

DOI: 10.26794/2587-5671-2024-28-2-192-205  
УДК 339.138(045)  
JEL A14, G01, G15

# Эволюция влияния COVID-19 на фондовый рынок России: эффект паники

Ю.В. Егорова<sup>а</sup>, А.Н. Непп<sup>б</sup>, И.И. Тищенко<sup>с</sup>

<sup>а</sup> Уфимский университет науки и технологий, Уфа, Россия;

<sup>а, б</sup> Уральский федеральный университет имени первого Президента России Б.Н. Ельцина, Екатеринбург, Россия;

<sup>б</sup> Уральский институт управления РАНХиГС, Екатеринбург, Россия;

<sup>с</sup> Высшая школа экономики, Москва, Россия

## АННОТАЦИЯ

Исследования, связывающие движения фондовых рынков с вниманием и настроениями инвесторов, стали довольно обширными за последние несколько лет, и наша статья дополняет текущую литературу о реакции финансовых рынков на экономические последствия COVID-19. Такое событие, как вспышка инфекционного заболевания, вызывает негативные изменения в настроениях инвесторов, которые сильно влияют на их инвестиционные решения и, следовательно, на цены на фондовом рынке. **Предметом** исследования является взаимовлияние характеристик фондового рынка и настроений рынка в условиях кризиса, связанного с пандемией COVID-19. **Цель** исследования – получить эмпирическое подтверждение гипотезы косвенного воздействия неопределенности и паники в условиях пандемии COVID-19 на динамику фондового рынка России. Прогнозы Всемирной организации здравоохранения и оценки экспертов позволяют предположить, что мир еще не раз столкнется с кризисами, связанными с распространением инфекционных болезней, поэтому понимание механизмов взаимовлияния настроений и финансовых рынков остается **актуальным**. В данном исследовании мы используем **новый** подход в получении показателя, отражающего панику на рынке, не применявшийся ранее. Мы осуществляем эконометрическое моделирование с помощью модели векторной авторегрессии (VAR) и векторной модели коррекции ошибками (VECM), что позволяет описать в модели не только долгосрочное равновесие, но и динамику движения к нему. В **результате** мы получили состоятельные и эффективные оценки долгосрочных и краткосрочных эффектов влияния паники и смертности на волатильность фондового индекса RTS и обнаружили, что реакция рынка на COVID-19 менялась по мере распространения пандемии: эффекты неопределенности и паники, оказывая существенное влияние в начале кризиса, сходят на нет. **Выводы**, полученные при анализе динамики российского фондового рынка, совпадают с выводами, полученными другими авторами при анализе рынков других стран за аналогичный период.

**Ключевые слова:** пандемия; COVID-19; фондовые рынки; фондовые индексы; паника; RTS; VAR модель; ECM

**Для цитирования:** Егорова Ю.В., Непп А.Н., Тищенко И.И. Эволюция влияния COVID-19 на фондовый рынок России: эффект паники. *Финансы: теория и практика*. 2024;28(2):192-205. DOI: 10.26794/2587-5671-2024-28-2-192-205

## ORIGINAL PAPER

# Evolution of COVID-19 Impact on Russian Stock Market: Panic Effect

Yu.V. Egorova<sup>а</sup>, A.N. Nepp<sup>б</sup>, I.I. Tishchenko<sup>с</sup>

<sup>а</sup> Ufa University of Science and Technology, Ufa, Russia;

<sup>а, б</sup> Ural Federal University named after the First President of Russia Boris Yeltsin, Ekaterinburg, Russia;

<sup>б</sup> Ural Institute of Management of the Russian Academy of National Economy and Public Administration, Yekaterinburg, Russia;

<sup>с</sup> Higher School of Economics, Moscow, Russia

## ABSTRACT

Over the past few years, many research papers have referred to stock market volatility in relation to investor attention and sentiment and our article adds to the current literature on financial market reactions to the economic consequences of COVID-19. An event such as an outbreak of an infectious disease causes a negative change in investor sentiment, which strongly influences their investment decisions and, consequently, stock market prices. The **subject** of the study is the mutual influence of stock market characteristics and market sentiment, during a COVID-19 pandemic crisis. The **purpose** of the study is to provide empirical support for the hypothesis of indirect impact of uncertainty and panic under the COVID-19 pandemic on the dynamics of the stock market in Russia. The World Health Organization and experts forecast that the world will face more than one crisis related to the spread of infectious diseases in the future, so understanding the mechanisms of mutual influence of sentiment and financial markets remains relevant. In this study,

© Егорова Ю.В., Непп А.Н., Тищенко И.И., 2024

we take a novel approach to deriving an indicator for panic that has not been used before. We perform econometric modeling using a Vector Autoregressive Model (VAR) and a Vector Error Correction Model (VECM), which allows us to describe in the model not only the long-term equilibrium but also the dynamics towards it. As a **result**, we got consistent and efficient estimates of the long-term and short-term effects of panic and mortality rates on the volatility of the RTS stock index and found that the market reaction to COVID-19 changed as the pandemic spread: the effects of uncertainty and panic, while having a significant impact at the beginning of the crisis, faded away. The **conclusions** obtained in the analysis of the Russian stock market dynamics coincide with those obtained by other authors in their analysis of markets in other countries over a similar period.

**Keywords:** pandemic; COVID-19; stock markets; stock indices; panic; RTS; VAR model; ECM

**For citation:** Egorova Yu.V., Nepp A.N., Tishchenko I.I. Evolution of COVID-19 impact on Russian stock market: panic effect. *Finance: Theory and Practice*. 2024;28(2):192-205. DOI: 10.26794/2587-5671-2024-28-2-192-205

## ВВЕДЕНИЕ

Пандемия COVID-19, начавшаяся в 2019 г. в Китае и распространившаяся на весь мир, изменила жизнь людей в разных областях деятельности. Значительные изменения коснулись здравоохранения, туризма, транспорта, многих экономических аспектов. Финансовые рынки, являясь хорошими индикаторами экономического состояния, наиболее быстро отреагировали на кризис, связанный с пандемией и испытали сильные колебания. Например, фондовые рынки США обрушились в ответ на новости, связанные с пандемией, а индекс S&P 500 в марте 2020 г. упал на 20% [1].

С точки зрения финансовых рынков пандемия COVID-19 — это событие «черного лебедя», которое было новым и непредсказуемым, вызывая панику среди людей и сильные колебания на финансовых рынках [2]. Актуальность этого направления исследований отражает рост публикаций научных работ, оценивающих влияния пандемии COVID-19 на экономические процессы, которые можно сгруппировать в соответствии с несколькими критериями.

