

**Финансовая экономика**

**НОРМАЛЬНОСТЬ ПОД ВОПРОСОМ: ОСОБЕННОСТИ  
ФАКТИЧЕСКОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ДОХОДНОСТИ  
РОССИЙСКИХ АКЦИЙ НА СОВРЕМЕННОМ ЭТАПЕ**

**Колтышев Евгений Евгеньевич**

*аспирант,*

*МГУ имени М.В. Ломоносова, экономический факультет*

*(г. Москва, Россия)*

**Аннотация**

*В условиях трансформации российского финансового рынка на фоне роста неопределенности на глобальных финансовых рынках особое значение приобретает точность оценки справедливой стоимости и риска финансовых инструментов. Необходимым условием релевантности оценок является использование корректных предпосылок о характеристиках фактического распределения доходности.*

*Целью исследования является выявление особенностей фактического распределения доходности российских акций на современном этапе на основе статистического анализа параметров распределения доходности акций на различных финансовых рынках и эконометрического анализа детерминант уровня соответствия эмпирического распределения нормальному закону. С помощью статистических тестов продемонстрирована некорректность предпосылки о нормальности эмпирического распределения для доходности российских и зарубежных акций. Модель со случайными эффектами, построенная на панельных данных, свидетельствует о негативном влиянии роста инфляции и военных конфликтов на близость фактического распределения доходности акций к нормальному. Уровень нормальности исторического распределения доходности акций на рынке РФ в 2014–2024 гг. при прочих равных условиях (в том числе в условиях отсутствия военных конфликтов) соответствовал таковому для других развивающихся рынков и был выше, чем на рынках развитых стран.*

**Ключевые слова:** рынок акций, эмпирическое распределение, доходность, рыночный риск.

**JEL коды:** G10, G12, G17.

**Для цитирования:** Колтышев Е.Е. Нормальность под вопросом: особенности фактического распределения доходности российских акций на современном этапе // Научные исследования экономического факультета. Электронный журнал. 2025. Том 17. Выпуск 4. С. 123-135. DOI: 10.38050/2078-3809-2025-17-4-123-135.

## Введение

Текущая глобальная макроэкономическая и финансовая повестка характеризуется повышенным уровнем неопределенности и риска. Российский финансовый рынок находится в процессе структурной трансформации на фоне переориентации российских инвесторов на локальный финансовый рынок, а также на восточные рынки и рынок MENA, обусловленной отсутствием доступа к рынкам Западной Европы и США вследствие санкционных ограничений. Кроме того, цифровая трансформация привела к упрощению доступа частных инвесторов на финансовые рынки, что, в свою очередь, обеспечивает приток частных инвесторов и рост их доли на российском фондовом рынке. Структурные изменения в условиях цифровизации обусловливают актуальность исследований особенностей российского финансового рынка.

Для аппроксимации распределения доходности акций чаще всего используется нормальное распределение (Harris, 2017; Берзон, Дорошин, 2012). Предпосылка о нормальном распределении применяется в том числе в рамках оценки справедливой стоимости деривативов на акции и рыночного риска долевых ценных бумаг и производных финансовых инструментов. Было неоднократно продемонстрировано, что финансовые временные ряды часто имеют распределение, отличное от нормального, и характеризуются толстыми хвостами (Mandelbrot, 1963; Fama, 1965; Blattberg, Gonedes, 1974). Если фактическое распределение доходности не подчиняется нормальному закону, то использование предпосылки о нормальном распределении доходности в рамках расчетов может привести к недооценке рыночного риска финансового инструмента, некорректной оценке его справедливой стоимости и, соответственно, к потерям инвестора. На данный момент большая часть работ, посвященных анализу характеристик эмпирического распределения финансовых временных рядов, основывается на данных рынков Западной Европы и США, наблюдается недостаток исследований особенностей распределения доходности на российском фондовом рынке на современном этапе.

Целью настоящего исследования является выявление особенностей распределения доходности российских акций в условиях трансформации финансового рынка на основе сравнительного анализа характеристик эмпирического распределения доходности на различных рынках и количественной оценки вклада макроэкономических детерминант уровня соответствия фактического распределения доходности акций нормальному закону. Понимание особенностей и параметров фактического распределения доходности российских акций необходимо для построения корректных моделей оценки справедливой стоимости деривативов и рыночного риска долевых ценных бумаг и производных финансовых инструментов участниками финансового рынка.

