

Финансовое заражение российского фондового рынка от европейского в период пандемии COVID-19

Марина Юрьевна Малкина

E-mail: mmuri@yandex.ru, ORCID: 0000-0002-3152-3934

Нижегородский государственный университет им. Н. И. Лобачевского,
г. Нижний Новгород, Российская Федерация

Дмитрий Юрьевич Рогачев

E-mail: rogistyle@mail.ru, ORCID: 0000-0002-0683-3340

Нижегородский государственный университет им. Н. И. Лобачевского,
г. Нижний Новгород, Российская Федерация

Аннотация

В статье исследуется передача финансового заражения от европейского к российскому фондовому рынку в период пандемии COVID-19. Под финансовым заражением понимается распространение нестабильности и потрясений между отдельными странами, секторами или рынками во время кризиса, при котором связь между доходностью и волатильностью разных активов выходит за пределы обычных взаимодействий. С помощью построения расширенных авторегрессионных моделей тестируется заражение композитного индекса RTSI от глобального индекса еврозоны STOXX 50, при этом курс доллара США и спотовая цена нефти марки Urals выступают в качестве контрольных переменных. На основе построения скользящего коэффициента вариации цен активов разграничиваются докризисный, кризисный и посткризисный периоды, для которых отдельно строятся три модели взаимодействия. Идентификация заражения российского фондового рынка от европейского фондового рынка в построенных моделях осуществляется двумя способами: 1) на основе роста и значимости оценок коэффициентов при тестируемой переменной (доходности индекса STOXX 50) в период кризиса; 2) через увеличение вклада тестируемой переменной в вариацию зависимой переменной (доходность RTSI). Дополнительно осуществляется тестирование заражения на основе метода центральных моментов совместного распределения доходности, асимметрии и волатильности тестируемой и зависимой переменной.

В результате анализа убедительно доказано присутствие эффекта финансового заражения российского фондового рынка от европейского рынка в краткосрочном периоде — усиление влияния европейского индекса STOXX 50 на российский индекс RTSI во время острой фазы пандемии. Понимание факторов, способствующих распространению рыночных потрясений в условиях финансовой глобализации, может помочь государственным органам принимать эффективные меры для реализации политики финансового регулирования и поддержания долгосрочной финансовой стабильности с учетом национальных интересов, а инвесторам — обнаруживать потенциальные риски и возможности, выстраивать наилучшие ответные меры в стратегиях хеджирования и перераспределения инвестиционного портфеля.

Ключевые слова: европейский фондовый рынок, российский фондовый рынок, рыночная доходность, финансовое заражение, пандемия COVID-19, валютный курс, цена нефти, расширенная авторегрессионная модель

JEL: G01, F37

Финансирование: исследование выполнено за счет гранта Российского научного фонда № 23-28-00453, <https://rscf.ru/project/23-28-00453/>

Для цитирования: Малкина М. Ю., Рогачев Д. Ю. Финансовое заражение российского фондового рынка от европейского в период пандемии COVID-19 // Финансовый журнал. 2024. Т. 16. № 2. С. 27–42. <https://doi.org/10.31107/2075-1990-2024-2-27-42>.

© Малкина М. Ю., Рогачев Д. Ю., 2024

<https://doi.org/10.31107/2075-1990-2024-2-27-42>

Financial Contagion of the Russian Stock Market from the European Stock Market During the COVID-19 Pandemic

Marina Yu. Malkina¹, Dmitry Yu. Rogachev²

^{1,2} Lobachevsky State University of Nizhny Novgorod, Nizhny Novgorod, Russian Federation

¹ mmuri@yandex.ru, <https://orcid.org/0000-0002-3152-3934>

² rogistyle@mail.ru, <https://orcid.org/0002-0683-3340>

Abstract

This paper investigates the transmission of financial contagion from the European to the Russian stock market during the COVID-19 pandemic. Financial contagion refers to the spread of instability and shocks across individual countries, sectors, or markets during a crisis, where the relationship between returns and volatility of different assets goes beyond normal interactions. Using the construction of extended autoregressive models, we test the contagion of the RTSI composite index from the EURO STOXX 50 index, with the US dollar exchange rate and the spot price of Urals crude oil serving as control variables. The calculation of the moving coefficient of variation in assets prices allows us to distinguish the pre-crisis, crisis and post-crisis periods, for which three separate autoregressive models are built. The contagion of the Russian stock market from the European stock market in these models is identified in two ways: 1) based on the growth and significance of estimated coefficient for the tested variable (STOXX 50 index return) during the crisis; 2) through an increase in the contribution of the tested variable to the explained variance of the dependent variable (RTSI return). In addition, we tested contagion based on the method of central co-moments of the distribution of returns, skewness and volatility of the tested and dependent variable. The analysis has convincingly demonstrated the existence of a financial contagion effect from the European stock market to the Russian stock market in the short term – strengthening of the impact of the European STOXX 50 index on the Russian RTSI index in the acute phase of the pandemic. Understanding the factors contributing to the spread of market shocks in the context of financial globalization can help policymakers to implement effective financial regulatory measures and maintain long-term financial stability in line with national interests. For investors, it helps to identify potential risks and opportunities, enabling optimal hedging and diversification response strategies.

Keywords: stock market, rate of returns, financial contagion, COVID-19 pandemic, exchange rate, crude oil price, extended autoregressive model

JEL: G01, F37

Funding: The research was supported by the Russian Science Foundation grant No. 23-28-00453, <https://rscf.ru/project/23-28-00453/>

For citation: Malkina M.Yu., Rogachev D.Yu. (2024). Financial Contagion of the Russian Stock Market from the European Stock Market During the COVID-19 Pandemic. *Financial Journal*, 16 (2), 27–42 (In Russ.). <https://doi.org/10.31107/2075-1990-2024-2-27-42>.

© Malkina M.Yu., Rogachev D.Yu., 2024

ВВЕДЕНИЕ

Глобальная рыночная интеграция привела к увеличению связей между внутренними и международными финансовыми рынками и усилению роли финансовых посредников в передаче рисков. Ее результатом стало свободное перемещение финансового капитала между странами, создание международных финансово-кредитных институтов, унификация и стандартизация основополагающих понятий в финансово-кредитной деятельности, развитие инновационных технологий в финансовой сфере и многое другое. Однако растущая взаимосвязанность стран кроме выгод провоцирует возникновение и отрицательных эффектов, таких как финансовое заражение и системный риск, при которых даже незначительный шок в одной стране, отрасли или секторе экономики может распространиться по всему миру.

Финансовое заражение (*financial contagion*) на финансовых рынках определяется как значительное увеличение связей между ними после воздействия экономического шока, усиление совместного движения цен активов по сравнению с более стабильными периодами времени [Forbes, Rigobon, 2002]. В отличие от финансового заражения «взаимозависимость» (*interdependence*) трактуется как высокий уровень связи рынков, который проявляется и в обычные времена. А «интеграция» (*integration*) является более широким понятием, которое фокусирует внимание на степени восприимчивости рынков к многочисленным глобальным факторам, следствием которых также может стать финансовое заражение [Lu et al., 2023].

