившую информацию.

### **Современные исследования в области рыночной волатильности**

Потоки капитала, объем международной торговли, культурные сходства, близость часовых поясов, макроэкономические изменения могут быть причинами взаимовлияния волатильности финансовых рынков нескольких стран (D.A. Agudelo, M. Gutiérrez, L. Cardona [8]). В период глобального финансового кризиса с III квартала 2007 г. по II квартал 2010 г., такие фундаментальные макроэкономические переменные, как международная торговля, капитализация фондового рынка стран-

соседей оказывали меньшее влияние на передачу рыночной волатильности между странами по сравнению с новостями о состоянии крупнейших мировых финансовых рынков (D.E. Allen, M. McAleer, R.J. Powell, A.K. Singh [9]).

Высокая волатильность обменного курса национальной валюты обычно рассматривается как негативный фактор для экономики (P. Della Corte, T. Ramadorai, L. Sarno [10]). В то же время на примере Турции было показано, что малые предприятия могут воспользоваться высокой волатильностью валютного курса для своей выгоды (C. Tunç, M.N. Solakoğlu [11]).

Ученые M. Rambaldi, P. Pennesi, F. Lillo [12] исследуют влияние макроэкономических новостей на рост объема торговой активности, а также роль сюрпризов относительно прогнозных или ожидаемых значений количественных показателей. Краткосрочную природу колебаний финансовых рынков подчеркивают J. Barunik, T. Krehlik, L. Vacha [13], которые использовали высокочастотные (внутридневные) данные об изменении обменных курсов валют для оценки скачкообразных эффектов волатильности. В частности, S. Tian, S. Namori [14] рассчитали, что ценовые шоки обычно поглощаются рынком в течение двух–трех дней, однако шоки волатильности имеют постепенный переходный эффект на другие рынки, достигая пика в течение пяти–десяти дней. Это говорит о наличии длинной памяти во временном ряде волатильности. W.B. Omrane, C. Hafner [15] изучают высокочастотные котировки обменных курсов валют в их взаимосвязи с макроэкономическими фундаментальными показателями. Авторы определили, что в течение шести часов после публикации новости, реализуется более 95% кумулятивного отклика для всех типов рыночной информации.

Несмотря на то что для объяснения движения рыночных цен теоретически наиболее состоятельными считаются модели, основанные на фундаментальных показателях, гипотеза случайных блужданий также может

объяснить часть дисперсии обменного курса валют при определенных обстоятельствах. Например, в период ожидания объявления новостей по денежно-кредитной политике обменный курс валюты может отклоняться от фундаментально обоснованных уровней вследствие случайных шоков (С. Redl [16]). Эта информация должна стимулировать исследования поведения рынка во время публикации новостей, способных развернуть тренд. Чаще всего рынок остается очень спокойным непосредственно перед выходом новостей, волатильность резко возрастает сразу после публикации. Обратная ситуация также возможна. Во время финансовых затруднений обычно ожидается высокая рыночная волатильность, однако публикация фундаментальных новостей может успокоить рынки, что приведет к снижению волатильности. D. Kenourgios, S. Papadamou, D. Dimitriou [17] выявили внутрисдневный «успокаивающий» эффект от заявлений официальных властей по денежно-кредитной политике как до, так и после момента выхода новости.

## Данные

Для расчетов были использованы ежедневные котировки валют и фондовых индексов по 22 странам мира<sup>1</sup> из Европы, Азии, Северной и Южной Америки, Африки и тихоокеанского региона (*табл. 1*), а также фундаментальные экономические показатели по этим странам (*табл. 2*) за период с I квартала 2008 г. по IV квартал 2016 г. Для экономических новостей известны не только отчетные периоды, к которым они относятся, но и точное время их выхода. Это позволяет количественно измерить реакцию финансовых рынков на данные события. В качестве обменных курсов валют использованы котировки местных валют против доллара США. Для Соединенных Штатов Америки использован индекс доллара против крупнейших мировых валют, взвешенный по объемам торговли с этими странами. Местные фондовые индексы отражают капитализацию наиболее ликвидных биржевых компаний из

традиционных и высокоразвитых секторов экономики этих стран, например, S&P500 (США), EuroStoxx (Еврозона), FTSE100 (Великобритания).

Выборка данных по макроэкономике включает в себя следующую информацию. Заявления центральных банков (дамми-переменная, 1 – в этот день было заявление центрального банка страны, 0 – день без заявлений), а также их решения об изменении процентных ставок. Публикации официальных органов статистики по инфляции и занятости, валовому внутреннему продукту, промышленному производству, розничным продажами и др. Публикации частных агентств экономической информации или частных банков индексов ожиданий рынка, индексов деловой активности. Указанные сведения определяются по схожим методикам с учетом международных договоренностей и доступны для большинства рассматриваемых стран (в *табл. 2* содержатся описательные статистики макроэкономических данных).

Сопоставление некоторых других макроэкономических показателей между странами осуществляется уже не так просто. Важным индикатором инфляции также является динамика цен на жилье. Эти индексы рассчитываются по авторским методикам в каждой стране по отдельности, например, индекс цен на жилье Nationwide (Великобритания), индекс цен на жилье S&P/Case-Shiller (США), однако они являются сопоставимыми, поскольку целью их определения служит прогнозирование фазы делового цикла и инфляции в экономике. В имеющейся выборке данные доступны только по пяти странам.

Другим важным индикатором экономической активности являются индексы менеджеров по снабжению (PMI). Индекс PMI рассчитывается частными агентствами или банками: Markit (развитые страны, Восточная Европа), HSBC (развивающиеся рынки, страны БРИКС<sup>2</sup>), Caixin (Китай). Данный показатель привлекает немалое внимание рынка в связи с тем, что учитывает реальные сделки по закупкам товаров производственного

<sup>1</sup> Еврозона рассматривается как отдельная страна с валютой евро. Фундаментальные экономические показатели использованы по еврозоне в целом, а не по отдельным странам, входящим в валютный союз.

<sup>2</sup> Страны БРИКС – Бразилия, Россия, Индия, Китай, ЮАР.

назначения, что позволяет предоставить достоверные прогнозы о наличии производственных заказов и спросе на продукцию компаний.

Описательные статистики логарифма доходности обменных курсов валют представлены в *табл. 1*. Обменные курсы валют построены таким образом, чтобы рост показателя означал обесценение национальных валют к доллару США, рост индекса доллара означает обесценение доллара США к основным мировым валютам. Как видно из *табл. 1*, валюты, курсы которых в той или иной степени привязаны к доллару США, – это денежные единицы Китая и Японии. Они имеют минимальное стандартное отклонение доходностей, но очень большой коэффициент эксцесса в связи с одномоментными намеренными девальвациями этих валют к доллару США. Большой коэффициент эксцесса для Бразилии, Южной Кореи, России свидетельствует о развивающемся характере экономик этих стран, для которых характерны резкие изменения валютных курсов.

