ДОХОДНОСТЬ И РИСК ТОРГОВЛИ НА КОЛЕБАНИЯХ**Михаил Сергеевич ДЮДИН**

старший преподаватель кафедры математики и информатики,
Краснодарский филиал Финансового университета, Краснодар, Российская Федерация
diudin.m@yandex.ru

История статьи:

Получена 18.01.2017
Получена в доработанном
виде 01.06.2017
Одобрена 22.06.2017
Доступна онлайн 27.07.2017

УДК 336.7

JEL: G10, G11

Аннотация

Предмет. Биржевая торговля на колебаниях ставит целью получение прибыли от сделок длиной от одного дня до нескольких недель. В отличие от внутрисдневной торговли на этих временных интервалах помимо стохастики существенное влияние оказывают детерминированные закономерности.

Цели. Развитие математических методов измерения доходности и риска биржевой торговли, учитывающих частично детерминированный характер биржевой динамики.

Методология. Используются методы фрактальной математики и нелинейной динамики.

Результаты. Сильные колебания цен увеличивают дисперсию доходностей и оцениваются в рамках вероятностного подхода как фактор риска. Вследствие этого потенциально доходные при торговле на колебаниях ценные бумаги остаются недооцененными при использовании таких количественных показателей, как среднее и стандартное отклонение. Вместо теоретико-вероятностных оценок предлагается измерять риск биржевого актива величиной случайной составляющей его динамики, доходность – размахом и средней длиной аперiodических циклов. Соотношение детерминированной динамики и случайного шума растет пропорционально времени в степени $H - 0,5$, из чего следует снижение риска с ростом времени сделки. Но с приближением времени к величине средней длины аперiodических циклов возрастает риск изменения тренда и рекомендуется закрытие сделки в момент, когда разница между текущим размахом и размахом для максимального значения показателя Херста H станет меньше величины случайной компоненты.

Выводы. Предложенные количественные оценки доходности и риска биржевой торговли на колебаниях дают более полную информацию о ценовой динамике в сравнении с существующими вероятностными показателями. Ввиду большого разброса реальной длины аперiodических циклов относительно их среднего значения, полученного при помощи R/S анализа, не рекомендуется использовать оценку размаха R .

Ключевые слова:

биржевая динамика,
фрактальный рынок,
теория хаоса, риск

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2017

Для цитирования: Дюдин М.С. Доходность и риск торговли на колебаниях // *Финансы и кредит*. – 2017. – Т. 23, № 27. – С. 1614 – 1623.

<https://doi.org/10.24891/fc.23.27.1614>

Доходность и риск торговли на колебаниях

Наиболее распространенные способы биржевой торговли, такие как торговля на колебаниях цены и долгосрочные инвестиции, являются несовместимыми с существующими методами измерения доходности и риска, основанными на вероятностном подходе. Случайность ценовых приращений противоречит существованию прогнозируемых краткосрочных колебаний и циклов, так же как

и существованию долговременных детерминированных закономерностей в движении биржевых цен. Оценка риска и волатильности при помощи стандартного отклонения, VaR и других вероятностных показателей [1–3] подразумевает выполнение положений гипотезы эффективного рынка, предполагающей случайность, нормальность и одинаковое распределение приращений цены. [4] В ряде работ приводится

убедительная критика гипотезы, как опровергающая нормальность распределения приращений цены [5] и существование конечной дисперсии, так и ставящая под сомнение ее теоретические обоснования [6, 7].

Развитие современных математических методов исследования биржевой динамики связано с использованием методов теории хаоса и фрактальной математики [8]. В рамках гипотезы фрактального рынка существуют методы R/S анализа, позволяющие идентифицировать непериодические циклы в динамике цен и определять их среднюю длину [9, 10], но на данный момент не разработаны количественные показатели, оценивающие привлекательность биржевых активов для инвесторов.

В работах [9, 10] производится исследование зарубежных фондовых рынков и делается вывод о фрактальной природе биржевой динамики и существовании непериодических циклов в динамике по крайней мере части ценных бумаг. Выводы Э. Петерса и Б. Мандельброта подтверждаются и для отечественного рынка ценных бумаг. Понятие аperiодических циклов связано с понятиями квазипериодических функций и почти периодических функций, однако не может быть сведено к ним, так как рассматриваемая динамика является частично детерминированной, то есть сочетанием случайного шума и детерминированных закономерностей. В теории почти периодических функций полагается, что она представляется суммой периодических функций, в чем можно увидеть связь с положениями гипотезы фрактального рынка, [6] согласно которым биржевая динамика является сочетанием действий инвесторов с различными горизонтами инвестиций.