Некоторые исследователи выделяют две формы финансового заражения: *spillover* и *co-movement*. *Spillover* (перелив, побочный эффект) описывает финансовую контагиозность как ситуацию, когда волатильность цен на активы на одном рынке распространяется на другой рынок. В качестве основных каналов перемещения побочных эффектов экономического шока между странами и рынками называются потоки капитала, торговые и финансовые связи по линии двух основных счетов платежного баланса, а также так называемая конкурентная девальвация [BenMim, BenSaïda, 2019; Corbet et al., 2020; Ayadi, Said, 2020]. Исследователи подчеркивают, что особую роль в распространении шоков между рынками играет поведение инвесторов. В условиях неопределенности их сверхчувствительность к негативным новостям и повышенная обеспокоенность влияют на инвестиционные решения, что в конечном счете отражается на показателях финансовых рынков [Yuan et al., 2022].

Co-movement (совместное движение) — значительное увеличение совместной динамики рынков после экзогенного шока, которое не может быть объяснено действием фундаментальных экономических факторов. В совместном интенсивном движении цен и доходностей рыночных активов разных стран важную роль играют глобальные рыночные связи [Tang, Aruga, 2021; Muharam, Pratama, 2020]. Передача финансового заражения между фондовыми рынками и секторами экономики разных стран может быть обусловлена как их тесными экономическими отношениями [Liu et al., 2022], так и однотипной реакцией на колебания валютных курсов, доходности цен на нефть, спроса на энергию (а также на изменение уровня промышленного производства и функционирования товарных рынков) [Luchtenberg, Vu, 2015; Tabash et al., 2022]. Однако в период повышенной рыночной турбулентности передача риска между странами становится более выраженной.

Финансовому заражению, его эффектам и механизмам посвящен целый класс современных исследований. Эти исследования отличаются изучаемым периодом и его продолжительностью, способами идентификации и оценки заражения, каналами распространения риска, частотой и скоростью передачи шока.

Исследователи выделяют несколько каналов, по которым происходит передача финансового заражения после воздействия экономического шока. Во-первых, распространение шока происходит через информационный канал, когда информация о цене актива

становится сигналом для инвесторов, приводящим к немедленным ценовым эффектам на других рынках. Передача рыночных потрясений более значительна на ранней стадии кризиса по причине глобальной неопределенности, паники и стадного поведения инвесторов. Например, в работе [Aslam et al., 2022] исследуются панические настроения и стадное поведение инвесторов, приводящие к быстрой передаче шоков между рынками в краткосрочном периоде.

Во-вторых, снижение кредитоспособности заемщиков и дефицит общей ликвидности на всех финансовых рынках оказывают влияние на цены и доходность активов, что может идентифицироваться как передача шока через канал ликвидности. Канал ликвидности был одним из основных каналов финансового заражения в период глобального финансового кризиса 2008–2009 гг. Помимо собственно дефицита ликвидности, проблемы координации между инвесторами и недостаток международных механизмов для решения проблем с ликвидностью также могут играть важную роль в заражении. Отличить различные формы поведения инвесторов на практике является сложной задачей [Dornbusch et al., 2000].

В-третьих, заражение происходит также через финансовый канал: резкие колебания доходности ценных бумаг на рынке, охваченном кризисом, могут выступить индикатором будущего изменения доходностей других активов и повлиять на готовность участников рынка принимать на себя риски [Chen, Jin, 2020; Grillini et al., 2022; McIver, Kang, 2020].

В-четвертых, заражение может происходить по линии международных торговых связей. Например, в статье [Yu et al., 2021] показано, как глобальная экономическая активность и международная торговля позволяют рискам постепенно проходить через все звенья отраслевых цепочек, сказываясь на пессимистичном видении экономического будущего и оказывая влияние на состояние экономической системы в среднесрочной и долгосрочной перспективе.

В-четвертых, ряд исследователей рассматривают макроэкономический канал заражения. Страны со схожими макроэкономическими условиями, скорее всего, будут демонстрировать аналогичную реакцию на шок. Инвесторы понимают это и переносят «тревожные сигналы», приходящие с рынков одних стран, на возможные потрясения в других странах с похожими макроэкономическими условиями [Dasgupta et al., 2011].

В-пятых, в некоторых работах исследуется политический канал финансового заражения, который объясняется похожим реагированием на шок экономической политики (валютной, процентной, долговой) в странах с однотипной институциональной средой [Jiang et al., 2022].

Изучение каналов, механизмов и направленности передачи шоков на финансовых и валютных рынках предполагает разработку мер регулирования, позволяющих нивелировать негативные последствия экономических потрясений и координировать экономическую политику стран в новых условиях [Fang et al., 2021]. Ввиду усиливающихся процессов глобализации и интеграции сосредоточение на изучении зависимостей между финансовыми рынками разных стран играет важную роль как в выработке оптимальных портфельных стратегий инвесторов, так и в построении наилучших ответных мер финансовой и макроэкономической политики, направленных на укрепление финансовой стабильности [Akhtaruzzaman et al., 2021]. Разработка и использование математических и эконометрических инструментов для анализа взаимосвязанности рынков позволяет выявить фактические и потенциальные риски и предоставить их количественную оценку.

Интерес к теме финансового заражения возрождается с каждым очередным кризисом. Наиболее известными эпизодами финансового заражения рынков различных стран, вызвавшими поток исследований, стали передача шоков и усиление глобальной взаимосвязанности во время кризиса на азиатских фондовых и валютных рынках 1997–1998 гг. [Khalid, Kawai, 2003; Khan, Park, 2009; Kenourgios et al., 2013], ипотечного кризиса в США [Zorgati et al., 2019; Jiang et al., 2022], мирового финансового кризиса

2008–2009 гг. [Ahrend, Goujard, 2014; Park, Shin, 2020; Franch et al., 2024] и европейского долгового кризиса 2010–2012 гг. [Campos-Martins, Amado, 2022] Изучая эти эпизоды, исследователи применяли разный инструментарий, что нередко приводило их к разным, порою противоположным выводам.

Очередной интерес к теме финансового заражения возник в связи с распространением коронавирусной инфекции COVID-19 в 2020 г. [Grillini et al., 2022; Yuan et al., 2022], а в последующем — с усилением глобальной напряженности в связи с военным конфликтом между Россией и Украиной в 2022 г. [Amar et al., 2023; Sio-Chong U, 2024].

Пандемия COVID-19 стала беспрецедентным событием в новейшей истории, затронувшим всю экономическую систему. Падение экономической активности в результате принятых для борьбы с пандемией мер имело далеко идущие последствия: спекулятивные атаки на валютном рынке привели к нестабильности национальных валют, девальвации и изменению торговой конкурентоспособности стран. Уровень спекулятивности европейских фондовых рынков во время пандемии COVID-19 заметно повысился [Ozkan, 2021], а их отклонение от рыночной эффективности стало реакцией на неожиданное экзогенное событие, причем сила реакции росла с увеличением числа заражений в Европе [Scherf et al., 2022].