Для достижения цели исследования сформулированы следующие задачи:

- 1) проверить корректность предпосылки о нормальном распределении доходности акций на российском и глобальных рынках на основе анализа исторических данных о доходности ликвидных акций и фондовых индексов;
- 2) проверить значимость различий в уровне нормальности распределения доходности для российского фондового индекса и отдельных акций на основе статистических тестов и эмпирического анализа;
- 3) определить особенности распределения доходности российских акций на современном этапе на основе сравнительного анализа параметров эмпирического распределения доходности российских и иностранных фондовых индексов;

4) выявить факторы, определяющие степень соответствия фактического распределения доходности акций нормальному распределению, на основе эконометрического анализа.

## 1. Методы

Для проверки соответствия фактического распределения доходности акций и фондовых индексов на современном этапе нормальному распределению использовался набор специализированных статистических тестов: одновыборочный тест Колмогорова–Смирнова (Kolmogorov, 1933; Smirnov, 1948), тест Харке–Бера (Jarque, Bera, 1980), тест Андерсона–Дарлинга (Anderson, Darling, 1954). Перечисленные статистические тесты также использовались для анализа справедливости следствия из центральной предельной теоремы, в соответствии с которым доходности индексов акций, независимо от распределения доходностей отдельных акций, входящих в индексы, должны иметь распределение близкое к нормальному, для данных по российскому фондовому рынку в 2014–2024 гг. Дополнительно с использованием регрессии пула была проверена значимость различий в уровне нормальности распределения доходности для индекса Мосбиржи и отдельных российских акций. Зависимой переменной в моделях являлось значение статистики Андерсона–Дарлинга, рассчитанной для проверки простой гипотезы о принадлежности ряда дневных доходностей акции/индекса за соответствующий годциальному закону. Набор объясняющих переменных включал бинарную переменную, принимающую значение 1 для индекса Мосбиржи и равную нулю для российских акций, и набор бинарных переменных года.

Сравнительный анализ распределения доходности российских и иностранных акций и фондовых индексов осуществлялся на основе параметров фактического распределения (математического ожидания и стандартного отклонения), коэффициента асимметрии и коэффициента эксцесса Фишера. Коэффициент асимметрии позволяет сделать вывод о положительном или отрицательном скосе распределения: отрицательный коэффициент асимметрии свидетельствует о более частой реализации невысокой положительной доходности (по сравнению с отрицательной) и о наличии более редких, но больших по модулю отрицательных значений доходности; положительный коэффициент асимметрии, напротив, является показателем реализации редких высоких положительных значений доходности и более вероятной небольшой по модулю отрицательной доходности. Коэффициент эксцесса Фишера использовался для оценки толщины хвостов распределения: положительный коэффициент эксцесса позволял сделать вывод о том, что толщина хвостов фактического распределения превышает таковую для нормального распределения, что свидетельствует о более вероятной реализации редких, значительно отклоняющихся от среднего значений доходности, чем предполагает нормальное распределение.

Для выявления факторов, определяющих степень соответствия фактического распределения доходности акцийциальному распределению, была построена эконометрическая модель на панельных данных. Зависимой переменной в модели являлось значение статистики Андерсона–Дарлинга. Набор объясняющих переменных включал фактор развитого рынка (относительно рынка РФ), фактор развивающегося рынка (относительно рынка РФ), фактор военного конфликта с участием соответствующей страны, а также макроэкономические индикаторы страны: уровень инфляции и темп прироста реального ВВП. Для учета ненаблюдаемых особенностей различных лет в модель также был включен набор бинарных переменных года.

Спецификация модели предполагала включение случайных эффектов, поскольку ряд переменных являлись неизменными в течение рассматриваемого периода времени, что делало невозможным идентификацию коэффициентов при таких переменных в рамках модели с фиксированными эффектами. В целях проверки устойчивости полученных результатов в дополнение к модели со случайными эффектами была построена регрессия пула. Для выбора между регрессией пула и моделью со случайными эффектами использовался тест Бреуша–Пагана (Breusch, Pagan, 1979). Выбор наиболее релевантного набора регрессоров осуществлялся с помощью информационных критериев Акаике (Akaike, 1974) и Шварца (Schwarz, 1978). Для оценки значимости регрессоров во всех моделях использовались робастные стандартные ошибки, устойчивые к гетероскедастичности.