Во-первых, можно проводить различие между прямыми и косвенными эффектами пандемии на финансовые рынки. В работах, рассматривающих фондовые биржи, было показано, что COVID-19 оказывает сильное положительное влияние на волатильность каждой биржи. Однако более подробный анализ работ позволил выявить некоторые разнонаправленные эффекты пандемии. Согласно проведенному в США исследованию [3], акции некоторых секторов промышленности (добыча газа, разработка программного обеспечения, здравоохранение) приносили высокую положительную доходность, тогда как стоимость акций в других секторах (добыча нефти, операции с недвижимостью, туризм) резко падала. В работе [4] проведен довольно полный обзор исследований прямых и косвенных эффектов влияния пандемии на финансовые рынки и обоснована приоритетность косвенного воздействия COVID-19 перед прямыми

эффектами в условиях распространения интернета и социальных сетей.

Во-вторых, может быть произведена группировка исследований по способам измерения силы пандемии. Большое количество исследований используют статистику по подтвержденным случаям заболеваний либо смертей от COVID-19 благодаря доступности этих данных в открытом доступе. Исследования показывают, что случаи заболевания и смерти от COVID-19 оказывают негативное влияние на доходность акций во всем мире [5–7], хотя результаты неоднозначны в отношении того, оказывают ли случаи [8] или смерти [9] наибольшее влияние. Кроме того, существует критика использования статистики заболеваемости и смертности для межстрановых сравнений из-за различных способов учета в разных странах и различных периодов даже в одной рассматриваемой стране.

В части исследований количественная оценка воздействия COVID-19 основана на внимании и настроениях рынка. Так, различные исследователи применяют расчеты Google Search Trends для терминов, связанных с COVID-19, и широко используют их в качестве прокси для внимания розничных инвесторов [10, 11]. Объяснение использования данных прокси лежит в русле экономической психологии: люди реагируют на неопределенность в отношении конкретных событий, более интенсивно ища соответствующую информацию [12–14]. Тогда связанные с COVID-19 поисковые запросы Google можно рассматривать как меру неопределенности или страха инвесторов [11, 15, 17]. Исследования влияния изменений в связанных с COVID-19 Google Search Trends сообщают о негативном влиянии на фондовые рынки развитых и развивающихся стран [7, 11, 17–20]. Также было обнаружено, что интенсивность воздействия связанных с COVID-19 тенденций поиска Google меняется с течением времени и в разных странах, отраслях и фирмах [11, 17, 21]. Дебаты о том, отражают ли поисковые тенденции внимание, неопределенность или и то и другое, продолжаются.

Экономическая психология объясняет механизмы взаимосвязи поиска информации и неопределенности, страха неизвестности [12, 14], которые негативно влияют на экономику. Это подразумевает снижение ожидаемых будущих денежных потоков и повышенное неприятие риска, что приводит к более высокой премии за риск и к снижению уровня фондового рынка [11]. Характер Google Search Trends отличается от других существующих показателей неопределенности рынка, таких как VIX, которые отражают общую информацию о риске и неприятии риска к конкретному событию [17].

Настроения на рынках некоторые исследователи измеряют с помощью реакции средств массовой информации (СМИ). Так, например, разработанный ежедневный индекс внимания СМИ к пандемии подсчитывает публикации по финансовым тематикам и находит долю публикаций, связанных с пандемией. В [14] показано, что большее внимание средств массовой информации негативно повлияло на доходность акций во всем мире. Напротив, С. О. Серої [22] считает, что шумиха в СМИ оказала слабое положительное влияние на доходность акций.

Другая категория исследований изучает влияние ответных мер правительства, таких как локдауны и стимулирующие меры, на финансовые рынки. Исследования документируют как отрицательное [17], так и положительное [14] влияние реакции правительств на доходность мирового фондового рынка. Было обнаружено, что стимулирующие меры положительно влияют на доходность акций [23, 24]. Напротив, социальное дистанцирование и локдауны оказали негативное влияние на доходность акций [8, 25].

## МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

В данном исследовании делается попытка оценить влияние пандемии на фондовый рынок России с учетом уровня неопределенности и паники, измеряемой Google Trends. Традиционно для изучения влияния COVID-19 на доходность и волатильность фондового рынка применяются эконометрические модели временных рядов.

Мы используем модель векторной авторегрессии (VAR) и модель векторной коррекции ошибок (VECM). Использование VAR особенно полезно для описания динамического поведения финансовых временных рядов. Тогда как VECM позволяет описать в модели не только долгосрочное равновесие, но и динамику движения к нему.

Для достижения цели исследования были использованы данные из нескольких источников.

Характеристику фондового рынка России отражают ежедневные данные значений индекса RTS. Индекс RTS — это ценовой, взвешенный по рыночной капитализации композитный индекс российского фондового рынка, включающий наиболее ликвидные акции крупнейших российских эмитентов<sup>1</sup>. Доходность российского фондового рынка рассчитывалась по следующей формуле:

$$R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}, \quad (1)$$

где  $R_t$  — доходность фондового рынка;  $P_t$  и  $P_{t-1}$  — цена закрытия на фондовом рынке (в момент времени  $t$ ) и цена закрытия предыдущего дня (в момент времени  $t - 1$ ) соответственно.

Мы рассчитываем пятидневную скользящую волатильность по следующей формуле:

$$V_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^5 (R_t - \bar{R}_t)^2}{4}}, \quad (2)$$

где  $\bar{R}_t$  — пятидневная средняя по доходности индекса RTS.

Проверялась устойчивость результатов при различных порядках сглаживания (см. Приложение: табл. 1). Однако мы понимаем, что применение слишком большого порядка сглаживания приведет к потере эффекта влияния паники, который проявляется в течение нескольких дней (что подтверждается нашими расчетами), нарушит структурные характеристики ряда. В табл. 1 Приложения приведены коэффициенты ЕСМ оценивания для последнего рассматриваемого субпериода при различных порядках сглаживания. Можно видеть, что при изменении порядка сглаживания ни в одном из коэффициентов не происходило изменения знака, значимости или сколько-нибудь существенного изменения значений. При росте порядка сглаживания наблюдается незначительное снижение эффекта влияния рассматриваемых факторов, что вполне логично, поскольку влияние рассматриваемых эффектов довольно кратковременно. Следуя за Š. Lúócsa [15] и O. Erdem [16], мы остановились на 5-дневной средней по доходности.

Другой эндогенной переменной, включаемой в модели, являются понедельные данные Google Trends по запросам, отражающим интерес к развитию пандемии<sup>2</sup>. Для пяти ключевых запросов, отражающих интерес к COVID-19, был взят показа-

<sup>1</sup> Источник данных — Московская Биржа. URL: [www.moex.com](http://www.moex.com) (дата обращения: 01.06.2022).