Фондовые рынки разных стран продемонстрировали схожую реакцию на пандемический шок. Так, в ответ на февральские новости 2020 г. о распространении инфекции в Европе¹ индекс еврозоны STOXX упал более чем на 12%, немецкий индекс DAX опустился на 3,86%, французский CAC 40 — на 3,38%, британский FTSE 100 — на 3,18%, испанский IBEX 35 — на 2,92%, итальянский FTSE MIB — на 3,54% соответственно². Обвал российского фондового рынка также пришелся на февраль 2020 г.: в этом месяце индекс Мосбиржи упал на 9,48%, индекс РТС — на 14,33%³. При этом следует отметить, что сама коронавирусная инфекция пришла в Россию несколько позже: первый официальный случай заражения российских граждан был установлен только в марте 2020 г.⁴ Соответственно, можно предположить, что снижение котировок на фондовом рынке России могло быть откликом как на официальное объявление ВОЗ об угрозе распространения коронавирусной инфекции в глобальном масштабе, так и собственно на шок на фондовых рынках европейских и азиатских стран, ранее других подвергшихся распространению коронавирусной инфекции. Иными словами, заражение российского фондового рынка от европейского фондового рынка могло проходить как в форме их совместного движения (*co-movement*), так и побочных (*spillover*) эффектов.

Финансовому заражению фондовых рынков в период пандемии COVID-19 посвящен целый класс исследований. Например, в работе [Lu et al., 2023] с применением методов копул и выборочной энтропии рассматривалась передача финансового заражения между рынками семи стран (США, Великобритании, Франции, Германии, Японии, Бразилии, Китая) в период с 4 января 2019 г. по 30 декабря 2020 г. В статье [Lan et al., 2023] построена TVP-VAR модель и динамическая сеть перетоков волатильности между рынками семи стран (США, Великобритании, Франции, Германии, Японии, Южной Кореи, Гонконга). С помощью метода дерева решений и пороговой фильтрации авторы пришли к выводу,

¹ 30 января 2020 г. Всемирная организация здравоохранения (ВОЗ) объявила о чрезвычайной ситуации в связи с коронавирусной инфекцией; обвал фондового рынка начался 20 февраля 2020 г.; официальное признание пандемии со стороны ВОЗ состоялось 11 марта, когда фондовый рынок уже капитально просел.

² Индекс STOXX Europe 600 рухнул более чем на 12% за неделю / Интерфакс. URL: <https://www.interfax.ru/business/697164>.

³ Февраль-2020 стал худшим месяцем для рынка акций РФ впервые за много лет / Прайм. URL: https://1prime.ru/Financial_market/20200228/831001469.html.

⁴ У вернувшегося из Италии россиянина нашли коронавирус / РБК. URL: <https://www.rbc.ru/society/02/03/2020/5e5ce99c9a79470c3e33e050c>.

что с возникновением пандемии общий эффект перетока волатильности резко возрос. Причем именно на пандемию COVID-19 пришелся исторический пик общего эффекта перетока волатильности.

В отдельных исследованиях анализировалось участие российских рынков в финансовом заражении. Так, изучение связи между фондовыми индексами восьми стран (Китай, Италия, Франция, Германия, Испания, Россия, США и Великобритания) и неопределенностью экономической политики во время пандемии COVID-19 с помощью изменяющейся во времени (с 2015 по 2020 г.) TVP-VAR модели позволило авторам выявить усиленную взаимосвязь между рынками в период пандемии и доказать, что неопределенность экономической политики является сигналом для изменения вектора движения на рынках [Youssef et al., 2021]. В статье [Tan et al., 2022] с использованием TVP-VAR моделей проведено разложение связанности волатильности на краткосрочные и долгосрочные компоненты при одновременном учете изменяющегося во времени коэффициента и дисперсионно-ковариационной структуры. Исследуя изменение поведения рынков в длинном временном интервале 2002–2022 гг., авторы установили, что пандемия COVID-19 увеличила уровень распространения риска на мировых финансовых рынках и связанность рынков с риском в разных странах. Согласно полученным ими результатам, Бразилия, Канада и Россия оказались новыми центрами перетока рисков, а Китай стал распространителем риска на развитые страны во время пандемии COVID-19.

Настоящее исследование посвящено оценке и анализу финансового заражения российского фондового рынка от европейского фондового рынка в период острой фазы пандемии COVID-19, что является принципиально новой задачей. В нем мы применяем и развиваем инструментарий, впервые использованный в нашей работе [Malkina, Rogachev, 2023], продемонстрировавшей заражение отечественных компаний от фондового, валютного и долгового рынков в период острой фазы пандемии COVID-19.

ГИПОТЕЗА И МЕТОДОЛОГИЯ ИССЛЕДОВАНИЯ

В практической части данного исследования перед нами поставлена **цель** обнаружить или опровергнуть существование эффекта финансового заражения фундаментальной (рыночной) доходности российского фондового рынка от европейского фондового рынка в период пандемии COVID-19. Для достижения данной цели необходимо протестировать влияние европейского фондового рынка на российский в разные временные промежутки пандемии.

Гипотеза исследования. Если в период пандемического шока (сопровождающегося ростом неопределенности и повышенной турбулентности рынков) взаимосвязь между доходностью активов российского и европейского фондового рынка проявляется или значительно усиливается по сравнению с дошоковым и постшоковым периодами, можно диагностировать финансовое заражение. Если же во взаимосвязях российского и европейского фондовых рынков в период пандемического шока не будут прослеживаться значительные изменения, то их совместное движение может свидетельствовать только о взаимозависимости (*interconnectedness*), но не об эффекте финансового заражения (*contagion*).

Для проверки данной гипотезы нами выбран метод построения авторегрессионной модели как разновидности VAR-модели с одной эндогенной переменной. Для коррекции на гетероскедастичность нами применяются робастные стандартные ошибки.

В качестве индикатора фондового рынка России используется индекс RTSI, измеряемый в долларах США⁵. Этот индекс рассчитывается на основе рыночной капитализации

⁵ Индекс RTS (долл. США). URL: <https://ru.investing.com/indices/rtsi-components> (дата обращения 07.08.2023).

48 входящих в него наиболее ликвидных компаний, котирующихся на Московской бирже⁶, где вес каждой компании в индексе зависит от ее рыночной стоимости.

Индикатором рынка еврозоны в нашем исследовании выступает индекс Euro STOXX 50 (долл. США)⁷, который рассчитывается одноименной компанией, оператором индекса, полностью принадлежащим главной фондовой бирже Германии Deutsche Börse. Этот индекс отражает рыночную капитализацию 50 крупнейших компаний стран еврозоны: Германии, Франции, Италии, Испании, Нидерландов, Бельгии, Финляндии, Австрии, Ирландии и др. Суммарная капитализация компаний, входящих в листинг индекса Euro STOXX 50, составляет около 60% капитализации компаний, входящий в общий индекс рынка Euro STOXX 600 и превышает 3 трлн евро. Средняя капитализация компаний из корзины Euro STOXX 50 превышает 60 млрд евро, медианная — 45 млрд евро. Выбирая в качестве возможного источника заражения российского фондового рынка рынок голубых фишек европейского рынка, мы исходим из предположения, что именно они определяют тенденции фондового рынка и могут представлять наибольший интерес для инвесторов по всему миру.

