

УДК 336.72

Галиаскарова Гузель Рафкатовна

кандидат физико-математических наук, доцент
ФГБОУ ВПО «Башкирский государственный университет»
(Стерлитамакский филиал)

Чукавина Ксения Александровна

магистрант
ФГБОУ ВПО «Башкирский государственный университет»
(Стерлитамакский филиал)

Galiaskarova Guzel Rafkatovna

candidate of physico-mathematical Sciences, associate Professor
FGBOU VPO "Bashkir state University"
(Sterlitamak branch)

Chukavina Ksenia Aleksandrovna

magistrant
FGBOU VPO "Bashkir state University"
(Sterlitamak branch)

ФРАКТАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ РОССИЙСКОГО РЫНКА ЦЕННЫХ БУМАГ

Аннотация. В данной статье проведено исследование гипотезы эффективного рынка (Effective Market Hypothesis, EMH), а также гипотезы фрактального рынка (Fractal Market Hypothesis, FMH), базируясь на работе Тернера и Вейгеля Turner, Weigel).

Ключевые слова: фондовый рынок, эффективность рынка, прибыль.

Abstract. This article investigated the hypothesis of efficient market (Effective Market Hypothesis, EMH), fractal market hypothesis (Fractal Market Hypothesis, FMH), based on the work of Turner and Turner Weigela, Weigel).

Keywords: stock market, market efficiency, profit.

В настоящий момент исследователи рыночных и экономических показателей используют для своих вычислений математический аппарат

теории вероятностей. Однако она призвана работать со случайными явлениями и рядами. При этом никто не доказал, что рынок и экономика являются случайными событиями, что прошлое не влияет на будущее этих явлений. При помощи показателя Херста можно вычислить фрактальную размерность, кроме того, при помощи показателя Херста можно отличить случайный ряд от неслучайного, даже если случайный ряд имеет нормально распределение отличающее от нормального. Таким образом, был выбран показатель Херста для определения случайности рыночных экономических рядов.

Способ для исследования фрактальных временных был предложен Б. Мандельбротом. Этот способ базируется на исследованиях, проведенных Херстом, и носит название R/S-метода. Он построен на анализе размаха параметра (его наибольшего и наименьшего значения на изучаемом отрезке) и среднеквадратичного отклонения.

Предложенная Херстом новая статистика показатель H – широко применяется в анализе временных рядов благодаря своей устойчивости. Этот показатель содержит минимальные предположения об изучаемой системе и может классифицировать временные ряды, отличив случайный ряд от неслучайного, даже если случайный ряд не гауссов, т. е. не нормально распределенный. Для калибровки временных измерений было введено безразмерное отношение посредством деления размаха на стандартное отклонение наблюдений.

$$\frac{R}{S} = (a \cdot N)^H \quad (1)$$

где R/S – нормированный размах;

N – число наблюдений;

a – константа;

H – показатель Херста.

Прологарифмируем это соотношение:

$$\log (R/S) = H(\log (a) \log (N)) \quad (2)$$

Найдя наклон R/S как функцию от N в двойных логарифмических координатах, мы получим оценку H . Эта оценка не связана с какими-либо предположениями относительно лежащего в основе распределения.

Имеются три различных классификации для показателя Херста:

– значение $H = 0,5$ указывает на случайный ряд, когда события случайны и не коррелированы;

– диапазон $0 \leq H < 0,5$ соответствует антиперсистентным, или эргодическим, рядам. Такой тип системы часто называют «возврат к среднему». Если система демонстрирует рост в предыдущий период, то, скорее всего, в следующем периоде начнется спад. И наоборот, если шло снижение, то вероятен близкий подъем. Устойчивость такого антиперсистентного поведения зависит от того, насколько H близок к нулю. И наоборот, чем ближе показатель Херста к $0,5$, тем более некоррелирован и случаен рассматриваемый ряд;

– диапазон $0,5 < H \leq 1$ соответствует персистентным рядам. Если ряд возрастает (убывает) в предыдущий период, то вероятно, что он будет сохранять эту тенденцию какое-то время в будущем. Сила персистентности увеличивается при приближении H к 1 , или 100% -й корреляции. Чем ближе H к $0,5$, тем более зашумлен ряд и тем менее выражен его тренд. Персистентный ряд – это обобщенное броуновское движение, или смещенные случайные блуждания. Сила этого смещения зависит от того, насколько H больше $0,5$.