<sup>2</sup> URL: <https://trends.google.com/> (дата обращения: 01.06.2022).

Таблица 1 / Table 1

## Описательная статистика / Descriptive Statistics

Название переменной / Variable name	Минимум / Minimum	Среднее / Average	Медиана / Median	Максимум / Maximum	Среднеквадратическое отклонение / Standard deviation
Волатильность	0	0,006	0,005	0,023	0,003
1-я компонента	-1,537	0,25	-0,234	8,836	1,571
Новые смерти на млн чел.	0,001	3,173	2,68	8,345	2,292

Источник / Source: составлено авторами / Compiled by the authors.

тель — интерес по времени, отражающий поисковый интерес пользователей России. Значение 100 имеет наиболее популярный запрос за рассматриваемый период, остальные нормированы к максимуму. После преобразования методом главных компонент была выбрана первая компонента в качестве переменной, описывающей наибольшую дисперсию в данных.

В качестве экзогенной переменной рассматривается число зарегистрированных смертей по причине COVID-19 (число смертей на миллион населения)<sup>3</sup>.

Данные были проанализированы за период с 01.03.2020 по 31.12.2021 г. В России первый случай COVID-19 был зарегистрирован 31 января 2020 г. Первый случай зарегистрированной смерти по причине COVID-19 был зарегистрирован 19 марта 2020 г.

Для заполнения пропусков в данных была применена скользящая средняя с интервалом сглаживания, равным 5 дням. Описательная статистика по данным приведена в табл. 1.

Анализ описательной статистики показывает, что доходность фондового рынка является достаточно волатильной переменной, максимальное значение волатильности наблюдались 29.03.2020 и равнялось 0,023. Самые высокие значения зарегистрированной по причине COVID-19 смертности на миллион человек населения приходятся на 22.11.2021 — и максимум составлял 8345 человек. График (рис. 1) демонстрирует динамику изменений включенных в исследование показателей за весь рассматриваемый период и выделенные цветом субпериоды.

Мы выбираем два наиболее показательных, на наш взгляд, и интересных для исследования периода влияния пандемии на фондовый рынок России:

первый период с 26.03.2020 по 24.04.2020 г., когда смертность, паника и неопределенность по поводу пандемии резко росли; второй период — с 05.10.2021 по конец 2021 г., когда, судя по данным, наблюдались пиковые значения смертности (рис. 1) и происходил рост неуверенности и паники, отраженной как в поисковой активности, так и в СМИ<sup>4</sup>. На данных этих периодов мы покажем влияние паники на волатильность фондового индекса RTS и продемонстрируем различия между этими периодами для выяснения направления эволюции влияния пандемии на фондовый рынок. Корреляционные матрицы показателей для выделенных субпериодов и всего периода наблюдений приведены в табл. 2.

Наблюдаемые значения корреляций отражают прямую связь показателя паники и количества смертей на миллион человек населения в течение всего рассматриваемого периода и значимы при всех стандартных уровнях значимости. Во втором субпериоде значимость этой корреляции пропадает. На общей выборке связь волатильности и смертности обнаруживает отрицательную корреляцию, поскольку, как видно из рис. 1, на рассматриваемом промежутке волатильность фондового индекса RTS имеет тенденцию к снижению, тогда как смертность растет. На субпериодах связь волатильности и смертности обнаруживает положительную корреляцию, значимую для второго субпериода. Соответствует ожиданиям прямая значимая связь по показателям паники и смертности.

В матрично-векторных обозначениях в общем виде модель VAR имеет вид:

$$\vec{X}_t = \vec{a} + A_1 \vec{X}_{t-1} + A_2 \vec{X}_{t-2} + \dots + A_p \vec{X}_{t-p} + \vec{\varepsilon}_t, \quad (3)$$

<sup>3</sup> Esteban Ortiz-Ospina, Joe Hasell, Bobbie Macdonald, Diana Beltekian and Max Roser (2020) — “Coronavirus Pandemic (COVID-19)”. Published online at OurWorldInData.org. URL: <https://ourworldindata.org/coronavirus> (дата обращения: 01.06.2022).

<sup>4</sup> Подтвердить этот факт можно, анализируя данные по индексу паники компании Ravenpack. URL: [coronavirus.ravenpack.com](https://coronavirus.ravenpack.com) (дата обращения: 01.06.2022).