Показатели риска, например, «стоимость-под-риском» и особенно средние ожидаемые потери, свидетельствуют о значительном риске редких крупных девальваций валют таких стран, как Бразилия, Болгария, Польша, Россия и ЮАР (*табл. 1*).

Тест Бокса–Льюнга показал наличие автокорреляции для большинства валютных пар, в том числе рублевых, что делает оправданным применение моделей авторегрессии. Статистика Харке–Бера значима на уровне 1%, это свидетельствует о ненормальном распределении доходностей всех валютных пар. Тесты на единичные корни (расширенный тест Дики–Фуллера и тест Филлипса–Перрона) подтвердили ( $p < 0,05$ ) стационарность рассматриваемых временных рядов (*табл. 1*), что делает их пригодными для регрессионного анализа. Аналогичные тесты были проведены для доходностей фондовых индексов, результаты расчетов позволяют сделать те же выводы.

Описательные статистики по макроэкономическим данным приведены в *табл. 2*. Для целей анализа панельных данных

важно, чтобы временные ряды показателей были в наличии по большинству панелей (стран). Если данные по отдельной стране отсутствуют, то она исключается из рассмотрения. Из таблицы видно, что данные по ключевой процентной ставке, инфляции, занятости, деловой активности имеются по большинству государств. Стандартное отклонение показателей значительно меньше их среднего значения, что говорит о состоятельности данных и их пригодности для проверки статистических гипотез.

Имеющиеся сведения по макроэкономике были преобразованы следующим образом. Данные по инфляции публикуются как ежемесячные процентные изменения цен на потребительские товары, товары производственного назначения или недвижимость и могут быть интерпретированы как отрицательная доходность хранения наличных денег. Официальная процентная ставка, которая в отдельных случаях является отрицательной величиной, – это ориентир доходности активов без риска. Поэтому для целей сравнения этих доходностей с доходностью валют или фондовых индексов показатели инфляции и официальные процентные ставки были использованы без преобразований. Официальные заявления центральных банков – это дамми-переменные, которые также не нуждаются в преобразованиях. Остальные показатели публикуются как абсолютные значения, для них был вычислен логарифм доходности и уже преобразованные данные включены в выборку.

Помимо формальной проверки данных анализ описательных статистик в *табл. 2* позволяет также выявить интересные факты. Во-первых, для Швеции, Китая, и Южной Кореи наблюдается дефляция издержек (средние значения индекса цен производителей отрицательные). В отношении Швеции это можно объяснить доступом к дешевой нефти на фоне остальной Европы. Китай и Южная Корея, возможно, добились повышения производительности труда, либо используют политику привлечения дешевой рабочей силы из сельского хозяйства (*табл. 2*). Во-вторых, данные по ожидаемой рынком волатильности в момент публикации экономических

новостей, приведенные, соответственно, в нижней строке и крайней правой колонке таблицы для каждого экономического показателя и в среднем для страны не соответствуют интуитивным предположениям. В силу больших размеров экономики США и широких торговых связей с другими государствами данные из Соединенных Штатов должны вызывать наибольшую волатильность на мировом финансовом рынке по сравнению с другими странами. Однако по критерию средней ожидаемой волатильности от публикации новостей США стоят далеко не первыми в списке. Это связано с тем, что по экономике США публикуется множество значимых новостей, которые усредняют (уменьшают) волатильность рынка в долгосрочном плане (табл. 2). Если же рассматривать не страны, а виды макроэкономических новостей, то средняя ожидаемая волатильность рынка в момент заявлений центральных банков оказывается самой большой, что согласуется с общепринятыми воззрениями: политические события могут резко изменить рыночную ситуацию, а предвидеть их сложнее, чем экономические изменения (табл. 2).

## Методология

Волатильность обменного курса валют изучается главным образом с помощью двух общих подходов. Первый использует различные виды моделей с условной гетероскедастичностью (GARCH), расчеты по которым проводятся для каждой страны в отдельности. Второй подход предполагает расчеты сразу по всем странам из выборки, что требует применения панельных авторегрессионных моделей.

Анализ панельных данных допускает введение скрытых переменных, которые позволяют учесть и исключить индивидуальные особенности объектов наблюдений. Модели векторной авторегрессии в то же время дают возможность изучить несколько временных рядов экономических переменных в их взаимосвязи, например, валютного курса, фондового индекса, инфляции и т.п. для отдельно взятой страны. Таким образом, если целью настоящего исследования названо

выявление общих экономических законов, определяющих причины повышения волатильности финансовых рынков для разных стран, модель панельной векторной авторегрессии является подходящим способом. В предыдущих исследованиях модель панельной векторной авторегрессии была использована для изучения взаимовлияния волатильности обменного курса валют между 29 странами мира (A. Grossmann, I. Love, A.G. Orlov [18]), между европейскими странами (M.A. Dąbrowski, M. Papież, S. Śmiech [19]), а также между странами Африки, расположенными к югу от Сахары (I.O. Oseni [20]). В российской науке панельные модели применяют, например, С.М. Гуриев, А.Д. Колотилин, К.И. Сонин [21] для изучения волатильности рынка нефти. Е.А. Фёдорова, А.Э. Николаев, Е.С. Мазалов<sup>3</sup> используют методы эконометрики для оценки спилловер-эффектов (взаимовлияния) в секторе предприятий оборонной промышленности России.

В общем виде модель панельной векторной авторегрессии может быть записана, согласно работе A. Grossmann, I. Love, A. G. Orlov [19], следующим образом:

$$Z_{it} = \Gamma_0 + \Gamma_1 Z_{it-1} + f_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где  $Z_{it}$  – это вектор ключевых переменных;

$f_i$  – фиксированные эффекты, которые отражают все скрытые независимые от времени характеристики отдельно взятой страны (площадь территории, численность населения, международные торговые соглашения, режимы валютного курса и пр.);

$i$  и  $t$  – индексы, означающие страну и период времени соответственно.

Значение временного лага по модели выбирается на основании минимизации информационного критерия Акаике<sup>4</sup> или

<sup>3</sup> Фёдорова Е.А., Николаев А.Э., Мазалов Е.С. Спилловер-эффекты в оборонной промышленности // *Финансы и кредит*. 2016. № 1. С. 2–11.

<sup>4</sup> Информационный критерий Акаике показывает, какое количество ошибок имеет модель с ограниченным набором переменных, по сравнению с полной или идеальной моделью, учитывающей все факторы. У идеальной модели информационный критерий Акаике равен нулю по определению.