Экзогенными контрольными переменными в моделях стали спотовая цена нефти марки Urals (долл. США)⁸ и курс доллара США к российскому рублю (долл. США / руб.)⁹, демонстрирующие тесную корреляцию с индексом RTSI.

Для диагностирования заражения прежде всего необходимо разграничить периоды воздействия внешнего шока (проявляющиеся в повышенной рыночной волатильности) и периоды относительной стабильности рынков. Для этого были построены скользящие коэффициенты вариации CV_X логарифмов цен трех экзогенных переменных. Эти коэффициенты рассчитывались последовательно для каждого момента времени (то есть конкретной даты), исходя из десяти значений показателя до этой даты, значения показателя на эту дату и десяти значений показателя после соответствующей даты. Временной интервал последовательно сдвигался на одно значение вперед и каждый раз охватывал 21 наблюдение, а соответствующий коэффициент вариации был отнесен к середине этого интервала. Выбор 21 значения объясняется средним количеством торговых сессий в месяце.

$$CV_X = \frac{\sigma_X}{\mu_X}, \quad (1)$$

где σ_X — стандартное отклонение показателя X в рассматриваемом периоде, μ_X — его среднее значение.

С целью лучшей визуализации коэффициентов вариации осуществлялось их нормирование путем приведения к линейной шкале (0;1):

$$ICV_X = \frac{CV_X - \min CV_X}{\max CV_X - \min CV_X}. \quad (2)$$

Период кризисного шока идентифицировался на основе устойчивого превышения скользящим коэффициентом вариации его среднего значения во всем исследуемом периоде. Равные по продолжительности периоды, предшествующие и следующие за кризисным периодом, определялись, соответственно, как предкризисный и посткризисный.

⁶ Официальный сайт Мосбиржи. URL: <https://www.moex.com/ru/index/IMOEX/constituents> (дата обращения 25.03.2024).

⁷ Индекс Euro STOXX 50 (долл. США). URL: <https://www.marketwatch.com/investing/index/sx5k> (дата обращения 07.08.2023).

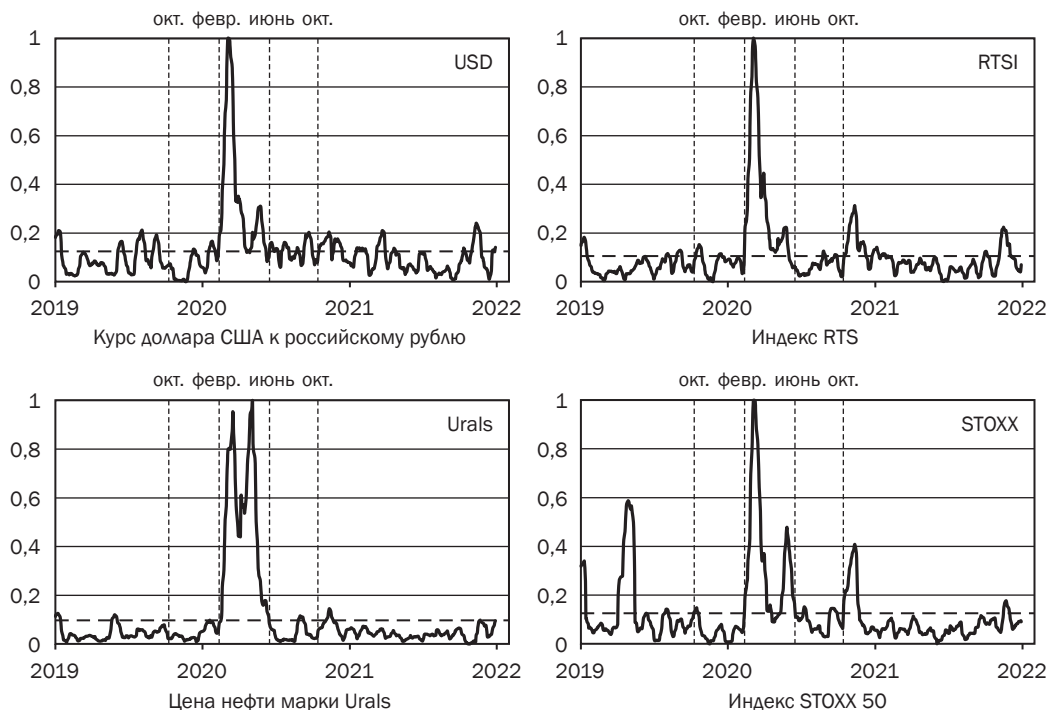
⁸ Спотовая цена нефти марки Urals (долл. США). URL: https://www.profinance.ru/chart/urals/max/?s=Urals_med (дата обращения 07.08.2023).

⁹ Курс доллара США к российскому рублю, USD/RUB. URL: <https://ru.investing.com/currencies/usd-rub> (дата обращения 07.08.2023).

На рис. 1 представлены в динамике результаты расчета скользящего коэффициента вариации логарифма цены исследуемых переменных. Горизонтальной пунктирной линией показано его среднее значение в рассматриваемом периоде.

Рисунок 1

Скользящие нормированные коэффициенты вариации логарифма цены активов



Источник: рисунок авторов.

На основе рис. 1 был идентифицирован период повышенной волатильности рынков: с 13 февраля 2020 г. по 16 июня 2020 г. (всего 84 наблюдения, охватывающие четыре месяца), который соответствует острой фазе пандемии. Соответственно, выделены предкризисный период (с 11 октября 2019 г. по 12 февраля 2020 г.) и посткризисный периоды (с 17 июня 2020 г. по 14 ноября 2020 г.), включающие также по 84 наблюдения до и после острой фазы пандемии.

Далее в моделировании использовались разности логарифмов переменных (то есть их логарифмированные доходности), что обеспечило стационарность временных рядов. Эта стационарность также была подтверждена расширенным тестом Дики – Фуллера.

Для тестирования заражения использовалось построение авторегрессионной модели порядка p с включением k экзогенных переменных (AR(p,k) модель):

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k b_j X_{jt} + \varepsilon_t, \tag{3}$$

- где Y_t – эндогенная переменная в момент времени t ;
- a_0 – константа;
- X_{jt} – пул экзогенных переменных в момент времени t ;
- a_i – коэффициенты при эндогенной переменной с лагом до порядка p ;
- b_j – коэффициенты при экзогенных переменных;
- ε_t – вектор остатков модели в момент времени t .

Максимальная величина лага p модели определялась с помощью обобщенных информационных критериев Акаике, Шварца и Хеннана — Куина, которые указывали на величину лага 1. Кроме того, в построенной нами модели была исключена константа, поскольку ее оценки оказались близкими к нулю и не имели статистической значимости.