## 2. Данные

В рамках исследования использовалась выборка данных о дневных логарифмических доходностях основных индексов акций РФ, 7 развитых и 7 развивающихся рынков за период 2014–I кв. 2024 г. Для анализа развитых рынков были выбраны США, Великобритания, Европа<sup>1</sup>, Гонконг, Австралия, Сингапур, Израиль. В число рассмотренных развивающихся рынков вошли Китай, ЮАР, Индия, Бразилия, Мексика, Турция, Аргентина. Для исключения потенциально существенного влияния дивидендных разрывов (dividend gaps) отдельных акций на доходности фондовых индексов выборка формировалась на основе данных по индексам полной доходности (при наличии соответствующих версий индексов) – так, для анализа российского рынка акций использовался индекс Мосбиржи полной доходности «брутто» (MCFTR). Выбор в пользу дневной доходности<sup>2</sup> обусловлен тем, что такая доходность является наиболее часто используемой для оценки справедливой стоимости производных финансовых инструментов<sup>3</sup>, а также для расчета портфельных метрик рыночного риска Expected Shortfall и Value at Risk (Vasileiou, 2017). В целях оценки особенностей распределения доходности акций на рынке РФ выборка была дополнена данными для акций 5 российских компаний, характеризующихся высоким уровнем ликвидности: ПАО «Сбербанк», ПАО «Газпром», ПАО «Лукойл», «Яндекс», МКПАО «ТКС Холдинг».

В качестве источника для выгрузки исходных данных о ценах закрытия для акций и фондовых индексов (кроме индекса полной доходности Мосбиржи) использовался портал Cbonds. Данные о ценах закрытия для фондового индекса полной доходности Мосбиржи были выгружены с сайта Московской биржи.

Логарифмические доходности акций/фондового индекса рассчитывались автором по формуле (1).

$$(1) \quad R_{i,t} = \ln \left( \frac{\text{closeprice}_{i,t}}{\text{closeprice}_{i,t-1}} \right),$$

<sup>1</sup> В данном случае под Европой понимается набор рынков, учитываемых в рамках фондового индекса STOXX 600.

<sup>2</sup> Здесь и далее, если явно не указано иное, под доходностями подразумеваются логарифмические доходности акций/фондовых индексов.

<sup>3</sup> Имеется в виду практика расчета стандартного отклонения на основе значений дневной доходности и приведение показателя волатильности к нужной срочности с использованием формулы  $\sigma_T = \sigma_{1d} \sqrt{T}$ .

где:

$R_{i,t}$  – дневная логарифмическая доходность акции/фондового индекса  $i$  в день  $t$ ;

$closeprice_{i,t}$  – цена закрытия на Мосбирже для акции/фондового индекса  $i$  в день  $t$ .

Данные по реальному ВВП в национальных валютах и индексам потребительских цен были выгружены с портала макроэкономических данных Международного валютного фонда. На основе этих данных автором были рассчитаны темпы прироста реального ВВП и показатели инфляции.

### 3. Результаты

В рамках статистических тестов Колмогорова–Смирнова, Харке–Бера, Андерсона–Дарлинга нулевая гипотеза о нормальном распределении исторических временных рядов доходности была отвергнута для всех рассматриваемых акций и фондовых индексов на 1% уровне, что позволяет сделать вывод о несоответствии эмпирического распределения доходности как российских, так и зарубежных долевых ценных бумаг нормальному закону. Графики, отражающие фактическое распределение доходности в сравнении с нормальным распределением, демонстрируют, что исторические распределения доходностей акций и фондовых индексов значительно отличаются от нормального – имеют большую высоту пика и более толстые хвосты (см. рис. 1).