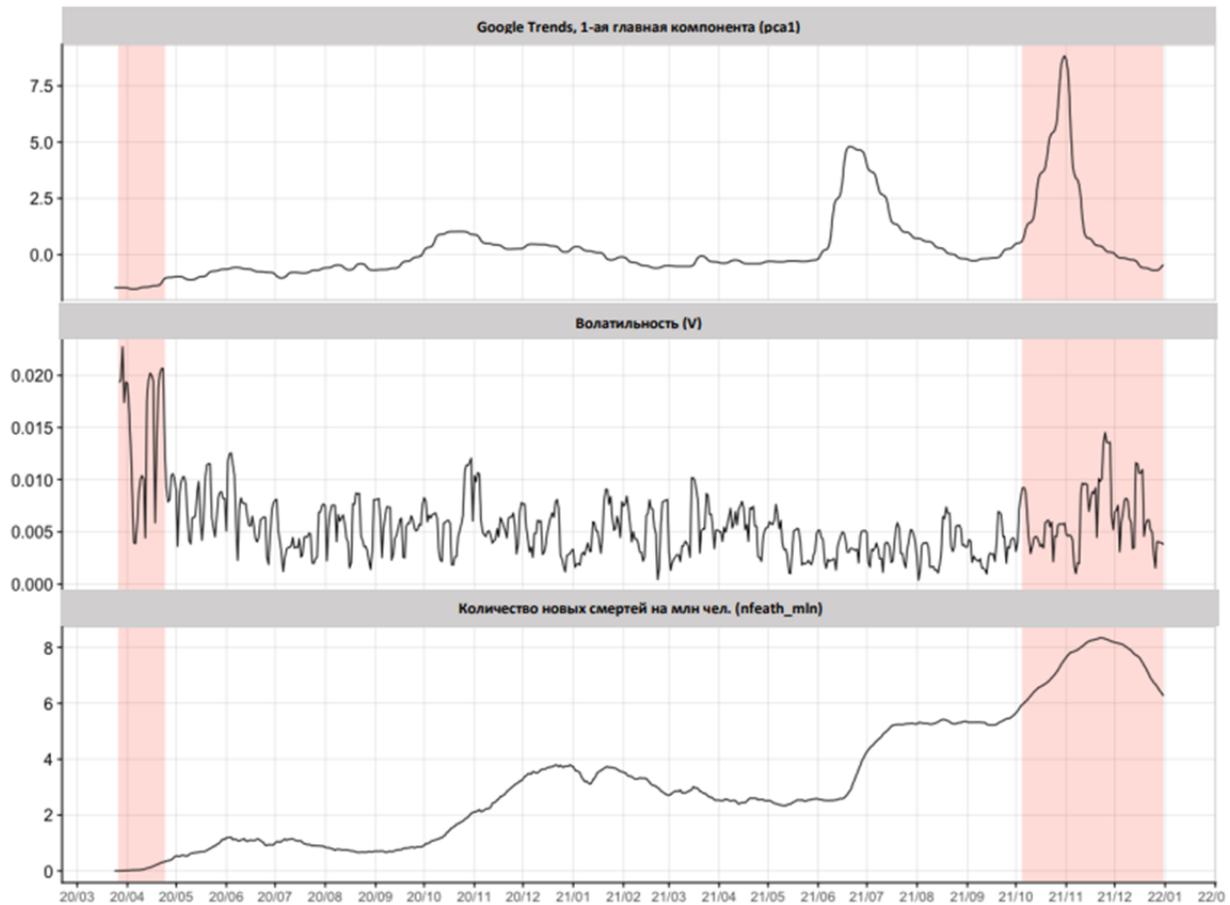


Рис. 1 / Fig. 1. Динамика показателей / Dynamics of Indicators

Источник / Source: составлено авторами / Compiled by the authors.

где  $\bar{\epsilon}_t$  — векторный белый шум с нулевым математическим ожиданием.

В нашем случае вектор  $\bar{X}_t$  двухкомпонентный: первая компонента — это рассчитанная волатильность  $V_t$ , вторая компонента  $pca1_t$  — ряд, выделенный методом главных компонент из релевантных пандемии запросов Google Trends.

Мы дополняем модель VAR экзогенным регрессором *deaths* — числом зарегистрированных смертей по причине COVID-19, и спецификация выглядит следующим образом:

$$\bar{X}_t = \bar{a} + \sum_{i=1}^p \bar{a}_i \bar{X}_{t-i} + \sum_{j=0}^q \bar{b}_j \bar{Y}_{t-j} + \bar{\epsilon}_t, \quad (4)$$

где количество лагов  $p = 3$  (см. тесты ниже),  $q = 0$ ,

$$X_t = (V_t ; pca1_t), Y_t = deaths.$$

Поскольку VAR представление тесно связано с исследованием стационарности, мы применяем тесты на стационарность Дики-Фуллера (augmented DF test, ADF) и тест Elliot, Rothenberg and Stock Unit

Root Test (DF GLS). Результаты теста, приведенные в *табл. 3*, свидетельствуют о нестационарности показателей волатильности, паники и смертности. Переход к первым разностям позволяет утверждать, что все процессы стационарны в первых разностях, т.е. являются процессами типа I(1) (*табл. 3*).

Известно, что одни и те же методы оценивания и диагностические процедуры применимы как для стационарных, так и для нестационарных регрессоров типа I(1), если последние коинтегрированы. Поэтому ключевым вопросом является тестирование наличия коинтеграции нестационарных процессов.

Мы применяем методологию Йохансена для тестирования наличия коинтеграции и поиска количества коинтеграционных соотношений. Исходя из теоретических и логических соображений, мы решили предположить отсутствие тренда в коинтеграционном соотношении и наличие в нем свободного члена. (Поскольку визуальная инспекция данных и предварительные оценки свидетельствуют о наличии в данных линейного тренда, и в долгосрочном соотношении тренд должен присутствовать). Результаты теста, приведенные в *табл. 4*,

Таблица 2 / Table 2

## Корреляционные матрицы / Correlation Matrices

Весь период / Entire period	Волатильность / Volatility	1-я компонента / 1st component	Новые смерти на млн чел. / New deaths per million
Волатильность	1,000	-0,239***	-0,189***
1-я компонента	-0,239***	1,000	0,484***
Новые смерти на млн чел.	-0,189***	0,484***	1,000
<b>I субпериод</b>			
Волатильность	1,000	0,468	0,277
1-я компонента	0,468	1,000	0,878***
Новые смерти на млн чел.	0,277	0,878***	1,000
<b>II субпериод</b>			
Волатильность	1,000	-0,325***	0,467***
1-я компонента	-0,325***	1,000	-0,166
Новые смерти на млн чел.	0,467***	-0,166	1,000

Источник / Source: составлено авторами / Compiled by the authors.

Примечание / Note: \*, \*\*, \*\*\* соответственно 10%, 5%, 1% значимости / \*, \*\*, \*\*\* 10%, 5%, 1% significance, respectively.

Таблица 3 / Table 3

## Тесты на стационарность / Stationarity Tests

Название переменной / Variable name	Тест корней Эллиота, Ротенберга и фондовой единицы / Elliot, Rothenberg and Stock Unit Root Test	
	I(0)	I(1)
	t-статистика	
Волатильность	-1,0258	-17,6193***
1-я компонента	-2,0244**	-5,7475***
Новые смерти на млн чел.	-0,1662	-4,0315***

Источник / Source: составлено авторами / Compiled by the authors.

Примечание / Note: \*, \*\*, \*\*\* соответственно 10%, 5%, 1% значимости / \*, \*\*, \*\*\* respectively 10%, 5%, 1% of significance.

Таблица 4 / Table 4

Тест Йохансена на коинтеграционное соотношение / Johansen Cointegration Test

Кол-во коинтегрирующих соотношений / Number of cointegrating relationships	Наблюдаемая статистика / Observed statistics	Критическое значение, 5% значимость / Critical value, 5% significance
R ≤ 3	3,29	9,24
R ≤ 2	9,65	15,67
R ≤ 1	24,71	22
R = 0	34,35	28,14

Источник / Source: составлено авторами / Compiled by the authors.

свидетельствуют о наличии одного коинтеграционного соотношения.

Выбор лага при построении модели VAR происходил на основании информационных критериев Акаике (AIC), Шварца (BIC), Хэннана-Квина (HQ) и теста отношения правдоподобия (LR), а также последующего анализа автокорреляционной функции остатков (с помощью теста Портманто,  $p$ -value = 0,74 при  $H_0$ : отсутствие автокорреляции в остатках модели). Следуя результатам этих критериев, число лагов в модели VAR для уровней полагается равным 3.

**РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ**

Результаты оценивания VAR модели для первого и второго субпериодов приведены в табл. 5 и 6 (в таблице приведены результаты только первой части модели VAR, отражающей влияния паники на фондовый рынок).