Идентификация заражения российского фондового рынка от европейского фондового рынка осуществлялась на основе моделей, построенных отдельно для докризисного, кризисного и посткризисного периодов, двумя способами:

1) через повышение в кризисном периоде по сравнению с предкризисным и посткризисным периодами абсолютных значений оценок коэффициентов при тестируемой переменной STOXX 50 — предположительно, источника заражения RTSI, а также установление значимости этих оценок;

2) через увеличение вклада тестируемой переменной STOXX 50 в вариацию зависимой переменной RTSI в кризисном периоде по сравнению с докризисным и посткризисным периодами.

Возможность аддитивного разложения вариации зависимой переменной $Var(Y)$ и, соответственно, коэффициента детерминации R^2 является важным преимуществом моделей авторегрессионного типа. Вклад тестируемой экзогенной переменной X_j в вариацию доходности объясняемой переменной Y в каждом периоде определяется по формуле:

$$Var(X_j/Y) = \frac{b_j^2 \cdot Var(X_j) + \sum_{k=1, k \neq j}^K b_j \cdot b_k \cdot Covar(X_j; X_k)}{Var(Y)} \quad (4)$$

Первое слагаемое числителя дроби представляет собой взвешенную на собственную оценку b_j вариацию тестируемой экзогенной переменной X_j , а второе слагаемое — сумму взвешенных на соответствующие оценки b_j и b_k ковариаций тестируемой переменной с другими экзогенными переменными. Заметим, что нами опускаются ковариации тестируемой переменной с лаговыми значениями объясняемой переменной, присутствующими в модели, а также с остатками модели (поскольку последние ковариации равны нулю).

Наконец, для дополнительного подтверждения заражения проведем ряд статистических тестов на изменение центральных моментов совместного распределения доходностей тестируемой переменной STOXX 50 и зависимой переменной RTSI: 1) тест на корреляцию доходностей с коррекцией на гетероскедастичность (тест Форбс — Ригобона, FR_{11}); 2) два теста на коасимметрию (*coskewness*) — связь доходности тестируемой переменной с вариацией доходности зависимой переменной (CS_{12}) и наоборот — связь вариации доходности тестируемой переменной с доходностью зависимой переменной (CS_{21}); 3) два теста на кокуртозис (*cokurtosis*) — связь доходности тестируемой переменной с асимметрией доходности зависимой переменной (CK_{13}) и связь асимметрии доходности тестируемой переменной с доходностью зависимой переменной (CK_{31}); 4) тест на коволатильность (*covolatility*) — связь вариации доходности тестируемой переменной с вариацией доходности зависимой переменной (CV_{22}). Тест на корреляцию относится ко второму центральному моменту распределения, на коасимметрию — к третьему моменту, кокуртозис и коволатильность — к четвертому моменту. Эти тесты позволяют выявить связи доходности одной переменной в период кризиса со смещением распределения в сторону отрицательных значений, появлением «толстых» или длинных хвостов, увеличением числа экстремальных значений у другой переменной. Способы расчета моментов совместного распределения и тестовых статистик представлены в работах [Forbes, Rigobon, 2002; Fry et al., 2010; Fry-McKibbin, Hsiao, 2018]. Подозрение на заражение возникает при значительном изменении оценок моментов распределения, изменении их знака в кризисном периоде по сравнению с докризисным и посткризисным периодами. Окончательное подтверждение заражения осуществляется с помощью сравнения тестовых

статистик с их критическими значениями для нормального распределения (для корреляции) и асимптотического нормального распределения (для остальных моментов), определяемых табличным путем, а также вероятности (*p-value*) подтверждения нулевой гипотезы H_0 — об отсутствии заражения.

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

В табл. 1 представлена описательная статистика логарифмированных доходностей активов, участвующих в построении авторегрессионных моделей в трех тестируемых интервалах времени.

Таблица 1

Описательные статистики логарифмированной доходности переменных

		USD	Urals	RTSI	STOXX 50
ДК	Среднее, %	-0,023	-0,055	0,187	0,107
	Стандартное отклонение, %	0,477	1,939	1,007	0,625
	Асимметрия	0,310	-0,469	-0,570	0,087
	Эксцесс	1,181	0,787	1,750	1,852
К	Среднее, %	0,116	-0,328	-0,269	-0,184
	Стандартное отклонение, %	1,483	12,906	3,881	2,886
	Асимметрия	1,466	-0,950	-0,949	-1,008
	Эксцесс	4,643	5,285	2,343	5,271
ПК	Среднее, %	0,129	-0,010	-0,082	0,087
	Стандартное отклонение, %	0,785	2,268	1,355	1,157
	Асимметрия	0,116	-0,522	-0,358	-0,377
	Эксцесс	0,359	0,742	0,356	2,226

Примечание: здесь и далее ДК — докризисный период; К — кризисный период; ПК — посткризисный период.
Источник: рассчитано авторами.

Согласно данным табл. 1, при переходе в острую фазу кризиса цены исследуемых активов значительно снизились, а курс американского доллара относительно рубля вырос. Падение доходности европейского индекса STOXX 50 оказалось наименьшим среди исследуемых переменных. Более того, после прохождения острой фазы кризиса доходность европейского рынка практически сразу вернулась к положительным значениям. Отечественный финансовый рынок продемонстрировал более затяжную тенденцию падения, это касается и курса рубля, и доходности RTSI. В посткризисном периоде снижение доходности нефти марки Urals практически прекратилось, что может быть связано с ростом объемов производства компаний реального сектора после локдауна и увеличением спроса на нефть.

Стандартное отклонение логарифмической доходности в период кризиса заметно выросло, что свидетельствует об увеличении рыночной волатильности. Рост отрицательной асимметрии доходности активов отражает левостороннее смещение доходности и, соответственно, увеличение вероятности возникновения убытков; рост эксцесса свидетельствует об увеличении числа экстремальных случаев. Это является признаком ухудшения рыночной ситуации, повышенной неопределенности и риска, изменения настроений на рынке и наличия значительных ценовых скачков.

В табл. 2 представлены результаты оценок авторегрессионных моделей для трех периодов: докризисного, кризисного и посткризисного.

В докризисном периоде отмечается статистически незначимая положительная связь текущей доходности российского фондового рынка с доходностью предыдущего периода, что свидетельствует о нестабильном росте акций. В этом периоде влияние европейского

индекса STOXX 50 на доходность российского индекса RTSI также статистически незначимо. Результаты теста Фишера свидетельствуют об отсутствии совместного движения двух рынков.

Таблица 2

**Оценки коэффициентов и тестов авторегрессионных моделей
(робастные стандартные ошибки)**

Y_t	Y_{t-1}	X_{1t} (USD)	X_{2t} (Urals)	X_{3t} (STOXX)	R^2	Тест Портманто	ARCH-тест LM Lag	DH-тест	F-тест
RTSI (ДК)	0,082	-1,492***	0,073*	0,078	0,55	13,713 ✓	0,385 ✓	0,184 ✓	0,862
RTSI (К)	-0,274***	-1,783***	0,061***	0,476***	0,76	24,197 ✓	1,415 ✓	1,618 ✓	12,044***✓
RTSI (ПК)	-0,089	-0,909***	0,246***	0,089	0,54	12,241 ✓	0,692 ✓	6,975*	1,667

Примечание: * $P \leq 0,05$; *** $P \leq 0,001$.