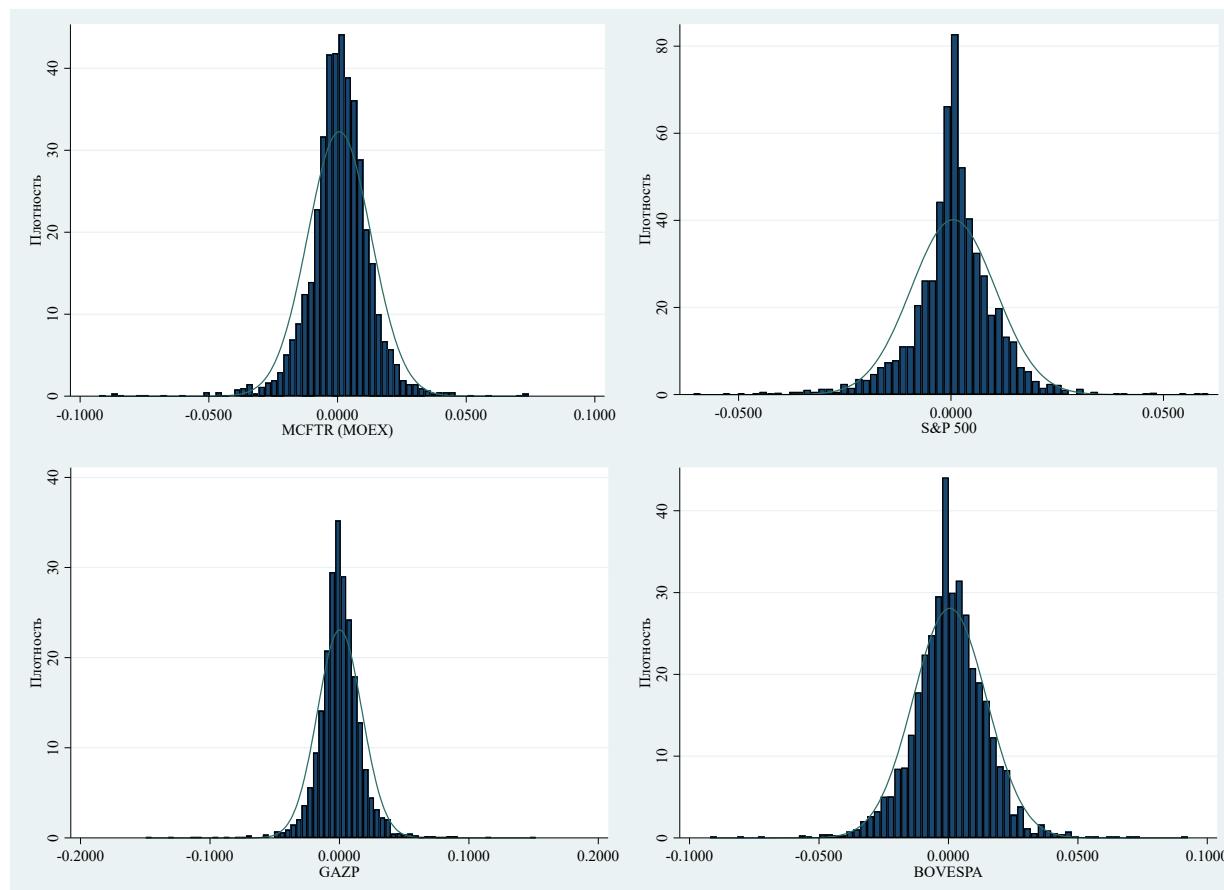


Рисунок 1. Гистограмма фактического распределения доходности фондовых индексов в 2014–2024 гг. (построено автором)

Предположение о том, что, в соответствии с центральной предельной теоремой, распределение доходности индекса Мосбиржи<sup>4</sup> и иностранных фондовых индексов будет близким к нормальному, не подтвердилось: нулевая гипотеза о нормальном распределении отвергнута на уровне 1%, так же как и для акций российских эмитентов. Данный результат может обуславливаться невыполнением предпосылок центральной предельной теоремы о сопоставимости весов факторов для рассматриваемых индексов, взвешенных по рыночной капитализации или free float, – вследствие гетерогенности по весам отдельных составляющих (например, 3 крупнейших компонента индекса Мосбиржи имеют совокупный вес около 40%), и о низкой корреляции между факторами – вследствие повышения корреляции между различными акциями в периоды шоков и зависимости рынков от глобальной экономической конъюнктуры. При этом, распределение доходности индекса Мосбиржи значимо ближе к нормальному распределению, нежели ряды доходностей отдельных российских акций (см. табл. 1).

Таблица 1

Оценка значимости различий показателя нормальности распределения доходности для отдельных российских акций и индекса Мосбиржи

Зависимая переменная – логарифм статистики Андерсона-Дарлинга	
Переменные	Pooled Regression
Индекс	-0,331** (0,108)
Год (набор бинарных переменных)	Да
Константа	0,783 (0,472)
Количество наблюдений	61
R <sup>2</sup>	59,1%
Скорректированный R <sup>2</sup>	49,9%
Критерий Акаике	152,3
Критерий Шварца	177,6

В скобках – стандартные ошибки Arellano (устойчивые к гетероскедастичности)

\*\* – переменная значима на уровне 5%

Источник: рассчитано автором с использованием программного пакета Gretl на основе данных Cbonds, Мосбиржи.

Ряды доходности фондовых индексов зарубежных рынков за период 2014–2024 гг. характеризуются меньшей волатильностью, асимметрией и эксцессом распределения в сравнении с индексом Мосбиржи (см. табл. 2), что свидетельствует о более толстых хвостах и меньшей степени соответствия фактического распределения доходности российских акций нормальному закону.

