

Ключевые слова:

теория эффективного рынка,
теория фрактального рынка,
устойчивые распределения, процессы Леви

Л. Н. Каваленя, главный актуарий ПСГ «Основа»,
аспирант кафедры «Фондовые рынки»
Академии бюджета и казначейства Минфина России
(e-mail: leonardokavaleni@ya.ru)

Эффективен ли российский фондовый рынок хотя бы в слабой форме?

Эффективный рынок – это такой рынок, на котором цена на каждую ценную бумагу всегда равна ее инвестиционной стоимости.

У. Шарп. Инвестиции. 1995 г. (1978 г.)

Вопреки популярному мнению, эффективность рынка не требует, чтобы рыночная цена была равна истинной стоимости в каждый момент времени... Цены могут быть больше или меньше истинной стоимости, пока отклонения носят случайный характер.

А. Дамодаран. Инвестиционная оценка. 2001 г.

На этот вопрос отвечают по-разному. Единого мнения нет. Одни исследователи утверждают, что за 15 лет своего существования российский фондовый рынок так и не стал эффективным. Другие доказывают, что со второй половины «нулевых» российские торговые площадки качественно выросли и все-таки приобрели черты слабоэффективного рынка. Однако при всех противоречиях и те и другие сходятся в одном — в средней (полусильной) форме ни ММВБ, ни РТС не эффективны точно.

В этом практически единодушны не только представители профессионального сообщества. Даже государственные чиновники, обычно демонстрирующие несколько излишне оптимистичное представление о реальности¹, признают: высокоэффективного фондового рынка в России нет. Так, еще до вовлечения России в острую фазу мирового кризиса, в марте 2008 г., глава ФСФР В. Миловидов заявил буквально следующее: «Наш рынок не в полной мере эффективен, у нас есть возможность торговать на инсайде и манипулировать ценами, и это постоянно происходит на рынке. Сейчас кто хитрее схимичит — тот больше и заработает, но, по сути, это взаимный грабеж...»².

¹ Взять хотя бы маниловскую идею о Москве как ни много ни мало о «мировом финансовом центре».

² Коммерсантъ. — 2008. — 20 марта.

Подтвердилась ли подобная, весьма нелестная, оценка во время кризиса? Более чем. Индексы ММВБ и РТС стали демонстрировать настолько головокружительные падения (и взлеты), что объяснить их просто «объективной переоценкой истинной внутренней стоимости»³ торгуемых бумаг стало невозможно. Особенно впечатляет сравнение крупнейших последовательных падений (на птичьем языке трейдеров «просадок») индекса ММВБ с соответствующей статистикой американского DJIA за прошлый век (табл. 1).

Таблица 1

**Крупнейшие «просадки» индекса DJIA в XX в.
и индекса ММВБ в XXI в.**

	DJIA			ММВБ		
	Дата начала	Количество дней	Общее снижение	Дата начала	Количество дней	Общее снижение
1	14/10/87	4	-30,7 %	01/10/08	6	-37,9 %
2	30/07/14	2	-28,8 %	15/09/08	3	-24,9 %
3	26/10/29	3	-23,6 %	11/11/08	4	-24,4 %
4	19/07/33	4	-18,6 %	22/10/08	3	-21,3 %
5	01/04/32	8	-18,5 %	17/05/00	6	-20,6 %
6	07/11/29	4	-16,6 %	15/10/08	3	-20,6 %
7	01/11/29	2	-16,5 %	15/01/08	7	-18,7 %
8	18/08/32	1	-14,8 %	17/05/06	4	-18,5 %
9	05/12/31	7	-14,3 %	28/11/00	5	-17,2 %
10	10/09/32	3	-13,9 %	17/06/09	5	-16,6 %
11	19/09/74	11	-13,3 %	09/09/08	3	-15,8 %
12	11/06/30	4	-12,9 %	16/02/09	3	-14,2 %
13	25/09/31	5	-12,4 %	06/06/06	3	-14,0 %
14	25/08/98	4	-12,4 %	19/07/02	6	-13,6 %

Как видно из таблицы, за последние десять лет на ММВБ **уже** произошли такие стремительные падения капитализации, которых в Америке не наблюдали **за весь двадцатый век**. Если встать на позицию средней информационной эффективности российских бирж, то получается любопытный вывод: две мировые войны, Великая депрессия, Карибский кризис и прочие катастрофы двадцатого века были для американского рынка просто менее информационно насыщенными «событиями»⁴, чем, скажем, 2006 или 2000 годы для российской экономики. Не говоря уже про 2008 год, падения которого вообще выглядят как какое-то «уродливое, абсолютно несправедливое явление...»⁵.