Из существования непериодических циклов в биржевой динамике следует необходимость переопределения риска инвестиций. С распространением предложений по продажам без покрытия участники рынка обретают возможность получать доход продажами акций без предварительной покупки, исключая снижение цены из

факторов риска. Таким образом, сильная изменчивость цен является не фактором риска, а возможностью извлекать прибыль на колебаниях рынка, а успех инвестиций определяется верным прогнозом направления движения цены и точным предсказанием максимума или минимума текущего аperiодического цикла.

В рамках гипотезы фрактального рынка предполагается, что биржевая динамика является сочетанием цветного шума (шум, обладающий свойством персистентности или антиперсистентности) и детерминированной нелинейной динамики [6, 9] или сочетанием белого шума и детерминированной нелинейной динамики. Шумовая составляющая динамики объясняется нерациональными действиями спекулянтов, торговых роботов, неопытных игроков, погрешностями измерений и другими факторами. Стохастика не может быть спрогнозирована и является существенным фактором риска при принятии инвестиционных решений. Более того, определяющим свойством хаотических систем, к которым относятся фондовые рынки [6], является сильная чувствительность к начальным условиям. Малое изменение траектории движения цены вследствие случайного спекулятивного шума с течением времени приводит к увеличению расхождения с исходной траекторией пропорционально экспоненте Ляпунова, и потенциальные убытки из-за случайного изменения цены не ограничиваются величиной случайной составляющей.

Случайная компонента биржевой динамики может измеряться методом Яновского и Филатова, дающим относительную оценку случайного шума согласно мультипликативной модели, либо методом, предложенным в статьях [11, 12]. Последний метод измеряет масштаб, на котором детерминированный сигнал начинает превышать случайный, (что определяется началом линейного участка на графике корреляционного интеграла в логарифмическом масштабе, *рис. 1*) и дает оценку абсолютного значения случайной компоненты, что лучше подходит для целей данной статьи.

Так как случайный шум в биржевых доходностях является динамическим, (не является аддитивным к детерминированной компоненте, а представляет собой часть динамики системы [6]), его распределение нельзя свести к известным типичным законам распределения. Установить связь корреляционной меры шума с числовыми характеристиками случайных величин не удалось. Будем говорить о величине случайного шума как о масштабе, на котором влияние детерминированной динамики на аттрактор системы начинает превышать влияние стохастики.

Применение методов нелинейной динамики требует большого объема данных, и, следовательно, использования высокочастотных данных [13, 14]. Для точной оценки корреляционной размерности D_C необходима выборка объемом $N = 10^{2+0,4D_C}$. Для применения R/S анализа в целях точной оценки H необходимо усреднение по нескольким периодам, следовательно, объем выборки должен превышать длину неперіодического цикла в несколько раз. Существуют методы оценки показателя Херста [15], требующие значительно меньшего объема данных, но для выявления средней длины неперіодических циклов требования к объему выборки сохраняются.

Рассмотрим историческую динамику акций ОАО «Лукойл» за 2006–2008 гг. (выбор этого периода обусловлен значительными колебаниями цены и слабым трендом). Средняя доходность за один месяц, рассчитанная за полтора года, составляет 1,3%. Стандартное отклонение – 9,7%, Var при инвестировании на один месяц – 15,9% (рис. 2). Таким образом, при использовании вероятностного инструментария можно сделать вывод о том, что данная ценная бумага является мало доходной и в высокой степени рискованной.

Однако в реальности динамика состоит из значительных ценовых колебаний, из которых при верном прогнозировании может быть извлечена прибыль, превышающая 1,3%. R/S анализ показывает, что средняя длина периодических циклов составляет 9 900

элементов, (по максимуму $H(n)$) значению $n_H = 9\,900$ соответствует значение размаха $R_H = 665$ (исследуется ряд ценовых приращений). Чтобы привести размах к единице времени, разделим R на n в степени $H(n)$. $R : n^H = 665 \text{ over } 9\,900^{0,58} = 3,2$. Следует отметить, что оценка размаха является усредненной по всему временному ряду и не может быть использована для прогнозирования каждого отдельно взятого неперіодического цикла, период и амплитуда которого могут колебаться в широких пределах.

Проведем визуальный анализ графика цен и определим циклы с периодом и размахом, соответствующим полученным параметрам (табл. 1).