Байеса, определяемых для нескольких моделей с одинаковым набором исходных переменных, но отличающихся друг от друга только количеством лагов. В большинстве случаев достаточно проверить лаги от одного до четырех, причем, как правило, модели с лагом один, то есть модели, использующие данные за предыдущий период, оказываются наилучшими.

На основе общего уравнения (1), мы рассмотрим три модели, которые позволяют определить влияние макроэкономических шоков на обменный курс местной валюты и фондовый индекс: модель изменения денежно-кредитной политики (2), модель изменения экономических и бизнес-условий (3) и комплексную модель (4).

Модель изменения денежно-кредитной политики (2) включает в себя следующие переменные: валютный курс  $ExchR_{it}$ , фондовый индекс  $StockI_{it}$ , ключевую ставку  $KeyR_{it}$ , заявления центрального банка  $CB_{it}$ , индекс потребительских цен  $CPI_{it}$ , индекс цен производителей  $PPI_{it}$ . Эта модель устанавливает взаимосвязь между финансовым рынком и монетарными факторами (циклами повышения и понижения процентных ставок в ответ на инфляцию).

$$Z_{it} = (ExchR_{it}, StockI_{it}, KeyR_{it}, CB_{it}, CPI_{it}, PPI_{it}). \quad (2)$$

Модель изменения экономических и бизнес-условий (3) включает в себя валютный курс  $ExchR_{it}$ , фондовый индекс  $StockI_{it}$ , ключевую ставку  $KeyR_{it}$ , индекс промышленного производства  $Prod_{it}$ , индекс менеджеров по снабжению  $PMI_{it}$ . Эта модель устанавливает взаимосвязь между финансовым рынком и бизнес-циклом (рецессия или подъем).

$$Z_{it} = (ExchR_{it}, StockI_{it}, KeyR_{it}, Prod_{it}, PMI_{it}). \quad (3)$$

Комплексная модель (4) включает в себя валютный курс  $ExchR_{it}$ , фондовый индекс  $StockI_{it}$ , ключевую ставку  $KeyR_{it}$ , индекс промышленного производства  $Prod_{it}$ , уровень безработицы  $J_{it}$ .

$$Z_{it} = (ExchR_{it}, StockI_{it}, KeyR_{it}, Prod_{it}, J_{it}). \quad (4)$$

Динамика промышленного производства в этой модели отвечает за фазу делового цикла, а уровень безработицы является обобщающим итогом денежно-кредитной политики центрального банка в области стимулирования или охлаждения деловой активности и инфляции.

## Результаты

Основные результаты панельной векторной авторегрессии показаны в табл. 3. Для всех трех моделей использован лаг в один период, выбранный таковым на основании сравнения качества моделей с разными лагами по информационному критерию Акаике.

Стоит обратить внимание на то, что табл. 3 разбита на два раздела: «Валютный курс» и «Фондовый индекс», в которых приведены коэффициенты модели регрессии для факторов, оказывающих влияние на эти два результирующих показателя. Взаимосвязь между переменными имеется, если коэффициент регрессии статистически значим (в таблице такие коэффициенты отмечены звездочками). Из таблицы видно, что обменный курс валюты в наибольшей степени реагирует на новости об изменениях процентных ставок центральными банками ( $-0,00511$ ,  $p < 0,05$ ) и колебания фондового рынка ( $-0,0126$ ,  $p < 0,05$ ). Публикация новостей по инфляции, а также показатели реальной экономики (промышленное производство, индекс менеджеров по снабжению) не вызывает немедленной реакции валютного рынка.

Фондовый рынок и рынок национальной валюты тесно связаны между собой, и колебания на одном из них вызывают немедленную реакцию на другом. Особенно статистически значим переход волатильности с валютного рынка на фондовый рынок ( $0,075$ ,  $p < 0,001$ ), а также автокорреляция фондового рынка ( $-0,0434$ ,  $p < 0,001$ ).

Публикация новостей по промышленному производству вызывает статистически значимую реакцию на фондовом рынке ( $0,0014$ ,  $p < 0,01$ ). Все три рассмотренные модели рассчитаны по 11–13 панелям

(странам) с общим числом наблюдений, превышающим 15 тыс., что является широкой выборкой данных.

Наглядное представление о статистической значимости коэффициентов регрессии дают импульсные переходные функции, приведенные для модели, учитывающей монетарные факторы (*рис. 1*) и для комплексной модели (*рис. 2*).

Из рисунков видно, что новостной шок полностью поглощается рынком за четыре дня, причем пиковое значение волатильности приходится обычно на следующий день. На рисунках также показаны границы 95-процентного доверительного интервала для импульсных переходных функций, по которым удобно судить о статистической значимости регрессионных коэффициентов. В тех случаях, где зависимость имеется, график переходной функции вместе с доверительными границами, находится либо выше нулевой отметки (для положительной взаимосвязи), либо ниже (для отрицательной взаимосвязи). Стоит обратить внимание, например, на секции Key Rate и Exchange Rate, а также Exchange Rate и Stock (*рис. 1*).

Из первого графика следует, что увеличение процентной ставки местным центральным банком ведет к немедленному укреплению национальной валюты (валютные курсы построены таким образом, чтобы снижение на графике означало увеличение стоимости валюты к доллару США). Из второго графика видно, что девальвация местной валюты приводит к немедленному росту фондового индекса, номинированного в национальной валюте. Эта связь достаточно очевидна, поскольку обесценение денег необязательно означает снижение стоимости компаний. Из секции CPI и Stock Index можно также заметить, что сообщение о росте индекса потребительских цен ведет к немедленной переоценке фондовых активов в большую сторону. Эта связь экономически вполне обоснована, однако строго формальный тест, результаты которого были показаны в *табл. 3*, не подтвердил ее статистическую значимость.

На *рис. 2* показаны импульсные переходные функции для комплексной модели,

включающей монетарные и экономические факторы. Из секции Industr. Prod и Stock Index хорошо видно, что публикация положительных новостей по промышленному производству вызывает рост фондового рынка на следующий день.

Взаимосвязь показателей инфляции и занятости с валютным и фондовым рынком хорошо обоснована в экономической теории. Несмотря на это, нам не удалось выявить значимой статистической связи между публикацией этих новостей и немедленной реакцией финансового рынка. Это связано с денежно-кредитной политикой, которую проводят современные центральные банки, прежде всего в США и Европе. Увеличение инфляции в экономике не рассматривается как достаточное условие для немедленного повышения процентных ставок центральным банком, кроме того, одномоментное увеличение инфляции необязательно приведет к ее последующему разгону. В связи с этим финансовые рынки не склонны сильно реагировать на предварительные данные и предпочитают дожидаться официального сообщения монетарных властей об изменениях процентных ставок. Что касается показателей занятости, то, по-видимому, финансовый рынок может предвидеть их изменения по опережающим индикаторам, таким как индекс промышленного производства, поэтому в момент публикации статистики по рынку труда волатильность рынка будет умеренной.