Поэтому неудивительно, что находится мало смельчаков, берущихся доказывать наличие на российском фондовом рынке средней (полусильной) и уж тем более сильной формы эффективности ценообразования. А вот исследований, доказывающих слабую форму эффективности, которая требует «только» независимости ценовых приращений, довольно много. Каковы их аргументы?

Излюбленными (настолько, что иногда и единственными) статистическими методами проверки «случайного блуждания цен» у российских приверженцев гипотезы эффективности рынка (ГЭР) являются: построение автокорреляционной функции цены актива (либо % изменения цены актива); построение авторегрессионной модели малого

³ Как того и требует полусильная форма гипотезы эффективности рынка (ГЭР).

⁴ Терминология ГЭР.

⁵ В. В. Путин о ценообразовании на российском фондовом рынке на заседании правительства РФ 01.12.2008 / Газета.Ру (<http://www.gazeta.ru/financial/2008/12/01/2901368.shtml>).

порядка; а также расчет статистики Дарбина-Уотсона для ценовых приращений отдельных акций или индексов. Результаты этих тестов чаще всего и приводят в качестве подтверждения слабой формы эффективности⁶. Вполне предсказуемо, что все они (тесты), по сути, повторяя друг друга, дают качественно одинаковый результат: «изменения цен независимы». К примеру, через расчет статистики DW стандартное доказательство выглядит примерно так:

Таблица 2

**Статистики Дарбина-Уотсона
на базе ежедневной логарифмической доходности индекса ММВБ
(январь 2000 г. – июнь 2010 г.)**

Период / лаг, дней	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010 (6 мес.)
1	1,67	1,82	1,70	1,78	1,94	1,83	2,21	2,19	1,91	2,12	1,87
2	2,12	1,98	1,98	2,44	2,13	2,17	1,81	2,00	2,14	2,04	2,23
3	2,02	2,11	2,02	1,81	1,90	2,29	1,93	2,22	2,21	1,99	1,56
4	1,75	2,16	2,03	1,73	2,07	1,82	2,12	1,89	1,86	1,86	1,88
5	1,75	2,03	2,20	2,04	1,77	1,53	1,92	2,30	2,06	2,18	2,31
6	2,00	1,84	2,22	1,99	2,01	1,98	2,03	1,84	1,84	2,11	2,21
7	2,30	1,91	1,85	1,95	2,18	2,08	1,98	2,07	1,92	2,12	1,85
8	1,95	1,91	1,75	1,89	2,05	2,16	2,00	1,86	2,29	2,02	2,03
9	1,68	1,91	1,87	2,14	1,95	1,78	2,00	2,04	2,10	1,93	2,13
10	1,77	1,96	2,00	2,27	1,89	1,96	2,15	1,90	2,12	2,04	1,52

И поскольку на большинстве подпериодов значения статистик попадают в доверительный интервал⁷, в некоторых работах делается вывод об «отсутствии автокорреляции между значениями индекса», а значит, «можно говорить о том, <...> что приращения индекса случайны»⁸. В несколько иной форме аналогичные рассуждения можно найти и в статьях других упомянутых выше авторов.

Подобный переход от утверждения «отсутствие значимой корреляции на данном доверительном уровне» (что и проверяется вышеуказанными тестами) к выводу о «независимости» и «случайном характере приращений» неверен по следующим причинам:

— Рассматриваются лишь однодневные доходности, возможность существования долгосрочных зависимостей игнорируется. А ведь их наличие представляется если не вероятным, то уж, во всяком случае, достойным анализа. К примеру, асимметрия относительно 0 % коэффициентов автокорреляции за «большие» периоды и их абсолютная величина выглядят довольно подозрительно⁹ (рис. 1).

⁶ См.: Алифанова Е. Об эффективности российского фондового рынка // РЦБ. — 2008. — № 1; Криничанский К. и др. Использование модели Стефана Росса в анализе российского фондового рынка // РЦБ. — 2006. — № 8;

Лимитовский М., Нуреев С. Эффективен ли российский рынок акций? // РЦБ. — 2005. — № 8; Моисеев С. Идея эффективного рынка: пациент скорее мертв, чем жив? // Дайджест-Финансы. — 2004. — № 8; Наливайский В., Иванченко И. Исследование степени эффективности российского фондового рынка // РЦБ. — 2004. — № 15;