Проведем исследование распределения прибыли российского фондового рынка используя дневной индекс «ММВБ» (ММВБ) за период: с 1 января 2005 года по 1 февраля 2017 года.

Приведем значения индекса ММВБ на рис 1 за рассматриваемый период: с 1 января 2005 года по 1 февраля 2017 года.

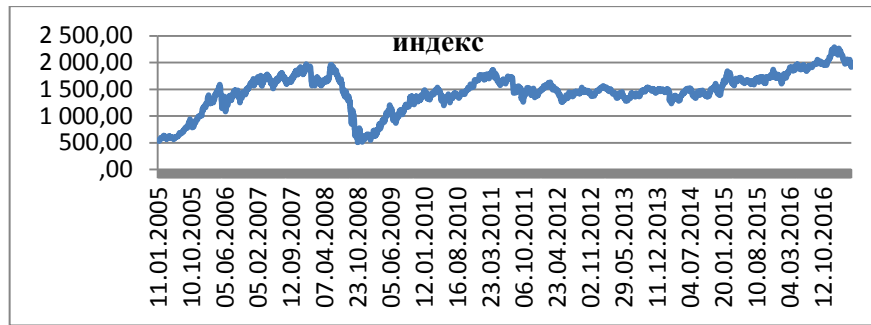


Рис. 1 Динамика индекса ММВБ

Всего рассматривается 2799 дневных значений индекса ММВБ, определяемых на открытие торгов.

Для чистоты эксперимента необходимо рассматривать приращения детрендрованного ряда индекса ММВБ, которым придается смысл прибыли российского фондового рынка – удовлетворим необходимое требование путем взятия логарифмической первой разности значений индекса ММВБ – обозначим $\Delta\text{ммвб}_t$.

$$\Delta\text{ммвб}_t = \ln\left(\frac{\text{ММВБ}_{t+1}}{\text{ММВБ}_t}\right) \quad (1)$$

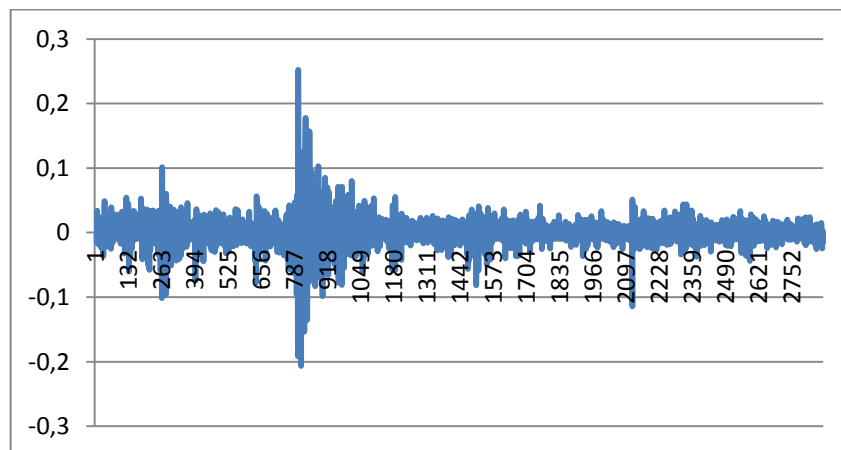


Рис. 2 Логарифмированное значение прибыли

Следующим шагом необходимо произвести нормирование и центрирование $\Delta\text{ммвб}_t$, то есть привести значения к нулевому среднему и единичному стандартному отклонению – обозначим $\Delta\text{ММВБ}_t$.

$$\Delta\text{ММВБ} = \frac{(\Delta\text{ММВБ} - \text{mean}(\Delta\text{ММВБ}))}{\sqrt{\text{var}(\Delta\text{ММВБ})}} \quad (2)$$

где $\text{mean}(\Delta\text{ММВБ})$ – среднее значение $\Delta\text{ММВБ}$,

$\text{var}(\Delta\text{ММВБ})$ – дисперсия $\Delta\text{ММВБ}$.