Полученная оценка соответствует идеальному случаю, когда точки минимума и максимума точно прогнозируются инвестором, что на практике невозможно. Однако можно утверждать, что чем больше размах и количество неперіодических циклов, чем больше размах R , приведенный к единице временного ряда, тем больше возможностей получить прибыль.

Вероятность точного прогноза движения цены зависит от доли случайного шума в ее динамике. Значение корреляционной меры шума для динамики $LKOH$ составляет 1,29 р., что соответствует единице времени, в которой измеряется временной ряд (в данном случае – пяти минутам). Тогда соотношение детерминированной динамики и случайного шума для динамики $LKOH$ можно оценить как $3,2/1,29$. Доля случайного шума равна $\frac{1,29}{3,2+1,29} = 0,29$. При этом доля элементов ряда приращений, лежащих в интервале $(-1,29; 1,29)$, составляет 33%.

Данное соотношение соответствует масштабу 1 элемента временного ряда. С течением времени n детерминированная компонента меняется пропорционально n^H , случайная – пропорционально $n^{0,5}$. Соотношение детерминированной и случайной компоненты меняется пропорционально $n^{H-0,5}$. Рост корреляционной меры шума пропорционально

$n^{0,5}$ подтверждается экспериментально на примере динамики *ROSN*, *SBER*, *LKOH*. Проведены расчеты для приращений цены с интервалом от 1 до 10 минут, подтверждающие зависимость. Точное значение коэффициента в степени n колеблется от 0,48 до 0,54.

$$R/\varepsilon(n) = \frac{R}{\varepsilon} n^{H-0,5}. \quad (1)$$

Чем длиннее срок сделки, тем больше соотношение динамики и шума (при условии $H > 0,5$). Но с ростом срока сделки приближается точка максимума/минимума неперiodического цикла, создавая риск опоздать с закрытием сделки и потерпеть убытки при изменении тренда. Пусть средняя длина аперiodического цикла n_H соответствует показателю Херста H_{max} и значению размаха R_H . Тогда при достижении определенного n величина случайного шума $\varepsilon(n)$ в сумме с размахом $R(n)$ превысит R_H :

$$Rn^H + \varepsilon n^{0,5} = R_H, \quad (2)$$

после чего достижения максимума/минимума в большой степени зависят от случайной компоненты и рекомендуется закрытие сделки. При желании инвестора сильнее снизить риск слагаемое $\varepsilon n^{0,5}$ может быть умножено на соответствующий коэффициент. n может быть найдено графически, по точке пересечения $Rn^H + \varepsilon n^{0,5}$ с ординатой R_H (рис. 3).

Для рассмотренного примера $n = 7\,300$, то есть рекомендуется закрытие сделки не менее чем за $9\,900 - 7\,300 = 2\,600$ отсчетов до ожидаемого минимума или максимума цены. Значению $n = 7\,300$ соответствует размах $R(7\,300) = 3,2 \cdot 7\,300^{0,58} = 557,02$, что является оценкой потенциальной прибыли торговли на колебаниях при величине случайного шума $\varepsilon = 1,29$, среднем размахе аперiodических циклов $R_H = 665$ и средней длине неперiodического цикла $n = 7\,300$.

В табл. 2 указаны рассчитанные значения максимального значения показателя Херста H_{max} , соответствующее ему число отсчетов n_H и размах колебаний R_H . (Для случаев,

если максимум графика H определяется неточно, указан диапазон их возможных значений). Размах R_H приведен к единице времени временного ряда R_1 для сравнения с корреляционной мерой шума ε .

Для сравнения с вероятностными методами рассчитаны значения среднего, стандартного отклонения и *VaR*. Расчеты приведены для рядов 5-минутных приращений цены за 2015 г. в целях соотнесения с полученными ранее значениями для размаха и случайной компоненты (табл. 3).

Стандартное отклонение превышает корреляционную меру шума в 3,5–4,5 раза. При использовании вероятностного подхода частично детерминированная нелинейная динамика рассматривается как случайная, что завышает величину случайной компоненты временного ряда и трактуется как повышенный риск. В то же время потенциальная доходность актива ограничивается оценкой по среднему, что соответствует линейному (либо экспоненциальному в случае исследования ряда доходностей) тренду, являясь существенным упрощением в сравнении с реальной нелинейной динамикой биржевых котировок.