$V.l_i$  –  $i$ -й лаг волатильности;  $pca1i$  –  $i$ -й лаг первой главной компоненты по запросам в Google, отражающим интерес к развитию пандемии; trend – фактор времени; deaths – число зарегистрированных смертей по причине COVID-19 /  $V.l_i$  –  $i$ -th lag of volatility;  $pca1i$  –  $i$ -th lag of the first principal component on Google queries reflecting interest in pandemic development; trend – time factor; deaths – number of reported deaths due to COVID-19.

Нужно отметить, что количественная интерпретация оценок VAR невозможна вследствие особенностей ее построения. Тем не менее мы можем обнаружить реакцию волатильности рынка на степень неопределенности и паники по причине COVID-19 в обоих рассматриваемых периодах. Волатильность фондового рынка сильнее реагирует на панику и неопределенность в первом периоде, во втором периоде эффект снижается и становится слабым [мы наблюдаем низкую значимость коэффициентов перед переменной

Таблица 5 / Table 5

**Результаты VAR оценивания для обоих субпериодов / VAR Estimation Results for Both Sub-Periods**

	VAR 1	VAR 2
$V.l_1$	0,249 (0,223)	0,625*** (0,114)
$pca1.l_1$	0,155 (0,090)	-0,001 (0,001)
$V.l_2$	-0,137 (0,227)	-0,019 (0,134)
$pca1.l_2$	-0,295 (0,197)	0,002 (0,002)
$V.l_3$	-0,306 (0,209)	-0,120 (0,109)
$pca1.l_3$	0,360* (0,156)	-0,002+ (0,001)
Const	0,345** (0,098)	-0,007* (0,003)
Trend	0,000 (0,001)	0,000 (0,000)
Deaths	-0,096+ (0,055)	0,002*** (0,000)
Num.Obs.	24	83
R2	0,737	0,648
R2 Adj.	0,596	0,610

Источник / Source: составлено авторами / Compiled by the authors.

Примечание / Note: +  $p < 0,1$ , \*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ .

паники ( $psal$ ) и ее лагами и снижение значения коэффициентов во втором периоде по сравнению с первым]. Также значимость, проявляющаяся в более поздних лагах, свидетельствует о некотором запаздывании реакции фондового рынка на панику. Переменная, отвечающая за смертность, оказывается значимой и противоречит ожиданиям в первом периоде, что может быть связано с несовершенством регистрации и учета смертей от COVID-19 в начальный период. К тому же, учитывая дополнительно действующие на рынке факторы в этот период (например, борьба между Саудовской Аравией и Россией из-за поставок и цен на нефть), мы с осторожностью можем формулировать эти ожидания.

Коинтеграция переменных позволяет нам представить связь между ними в виде модели коррекции ошибками ЕСМ для каждого из субпериодов. С помощью этой модели возможно описать не только долгосрочное равновесие, но и динамику движения к нему. В этой модели краткосрочные изменения зависимой переменной пропорциональны изменению фактора. Однако, если такая динамика приведет к отклонению от долгосрочной зависимости, то пропорционально этому отклонению корректируется и изменение зависимой переменной. Этот механизм исправления ошибок и гарантирует выполнение долгосрочной зависимости.

Несмотря на то что методология Йохансена является наиболее распространенным подходом, этот метод весьма чувствителен к выбору переменных и их лагов. Альтернативным подходом, который не обладает этими недостатками, является динамический метод наименьших квадратов (DOLS), учитывающий возможную эндогенность регрессоров. Процедура DOLS предполагает построение модели:

$$v_t = a_0 + a_1 pcal_t + a_2 deaths_t + a_3 \Delta pca_{t-1} + a_4 \Delta pca_t + a_5 \Delta pca_{t+1} + a_6 \Delta deaths_{t-1} + a_7 \Delta deaths_t + a_8 \Delta deaths_{t+1}. \quad (4)$$

Отметим, что МНК-оценки в этом случае являются суперсостоятельными. Оценка остатков модели на стационарность позволяет сделать вывод об их стационарности. Тестовые статистики для остатков равны для первого субпериода:  $-2,9561^{***}$  ( $-2,66$  критическое значение на 1%-ном уровне значимости) и для второго субпериода:  $-2,4941^{**}$  ( $-1,94, -2,59$  критические значения на 5%- и 1%-ном уровнях значимости).

Тогда ЕСМ-модель может быть представлена в виде:

$$\Delta v_t = b_0 + b_1 \Delta v_{t-1} + b_2 \Delta v_{t-2} + b_3 \Delta v_{t-3} + b_4 \Delta pcal_{t-1} + b_5 \Delta pcal_{t-2} + b_6 \Delta pcal_{t-3} + b_7 \Delta deaths_{t-1} + \quad (5)$$

$$+ b_8 \Delta deaths_{t-2} + b_9 \Delta deaths_{t-3} + b_{10} z_{t-1} + e_t, \quad (6)$$

$$z_{t-1} = v_{t-1} - \hat{v}_{t-1}$$

Результаты оценивания для обоих субпериодов приведены в *табл. 6*.

Результаты проверки остатков на автокорреляцию и стационарность для моделей ЕСМ приведены на *рис. 2*: остатки моделей стационарны, автокорреляция отсутствует, что подтверждается дополнительно тестами.

Коэффициенты модели позволяют сделать вывод о долгосрочных и краткосрочных эффектах влияния паники и смертности на волатильность. Так же, как и в модели VAR, мы видим, что их влияние во втором субпериоде значительно слабее, чем в первом. И в долгосрочном, и краткосрочном периодах влияние паники на волатильность значимо, связь прямая, что согласуется с априорными ожиданиями. Во втором субпериоде значимость и направление связи у переменной паники сохраняется, но ее влияние сильно уменьшается.

Коэффициенты, отражающие влияние смертности, не соответствуют априорным предположениям как в долгосрочной, так и в краткосрочной части модели, построенной по первому субпериоду. Эти результаты согласуются с результатами модели VAR для первого субпериода и, вероятно, объясняются теми же факторами. Во втором субпериоде влияние смертности на волатильность также значимо, связь прямая. Мы наблюдаем влияние в долгосрочной и краткосрочной перспективе, сравнимое по силе.

Для верификации полученных в статье результатов мы проводим проверку адекватности модели на выборках, соответствующих двум другим всплескам запросов (см. *рис. 1* и *Приложение: табл. 2*).

Выводы, полученные при анализе динамики Российского фондового рынка, совпадают с выводами, полученными другими авторами при анализе рынков других стран за аналогичный период [26, 27]. Фондовые рынки быстро реагируют на пандемию COVID-19, но эта реакция меняется со временем в зависимости от стадии пандемии. Так, например, исследование [27] позволило сделать вывод, что фондовый рынок реагировал негативно и сильно в первые периоды пандемии COVID-19, затем реакция начала снижаться.