$\text{mean}(\Delta\text{ММВБ}) = 0,000694$

$\text{var}(\Delta\text{ММВБ}) = 0,00045$

Приведем ряд нормированных и центрированных приращений индекса ММВБ на рис 3 с 1 января 2005 года по 1 февраля 2017 года.

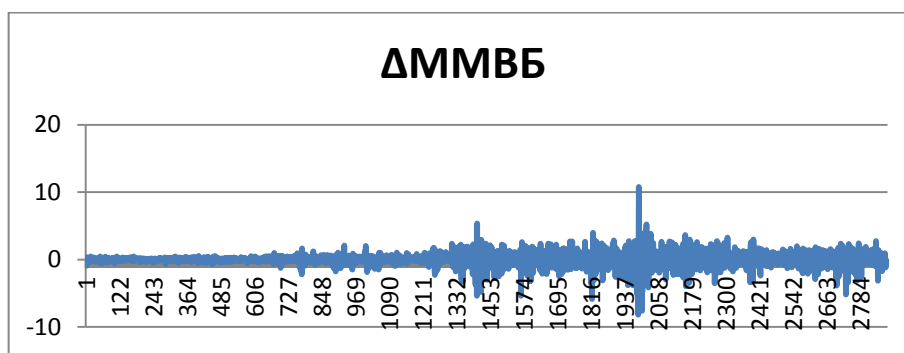


Рис. 3 Нормированное значение прибыли

Построим гистограмму частотного распределения прибыли российского фондового рынка ($f \Delta\text{ММВБ}_t$) на 100 интервалах.

Первоначально определим шаг – обозначим h :

$$h = \frac{\text{upper} - \text{lower}}{k} \quad (3)$$

где k – количество интервалов,

upper – наибольшее целое значение $\Delta\text{ММВБ}_t$, следующее за $\max(\Delta\text{ММВБ}_t)$,

lower – наименьшее целое значение $\Delta\text{ММВБ}_t$, следующее за $\min(\Delta\text{ММВБ}_t)$.

Зададим интервал следующим образом: $\text{int}_j = \text{lower} + h \cdot j$, где $j = 0 \dots k$.

На рис 4 представлена полученная гистограмма частотного распределения $\Delta\text{ММВБ}_t$ ($f \Delta\text{ММВБ}$) за исследуемый период и гистограмма частотного распределение гауссовых случайных чисел (f_{norm}).

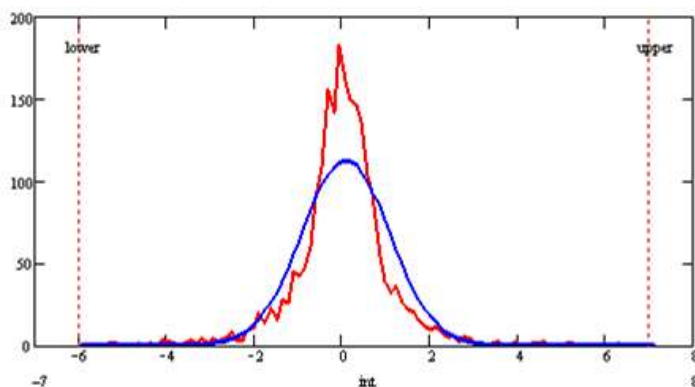


Рис. 4 Распределение прибылей индекса ММВБ И нормальное распределение

Из Рис 4 видно, что присутствует высокий пик и толстые хвосты. Также значения прибыли встречаются при стандартном отклонении значительно большем, чем 3 на обоих хвостах. Причем, вероятность реализации прибыли на уровне 3 стандартных отклонения в 1.972 больше, чем для нормального распределения при соответствующих условиях.