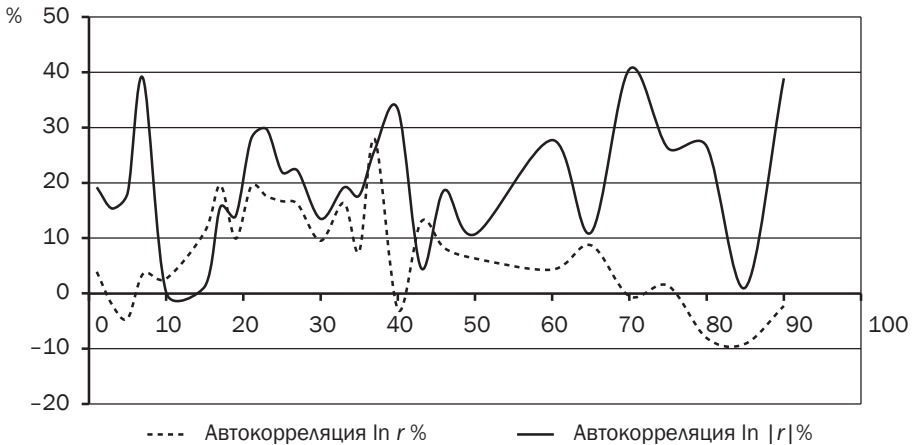
Хмыз О. Основные теории состояния рынка ценных бумаг // РЦБ. — 2006. — № 20.

⁷ Для $n \approx 250$ (один торговый год), $m = 10$ (число объясняющих переменных) значение статистики с вероятностью 95 % будет лежать в интервале $\approx [1,23; 2,77]$.

⁸ См.: Лимитовский М., Нуреев С. Эффективен ли российский рынок акций? // РЦБ. — 2005. — № 8; Криничанский К. и др. Использование модели Стефана Росса в анализе российского фондового рынка // РЦБ. — 2006. — № 8.

⁹ Возможные причины будут рассмотрены ниже.

**Автокорреляция логарифмической доходности индекса ММВБ
и модуля логарифмической доходности индекса ММВБ
для интервалов 1–90 торговых дней за период январь 2000 г. – июнь 2010 г.**



— В общем случае указанные выше тесты доказывают (а если точно, то только определяют вероятность) лишь **отсутствие линейных зависимостей** во временном ряде доходности индекса. Наличие нелинейных связей эти тесты не улавливают. Поэтому без доказательства дополнительных утверждений, например о гауссовом распределении доходностей актива, подобные «доказательства» попросту некорректны.

В связи с этим при тестировании гипотезы о «мартингальности цен»¹⁰ большее доверие вызывают методы, которые: 1) были бы непараметрическими; 2) позволяли бы оценить наличие/отсутствие долгосрочной зависимости; 3) выявляли бы зависимости как линейного, так и нелинейного типа. Одним из статистических тестов, соответствующих всем трем пунктам, является т. н. R/S-анализ. В данной статье изложены результаты проведенного на его основе исследования динамики индекса ММВБ в XXI веке. Поскольку ключевые выводы были получены средствами R/S-анализа, то на его методике следует остановиться подробнее.

Смысл R/S-анализа основан на интуитивно понятной идее. Пусть имеется некоторый временной ряд стоимости актива $P_{k:n}$ за n периодов. Для целей финансового анализа¹¹ его значения принято переводить в логарифмический масштаб. Далее рассчитаем среднюю однопериодную логарифмическую доходность: $\bar{h} = (\ln \frac{P_n}{P_0}) / n$.

На графике это будет угловой коэффициент прямой, соединяющей начальную и конечную точки ряда. Если ряд действительно образован суммированием независимых случайных величин и представляет собой не что иное, как случайное блуждание, то вполне разумно ожидать, что будут выполняться следующие условия:

— траектория случайной величины не должна слишком часто пересекать линию среднего прироста. Такой эффект будет возникать при наличии частой перемежаемости периодов роста и спада;

— в то же время таких пересечений не может быть и слишком мало. Это будет свидетельствовать о склонности системы к сохранению тренда.

¹⁰ Ее краткое изложение см.: Алехин Б. Случайное блуждание цен на бирже // Биржевое обозрение. — 2004. — № 12 (14).

¹¹ Следует заметить чрезвычайную широту использования R/S-анализа в таких отраслях, как гидрология, медицина, физика и пр.

Одно из замечательных свойств R/S-анализа как раз и состоит в возможности количественной оценки демонстрируемой временным рядом «настойчивости» (персистентности) либо «антинастойчивости» (возвратом к среднему, антиперсистентности). Для этого производится расчет специальной статистики т. н. «накопленного размаха»:

$$R_n = \max_{k \leq n} (H_k - \frac{k}{n} H_n) - \min_{k \leq n} (H_k - \frac{k}{n} H_n), \quad (1)$$

где $H_n = \sum_{k=1}^n h_k$.