Другие секции на *рис. 1* и *2* приведены для справки, их экономическая интерпретация для целей настоящего исследования затруднительна: например, сложно обосновать психологическую связь между публикацией индекса цен производителей и индекса потребительских цен.

Нами были построены регрессии также по другим макроэкономическим переменным. Новости об уверенности бизнеса и потребителей, а также опережающие индикаторы, в числе которых розничные продажи и индексы менеджеров по снабжению, не оказывают немедленного влияния на волатильность валютного и

фондового рынков. Это объясняется тем, что местные рынки реагируют в большей степени на публикацию этих показателей для экономики США, а когда подобные же данные выходят для рынка другой страны, названная информация уже бывает учтена в ценах. Панельная модель должна показать значимые коэффициенты только в том случае, если явление характерно для большинства панелей, а не одной или двух. В настоящем исследовании не проводилось взвешивания макроэкономических показателей по размерам экономик рассматриваемых стран, так что веса каждой страны в моделях одинаковые.

Публикация новостей по валовому внутреннему продукту не вызывает рыночной волатильности, по-видимому из-за того, что этот показатель публикуется через внушительный промежуток времени после отчетного периода, и рынок уже успевает учесть эту информацию в ценах.

## Выводы

Основные результаты проведенного исследования следующие: валютный и фондовый рынки взаимосвязаны, изменения на одном из них вызывают немедленную реакцию на другом. Среди макроэкономических факторов, вызывающих волатильность на

валютном рынке, следует отметить изменения процентной ставки, а также индекса потребительских цен. Для фондового рынка таковыми факторами являются публикация новостей по ключевой процентной ставке и промышленному производству. Рынок способен прогнозировать данные по занятости на основании опережающих индикаторов, поэтому реакция на эти новости спокойная. Публикация новостей по инфляции также мало влияет на рыночную волатильность, поскольку участники рынка предпочитают дожидаться решения официальных властей об изменениях в денежно-кредитной политике.

Результаты данного исследования могут применяться регулирующими органами при разработке денежно-кредитной и экономической политики государства. Частные инвесторы должны принимать во внимание рыночную волатильность в дни публикации новостей, статистическая значимость которых для валютного и фондового рынков была подтверждена результатами расчетов в настоящей работе.

Внутридневная волатильность финансового рынка в моменты публикации макроэкономических новостей может быть темой для дальнейших исследований.



Таблица 1

Описательные статистики доходностей валютных курсов.  
Данные за период I квартал 2008 г. – IV квартал 2016 г.

Table 1

Descriptive statistics of exchange rate return. Data for 1Q2008–4Q2016

Страна (группа стран)	Моменты				Риск		JB <sup>7</sup>	BL <sup>8</sup>	Единичные корни <sup>9</sup>	
	Mean <sup>1</sup>	sd <sup>2</sup> , %	sk <sup>3</sup>	krt <sup>4</sup>	VaR <sup>5</sup> , %	ES <sup>6</sup> , %			ADF <sup>10</sup>	PP <sup>11</sup>
Австралия	0	0,89	0,89	16,14	-1,28	-1,96	0	7,62**	-37,51*	-2 803,31*
Еврозона	0	0,61	0,21	7,68	-0,91	-1,35	0	0,01	-37,42*	-2 776,24*
Бразилия	0	0,95	1,59	29,05	-1,39	-2,08	0	0,04	-27,87*	-1 443,46*
Канада	0	0,63	-0,13	8,63	-1	-1,48	0	0,3	-38,03*	-2 730,27*
Китай	0	0,12	1,33	33,47	-0,17	-0,28	0	0,85	-36,47*	-2 802,64*
Чехия	0	0,79	-0,02	7,99	-1,23	-1,81	0	0,21	-37,04*	-2 747,52*
Дания	0	0,61	-0,17	7,12	-0,98	-1,42	0	0,68	-37,13*	-2 726,8*
Великобритания	0	0,62	0,89	18,83	-0,91	-1,34	0	2,92	-36,14*	-2 583,26*
Болгария	0	0,97	0,05	6,59	-1,52	-2,22	0	0,67	-37,25*	-2 675,51*
Индия	0	0,67	-0,45	12,51	-1,02	-1,57	0	0,24	-38,51*	-2 744,24*
Япония	0	0,65	-0,29	8,23	-1,03	-1,54	0	0,54	-38,55*	-2 701,69*
Южная Корея	0	0,77	-0,01	36,82	-0,93	-1,74	0	0,93	-37,75*	-2 459,54*
Новая Зеландия	0	0,89	0,34	9,16	-1,35	-1,99	0	0,67	-37,16*	-2 657,41*
Норвегия	0	0,82	-0,01	8,02	-1,29	-1,84	0	1,27	-39,31*	-2 655,94*
Польша	0	0,94	0,12	7,72	-1,4	-2,14	0	0,74	-37,08*	-2 604,11*
Россия	0	0,95	0,06	49,03	-1,19	-2,11	0	1,21	-36,81*	-2 498,09*
Сингапур	0	0,36	-0,04	8,19	-0,55	-0,85	0	6,83**	-39,04*	-2 844,48*
ЮАР	0	1,04	0,45	9,17	-1,5	-2,21	0	1,52	-37,32*	-2 563,47*
Швеция	0	0,8	-0,22	7,17	-1,25	-1,84	0	2,85	-39,33*	-2 712,88*
Швейцария	0	0,7	-1,29	40,86	-1,07	-1,62	0	22,33***	-37,06*	-2 539,54*
Турция	0	0,78	0,38	11,13	-1,11	-1,62	0	8,16**	-36,27*	-2 552,06*
США	0	0,46	-0,45	8,49	-0,74	-1,09	0	0,34	-38,04*	-2 813,01*

<sup>1</sup> Mean – среднее.

<sup>2</sup> sd – стандартное отклонение.

<sup>3</sup> sk – коэффициент эксцесса.

<sup>4</sup> krt – коэффициент асимметрии.

<sup>5</sup> VaR – стоимость-под-риском.

<sup>6</sup> ES – средние ожидаемые потери.

<sup>7</sup> JB – p-значение статистики Харке–Бера на нормальность.

<sup>8</sup> BL – тест Бокса–Льюнга на автокорреляцию.

<sup>9</sup> Тесты на единичные корни (проверка стационарности).