R^2 — коэффициент детерминации.

Робастные оценки стандартных ошибок (с поправкой на гетероскедастичность), вариант HC1.

Для удобства визуализации и представления полученных результатов по трем периодам результаты тестов отмечены:

тест Портманто (✓) — автокорреляция отсутствует;

ARCH-тест LM Lag (✓) — гомоскедастичность лага 1-го порядка;

DH-тест (✓) — распределение остатков соответствует нормальному;

F-тест (✓) — подмножество переменных оказывает статистически значимое влияние.

Источник: рассчитано авторами.

В кризисном периоде изменение знака коэффициента при лаговых переменных является индикатором наступающей рецессии, значимый положительный коэффициент при переменной STOXX 50 свидетельствует о появлении связи европейского фондового рынка с российским рынком и их дальнейшем совместном движении в период кризиса. Значимость этой связи также подтверждается результатами F-теста.

В посткризисном периоде сохраняется негативное (однако незначимое) влияние прошлой доходности на текущую доходность индекса RTSI, что говорит о нестабильной коррекции стоимости акций. Совместного движения европейского и российского рынка в этот период не выявлено, что свидетельствует о прекращении заражения.

Далее рассмотрим значимость и направленность влияния экзогенных переменных (как контрольных, так и тестируемой) на доходность акций RTSI. Курс доллара (USD) оказывает статистически значимое отрицательное влияние на RTSI на протяжении трех исследуемых этапов. В период острой фазы кризиса это влияние наибольшее, что связано с высокой зависимостью российской экономики от импорта, значительным влиянием колебаний валютного курса на рыночную неопределенность. Влияние цены нефти (Urals) на стоимость акций российских компаний значимо положительное, что особенно проявилось в период острой фазы кризиса и после него.

Индекс еврозоны (STOXX 50) показал значимое положительное влияние на RTSI в период кризиса (К) при отсутствии такового в докризисном и посткризисном периодах. Это свидетельствует о распространении волатильности доходности активов между фондовыми рынками и значительном увеличении совместной динамики рынков после экзогенного шока. Таким образом, подтверждается наличие эффекта финансового заражения российского фондового рынка от европейского в период острой фазы пандемии.

Оцененные модели прошли диагностику качества:

1) значимость коэффициента детерминации (R^2) сохраняется на протяжении всех исследуемых периодов, однако только в острую фазу кризиса коэффициент возрастает до 0,76, что характеризует высокую связь между переменными и может свидетельствовать о финансовом заражении;

2) результаты тестов Портманто, Дурника — Хансена и ARCH свидетельствуют о соответствии большинства моделей предположениям о нормальности, гомоскедастичности и отсутствии автокорреляции. В целом это отражает правильность выбранной спецификации моделей. Отсутствие нормальности распределения остатков у посткризисной модели может указывать на наличие выбросов или нелинейной связи между зависимой переменной и ее предикторами;

3) по результатам оценок теста Фишера обнаружено, что подмножество переменных отражает значимость только в кризисный период. Это подтверждает нашу гипотезу о том, что между исследуемыми переменными влияние проявляется или усиливается только в моменты экономических шоков, что означает присутствие эффекта финансового заражения и его передачу от европейского фондового рынка к российскому.

В табл. 3 показаны результаты декомпозиции вклада экзогенных переменных в вариацию объясняемой переменной (RTSI), осуществленной согласно формуле (4). Они убедительно свидетельствуют о том, что вклад тестируемой переменной STOXX 50 в вариацию RTSI существенно выше в период кризиса (6,8%) по сравнению с аналогичным вкладом в докризисном и посткризисном периодах. Это также подтверждает наличие заражения российского фондового рынка от европейского фондового рынка в период острой фазы пандемии COVID-19.

Таблица 3

Результаты декомпозиции вариации доходности индекса RTSI, % вклада факторов

Период	USD	Urals	STOXX 50
Докризисный	50,34	4,03	0,28
Кризисный	55,58	12,78	6,81
Посткризисный	31,67	20,93	0,00

Источник: рассчитано авторами.

Далее представим результаты статистических тестов на финансовое заражение RTSI от STOXX 50 в рамках второго, третьего и четвертого центральных моментов распределения доходностей. Они отражают связи доходности одного инструмента с доходностью, волатильностью или асимметрией другого инструмента, а также связи волатильности доходностей двух инструментов. Результаты этих тестов представлены в табл. 4, ячейки с положительными тестами закрашены серым цветом.

Таблица 4

Результаты тестов на финансовое заражение RTSI от STOXX 50 на основе моментов совместного распределения доходностей

Центральные моменты распределения	Значения моментов			Тестовая статистика		p-value	
	ДК	К	ПК	К/ДК	К/ПК	К/ДК	К/ПК
Корреляция (FR ₁₁ тест)	0,058	0,192 0,042*	-0,001	-0,097	0,273	0,923	0,785
Коасимметрия CS ₁₂	-0,104	-0,692	-0,108	7,235	7,148	0,007	0,008
Коасимметрия CS ₂₁	0,117	-0,193	0,106	2,013	1,883	0,156	0,170
Кокуртозис СК ₁₃	-0,140	1,732	0,488	24,336	10,791	0,000	0,001
Кокуртозис СК ₃₁	-0,980	1,306	-0,740	36,324	29,247	0,000	0,000
Коволатильность CV ₂₂	0,069	1,431	-0,163	19,293	19,293	0,000	0,000

* Условный коэффициент корреляции кризисного периода, скорректированный на гетероскедастичность по методу Форбс — Ригобона, участвовал во всех тестах на заражение.

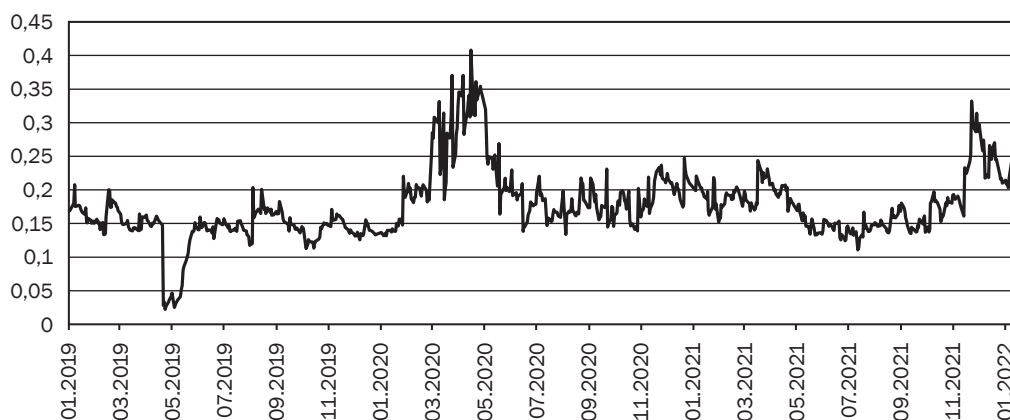
Источник: рассчитано авторами.