Геометрический смысл этого выражения прост: R_n представляет собой сумму максимальных за k прошедших периодов положительного и отрицательного отклонений ряда от его «средних темпов роста» (разумеется, взятых по модулю). Полученная таким образом величина R_n нормируется делением на эмпирическое среднеквадратическое отклонение за период S_n :

$$Q_n = \frac{R_n}{S_n}.$$

В. Феллером в 1951 г. были получены исключительно важные (во всяком случае, для финансовой науки) свойства нормализованного накопленного размаха Q_n . Им было доказано следующее¹²: если h_1, h_2, \dots, h_n (в нашем случае это будет логарифмическая доходность за соответствующий период) являются независимыми, одинаково распределенными случайными величинами с $M(h_i) = 0$ и $D(h_i) = 1$, то при больших n асимптотически должно выполняться свойство $M(Q_n) = \sqrt{\frac{\pi n}{2}}$. Откуда, логарифмируя, получим:

$$\ln Q_n \approx \ln \sqrt{\frac{\pi}{2}} + 0,5 \ln n. \quad (2)$$

Т. е. нормированный размах в случае независимости приращений должен расти как $n^{0,5}$. Это свойство непараметрической статистики Q_n остается справедливым и в том случае, если распределения h_1, h_2, \dots, h_n не являются нормальными (в то время как очень многие стандартные методы обязательно требуют такого предположения). Достаточно лишь их независимости и одинаковой распределенности. В случае если ряд «склонен продолжать начатое движение», рост R_n будет опережать рост S_n , и, как следствие, $\Delta \ln Q_n > \Delta 0,5 \ln n$. Если же будет существовать тенденция (линейная или нелинейная) «возврата к среднему», то, соответственно, $\Delta \ln Q_n < \Delta 0,5 \ln n$. Таким образом, в общем виде $Q_n \sim cn^H$, где c — некоторая константа, а H — параметр Харста¹³. При $H = 0,5$ процесс представляет собой броуновское случайное блуждание с независимыми приращениями. Если же $H \neq 0,5$, процесс принято называть фрактальным блужданием. В обоих случаях закон дисперсии σ^2 для приращений ряда ΔP за время t задается следующим выражением:

$$M(P_{t_2} - P_{t_1})^2 = \sigma^2 |t_2 - t_1|^{2H}. \text{ Откуда } \sigma_t^2 = \sigma_1^2 t^{2H}. \quad (3)$$

Поскольку реальные временные ряды, как правило, не являются стационарными, не существует единой общепринятой методологии оценки H . И различные методы могут дать разную количественную оценку этого параметра. Однако их качественные выводы о том, что «параметр больше 0,5», «меньше 0,5» или «равен 0,5», будут совпадать.

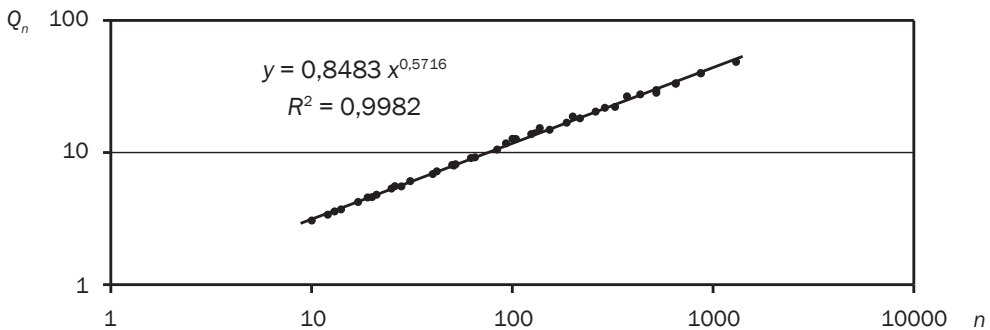
¹² Доказательство см.: Ширяев А. Основы стохастической финансовой математики Т. 1, 2. — М.: Фазис, 1998.

¹³ В честь английского гидролога Г. Харста, впервые применившего подобный метод статистического анализа.

Оценивание параметра H для индекса ММВБ за период с 05.01.2000 по 01.07.2010 производилось по следующему алгоритму: весь ряд — 2605 цен закрытия — был переведен в логарифмическую шкалу и были рассчитаны доходности за каждый торговый день. Далее весь ряд разделялся на непересекающиеся подпериоды равной длины i . Для каждого подпериода по формулам, указанным выше, вычислялась статистика $\frac{R_i}{S_i}$. Среднее значение статистик принималось как несмещенная, состоятельная и эффективная оценка Q_i для подпериода длины i . Соответственно Q_{i+1} рассчитывалось путем увеличения длины подынтервалов до $(i + k)$. При этом окончание последнего подынтервала должно приходиться на последние торговые дни исследуемого ряда ($\approx 02.07.2010$). По такому алгоритму производился расчет для 1-, 3- и 5-дневных логарифмических доходностей индекса. Это позволило построить зависимость Q_n от n для индекса ММВБ:

Рисунок 2

Оценка параметра Харста по ежедневным ценам закрытия для индекса ММВБ (январь 2000 г. – июнь 2010 г.)