<sup>4</sup> Здесь и далее под индексом Мосбиржи подразумевается индекс Мосбиржи полной доходности «брутто» (MCFTR).

Таблица 2

Характеристики фактического распределения доходности акций

Индекс/Акция	Минимум	Макси-мум	Медиана	Среднее арифметиче-ское.	Стандарт-ное откло-нение	Коэффици-ент асим-метрии	Коэффи-циент экс-цесса
Россия							
Индекс MCFTR	-40,5%	18,3%	0,1%	0,1%	1,5%	-7,0	195,0
GAZP	-39,0%	23,0%	0,0%	0,0%	2,2%	-3,6	88,3
TCS	-62,1%	33,9%	0,0%	0,1%	3,9%	-3,5	68,4
SBER	-62,9%	14,8%	0,1%	0,0%	2,5%	-6,9	172,2
YNDX	-61,5%	15,1%	0,1%	0,1%	2,7%	-5,2	114,7
LKOH	-40,0%	25,3%	0,1%	0,1%	2,1%	-2,4	68,4
Развитые рынки							
S&P 500 (США)	-12,8%	9,0%	0,0%	0,1%	1,1%	-0,7	17,4
FTSE 100 (Великобритания)	-11,4%	8,7%	0,1%	0,0%	1,0%	-0,7	13,1
STOXX 600 (Европа)	-11,5%	8,4%	0,1%	0,0%	1,0%	-0,8	11,6
TA-35 (Израиль)	-6,9%	6,9%	0,0%	0,0%	0,8%	-0,4	10,2
Hang Seng (Гонконг)	-6,6%	7,5%	0,0%	0,0%	1,2%	0,0	2,6
ASX 200 (Австралия)	-10,2%	6,8%	0,1%	0,0%	0,9%	-0,9	12,4
STI (Сингапур)	-7,6%	5,9%	0,0%	0,0%	0,8%	-0,4	9,0
Развивающиеся рынки							
SSE Composite (Китай)	-11,4%	9,9%	0,0%	0,0%	1,3%	-1,1	11,5
FTSE/JSE (ЮАР)	-10,2%	9,0%	0,0%	0,0%	1,1%	-0,3	9,3
IPC Mexico (Мексика)	-6,0%	4,2%	0,0%	0,0%	0,9%	-0,3	3,1
BOVESPA (Бразилия)	-16,0%	13,0%	0,0%	0,0%	1,5%	-0,8	13,4
NIFTY 50 (Индия)	-13,9%	8,4%	0,0%	0,0%	1,0%	-1,4	23,2
BIST 100 (Турция)	-10,3%	9,4%	0,1%	0,1%	1,5%	-0,6	5,2
MERVAL (Аргентина)	-47,7%	20,6%	0,1%	0,2%	2,6%	-2,5	46,8

Источник: рассчитано автором на основе данных Cbonds, Мосбиржи.

Увеличение стандартного отклонения доходности акций и индекса Мосбиржи в 2022–2024 гг. отражает рост волатильности на фондовом рынке на фоне санкционного давления и трансформации российской экономики (см. табл. 3). Значимость увеличения волатильности на уровне 1% подтверждается тестом Левена (Levene, 1960) для индекса Мосбиржи и акций ПАО «Газпром», «Яндекс»; для акций ПАО «Сбербанк», ПАО «Лукойл», МКПАО «ТКС Холдинг» наблюдаемое увеличение стандартного отклонения является незначимым. Математическое ожидание и медиана доходности акций и индекса Мосбиржи в 2022–2024 гг. остались около-нулевыми. В 2014–2021 гг. коэффициенты асимметрии и эксцесса распределения доходности российских акций были близки к таковым у зарубежных акций, в 2022–2024 гг. произошел

значительный рост данных показателей для рынка РФ, что отражает увеличение толщины хвостов распределения вследствие экономического шока 2022 г. и глобальной геополитической напряженности<sup>5</sup>.

Таблица 3

Характеристики фактического распределения доходности российских акций в 2014–2021 гг. и в 2022–I кв. 2024 г.