Таким образом, нами получены дополнительные доказательства наличия заражения по линии третьего (коасимметрия) и четвертого (кокуртозис и коволатильность) моментов распределения. Исключение составляет второй тест на коасимметрию, который не подтвердил заражения доходности RTSI от вариации (волатильности) доходности STOXX 50.

Чтобы продемонстрировать практическую значимость полученного вывода о заражении, нами была дополнительно построена модель DCC GARCH¹⁰ связи доходности индекса RTSI и STOXX 50 с помощью методики, изложенной в работе Р. Энга [Engle, 2002]. На ее основе были определены динамические условные корреляции, вариации и ковариации, с использованием которых далее был рассчитан динамический коэффициент β (связанности рынков) по формуле $\beta = \frac{Cov(r_Y; r_X)}{Var(r_Y)}$, где r_Y — условная доходность индекса RTSI, r_X — условная доходность индекса STOXX 50. Результаты изменения коэффициента β представлены на рис. 2. Они явно свидетельствуют о том, что в период острой фазы пандемии положительная связь доходности двух рынков существенно увеличилась. Это позволяет рекомендовать инвесторам воздерживаться от вложения в оба индекса одновременно или в подобные по структуре портфели в схожих с пандемическим шоком условиях. Между тем полученный результат пока еще ничего не говорит о возможности эффективной страновой и инструментальной диверсификации портфелей.

Рисунок 2

Коэффициент β связи индекса RTSI и STOXX 50



Источник: рисунок авторов.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе тестировалось заражение российского фондового рынка от европейского фондового рынка в период пандемического шока COVID-19. На основе динамики скользящего коэффициента вариации цен финансовых активов было проведено разграничение равных по продолжительности докризисного, кризисного и посткризисного периодов исследования. Тестирование заражения осуществлялось с помощью построения расширенных авторегрессионных моделей зависимости российского фондового индекса RTSI от композитного европейского индекса STOXX 50 с введением ряда контрольных переменных (цены на нефть и валютного курса рубля к доллару США) для каждого из трех периодов: докризисного, кризисного и посткризисного. Повышение оценки коэффициента при тестируемой переменной STOXX 50 и ее значимость в модели кризисного

¹⁰ DCC GARCH (Dynamic Conditional Correlation) — модель обобщенной авторегрессии динамической условной корреляции.

периода по сравнению с моделями докризисного и посткризисного периодов при высоком качестве самой модели явилось первым убедительным свидетельством заражения российского фондового рынка от европейского в период острой фазы пандемии. Вторым доказательством наличия эффекта заражения стало увеличение вклада тестируемой переменной STOXX 50 в вариацию объясняемой переменной RTSI в кризисном периоде по сравнению с соседними периодами.

Для дополнительного подтверждения заражения российского фондового рынка от европейского был проведен комплекс тестов на центральные моменты совместного распределения доходностей исследуемых фондовых индексов: тест Форбс — Ригобона для корреляции с коррекцией на гетероскедастичность, тесты на коасимметрию, кокуртозис и коволатильность распределения. В результате анализа был получен ряд положительных тестов на заражение российского фондового рынка как доходностью, так и волатильностью и асимметрией, а именно: нами обнаружено, что в период кризиса усилилось влияние доходности STOXX 50 на вариацию и асимметрию доходности RTSI, а асимметрии STOXX 50 — на доходность и вариацию RTSI.

Наконец, об усилении связи двух рынков в период пандемического шока свидетельствует также значительное увеличение условного коэффициента β их доходности, рассчитанного на основе модели DCC GARCH.

Таким образом, исследовательская гипотеза о финансовом заражении российского фондового рынка от европейского фондового рынка в период пандемического шока подтвердилась. При этом применяемый в работе инструментарий позволил подтвердить заражение скорее в форме co-movement (совместного однонаправленного движения рынков), нежели spillover (перелива риска), требующего иных методов исследования. За пределами исследования осталось и выявление конкретных каналов заражения, что также свидетельствует об ограниченности методологии исследования и предполагает ее развитие в будущем.

Понимание факторов, способствующих распространению рыночных потрясений в условиях глобализации финансовых рынков, помогает государственным органам принимать эффективные меры для реализации политики финансового регулирования и поддержания долгосрочной финансовой стабильности с учетом национальных интересов, вовремя разрабатывать фискальные и монетарные меры, направленные на нейтрализацию эффектов рыночного заражения в период воздействия внешних шоков. Это понимание также важно индивидуальным и коллективным инвесторам для эффективного управления инвестиционными портфелями и хеджирования рисков в период повышенной рыночной турбулентности.

Список источников / References

1. Ahrend R., Goujard A. (2014). Are all forms of financial integration equally risky? Asset price contagion during the global financial crisis. *Journal of Financial Stability*, 14, 35–53. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2013.12.005>.
2. Akhtaruzaman M., Boubaker S., Sensoy A. (2021). Financial contagion during COVID-19 crisis. *Finance Research Letters*, 38, 101604. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101604>.
3. Amar A.B., Bouattour M., Bellalah M. et al. (2023). Shift contagion and minimum causal intensity portfolio during the COVID-19 and the ongoing Russia-Ukraine conflict. *Finance Research Letters*, 55 (A), 103853. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.103853>.
4. Aslam F. et al. (2022). Herding behavior during the COVID-19 pandemic: A comparison between Asian and European stock markets based on intraday multifractality. *Eurasian Economic Review*, 12 (2), 333–359. <https://doi.org/10.1007/s40822-021-00191-4>.
5. Ayadi S., Said H.B. (2020). The financial contagion effect of the subprime crisis on selected developed markets. *Annals of Spiru Haret University. Economic Series*, 20 (4), 65–100.
6. BenMim I., BenSaida A. (2019). Financial contagion across major stock markets: A study during crisis episodes. *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 187–201. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.02.005>.