<sup>10</sup> ADF – расширенный тест Дики–Фуллера.

<sup>11</sup> PP – Тест Филлипса–Перрона.

\* p < 0,05.

\*\* p < 0,01.

\*\*\* p < 0,001.

Источник: расчеты автора. Котировки валют получены в информационном агентстве (URL: <https://www.investing.com>). Индекс доллара против крупнейших мировых валют, взвешенный по объемам торговли, получен в ФРЭД, Федеральный резервный банк Св. Луиса, США (URL: <https://fred.stlouisfed.org/series/DTWEXM>)

Source: Authoring, based on currency quotes retrieved from Investing.com financial portal. Available at: <https://www.investing.com>; Trade Weighted U.S. Dollar Index: Major Currencies [DTWEXM] retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis. Available at: <https://fred.stlouisfed.org/series/DTWEXM>

Таблица 2

Денежные, экономические и бизнес-факторы, определяющие движение валютных курсов. Данные за период I квартал 2008 г. – IV квартал 2016 г. Описательные статистики

Table 2

Monetary, economic and business determinants of currency exchange movements. Descriptive statistics. Data for 1Q2008–4Q2016

Страна (группа стран)	% <sup>1</sup>			CPI <sup>2</sup>			PPI <sup>3</sup>		
	n <sup>4</sup>	mn <sup>5</sup>	sd <sup>6</sup>	n	mn	sd	n	mn	sd
<i>Европа</i>									
Еврозона	109	1,3	1,4	375	1,3	1	116	0,9	4
Великобритания	115	1,3	1,8	117	2,4	1,4	117	2,5	3
Швейцария	45	0,5	1,1	116	0,1	1,1	0	0	0
Норвегия	55	2,2	1,5	71	2	0,9	71	0,7	10
Дания	27	1,3	1,7	135	1,1	1,1	0	0	0
Россия	22	10,9	2,3	0	0	0	63	8,4	6
Чехия	55	0,7	1,1	72	1,3	1,1	69	0,3	3
Болгария	91	4,7	2,7	72	2	2,3	60	1	3
Польша	84	3,1	1,1	71	1,3	2,1	70	1	4
Швеция	51	1,3	1,5	70	0,8	1,2	71	–0,5	2
<i>Северная Америка</i>									
США	79	0,8	1,3	117	1,8	1,5	116	2,3	3
Канада	77	1,2	1,1	117	1,7	0,9	0	0	0
<i>Азия</i>									
Китай	24	6,1	0,9	75	2,8	1,4	73	–0,9	4
Япония	126	0,2	0,2	117	0,3	1,3	0	0	0
Индия	55	7,3	1	70	4,3	4,2	0	0	0
Сингапур	0	0	0	54	1,5	2,1	0	0	0
Южная Корея	76	2,5	1	60	1,7	1,2	65	–0,2	3
Турция	178	8,1	3,3	130	8	1,4	130	6,6	3
<i>Австралия и Океания</i>									
Австралия	105	3,7	1,6	39	2,4	1	38	2	2
Новая Зеландия	77	3,6	2	19	0,8	0,5	0	0	0
<i>Южная Америка</i>									
Бразилия	63	11,2	2,2	73	0,6	0,3	0	0	0
<i>Африка</i>									
ЮАР	47	6,9	2,1	70	5,5	0,8	71	6,4	2
<b>Волатильность всего</b>		<b>1,8</b>			<b>1,7</b>			<b>1,3</b>	

<sup>1</sup>% – ставка кредитования центрального банка.

<sup>2</sup>CPI – индекс потребительских цен.

<sup>3</sup>PPI – индекс цен производителей.

<sup>4</sup>n – количество наблюдений.

<sup>5</sup>mn – среднее.

<sup>6</sup>sd – стандартное отклонение.

Продолжение таблицы

Продолжение таблицы

Страна (группа стран)	J <sup>1</sup>			PMI <sup>2</sup>			CB <sup>3</sup>	V.ty <sup>4</sup>
	n	mn	sd	n	mn	sd		
Европа								
Еврозона	117	10,1	1,6	229	50,1	5,1	1 225	2,1
Великобритания	110	6,8	1,2	118	51,7	5,1	962	2,2
Швейцария	0	0	0	113	52,5	7,2	187	1,8
Норвегия	71	89,1	6,5	0	0	0	0	1
Дания	68	4,2	0,4	0	0	0	0	1
Россия	66	5,6	0,6	67	50,4	1,8	0	1
Чехия	71	7,5	1,2	66	53,4	3,4	0	1
Болгария	68	8,9	2,1	71	52,7	2,7	0	1
Польша	0	0	0	59	51,4	2,4	0	1,1
Швеция	69	7,6	0,7	0	0	0	0	1
Северная Америка								
США	117	7,1	1,8	109	53,6	1,9	2 462	1,7
Канада	114	7,1	0,7	65	55,4	5,4	344	2,2
Азия								
Китай	0	0	0	215	50,4	1,9	0	1,8
Япония	116	4,1	0,7	139	49,9	4,2	748	1,9
Индия	0	0	0	0	0	0	0	1
Сингапур	33	2	0,1	52	50,1	0,9	0	1
Южная Корея	63	3,4	0,3	62	49,5	1,4	0	1
Турция	0	0	0	0	0	0	0	0,9
Австралия и Океания								
Австралия	116	5,3	0,6	86	48,7	4,1	842	2,1
Новая Зеландия	38	5,7	1,1	95	53,6	3,3	260	1,9
Южная Америка								
Бразилия	66	6,4	1,9	53	48,3	2,7	0	1
Африка								
ЮАР	21	25,2	0,8	55	51	2,9	0	1
Волатильность всего	1,7			1,5			2	–

<sup>1</sup> J – уровень безработицы.<sup>2</sup> PMI – индекс менеджеров по снабжению.<sup>3</sup> CB – заявления центрального банка по монетарной политике.<sup>4</sup> V.ty – средняя ожидаемая волатильность.