Наблюдения очень плотно группируются вдоль прямой с угловым коэффициентом $\approx 0,57$. Какие эффекты должны присутствовать у ряда с $H > 0,5$? С практической точки зрения самое важное, конечно, то, что **первые моменты случайной величины являются зависимыми**. Т. е. даже самая нетребовательная из формулировок ГЭР — постулат о мартингальности цен — отвергается. Математическое обоснование этого утверждения лежит на поверхности. Действительно, из курса элементарной статистики:

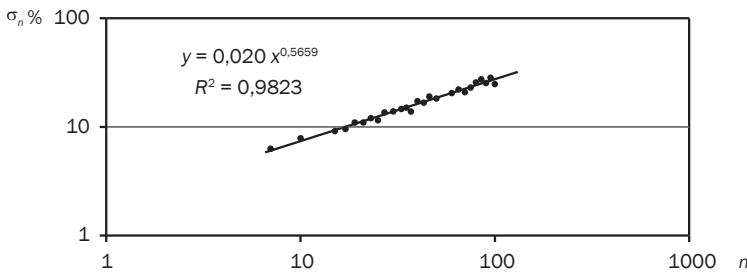
$D_{t_1+t_2} = D_{t_1} + D_{t_2} + 2\text{cov}_{t_1,t_2}$. Пусть $t_1 = t_2$ и $D_{t_1} = D_{t_2}$. Подставив это в формулу (3), получим: $(2t_1)^{2H}D_{t_1} = 2t_1^H D_{t_1} + 2\text{cov}_{t_1,t_2}$, откуда $\text{cov}_{t_1,t_2} = 0$, только если $H = 0,5$. Соответственно при $H > 0,5$ $\text{cov}_{t_1,t_2} > 0$, а при $H < 0,5$ $\text{cov}_{t_1,t_2} < 0$. Кроме того, отсюда можно оценить (впрочем, довольно грубо) ожидаемую автокорреляцию значений ряда в зависимости от H :

$$\text{corr} \approx 2^{2H-1} - 1. \tag{4}$$

Для $H = 0,57$ это составляет $\approx 10\%$, что довольно близко к эмпирическим значениям для 7–60 дневных приращений (рис. 1). Следовательно, можно утверждать, что присутствующая в ценовой динамике индекса **автокорреляция** доходностей, которая классическими тестами (табл. 2) признается незначимой, **отнюдь не случайна**.

Оценить H можно и не прибегая к «экзотическому» R/S-анализу. Как указывалось выше, параметр Харста фигурирует в законе дисперсии. Соответственно, достаточно просто рассчитать эмпирическую дисперсию доходности индекса для различных временных интервалов (рис. 3).

**Временная структура СКО доходности индекса ММВБ
(январь 2000 г. – июнь 2010 г.)**



Как видим, результат — $H \approx 0,56$ — хорошо согласуется с оценкой, полученной методом R/S-анализа.

Исходя из рис. 2, можно сделать вывод не только о факте наличия положительной связи между изменениями индекса. Можно оценить и «длину памяти» системы. Коэффициент детерминации составляет $\approx 0,9982$, и значения Q_n с ростом подынтервала от 10 до 1300 торговых дней растут как $n^{0,57}$. Если бы система с увеличением n «забывала» свои прошлые значения и переходила в независимое случайное блуждание, то начиная с какого-то момента Q_n стали бы ложиться заметно ниже тренда. График напоминал бы ломаную линию с «областью перехода», до которой $Q_n \sim n^{0,57}$, а после — $Q_n \sim n^{0,5}$. В нашем случае мы видим монолитную прямую с незначительными отклонениями. Это говорит о том, что изменение индекса «сегодня» испытывает на себе влияние, по крайней мере, 1300 прошлых торговых дней (более пяти лет!). Возможно, что и больше, но ряд слишком короткий, чтобы можно было это утверждать наверно. Дело в том, что оценка $M(Q_n) \sim n^{0,5}$ имеет дисперсию $D(Q_n) \sim n$. Поэтому отклонение от $H = 0,5$ может быть и на действительно случайном ряде. Дисперсию оценки можно снизить, увеличивая количество непересекающихся подпериодов. Отсюда максимальная длина подпериода может быть равна только половине длины изучаемого ряда (в нашем случае это 1300 для ≈ 2600 торговых дней).

$H > 0,5$ и наличие устойчивой «лишней» дисперсии в ряде доходности индекса **достаточно для доказательства отсутствия слабой формы ГЭР**. Вопрос практического использования такого «провала рынка» будет затронут в заключении. Сейчас же остановимся на теоретических последствиях этого факта. А именно, H не равный 0,5 указывает, что, **возможно, временной ряд вообще не является винеровским процессом**. Интерес представляет то, что это утверждение входит в противоречие с фундаментальными положениями ГЭР.