## ВЫВОДЫ

Мы проливаем свет на эволюцию влияния пандемии COVID-19 и, в соответствии с литературой,

Результаты ECM оценивания для обоих субпериодов / ECM Estimation Results for Both Sub-Periods

	SR ECM 1	LR DOLS 1	SR ECM 2	LR DOLS 2
(Intercept)	0,299***	0,274**	-0,011***	-0,012**
	(0,020)	(0,068)	(0,001)	(0,004)
pca1	0,190***	0,173**	0,000***	0,000*
	(0,013)	(0,045)	(0,000)	(0,000)
Δpca1, l1	-0,311***	-0,401*	0,002***	0,003+
	(0,029)	(0,171)	(0,000)	(0,002)
Deaths	-0,101***	-0,140*	0,002***	0,003***
	(0,009)	(0,060)	(0,000)	(0,000)
Δdeaths, l1	0,171*	0,299	0,011***	0,018
	(0,060)	(0,268)	(0,002)	(0,019)
z, l1	1,013***		1,008***	
	(0,074)		(0,025)	
Δpca1		0,093		-0,003
		(0,213)		(0,003)
Δpca1, f1		0,036		0,002
		(0,133)		(0,002)
Δdeaths		0,086		0,013
		(0,285)		(0,023)
Δdeaths, f1		0,177		-0,024
		(0,168)		(0,019)
Num, Obs,	24	25	82	83
R2	0,966	0,660	0,973	0,422
R2 Adj,	0,956	0,489	0,971	0,359
+ p < 0,1, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001.				

Источник / Source: составлено авторами / Compiled by the authors.

Примечание / Note: + p < 0,1, \* p < 0,05, \*\* p < 0,01, \*\*\* p < 0,001.

«l1» соответствует индексу t - 1, «f1» соответствует индексу t + 1 / «l1» corresponds to index t - 1, «f1» corresponds to index t + 1.

обнаруживаем, что реакция рынка на COVID-19 менялась. Анализ проводился с помощью использования моделей авторегрессии VAR и векторной модели коррекции ошибками ECM. Большая часть влияния неопределенности и паники, отражаемой поисковыми запросами, ослабла, и она оказывает незначительное влияние на фондовые рынки в посткризисный период.

Поскольку целью данного исследования не ставилась задача прогнозирования, многие внешние факторы (уровень мер правительства по поддержке финансового рынка страны, индекс мировых фондовых рынков, цены стандартных детерминантов фондового рынка: нефть, золото и т.п.) не были учтены. Всемирная организация здравоохранения не исключает появления новых штаммов COVID,

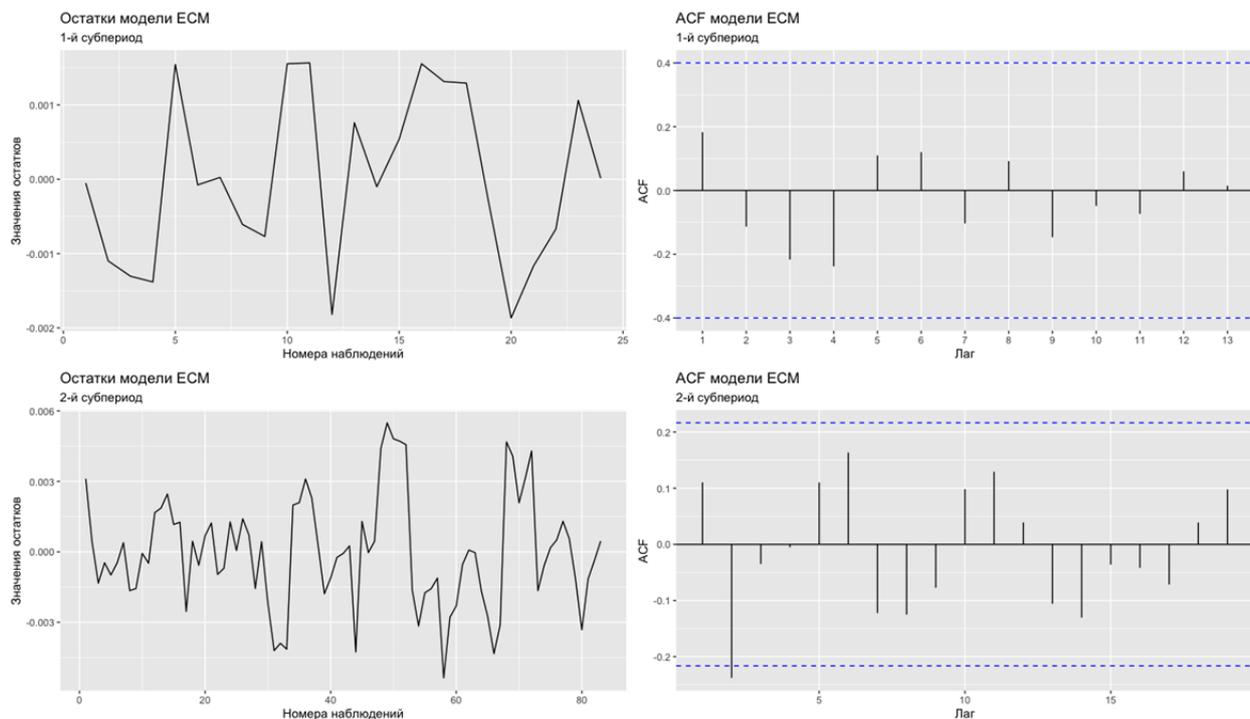


Рис. 2 / Fig. 2. Динамика показателей / Dynamics of Indicators

Источник / Source: составлено авторами / Compiled by the authors.

важно не только выявление прямых и косвенных эффектов влияния пандемии, но и прогнозирование доходности и волатильности с учетом известной

информации. Отдельного внимания заслуживают способы измерения паники, отражаемые СМИ и социальными сетями.

### БЛАГОДАРНОСТИ

Исследование выполнено при поддержке РФФИ в рамках научного проекта «Пандемия и массовая истерия. Эффекты воздействия и минимизация негативного влияния на фондовый рынок» № 20–04–60158. Вирусы». Уральский федеральный университет им. первого Президента России Б. Н. Ельцина, Екатеринбург, Россия.

### ACKNOWLEDGEMENTS

The research was supported by the Russian Foundation for Basic Research within the framework of the scientific project “Pandemic and mass hysteria. Effects and Minimization of Negative Effects on Stock Market No. 20–04–60158. Viruses”. B.N. Yeltsin Ural Federal University, Ekaterinburg, Russia.