Полученные при помощи R/S анализа оценки средней длины и размаха аперiodических циклов являются усредненными за период наблюдений, не могут эффективно использоваться для прогнозирования цены и должны рассматриваться как общая оценка инвестиционной привлекательности ценных бумаг при торговле на колебаниях. При этом для сравнения ценных бумаг необходимо рассматривать один и тот же временной интервал и использовать одну и ту же частоту данных [16]. Размах R оценивает максимально возможный выигрыш при открытии и закрытии сделки в точках максимума или минимума. Корреляционная мера шума ε оценивает величину случайной компоненты динамики, которая создает риск отклонения размаха колебаний цены от ожидаемого и вносит неопределенность в динамику, затрудняя прогнозирование. Инвесторы могут применять к R и ε коэффициенты,

отражающие их индивидуальные предпочтения либо погрешность используемых численных методов. Для предсказания направления движения цены и точек изменения тренда рекомендуется использование нейросетевых методов, применение которых для моделирования аттрактора динамической системы по временному ряду одной из ее переменных теоретически обосновывается теоремой Таккенса [17]. Также могут применяться методы нечеткой логики, модели ARMA и ARCH, методы технического и фундаментального анализа.

Таблица 1**Непериодические циклы в динамике, определенные визуальным анализом графика****Table 1****Non-periodic cycles in dynamics defined through visual analysis of the diagram**

Открытие позиции	Заккрытие позиции	Изменение цены
2 100	2 600	500
2 600	1 700	900
1 700	2 450	750
2 450	1 900	550
1 900	2 400	500
2 400	1 950	450
1 800	2 320	520
2 320	1 700	620
1 700	2 600	900

Источник: составлено автором*Source:* Authoring**Таблица 2****Числовые характеристики биржевой динамики на примере российского фондового рынка****Table 2****Numeric characteristics of the exchange dynamics: the Russian stock market case study**

Показатель	ROSN	SBER	LHOH	MAGN	MICEX
n_H	2 400	2 800	1 400	3 200	2 100
$n_H \in (n_1; n_2)$	(1 500; 3 000)	(1 700; 3 900)	1 400	(2 300; 4 000)	(1 500; 2 100)
R_H	29	11,15	215	1 760	116
$R_H \in (R_1; R_2)$	(22; 32)	(8,9; 13,5)	215	(2,9; 2,7)	(96; 116)
H_{max}	0,56	0,59	0,56	0,54	0,55
ε	0,14	0,04	1,09	8,43	0,51
R_1	0,37	0,11	3,72	22,52	1,73
R_1/ε	2,73	2,75	3,42	2,67	3,38

Примечание. n_H – время, соответствующее этому значению, которое оценивает среднюю длину непериодического цикла; R_H – размах, который соответствует H_{max} , оценивает амплитуду непериодического цикла; H_{max} – максимальное значение показателя Херста; ε – корреляционная мера шума; R_1 – размах, приведенный к единице времени.

Источник: составлено автором

Note. n_H is the time corresponding to this value, which estimates the average length of the non-periodic cycle; R_H is the amplitude, which corresponds to H_{max} , evaluates the amplitude of non-periodic cycles; H_{max} is the upper bound of Hurst exponent; ε is the correlation noise measure; R_1 is the amplitude normalized to time unit.

Source: Authoring

Таблица 3

Вероятностные характеристики биржевой динамики (5-минутные приращения за 2015 г.)

Table 3

The probabilistic characteristic of the stock dynamics (5-minute increment during 2015)

Показатель	ROSN	SBER	LHOH	MAGN	MICEX
Среднее (р.)	0,00224	0,001786	0,003587	0,053764	0,013727
Ст. отклонение (р.)	0,48056	0,154193	5,038662	24,82985	2,059827
VaR (95%) (р.)	0,78828	0,25186	8,28501	40,7913	3,37469
Ср. значение цены (р.)	76,99	247,41	2 553,75	11 440,07	1 685,43

Источник: составлено автором

Source: Authoring

Рисунок 1

Корреляционная мера шума определяется началом линейного участка на логарифмическом графике корреляционного интеграла. Наклон линейного участка определяет корреляционную размерность

Figure 1

The correlation noise measure is determined by the beginning of the linear range on a logarithmic plot of the correlation integral. The slope of the linear section defines the correlation dimension

Источник: составлено автором

Source: Authoring

Рисунок 2

Динамика акций ЛКОН за 2006–2008 гг.