Действительно, согласно базовой идее ГЭР, если цена актива полностью учитывает всю историческую информацию, то это должно приводить к тому, что изменения логарифмов цен должны быть статистически независимыми величинами. По центральной предельной теореме распределение суммы большого числа независимых одинаково распределенных случайных величин с **конечной дисперсией** стремится к нормальному. Количество тиков по ликвидным активам уже за один торговый день обычно измеряется десятками тысяч. Такого числа с лихвой должно хватать, чтобы в случае верности ГЭР распределение логарифмической доходности активов даже на дневных интервалах было нормальным. В свою очередь ряд, образованный суммированием нормально распределенных случайных величин, есть броуновское движение (винеровский процесс). Опираясь на эту логику, П. Самуэльсон построил базовую математическую модель ГЭР: эволюция стоимости любого актива происходит по закону т. н. геометрического броуновского движения:

$$S_t = S_0 e^{\sigma W_t + (\mu - \frac{\sigma^2}{2})t}, \tag{5}$$

где S_t — цена актива в момент t ;
 W_t — стандартный винеровский процесс.

Т. е. цена актива «завтра» есть цена «сегодня» плюс X %, где X — нормально распределенная случайная величина с $M(X) = \mu$ и $D(X) = \sigma^2$, характеризующих соответственно ожидаемую доходность и риск актива.

Если отклонение H от 0,5 является неслучайным, то эволюция индекса описывается более широким классом блужданий — т. н. процессами Леви. Для них характеристическая функция приращений ряда $\varphi(t)$ имеет вид $\varphi(t) = \exp(\psi(t))$.

$$c \psi(t) = it\beta - d|t|^\alpha [1 + i\theta \frac{t}{|t|} G(t, \alpha)], \tag{6}$$

где $0 < \alpha \leq 2$, $\beta \in R$, $d \geq 0$, $|\theta| \leq 1$, $\frac{t}{|t|} = 0$ при $t = 0$;

$$G(t, \alpha) = \begin{cases} \operatorname{tg} \frac{\pi\alpha}{2}, & \text{если } \alpha \neq 1, \\ \frac{2}{\pi} \ln|t|, & \text{если } \alpha = 1. \end{cases}$$

Параметр α характеризует скорость убывания «хвостов» у распределения плотности случайной величины. При $\alpha = 2$ устойчивое распределение вырождается в нормальное (винеровский процесс — только частный случай процессов Леви). Если же $\alpha < 2$, то вероятность больших отклонений случайной величины от своего математического ожидания будет спадать медленнее, чем при нормальном распределении. Параметр Харста связан с α следующим соотношением:

$$\alpha = \frac{1}{H}. \tag{7}$$

Соответственно для оцененного выше $H \approx 0,57$ $\alpha \approx 1,754$. Распределение случайной величины с таким α должно иметь более толстые «хвосты» и большую плотность в области малых значений, чем нормальное распределение, что хорошо подтверждается эмпирическими данными (табл. 3).

Таблица 3

Распределение вероятности отклонения от среднего значения для дневной логарифмической доходности индекса ММВБ (январь 2000 г. – июнь 2010 г.) и нормального распределения

Отклонение от $M(X)$ (в СКО)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	11
Эмпирическое распределение	78,53 %	16,78 %	3,30 %	0,88 %	0,12 %	0,12 %	0,12 %	0,08 %	0,04 %	0,04 %
Нормальное распределение	68,27 %	27,18 %	4,28 %	0,26 %	0,01 %	6,54 E-07	2,38 E-09	3,30 E-12	1,33 E-15	0,00 E+00

Впечатляет частота очень больших ростов и падений (более 5σ) — 15 случаев из 2605 торговых дней. При нормальном распределении такое событие должно происходить в среднем 57 раз на сто миллионов испытаний (!). Но даже на таком фоне рост индекса на 28,7 %¹⁴, который произошел 19.09.2008, кажется чем-то совершенно из ряда вон выходящим. Вероятность такого движения меньше, чем 10^{-18} (!)¹⁵.