Источник: расчеты автора. Экономические показатели и данные по волатильности рынков получены в информационном агентстве FXStreet (URL: <https://www.fxstreet.com/economic-calendar>)

Source: Authoring. Economic metrics and volatility data retrieved from FXStreet. Available at: <https://www.fxstreet.com/economic-calendar>

Таблица 3

Оценка волатильности валютных курсов методом панельной векторной авторегрессии

Table 3

Exchange rate volatility assessment under Panel VAR method

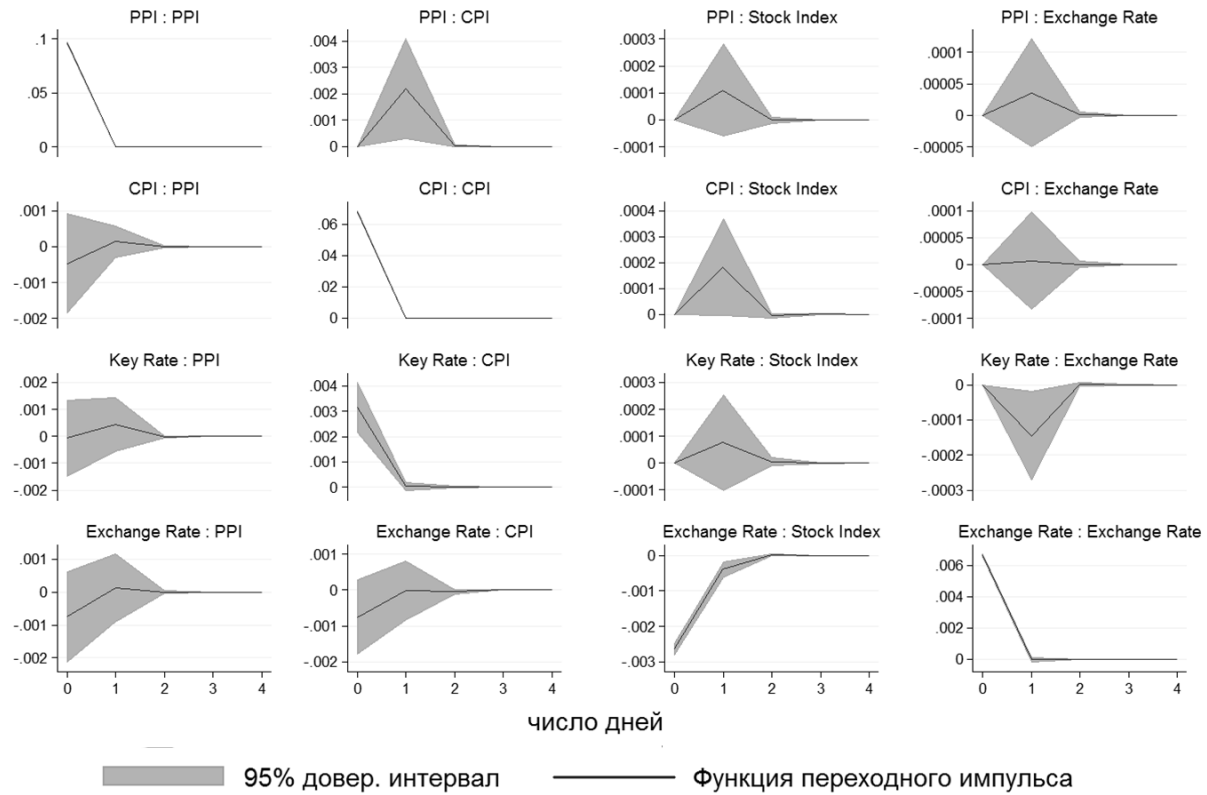
Показатель	Денежно–кредитная политика (1)	Экономика и бизнес (2)	Комплексная модель (3)
<b>Валютный курс</b>			
Валютный курс	–0,00363 (–0,32) <sup>1</sup>	–0,00437 (–0,29)	–0,0217 (–1,45)
Фондовый индекс	0,00906 (1,86)	–0,00501 (–0,91)	–0,0126* (–2,02)
Ключевая ставка	–0,00511* (–2,42)	–0,00432 (–1,05)	–0,00868* (–2,13)
Заявления центрального банка	0,0000738 (0,38)	–	–
Индекс потребительских цен	0,000112 (0,16)	–	–
Индекс цен производителей	0,000375 (0,80)	–	–
Промышленное производство	–	0,000305 (0,73)	0,0000954 (0,27)
Индекс менеджеров по снабжению	–	–0,00717 (–1,00)	–
Уровень безработицы	–	–	–0,00858 (–1,09)
<b>Фондовый индекс</b>			
Валютный курс	–0,075*** (–4,34)	0,0356 (1,72)	0,0375 (1,82)
Фондовый индекс	–0,0434*** (–3,93)	–0,0199 (–1,68)	–0,0388** (–3,2)
Ключевая ставка	0,00229 (0,76)	0,00456 (0,86)	0,00502 (1,06)
Заявления центрального банка	–0,00046 (–1,22)	–	–
Индекс потребительских цен	0,0027 (1,83)	–	–
Индекс цен производителей	0,00115 (1,36)	–	–
Промышленное производство	–	0,0014** (2,71)	0,00134** (2,71)
Индекс менеджеров по снабжению	–	–0,00168 (–0,12)	–
Уровень безработицы	–	–	0,000777 (0,07)
<b>Количество наблюдений</b>	<b>18 812</b>	<b>16 444</b>	<b>15 253</b>
<b>Количество панелей (стран)</b>	<b>13</b>	<b>12</b>	<b>11</b>
<b>Хи–квадрат</b>	<b>168,9 (108)</b>	<b>126,8 (75)</b>	<b>126,1 (75)</b>

<sup>1</sup> t-статистика в скобках.