7. Campos-Martins S., Amado C. (2022). Financial market linkages and the sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance*, 123, 102596. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2021.102596>.
8. Chen N., Jin X. (2020). Industry risk transmission channels and the spillover effects of specific determinants in China's stock market: A spatial econometrics approach. *The North American Journal of Economics and Finance*, 52, 101137. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.101137>.
9. Corbet S., Larkin C., Lucey B. (2020). The contagion effects of the COVID-19 pandemic: Evidence from gold and cryptocurrencies. *Finance Research Letters*, 35, 101554. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101554>.
10. Dasgupta A., Leon-Gonzalez R., Shortland A. (2011). Regionality revisited: An examination of the direction of spread of currency crises. *Journal of International Money and Finance*, 30 (5), 831–848. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.05.004>.
11. Dornbusch R., Park Y.C., Claessens S. (2000). Contagion: Understanding How It Spreads. *The World Bank Research Observer*, 15 (2), 177–197. <https://doi.org/10.1093/wbro/15.2.177>.
12. Engle R. (2002). Dynamic Conditional Correlation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20 (3), 339–350. <https://doi.org/10.1198/073500102288618487>.
13. Franch F., Noccioia L., Vouldis A. (2024). Temporal networks and financial contagion. *Journal of Financial Stability*, 71, 101224. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2024.101224>.
14. Fang Y. et al. (2021). Financial spillovers and spillbacks: New evidence from China and G7 countries. *Economic modelling*, 94, 184–200. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.09.022>.
15. Forbes K., Rigobon R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market co-movements. *Journal of Finance*, 57 (5), 2223–2261.
16. Fry R., Martin V.L., Tang C. (2010). A new class of tests of contagion with applications. *Journal of Business and Economic Statistics*, 28 (3), 423–437. <http://doi.org/10.1198/jbes.2010.06060>.
17. Fry-McKibbin R., Hsiao C.Y.L. (2018). Extremal dependence tests for contagion. *Econometric Reviews*, 37 (6), 626–649. <http://doi.org/10.1080/07474938.2015.1122270>.
18. Grillini S., Ozkan A., Sharma A. (2022). Static and dynamic liquidity spillovers in the Eurozone: The role of financial contagion and the Covid-19 pandemic. *International Review of Financial Analysis*, 83, 102273. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102273>.
19. Jiang H., Tang S., Li L. et al. (2022). Re-examining the Contagion Channels of Global Financial Crises: Evidence from the Twelve Years since the US Subprime Crisis. *Research in International Business and Finance*, 60, 101617. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2022.101617>.
20. Kenourgios D., Asteriou D., Samitas A. (2013). Testing for asymmetric financial contagion: New evidence from the Asian crisis. *The Journal of Economic Asymmetries*, 10 (2), 129–137. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2014.02.001>.
21. Khalid A.M., Kawai M. (2003). Was financial market contagion the source of economic crisis in Asia?: Evidence using a multivariate VAR model. *Journal of Asian Economics*, 14 (1), 131–156. [https://doi.org/10.1016/S1049-0078\(02\)00243-9](https://doi.org/10.1016/S1049-0078(02)00243-9).
22. Khan S., Park K.W. (K.). (2009). Contagion in the stock markets: The Asian financial crisis revisited. *Journal of Asian Economics*, 20 (5), 561–569. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2009.07.001>.
23. Lan T., Shao L., Zhang H. (2023). The impact of pandemic on dynamic volatility spillover network of international stock markets. *Empirical Economics*, 65 (5), 2115–2144. <https://doi.org/10.1007/s00181-023-02422-w>.
24. Liu Y., Wei Y., Wang Q. et al. (2022). International stock market risk contagion during the COVID-19 pandemic. *Finance Research Letters*, 45, 102145. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102145>.
25. Lu Y., Xiao D., Zheng Z. (2023). Assessing stock market contagion and complex dynamic risk spillovers during COVID-19 pandemic. *Nonlinear Dynamics*, 111 (9), 8853–8880. <https://doi.org/10.1007/s11071-023-08282-4>.
26. Luchtenberg K.F., Vu Q.V. (2015). The 2008 financial crisis: Stock market contagion and its determinants. *Research in International Business and Finance*, 33, 178–203. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2014.09.007>.
27. Malkina M.Yu., Rogachev D.Yu. (2023). Financial Contagion of Russian Companies during the COVID-19 Pandemic. *Journal of Corporate Finance Research*, 17 (3), 55–71. <https://doi.org/10.17323/j.jcfr.2073-0438.17.3.2023.55-71>.
28. McIver R.P., Kang S.H. (2020). Financial crises and the dynamics of the spillovers between the US and BRICS stock markets. *Research in International Business and Finance*, 54, 101276. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101276>.
29. Muharam H., Pratama M.A.J. (2020). Islamic Stock Markets Integration and Contagion Effect of China's Economic Slowdown. *Indicators: Journal of Economic and Business*, 2 (2), 137–147. <https://doi.org/10.47729/indicators.v2i2.71>.
30. Ozkan O. (2021). Impact of COVID-19 on stock market efficiency: Evidence from developed countries. *Research in International Business and Finance*, 58, 101445. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101445>.
31. Park C.-Y., Shin K. (2020). Contagion through National and Regional Exposures to Foreign Banks during the Global Financial Crisis. *Journal of Financial Stability*, 46, 100721. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2019.100721>.
32. Sio-Chong U T., Lin Y., Wang Y. (2024). The impact of the Russia–Ukraine war on volatility spillovers. *International Review of Financial Analysis*, 93, 103194. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2024.103194>.
33. Scherf M., Matschke X., Rieger M.O. (2022). Stock market reactions to COVID-19 lockdown: A global analysis. *Finance research letters*, 45, 102245. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102245>.

34. Tabash M.I. et al. (2022). Role of 2008 financial contagion in effecting the mediating role of stock market indices between the exchange rates and oil prices: Application of the unrestricted VAR. *Cogent Economics & Finance*, 10 (1), 2139884. <https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2139884>.
35. Tang C., Aruga K. (2021). Effects of the 2008 financial crisis and COVID-19 pandemic on the dynamic relationship between the Chinese and international fossil fuel markets. *Journal of Risk and Financial Management*, 14 (5), 207. <https://doi.org/10.3390/jrfm14050207>.
36. Tan X. et al. (2022). The impact of the COVID-19 pandemic on the global dynamic spillover of financial market risk. *Frontiers in Public Health*, 2022, 10, 963620–963636. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.963620>.
37. Youssef M., Mokni K., Ajmi A.N. (2021). Dynamic connectedness between stock markets in the presence of the COVID-19 pandemic: does economic policy uncertainty matter? *Financial Innovation*, 7 (13). <https://doi.org/10.1186/s40854-021-00227-3>.
38. Yu H. et al. (2021). Risk contagion of global stock markets under COVID-19: A network connectedness method. *Accounting & Finance*, 61 (4), 5745–5782. <https://doi.org/10.1111/acf.12775>.
39. Yuan Y., Wang H., Jin X. (2022). Pandemic-driven financial contagion and investor behavior: Evidence from the COVID-19. *International Review of Financial Analysis*, 83, 102315. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102315>.
40. Zorgati I., Lakhali F., Zaabi E. (2019). Financial contagion in the subprime crisis context: A copula approach. *The North American Journal of Economics and Finance*, 47, 269–282. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.11.014>.

Информация об авторах

Марина Юрьевна Малкина, доктор экономических наук, профессор, главный научный сотрудник Центра макро- и микроэкономики Нижегородского государственного университета им. Н. И. Лобачевского, г. Нижний Новгород

Дмитрий Юрьевич Рогачев, кандидат социологических наук, научный сотрудник Центра макро- и микроэкономики Нижегородского государственного университета им. Н. И. Лобачевского, г. Нижний Новгород

Information about the authors

Marina Yu. Malkina, Doctor of Economic Sciences, Professor, Chief Researcher, Center for Macro- and Microeconomics, Lobachevsky State University of Nizhny Novgorod, Nizhny Novgorod

Dmitry Yu. Rogachev, Candidate of Sociology Sciences, Researcher, Center for Macro- and Microeconomics, Lobachevsky State University of Nizhny Novgorod, Nizhny Novgorod

Статья поступила в редакцию 24.01.2024
Одобрена после рецензирования 28.03.2024
Принята к публикации 05.04.2024

The article submitted January 24, 2024
Approved after reviewing March 28, 2024
Accepted for publication April 5, 2024