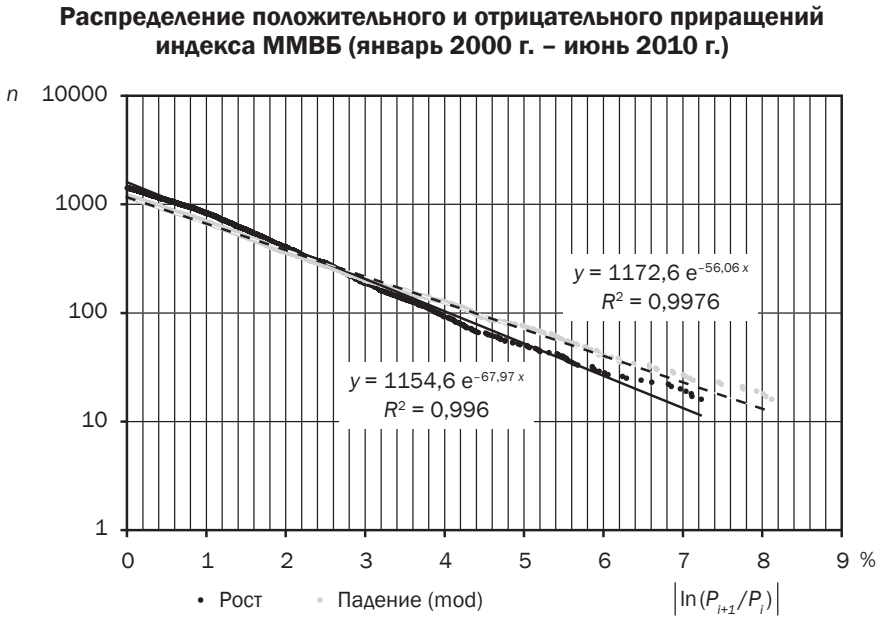
Впрочем, такие факты можно объяснить и полагая $\alpha = 2$ (т. е. оставаясь на позициях ГЭР). Логика такова: истинное распределение вероятности всегда является нормальным, но во время кризисов, катастрофических новостей и т. п. дисперсия нормального распределения становится очень большой. Это отражает повышение общего риска инвестиций. Соответственно статистические «выбросы» — это на самом деле «хвосты» нормальных распределений с σ в несколько раз большей, чем во время спокойного рынка. Скажем, при $\sigma = 15$ % даже 19.09.2008 становится вполне себе рядовым случаем.

¹⁴ Он и составляет отклонение более 10 σ , соответственно 25,23 % логарифмической доходности.

¹⁵ В Excel-2010, в котором производились все расчеты для данной статьи, такое малое число оказалось непредставимо даже в экспоненциальном формате.

Устойчивые распределения с $\alpha < 2$ отличаются от нормального не только характером убывания «хвостов». Они также могут быть асимметричными, в то время как **никакая смесь нормальных распределений** не может обладать таким свойством. В уравнении (6) параметр, отвечающий за асимметрию плотности распределения θ : $-1 \leq \theta \leq 1$. При $\theta = 0$ распределение симметрично относительно t . Если $\theta < 0$, распределение будет иметь отрицательную асимметрию; при $\theta > 0$ соответственно положительную. При $\alpha = 2$ параметр асимметрии в уравнении (6) обращается в 0. Поэтому оценку величины θ можно использовать в проверке распределения на нормальность (рис. 4).

Рисунок 4



Если бы вероятности падений и ростов распределялись по одному закону, прямые были бы параллельны. На графике же очевидна противоположная картина. При том, что дней роста индекса за десять лет было значительно больше, чем падений (1417 против 1187), частота больших ростов убывает гораздо быстрее, чем вероятность аналогичных падений. Уже на $|2,5\%| (\approx 1 \sigma)$ соответствующие частоты равны. Далее вероятность падения всюду больше роста. Таким образом, можно твердо утверждать, что левый «хвост» эмпирического распределения доходности толще правого¹⁶; $\theta < 0$, а это однозначно подтверждает, что $\alpha \neq 2$ и истинное распределение не является ни нормальным, ни смесью нормальных распределений.

Почему такое принципиальное значение имеет строгое доказательство утверждения, что $\alpha \neq 2$? Потому что нормальное распределение — **единственное из всех устойчивых распределений, которое имеет конечную дисперсию**¹⁷. Кроме того, при $\alpha < 1$ у распределения не существует и математического ожидания. В случае если изложенная выше оценка H верна и для распределения ожидаемой доходности ММВБ действительно $\alpha = 1,75$, то для анализа российского рынка становится некорректным использование моделей, основанных на дисперсии как мере риска актива. А ведь гипотеза эффективного рынка как раз одна из них.

¹⁶ Любопытна возможность одного практического применения этого факта. Сторонники ГЭР очень любят предлагать своим оппонентам найти отличия между графиками цен реальных активов и искусственно сгенерированными временными рядами. Лептозксесс вместе с толстыми «хвостами» моделируются ими действительно очень правдоподобно. Но придать подделкам асимметрию приращений, используя генераторы, совместимые с ГЭР, у «фальшивомонетчиков» не получается.

¹⁷ См.: Ширяев А. Н. Вероятность. Т. 2. Гл. 3. — М.: МЦНМО, 2007.

Методом R/S-анализа выше было установлено, что эволюция индекса ММВБ с 2000 г. по 01.07.2010 не является случайным блужданием с независимыми приращениями. Зависимы не только дисперсии доходностей (что не противоречит самой мягкой из формулировок «слабой» ГЭР, т. н. Random Walk-3), но зависимы и первые моменты случайных величин, т. е. ценовой ряд — не мартингал.