\* p &lt; 0,05, \*\* p &lt; 0,01, \*\*\* p &lt; 0,001

Источник: расчеты автора

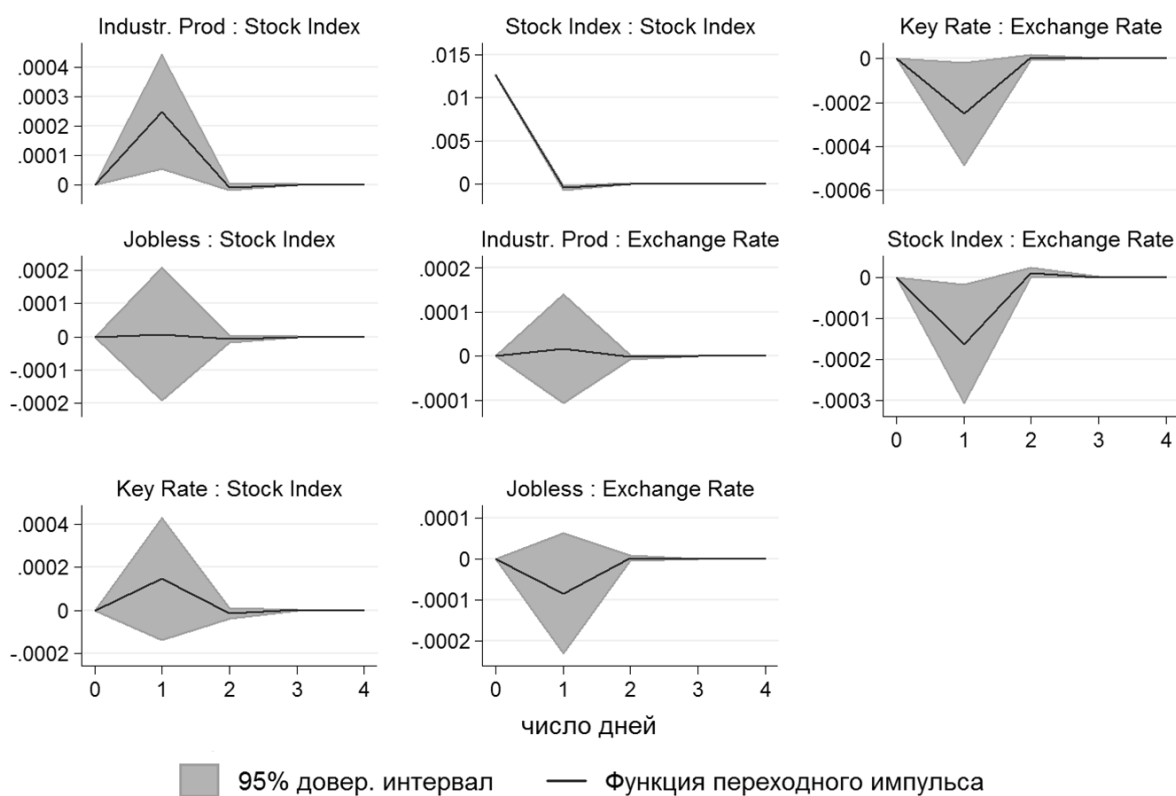
Source: Authoring

**Рисунок 1****Импульсная переходная функция для модели, учитывающей монетарные факторы\*****Figure 1****Impulse response function for the model with monetary metrics**

\* Exchange Rate – курс национальной валюты к доллару США либо индекс доллара, Stock Index – индекс фондового рынка, Key Rate – ключевая ставка центрального банка, CPI – индекс потребительских цен, PPI – индекс цен производителей.

Источник: расчеты автора

Source: Authoring

**Рисунок 2****Импульсная переходная функция для модели, учитывающей монетарные и экономические факторы\*****Figure 2****Impulse response function for the model with monetary and economic metrics**

\* Exchange Rate – курс национальной валюты к доллару США либо индекс доллара, Stock Index – индекс фондового рынка, Key Rate – ключевая ставка центрального банка, Industr. Prod – промышленное производство, Jobless – уровень безработицы.

Источник: расчеты автора

Source: Authoring

## Список литературы

1. Чиркова Е.В., Суханова М.С. Влияние прогнозов финансовых результатов публичной компании на рыночную стоимость и волатильность ее акций на российском фондовом рынке // Корпоративные финансы. 2013. № 4. С. 37–52.
2. Кондратов Д.И. Становление российского рубля как международной валюты // Экономический журнал ВШЭ. 2012. Т. 16. № 3. С. 367–403.
3. Кондратов Д.И. Актуальные подходы к реформированию мировой валютной системы // Экономический журнал ВШЭ. 2015. Т. 19. № 1. С. 128–157.
4. Reboredo J.C., Rivera-Castro M.A. Gold and exchange rates: Downside risk and hedging at different investment horizons. *International Review of Economics & Finance*, 2014, vol. 34, pp. 267–279.
5. Nazlioglu S., Soytas U., Gupta R. Oil prices and financial stress: A volatility spillover analysis. *Energy Policy*, 2015, vol. 82(1), pp. 278–288.
6. Jawadi F., Louhichi W., Ameur H.B., Cheffou A.I. On oil-US exchange rate volatility relationships: An intraday analysis. *Economic Modelling*, 2016, vol. 59, pp. 329–334.
7. Turhan I., Hacıhasanoglu E., Soytas U. Oil Prices and Emerging Market Exchange Rates. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2013, vol. 49, iss. S1, pp. 21–36.
8. Agudelo D.A., Gutiérrez M., Cardona L. Volatility transmission between US and Latin American Stock Markets: testing the decoupling hypothesis. *Research in International Business and Finance*, 2017, vol. 39, part A, pp. 115–127.
9. Allen D.E., McAleer M., Powell R.J., Singh A.K. Volatility Spillovers from Australia's major trading partners across the GFC. *International Review of Economics & Finance*, 2017, vol. 47, pp. 159–175.
10. Della Corte P., Ramadorai T., Sarno L. Volatility risk premia and exchange rate predictability. *Journal of Financial Economics*, 2016, vol. 120(1), iss. 1, pp. 21–40.
11. Tunç C., Solakoğlu M.N. Does exchange rate volatility matter for international sales? Evidence from US firm level data. *Economics Letters*, 2016, vol. 149, pp. 152–156.
12. Rambaldi M., Pennesi P., Lillo F. Modeling foreign exchange market activity around macroeconomic news: Hawkes-process approach. *Physical Review*, 2015, vol. 91, iss. 1.
13. Barunik J., Krehlik T., Vacha L. Modeling and forecasting exchange rate volatility in time-frequency domain. *European Journal of Operational Research*, 2016, vol. 251, iss. 1, pp. 329–340.
14. Tian S., Hamori S. Time-varying price shock transmission and volatility spillover in foreign exchange, bond, equity, and commodity markets: Evidence from the United States. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2016, vol. 38, iss. C, pp. 163–171.
15. Omrane W.B., Hafner C. Macroeconomic news surprises and volatility spillover in foreign exchange markets. *Empirical Economics*, 2015, vol. 48, iss. 2, pp. 577–607.
16. Redl C. Noisy news and exchange rates: A SVAR approach. *Journal of International Money and Finance*, 2015, vol. 58, pp. 150–171.

17. Kenourgios D., Papadamou S., Dimitriou D. Intraday exchange rate volatility transmissions across QE announcements. *Finance Research Letters*, 2015, vol. 14, pp. 128–134.
18. Grossmann A., Love I., Orlov A.G. The dynamics of exchange rate volatility: A panel VAR approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2014, vol. 33, pp. 1–27.
19. Dąbrowski M.A., Papież M., Śmiech S. Exchange rates and monetary fundamentals in CEE countries: Evidence from a panel approach. *Journal of Macroeconomics*, 2014, vol. 41, pp. 148–159.
20. Oseni I.O. Exchange rate volatility and private consumption in Sub-Saharan African countries: A system-GMM dynamic panel analysis. *Future Business Journal*, 2016, vol. 2, iss. 2, pp. 103–115.
21. Гурьев С.М., Колотилин А.Д., Сонин К.И. Цены на нефть и риск национализации: о чем говорят панельные данные? // *Экономический журнал ВШЭ*. 2008. Т. 12. № 2. С. 151–175.