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ / REFERENCES

- Jin L., Zheng B., Ma J., et al. Empirical study and model simulation of global stock market dynamics during COVID-19. *Chaos, Solitons & Fractals*. 2022;159:112138. DOI: 10.1016/j.chaos.2022.112138
- Szczygielski J. J., Charteris A., Bwanya P. R., Brzeszczyński J. Which COVID-19 information really impacts stock markets? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 2023;84:101592. DOI: 10.1016/j.intfin.2022.101592
- Mazur M., Dang M., Vega M. COVID-19 and the March 2020 stock market crash. Evidence from S&P1500. *Finance Research Letters*. 2021;38:101690. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101690
- Егорова Ю.В., Непп А.Н. Влияние эпидемий на экономическое развитие и финансовые рынки: структурированный обзор. *Вестник Московского Университета. Серия 6: Экономика*. 2021;(6):28–53. URL: <https://www.elibrary.ru/item.asp?id=47576052>  
Egorova Yu.V., Nepp A.N. The impact of epidemics on economic development and financial markets: A structured overview. *Vestnik Moskovskogo universiteta. Seriya 6: Ekonomika = Moscow University Economics Bulletin*. 2021;(6):28–53. URL: <https://www.elibrary.ru/item.asp?id=47576052> (In Russ.).

5. Al-Awadhi A.M., Alsaifi K., Al-Awadhi A., Alhammadi S. Death and contagious infectious diseases: Impact of the COVID-19 virus on stock market returns. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*. 2020;27:100326. DOI: 10.1016/j.jbef.2020.100326
6. Ali M., Alam N., Rizvi S.A.R. Coronavirus (COVID-19) — an epidemic or pandemic for financial markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*. 2020;27:100341. DOI: 10.1016/j.jbef.2020.100341
7. Capelle-Blancard G., Desrozier A. The stock market is not the economy? Insights from the COVID-19 crisis. *SSRN Electronic Journal*. 2020. DOI: 10.2139/ssrn.3638208
8. Ashraf B.N. Economic impact of government interventions during the COVID-19 pandemic: International evidence from financial markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*. 2020;27:100371. DOI: 10.1016/j.jbef.2020.100371
9. Adekoya A.F., Kofi Nti I. The COVID-19 outbreak and effects on major stock market indices across the globe: A machine learning approach. *Indian Journal of Science and Technology*. 2020;13(35):3695–3706. DOI: 10.17485/IJST/v13i35.1180
10. Da Z., Engelberg J., Gao P. In search of attention. *The Journal of Finance*. 2011;66(5):1461–1499. DOI: 10.1111/j.1540-6261.2011.01679.x
11. Smales L.A. Investor attention and global market returns during the COVID-19 crisis. *International Review of Financial Analysis*. 2021;73:101616. DOI: 10.1016/j.irfa.2020.101616
12. Dzielinski M. Measuring economic uncertainty and its impact on the stock market. *Finance Research Letters*. 2012;9(3):167–175. DOI: 10.1016/j.frl.2011.10.003
13. Da Z., Engelberg J., Gao P. The sum of all FEARS investor sentiment and asset prices. *The Review of Financial Studies*. 2015;28(1):1–32. DOI: 10.1093/rfs/hhu072
14. Castelnovo E., Tran T.D. Google it up! A Google trends-based uncertainty index for the United States and Australia. *Economics Letters*. 2017;161:149–153. DOI: 10.1016/j.econlet.2017.09.032
15. Lyócsa Š., Baumöhl E., Výrost T., Molnár P. Fear of the coronavirus and the stock markets. *Finance Research Letters*. 2020;36:101735. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101735
16. Erdem O. Freedom and stock market performance during COVID-19 outbreak. *Finance Research Letters*. 2020;36:101671. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101671
17. Szczygielski J.J., Bwanya P.R., Charteris A., Brzeszczyński J. The only certainty is uncertainty: An analysis of the impact of COVID-19 uncertainty on regional stock markets. *Finance Research Letters*. 2021;43:101945. DOI: 10.1016/j.frl.2021.101945
18. Costola M., Iacopini M., Santagiustina C.R.M.A. Public concern and the financial markets during the COVID-19 outbreak. arXiv:2005.06796. 2020. URL: <https://arxiv.org/pdf/2005.06796.pdf>
19. Lu N., Cheng K.-W., Qamar N., et al. Weathering COVID-19 storm: Successful control measures of five Asian countries. *American Journal of Infection Control*. 2020;48(7):851–852. DOI: 10.1016/j.ajic.2020.04.021
20. Papadamou S., Fassas A., Kenourgios D., Dimitriou D. Direct and indirect effects of COVID-19 pandemic on implied stock market volatility: Evidence from panel data analysis. Munich Personal RePEc Archive. MPRA Paper. 2020;(100020). URL: [https://mpra.ub.uni-muenchen.de/100020/1/MPRA\\_paper\\_100020.pdf](https://mpra.ub.uni-muenchen.de/100020/1/MPRA_paper_100020.pdf)
21. Ramelli S., Wagner A.F. Feverish stock price reactions to COVID-19. *The Review of Corporate Finance Studies*. 2020;9(3):622–655. DOI: 10.1093/rcfs/cfaa012
22. Cepoi C.-O. Asymmetric dependence between stock market returns and news during COVID-19 financial turmoil. *Finance Research Letters*. 2020;36:101658. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101658
23. Ashraf B.N. Stock markets' reaction to COVID-19: Cases or fatalities? *Research in International Business and Finance*. 2020;54:101249. DOI: 10.1016/j.ribaf.2020.101249
24. Narayan P.K., Phan D.H.B., Liu G. COVID-19 lockdowns, stimulus packages, travel bans, and stock returns. *Finance Research Letters*. 2021;38:101732. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101732
25. Aggarwal S., Nawn S., Dugar A. What caused global stock market meltdown during the COVID pandemic — lockdown stringency or investor panic? *Finance Research Letters*. 2021;38:101827. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101827
26. Oyelami L.O., Ogbuagu M.I., Saibu O.M. Dynamic interaction of COVID-19 incidence and stock market performance: Evidence from Nigeria. *Annals of Data Science*. 2022;9(5):1009–1023. DOI: 10.1007/s40745-022-00407-7
27. Alzyadat J.A., Asfoura E. The effect of COVID-19 pandemic on stock market: An empirical study in Saudi Arabia. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*. 2021;8(5):913–921.

## ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРАХ / ABOUT THE AUTHORS



**Юлия Вадимовна Егорова** — кандидат технических наук, доцент кафедры экономики предпринимательства Института экономики и управления, Уфимский университет науки и технологий, Уфа, Россия; научный сотрудник, Уральский федеральный университет им. первого Президента России Б.Н. Ельцина, Екатеринбург, Россия

**Yulia V. Egorova** — Cand. Sci (Tech.), Assoc. Prof., Department of Business Economics of the Institute of Economics and Management, Ufa University of Science and Technology, Ufa, Russia; Researcher, B.N. Yeltsin Ural Federal University, Ekaterinburg, Russia  
<https://orcid.org/0000-0002-7032-5826>

*Автор для корреспонденции / Corresponding author:*  
jvegorova@mail.ru



**Александр Николаевич Непп** — кандидат экономических наук, доцент, научный сотрудник, Уральский федеральный университет, Екатеринбург, Россия; доцент, Уральский институт управления РАНХиГС, Екатеринбург, Россия

**Alexander N. Nepp** — Cand. Sci (Econ.), Assoc. Prof., researcher, Ural Federal University named after the first President of Russia B.N. Yeltsin, Yekaterinburg, Russia; Assoc. Prof., Ural Institute of Management of the Russian Academy of National Economy and Public Administration, Yekaterinburg, Russia  
<https://orcid.org/0000-0002-7226-2689>  
anepp@gmail.com



**Илья Игоревич Тищенко** — магистрант, департамент прикладной экономики факультета экономических наук, Высшая школа экономики, Москва, Россия

**Ilya I. Tishchenko** — Master's student, Department of Applied Economics, Faculty of Economic Sciences, Higher School of Economics, Moscow, Russia  
<https://orcid.org/0000-0001-7649-8624>  
i.i.tishchenko@gmail.com

*Конфликт интересов: авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.*  
*Conflicts of Interest Statement: The authors have no conflicts of interest to declare.*

*Статья поступила в редакцию 05.06.2022; после рецензирования 02.07.2022; принята к публикации 27.08.2022.*

*Авторы прочитали и одобрили окончательный вариант рукописи.*

*The article was submitted on 05.06.2022; revised on 02.07.2022 and accepted for publication on 27.08.2022.*

*The authors read and approved the final version of the manuscript.*

Таблица 1 / Table 1

**Результаты ECM оценивания для последнего рассматриваемого субпериода при различных порядках сглаживания / ECM Estimation Results for the Last Sub-Period in Question at Different Smoothing Orders**

	SR 3	SR 5	SR 7	SR 10
(Intercept)	-0,0150***	-0,0110***	-0,0092***	-0,0065***
	(0,0016)	(0,0008)	(0,0003)	(0,0001)
pca1	-0,0008***	-0,0005***	-0,0004***	-0,0003***
	(0,0001)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Δpca1.l1	0,0024***	0,0018***	0,0015***	0,0011***
	(0,0003)	(0,0002)	(0,0001)	(0,0000)
Deaths	0,0033***	0,0024***	0,0020***	0,0015***
	(0,0002)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0000)
Δdeaths.l1	0,0232***	0,0115***	0,0085***	0,0066***
	(0,0034)	(0,0016)	(0,0007)	(0,0002)
z.l1	1,0032***	1,0083***	0,9973***	0,9991***
	(0,0234)	(0,0250)	(0,0174)	(0,0107)
Num Obs.	82	82	82	82
R2	0,969	0,973	0,990	0,997
R2 Adj.	0,967	0,971	0,989	0,997
+ p < 0,1, *p < 0,05, **p < 0,01, ***p < 0,001. SR 3, SR 5, SR 7, SR 10 – результаты ECM оценивания при различных порядках сглаживания (n = 3, 5, 7, 10 соответственно)				

Источник / Source: составлено авторами / Compiled by the authors.

Таблица 2 / Table 2

**Результаты ECM оценивания для обоих субпериодов / ECM Estimation Results for Both Sub-Periods**

	SR ECM1	SR ECM2	SR ECM3	SRECM4
(Intercept)	0,2992***	0,0013*	0,0026***	-0,0110***
	(0,0195)	(0,0006)	(0,0001)	(0,0008)
pca1	0,1898***	-0,0026***	-0,0001***	-0,0005***
	(0,0128)	(0,0004)	(0,0000)	(0,0000)
Δpca1.l1	-0,3114***	0,0158***	0,0012***	0,0018***
	(0,0287)	(0,0031)	(0,0002)	(0,0002)
Deaths	-0,1008***	0,0042***	0,0002***	0,0024***
	(0,0091)	(0,0004)	(0,0000)	(0,0001)

Окончание таблицы 2 / Table 2 (continued)

	SR ECM1	SR ECM2	SR ECM3	SRECM4
$\Delta$ deaths.l1	0,1714*	0,0072	0,0056***	0,0115***
	(0,0605)	(0,0046)	(0,0009)	(0,0016)
z.l1	1,0133***	0,9993***	1,0061***	1,0083***
	(0,0737)	(0,0502)	(0,0194)	(0,0250)
Num Obs.	24	45	66	82
R2	0,966	0,927	0,979	0,973
R2 Adj.	0,956	0,918	0,977	0,971
+ p < 0,1, *p < 0,05, **p < 0,01, ***p < 0,001.				
	LR ECM1	LR ECM2	LR ECM3	LR ECM4
(Intercept)	0,2736**	0,0002	0,0031***	-0,0123**
	(0,0683)	(0,0028)	(0,0009)	(0,0037)
pca1	0,1732**	-0,0043*	0,0001	-0,0004*
	(0,00449)	(0,0018)	(0,0002)	(0,0002)
Deaths	-0,1399*	0,0048*	0,0000	0,0026***
	(0,0601)	(0,0019)	(0,0003)	(0,0005)
$\Delta$ pca1.l1	-0,4014*	0,0156	0,0000	0,0032+
	(0,1708)	(0,0225)	(0,0022)	(0,0018)
$\Delta$ pca1	0,0925	0,0045	0,0014	-0,0030
	(0,2131)	(0,0290)	(0,0029)	(0,0028)
$\Delta$ pca1.f1	0,0359	-0,0048	-0,0014	0,0022
	(0,1326)	(0,0208)	(0,0021)	(0,0018)
$\Delta$ deaths.l1	0,2993	0,0091	0,0089	0,0181
	(0,2678)	(0,0153)	(0,0075)	(0,0187)
$\Delta$ deaths	0,0856	0,0243	-0,0051	0,0126
	(0,2847)	(0,0156)	(0,0081)	(0,0226)
$\Delta$ death.f1	0,1773	0,0188	-0,0056	-0,0238
	(0,1678)	(0,0164)	(0,0080)	(0,0188)
Num Obs.	25	46	67	83
R2	0,660	0,262	0,057	0,422
R2 Adj.	0,489	0,103	-0,073	0,359
+ p < 0,1, *p < 0,05, **p < 0,01, ***p < 0,001.				

Источник / Source: составлено авторами / Compiled by the authors.