Показатель	Подвыборка	Индекс MCFTTR	SBER	GAZP	LKOH	YNDX	TCSG
Медиана	2014–2021 гг.	0,09%	0,04%	0,02%	0,07%	0,06%	0,30%
	2022–I кв. 2024 г.	0,13%	0,09%	–0,08%	0,03%	0,01%	0,00%
Среднее	2014–2021 гг.	0,07%	0,05%	0,05%	0,06%	0,07%	0,30%
	2022–I кв. 2024 г.	0,01%	0,00%	–0,14%	0,03%	–0,02%	–0,12%
Ст. отклонение	2014–2021 гг.	1,17%	2,03%	1,63%	1,81%	2,27%	3,24%
	2022–I кв. 2024 г.	2,48%	3,62%	3,46%	2,88%	3,84%	4,44%
Коэф. асимметрии	2014–2021 гг.	–0,96	–0,64	0,08	–0,51	–0,58	–1,40
	2022–I кв. 2024 г.	–7,57	–9,73	–4,05	–3,81	–7,64	–4,14
Коэф. эксцесса	2014–2021 гг.	11,05	8,76	9,24	12,78	11,15	14,48
	2022–I кв. 2024 г.	134,54	167,59	59,29	79,72	119,88	75,93

Источник: рассчитано автором на основе данных Cbonds, Мосбиржи.

Результаты эконометрического моделирования взаимосвязи между близостью фактического распределения доходности акций к нормальному распределению и различными страновыми и экономическими факторами представлены в табл. 4. В дополнение к представленной модели со случайными эффектами была построена регрессия пула. Модели показывают аналогичные результаты в части определения значимости связи между факторами. Для интерпретации результатов выбрана модель со случайными эффектами, поскольку тест Бреуша–Пагана свидетельствует о ненулевой дисперсии случайных эффектов.

Таблица 4

Результаты эконометрического анализа взаимосвязи между страновыми и экономическими факторами и близостью фактического распределения доходности акций к нормальному распределению

Зависимая переменная – логарифм статистики Андерсона–Дарлинга	
Переменные	Random Effects
Развитый рынок (относительно РФ)	0,396** (0,176)
Развивающийся рынок (относительно РФ)	0,065 (0,185)
Военный конфликт	1,848*** (0,199)

<sup>5</sup> С 28.02.2022 г. по 23.03.2022 г. торги акциями на Московской бирже были приостановлены на фоне максимального падения индекса Мосбиржи в истории, вследствие чего ряд потенциальных наблюдений, которые могли привести к большему утолщению хвоста фактического распределения, не попали в историческую выборку.

Зависимая переменная – логарифм статистики Андерсона–Дарлинга	
Переменные	Random Effects
Темп прироста реал. ВВП	0,051 (0,037)
Инфляция	0,004*** (0,001)
Год (набор бинарных переменных)	Да
Константа	0,316** (0,147)
Количество наблюдений	207
R <sup>2</sup> (Overall)	45,2%
Критерий Акаике	489,4
Критерий Шварца	542,7

В скобках – рабочие стандартные ошибки, устойчивые к гетероскедастичности  
\*\*\* – переменная значима на уровне 1%  
\*\* – переменная значима на уровне 5%

Источник: рассчитано автором с использованием программного пакета Stata на основе данных CBonds, Мониторинга, МВФ.

Построенные модели ожидаемо демонстрируют значимый негативный эффект военных конфликтов с участием государства на нормальность распределения доходности акций на соответствующем рынке.

Близость фактического распределения доходности российских акций к нормальному распределению при прочих равных не отличается от таковой в развивающихся странах и значительно превышает соответствующий показатель для развитых рынков. Данный результат свидетельствует о том, что в стандартных условиях (при отсутствии геополитических и иных значимых шоков) для российских акций могут применяться те же предпосылки об уровне нормальности распределения, что и для рынков развивающихся стран. Большее отклонение доходности акций от нормального распределения, выявленное для развитых рынков в сравнении с развивающимися, может объясняться тем, что волатильность на рынках развитых стран ниже, соответственно форма нормального распределения для развитых рынков предполагает меньшие хвосты. В результате шоки, которые фактически случаются чаще, чем предусматривает нормальное распределение, отражаются на тестовой статистике Андерсона–Дарлинга для развитых рынков сильнее, чем для развивающихся, на которых шоки случаются относительно регулярно и для которых параметры нормального распределения изначально позволяют предполагать большие хвосты.

Модели демонстрируют отрицательную корреляцию между уровнем нормальности распределения доходности акций и инфляцией, что является логичным отражением взаимосвязи между состоянием финансового рынка и экономики соответствующей страны. Связь между темпами роста реального ВВП и нормальностью распределения доходности акций не выявлена.

## Выводы и заключение

Цель настоящего исследования состояла в выявлении особенностей распределения доходности российских акций на современном этапе на основе эмпирического анализа данных о доходности на фондовых рынках различных стран.