### **Информация о конфликте интересов**

Я, автор данной статьи, со всей ответственностью заявляю о частичном и полном отсутствии фактического или потенциального конфликта интересов с какой бы то ни было третьей стороной, который может возникнуть вследствие публикации данной статьи. Настоящее заявление относится к проведению научной работы, сбору и обработке данных, написанию и подготовке статьи, принятию решения о публикации рукописи.



**MACROECONOMIC DETERMINANTS OF THE CURRENCY AND STOCK MARKET SHOCKS:  
A PANEL VAR APPROACH****Aleksandr A. BOROCHKIN**National Research Lobachevsky State University of Nizhny Novgorod, Nizhny Novgorod, Russian Federation  
borochkin@yandex.ru**Article history:**Received 1 March 2017  
Received in revised form  
16 March 2017  
Accepted 31 March 2017  
Available online  
27 April 2017**JEL classification:** E44, F31,  
F45, G14**Keywords:** currency shock,  
Panel Vector Autoregression,  
VAR, monetary policy**Abstract****Subject** The article addresses the currency and stock market volatility caused by market participants' perception of macroeconomic news that central banks across opened economy countries take into account when making decisions on changes in the monetary policy.**Objectives** The study aims to offer a quantitative approach to assessing the reaction of the currency and stock market to macroeconomic news publication.**Methods** The study employs descriptive statistics methods. Basic calculations rest on the Panel Vector Autoregression method.**Results** News about changes in interest rates, inflation and industrial production instantly trigger financial market volatility in all analyzed countries. I found volatility spillovers from currency to stock markets and vice versa. The aftermaths of the news-related shocks are absorbed by the market during 3–4 days.**Conclusions and Relevance** The modern monetary policy of central banks implies no immediate measures against inflation spikes, therefore, the reaction of markets to publication of price indices is quite slow as compared to official announcements about interest rate changes. Financial markets respond slowly to publication of important macroeconomic news if the latter can be predicted on the basis of leading indicators.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2017

**References**

1. Chirkova E.V., Sukhanova M.S. [The impact of forecasts of public company's performance on its stock price volatility on the Russian stock market]. *Korporativnye finansy = Corporate Finance*, 2013, no. 4, pp. 37–52. (In Russ.)
2. Kondratov D.I. [Russian ruble formation as an international currency]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE = HSE Economic Journal*, 2012, vol. 16, no. 3, pp. 367–403. (In Russ.)
3. Kondratov D.I. [Updated approaches to international monetary system reforms]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE = HSE Economic Journal*, 2015, vol. 19, no. 1, pp. 128–157. (In Russ.)
4. Reboredo J.C., Rivera-Castro M.A. Gold and exchange rates: Downside risk and hedging at different investment horizons. *International Review of Economics & Finance*, 2014, vol. 34, pp. 267–279.
5. Nazlioglu S., Soytas U., Gupta R. Oil prices and financial stress: A volatility spillover analysis. *Energy Policy*, 2015, vol. 82(1), pp. 278–288.
6. Jawadi F., Louhichi W., Ameer H.B., Cheffou A.I. On oil-US exchange rate volatility relationships: An intraday analysis. *Economic Modelling*, 2016, vol. 59, pp. 329–334.
7. Turhan I., Hacihasanoglu E., Soytas U. Oil Prices and Emerging Market Exchange Rates. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2013, vol. 49, iss. S1, pp. 21–36.
8. Agudelo D.A., Gutiérrez M., Cardona L. Volatility transmission between US and Latin American Stock Markets: Testing the decoupling hypothesis. *Research in International Business and Finance*, 2017, vol. 39, part A, pp. 115–127.

9. Allen D.E., McAleer M., Powell R.J., Singh A.K. Volatility Spillovers from Australia's major trading partners across the GFC. *International Review of Economics & Finance*, 2017, vol. 47, pp. 159–175.
10. Della Corte P., Ramadorai T., Sarno L. Volatility risk premia and exchange rate predictability. *Journal of Financial Economics*, 2016, vol. 120(1), iss. 1, pp. 21–40.
11. Tunç C., Solakoğlu M.N. Does exchange rate volatility matter for international sales? Evidence from US firm level data. *Economics Letters*, 2016, vol. 149, pp. 152–156.
12. Rambaldi M., Pennesi P., Lillo F. Modeling foreign exchange market activity around macroeconomic news: Hawkes-process approach. *Physical Review*, 2015, vol. 91, iss. 1.
13. Barunik J., Krehlik T., Vacha L. Modeling and forecasting exchange rate volatility in time-frequency domain. *European Journal of Operational Research*, 2016, vol. 251, iss. 1, pp. 329–340.
14. Tian S., Hamori S. Time-varying price shock transmission and volatility spillover in foreign exchange, bond, equity, and commodity markets: Evidence from the United States. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2016, vol. 38, iss. C, pp. 163–171.
15. Omrane W.B., Hafner C. Macroeconomic news surprises and volatility spillover in foreign exchange markets. *Empirical Economics*, 2015, vol. 48, iss. 2, pp. 577–607.
16. Redl C. Noisy news and exchange rates: A SVAR approach. *Journal of International Money and Finance*, 2015, vol. 58, pp. 150–171.
17. Kenourgios D., Papadamou S., Dimitriou D. Intraday exchange rate volatility transmissions across QE announcements. *Finance Research Letters*, 2015, vol. 14, pp. 128–134.
18. Grossmann A., Love I., Orlov A.G. The dynamics of exchange rate volatility: A panel VAR approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2014, vol. 33, pp. 1–27.
19. Dąbrowski M.A., Papież M., Śmiech S. Exchange rates and monetary fundamentals in CEE countries: Evidence from a panel approach. *Journal of Macroeconomics*, 2014, vol. 41, pp. 148–159.
20. Oseni I.O. Exchange rate volatility and private consumption in Sub-Saharan African countries: A system-GMM dynamic panel analysis. *Future Business Journal*, 2016, vol. 2, iss. 2, pp. 103–115.
21. Guriev S.M., Kolotilin A.D., Sonin K.I. [Oil prices and nationalization risk: Evidence from panel data]. *Ekonomicheskii zhurnal VShE = HSE Economic Journal*, 2008, vol. 12, no. 2, pp. 151–175. (In Russ.)

### **Conflict-of-interest notification**

I, the author of this article, bindingly and explicitly declare of the partial and total lack of actual or potential conflict of interest with any other third party whatsoever, which may arise as a result of the publication of this article. This statement relates to the study, data collection and interpretation, writing and preparation of the article, and the decision to submit the manuscript for publication.