Для анализа и сравнения закона распределения прибылей российского фондового рынка необходимо исследовать основные характеристики полученного закона распределения, а именно среднее значение, стандартное отклонение, асимметрию и эксцесс.

Осуществленные расчеты приведены в табл. 1

Таблица 1

Основные характеристики частотного распределения дневных прибылей по индексу

Период времени	Среднее значение	Дисперсия	Стандартное отклонение	Асимметрия	Эксцесс
2005	-0,00845	0,0010446	0,032391293	-0,28288993	0,602341
2006	0,002815	0,00048883	0,02207497	-0,17853046	1,307756
2007	0,001054	0,00038526	0,0185233356	-0,15711481	1,009989
2008	0,00136	0,00037225	0,0192856328	-1,22230965	6,195622
2009	0,000129	0,0004368	0,01632147	-0,12933629	3,685496

2010	0,003214	0,00012354	0,013741236	-0,38564405	2,818114
2011	0,001713	0,00045589	0,078630045	-1,13798272	4,737891
2012	0,001953	0,00017351	0,031452037	-0,16315564	0,2285207
2013	-0,00344	0,00172033	0,036951234	-0,127374563	6,468569
2014	0,005644	0,00066577	0,029253557	0,037332542	0,608741
2015	0,0003	0,00026327	0,016222896	-0,56963782	2,235479
2016	-0,00054	0,00071903	0,02694015	-0,74056874	2,21588
2017	0,001497	0,00023178	0,019632145	-0,08622869	1,169631
весь период	0,000715	0,00057004	0,023521476	-0,555613265	8,012586

Из Таблицы 1 видно, что на всех рассматриваемых интервалах времени, охватывающих всю историю существования современного российского фондового рынка, распределение дневных прибылей по индексу ММВБ значительно отличается от нормального распределения. Распределение дневных прибылей характеризуется преимущественно незначительной отрицательной асимметрией и большой плотностью в окрестности среднего значения, а также в области хвостов (очень больших прибылей и убытков). Похожий результат был получен Тернером и Вейгелем (1990) для прибылей американского фондового рынка.

Данное исследование показывает, что распределение прибыли российского фондового рынка отличаются от нормального распределения. Что не является неожиданным, так как исследования распределения прибыли проводились на всех основных фондовых рынках (Петерс (1996)): США (месячным прибылям по индексу S&P 500 с января 1950 года по июль 1988 года); Англия (месячным прибылям по индексу MSCI с января 1959 года по февраль 1990 года); Япония (месячным прибылям по индексу MSCI с января 1959 года по февраль 1990 года); Германия (месячным прибылям по индексу MSCI с января 1959 года по февраль 1990 года) – и результаты однозначно свидетельствуют о несоответствии нормального

распределения реальному распределению прибыли. Исследование Петерса (1996) утверждает, что прибыли фондового рынка имеют фрактальное распределение (распределение Парето).

Таким образом, в соответствии с полученными данными, можно предположить, что прибыли российского фондового рынка также имеют фрактальное распределение.

Список использованной литературы:

1. Бенуа Б. Мандельброт. Фрактальная геометрия природы / Пер. с англ. – М.: Институт компьютерных исследований, 2010 – 656 с.
2. Божокин С.В. Фракталы и мультифракталы / Божокин С.В., Паршин Д.А – Ижевск, НИЦ «Регулярная и хаотическая динамика», 2015. – 128 с.
3. Вильямс Б. Торговый хаос. – М.: ИК Аналитика, 2010. – 113 с.
4. Вильямс Б. Новые измерения в биржевой торговле. М.: ИК Аналитика, 2009- 225 с.
5. Вьюгин О.В. Российский фондовый рынок. Современное состояние: М., 2004 – 232 с.