Корректно ли отсюда делать вывод, что поскольку, исходя из ГЭР, ММВБ не является даже в слабой форме эффективным рынком, то, используя старый добрый теханализ, его можно «побеждать», получая безрисковую доходность? Автор этих строк далек от подобных утверждений. На **всех** мировых рынках присутствуют аномалии персистентности или антиперсистентности ценовой динамики¹⁸. Но это еще не значит, что рынки неэффективны (в широком, не приватизированном ГЭР, смысле слова). Скорее это доказывает, что сама теория основана на неверных постулатах. $H \neq 0,5$ говорит о том, что в качестве количественной меры риска актива **нельзя использовать** его историческую **дисперсию доходности**. Следовательно, теории рациональных ожиданий и ее «младшей сестре», гипотезе эффективного рынка, следует искать замену.

Библиография

1. Александер, Г. Дж., Шарп, У. Ф., Бэйли, Дж. В., Инвестиции / Пер. с англ. — М.: Инфра-М, 2009.
2. Баффет, У. Эссе об инвестициях, корпоративных финансах и управлении компаниями / Пер. с англ. — М.: Альпина Бизнес Букс, 2005.
3. Дамодаран, А. Инвестиционная оценка / Пер. с англ. — М.: Альпина Бизнес Букс, 2008.
4. Евстигнеев, В. Портфельные инвестиции в мире и России. — М.: Эдитпортал УРСС, 2002.
5. Кроновер, Р. Фракталы и хаос в динамических системах / Пер. с англ. — М.: Постмаркет, 2000.
6. Мандельброт, Б., Хадсон, Р. (Не) послушные рынки / Пер. с англ. — М.: Вильямс, 2006.
7. Мандельброт, Б. Фрактальная геометрия природы / Пер. с англ. — М.: Изд-во ИКИ, 2002.
8. Петерс, Э. Хаос и порядок на рынке капитала / Пер. с англ. — М.: Мир, 2000.
9. Петерс, Э. Фрактальный анализ на рынке капитала / Пер. с англ. — М.: И-трейдинг, 2004.
10. Сорнетте, Д. Как предсказывать крахи финансовых рынков / Пер. с англ. — М., 2003.
11. Ширяев, А. Основы стохастической финансовой математики. Т. 1, 2. — М.: Фазис, 1998.
12. Алехин, Б. Случайное блуждание цен на бирже // Биржевое обозрение. — 2004. — № 12 (14).
13. Алифанова, Е. Об эффективности российского фондового рынка // РЦБ. — 2008. — № 1.
14. Предпосылки введения количественных мер эффективности для ГЭР: препринт WP16/2007/05 / В. М. Архипов, И. Ю. Захаров, В. В. Науменко, С. Н. Смирнов. — М.: ГУ-ВШЭ, 2007.
15. Буклемишев, О., Малютин, М. Анализ информационной эффективности российского фондового рынка // Экономика и математические методы. — 1998. — Т. 34. — Вып. 3.
16. Горяшко, А. Мифы и реальность фондовых рынков // РЦБ. — 2006. — № 1 (304).
17. Золотарев, В., Алифанова, Е. Проблемы оценки эффективности фондового рынка // Финансы. — 2008. — № 2.
18. Криничанский, К. Использование модели Стефана Росса в анализе российского фондового рынка / Криничанский К., Горюнова М., Безруков А. // РЦБ. — 2006. — № 8.
19. Лимитовский, М., Нуреев, С. Эффективен ли российский рынок акций? // РЦБ. — 2005. — № 8.
20. Моисеев С. Идея эффективного рынка: пациент скорее мертв, чем жив? // Дайджест-Финансы. — 2004. — № 8.
21. Наливайский, В., Иванченко И. Исследование степени эффективности российского фондового рынка // РЦБ. — 2004. — № 15.
22. Нилов, И. Основной принцип ценообразования на фондовом рынке // РЦБ. — 2007. — № 2.
23. Нилов, И. Шумовые трейдеры // РЦБ. — 2006. — № 24.
24. Хаметшин, Д. Современная трактовка информационной эффективности финансовых рынков // Российский экономический интернет-журнал. — 2009.
25. Хмыз, О. Основные теории состояния рынка ценных бумаг // РЦБ. — 2006. — № 20.
26. Абрамов, А. Формирование и развитие рынка ценных бумаг инвестиционных фондов: дис. ... канд. экон. наук. — М., 2004.
27. Fama, E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work // Journal of Finance. — 1970. — May.
28. Fama, E. F. Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance // Journal of Finance. — 1997. — June.
29. Hall, S., Urga, G. Testing for ongoing efficiency in the Russian stock market. — London, 2002.

¹⁸ Хотя, конечно, есть активы и с $H \approx 0,5$. Например, расчеты для периода 2000 г. — июль 2010 г. показывают, что к таким, по всей видимости, принадлежит нефть марки Brent.