В рамках реализации цели было продемонстрировано, что распределение доходности акций и фондовых индексов на рынке РФ так же, как и на других развивающихся и развитых рынках, не соответствует нормальному закону, характеризуется толстыми хвостами и отрицательной асимметрией. Отдельно было показано, что распределение доходности индекса Мосбиржи не является нормальным, но значимо ближе к нему, нежели распределение отдельных российских акций.

Автором было выявлено, что при прочих равных условиях близость эмпирического распределения доходности российских акций к нормальному распределению соответствует такой для акций на других развивающихся рынках. В 2022–2024 гг. для рынка РФ характерны более высокие показатели волатильности, асимметрии и эксцесса распределения по сравнению с зарубежными рынками, что свидетельствует о большей толщине хвостов и меньшей степени соответствия фактического распределения доходности российских акций нормальному закону. Данные особенности российского рынка в значительной степени обусловливаются экономическим шоком 2022 г. и сохраняющейся глобальной геополитической напряженностью.

В рамках настоящего исследования была произведена количественная оценка вклада различных детерминант уровня нормальности распределения доходности акций и продемонстрирован значимый отрицательный эффект роста инфляции и фактора наличия военного конфликта. Близость фактического распределения кциальному также отрицательно коррелирована с фактором развитого рынка, что может обуславливаться тем, что шоки на развивающихся рынках случаются значительно чаще и параметр волатильности, на основе которого определяется форма «ожидаемого» нормального распределения, позволяет прогнозировать большие хвосты.

В условиях несоответствия фактического распределения доходности российских акций нормальному закону релевантность моделей оценки рыночного риска и справедливой стоимости долевых финансовых инструментов, основанных на предпосылке о нормальном распределении (таких, как модель Блэка–Шоулза (Black, Scholes, 1973) для оценки европейских опционов на акции), является ограниченной: оценки справедливой стоимости, полученные для деривативов «вне денег» (Out of the Money), и оценки величины рыночного риска будут заниженными. Перспективным направлением для дальнейших исследований является выявление теоретического распределения, наиболее точно аппроксимирующего эмпирическое распределение доходности ценных бумаг на российском фондовом рынке на современном этапе, и модификация моделей оценки справедливой стоимости и рыночного риска производных финансовых инструментов с учетом фактической формы распределения.

## Список литературы

Берзон Н.И., Дорошин Д.И. Особенности применения показателей эффективности финансовых инвестиций // Финансы и кредит. 2012. № 14. С. 21–33.

Akaike H. A New Look at the Statistical Model Identification // IEEE Transactions on Automatic Control. 1974. Vol. 19. P. 716-723. <http://dx.doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>.

Anderson T.W., Darling D.A. A test of goodness of fit // Journal of the American Statistical Association. 1954. Vol. 49. P. 765–769. <https://doi.org/10.2307/2281537>.

Black F., Scholes M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities // Journal of Political Economy. 1973. Vol. 8. P. 637–654.

Blattberg R., Gonedes N. A Comparison of the Stable and Student Distributions as Statistical Models of Stock Prices // Journal of Business. 1974. Vol. 47. P. 244–280.

Breusch T., Pagan A. A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation // Econometrica. 1979. Vol. 47. P. 1287–1294. <http://dx.doi.org/10.2307/1911963>.

Fama E. The Behavior of Stock Market Prices // Journal of Business. 1965. Vol. 38. P. 34–105. <https://doi.org/10.1086/294743>.

Jarque C.M., Bera A.K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals // Economics Letters. 1980. Vol. 6. No. 3. P. 255–259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5).

Harris D. E. The Distribution of Returns // Journal of Mathematical Finance. 2017. Vol. 7(3). P. 769–804. <https://doi.org/10.4236/jmf.2017.73041>.

Kolmogorov A.N. Foundations of Probability Theory. Berlin: Julius Springer, 1933.

Levene H. Robust Tests for Equality of Variances // Stanford University Press. 1960. Vol. 2. P. 278–292.

Mandelbrot B. The Variation of Certain Speculative Prices // Journal of Business. 1963. Vol. 36. P. 394–419. <https://doi.org/10.1086/294632>.

Schwarz G. Estimating the Dimension of a Model // Annals of Statistics. 1978. Vol. 6. P. 461–464. <http://dx.doi.org/10.1214/aos/1176344136>.

Smirnov N. Table for Estimating the Goodness of Fit of Empirical Distributions // Annals of Mathematical Statistics. 1948. Vol. 19. P. 279–281. <http://dx.doi.org/10.1214/aoms/1177730256>.

Vasileiou E. Value at Risk (VaR) Historical Approach: Could It Be More Historical and Representative of the Real Financial Risk Environment? // Theoretical Economics Letters. 2017. Vol. 7. P. 951–974. <https://doi.org/10.4236/tel.2017.74065>.

## DOUBTS ON NORMALITY: PECULIARITIES OF THE EMPIRICAL DISTRIBUTION OF STOCK RETURNS IN THE RUSSIAN FINANCIAL MARKET

**Evgenii E. Koltyshev**

*Postgraduate student,*

*Lomonosov Moscow State University, Faculty of Economics*

*(Moscow, Russia)*

### **Abstract**

*In the conditions of transformation of the Russian financial market against the background of growing uncertainty in global financial markets, the correct assessment of fair value and risk of financial instruments is of particular importance. A prerequisite for the relevance of these estimates is the use of correct assumptions about the characteristics of the empirical distribution of returns.*

*The study is devoted to identifying the peculiarities of the empirical distribution of Russian companies' stock returns at the present stage on the basis of statistical analysis of the stock returns distribution parameters in different financial markets and econometric analysis of the determinants of the distance between the empirical distribution and the normal distribution. JB test, AD test and KS test demonstrate that the assumption of the empirical distribution normality for Russian and foreign stock returns is incorrect. The model with random effects built on panel data shows the negative impact of inflation growth and military conflicts on the closeness of the stock returns' empirical distribution to the normal distribution. In addition, the "normality" of the historical distribution of stock returns in the Russian market in 2014–2024, all other things being equal (including military conflicts adjustment), corresponded to that of other emerging markets and was higher than in developed markets.*

**Keywords:** equity market, empirical distribution, returns, market risk.

**JEL:** G10, G12, G17.

**For citation:** Koltyshev, E.E. (2025) Doubts on Normality: Peculiarities of the Empirical Distribution of Russian companies. Scientific Research of Faculty of Economics. Electronic Journal, vol. 17, no. 4, pp. 123-135. DOI: 10.38050/2078-3809-2025-17-4-123-135.

### **References**

Berzon N.I., Doroshin D.I. Osobennosti primeneniya pokazateley effektivnosti finansovykh investitsiy. Finansy i kredit. 2012. No. 14. P. 21–33. (In Russ.)

Akaike H. A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*. 1974. Vol. 19. P. 716–723. <http://dx.doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>.

Anderson T.W., Darling D.A. A test of goodness of fit. *Journal of the American Statistical Association*. 1954. Vol. 49. P. 765–769. <https://doi.org/10.2307/2281537>.

Black F., Scholes M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*. 1973. Vol. 8. P. 637–654.

Blattberg R., Gonedes N. A Comparison of the Stable and Student Distributions as Statistical Models of Stock Prices. *Journal of Business*. 1974. Vol. 47. P. 244–280.

Breusch T., Pagan A. A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*. 1979. Vol. 47. P. 1287–1294. <http://dx.doi.org/10.2307/1911963>.

Fama E. The Behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business*. 1965. Vol. 38. P. 34–105. <https://doi.org/10.1086/294743>.

Jarque C.M., Bera A.K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*. 1980. Vol. 6. No. 3. P. 255–259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5).

Harris D. E. The Distribution of Returns. *Journal of Mathematical Finance*. 2017. Vol. 7(3). P. 769–804. <https://doi.org/10.4236/jmf.2017.73041>.

Kolmogorov A.N. *Foundations of Probability Theory*. Berlin: Julius Springer, 1933.

Levene H. Robust Tests for Equality of Variances. *Stanford University Press*. 1960. Vol. 2. P. 278–292.

Mandelbrot B. The Variation of Certain Speculative Prices. *Journal of Business*. 1963. Vol. 36. P. 394–419. <https://doi.org/10.1086/294632>.

Schwarz G. Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics*. 1978. Vol. 6. P. 461–464. <http://dx.doi.org/10.1214/aos/1176344136>.

Smirnov N. Table for Estimating the Goodness of Fit of Empirical Distributions. *Annals of Mathematical Statistics*. 1948. Vol. 19. P. 279–281. <http://dx.doi.org/10.1214/aoms/1177730256>.

Vasileiou E. Value at Risk (VaR) Historical Approach: Could It Be More Historical and Representative of the Real Financial Risk Environment? *Theoretical Economics Letters*. 2017. Vol. 7. P. 951–974. <https://doi.org/10.4236/tel.2017.74065>.