Figure 2

The change in stock LKON during 2006–2008

Источник: составлено автором

Source: Authoring

Рисунок 3Зависимость размаха R , корреляционной меры шума ε и их суммы от n . График $Rn^H + \varepsilon n^{0,5}$ пересекает прямую $y=R_H$ при $n = 7\,300$ **Figure 3**The dependence of R amplitude, correlation noise measure ε and their sum of n . Graph $Rn^H + \varepsilon n^{0,5}$ crosses the right line $y=R_H$ when $n = 7\,300$

Источник: составлено автором

Source: Authoring

Список литературы

1. *Jorion P.* Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk. 3rd ed. New York, McGraw-Hill, 2006, 594 p.
2. *Holton G.A.* Value-at-Risk: Theory and Practice. 2nd ed. URL: <https://www.value-at-risk.net>
3. RiskMetrics™ – Technical Document. 4th Edition. New York, J.P. Morgan and Reuters, 1996, 284 p. URL: <https://www.msci.com/documents/10199/5915b101-4206-4ba0-ae2-3449d5c7e95a>
4. *Markowitz H.M., Todd G.P., Sharpe W.F.* Mean-Variance Analysis in Portfolio Choice and Capital Markets. New York, Wiley Publ., 2000, 399 p.
5. *Sheikh A.Z., Qiao H.* Non-Normality of Market Returns: A Framework for Asset Allocation Decision Making. *Journal of Alternative Investments*, 2009, January, vol. 12, iss. 3, pp. 8–35. doi: 10.3905/JAI.2010.12.3.008
6. *Peters E.E.* Chaos and Order in the Capital Markets. New York, Wiley Publ., 1996, 288 p.
7. *Mandelbrot B.B.* Fractals and Scaling in Finance. New York, Springer-Verlag New York, 1997, 551 p.
8. *Егорова Н.Е., Торжеский К.А.* Основные направления и концепции анализа фондовых рынков // Аудит и финансовый анализ. 2008. № 6. С. 168–171.
9. *Петерс Э.* Фрактальный анализ финансовых рынков. М.: Интернет-трейдинг, 2004. 304 с.
10. *Mandelbrot B.B.* Statistical Methodology for Non-Periodic Cycles: From the Covariance to R/S Analysis. *Annals of Economic and Social Measurement*, 1972, vol. 1, no. 3, pp. 259–290. URL: https://scholar.google.ru/citationsview_op=view_citation&hl=en&user=vZA2pjwAAAAJ&citation_for_view=vZA2pjwAAAAJ:YsrPvIHIBpEC
11. *Калайдин Е.Н., Дюдин М.С.* Измерение стохастической составляющей в динамике активов российского рынка капитала // Экономика устойчивого развития. 2012. № 11. С. 126–132.
12. *Demekhin E.A., Dyudin M.S., Kalaidin E.N.* Estimating Noise in Financial Time Series. *European Researcher. Series A*, 2011, vol. 5, iss. 1, pp. 491–492. URL: http://www.erjournal.ru/journals_n/1309441340.pdf
13. *Grassberger P., Procaccia I.* Measuring the Strangeness of Strange Attractors. *Physica D: Nonlinear Phenomena*, 1983, vol. 9, no. 1-2, pp. 189–208. doi: 10.12691/bse-2-1-3
14. *Sprott J.C., Rowlands G.* Improved Correlation Dimension Calculation. *International Journal of Bifurcation and Chaos*, 2001, vol. 11, no. 7, pp. 1865–1880. URL: <http://sprott.physics.wisc.edu/pubs/paper255.pdf>
15. *Dubovikov M.M., Starchenko N.S., Dubovikov M.S.* Dimension of the Minimal Cover and Fractal Analysis of Time Series. *Physica A*, 2004, vol. 339, no. 3-4, pp. 591–608. doi: 10.1016/j.physa.2004.03.025
16. *Калуш Ю.А., Логвинов М.М.* Показатель Херста и его скрытые свойства // Сибирский журнал индустриальной математики. 2002. Т. V. № 4. С. 29–37.
17. *Дюдин М.С., Калайдин Е.Н.* Нейросетевое моделирование биржевой динамики // Современная экономика: проблемы и решения. 2012. № 9. С. 168–177. URL: <https://doi.org/10.17308/meps.2012.9/335>

Информация о конфликте интересов

Я, автор данной статьи, со всей ответственностью заявляю о частичном и полном отсутствии фактического или потенциального конфликта интересов с какой бы то ни было третьей стороной, который может возникнуть вследствие публикации данной статьи. Настоящее заявление относится к проведению научной работы, сбору и обработке данных, написанию и подготовке статьи, принятию решения о публикации рукописи.

pISSN 2071-4688
eISSN 2311-8709

RETURN AND RISK OF SWING TRADING

Mikhail S. DYUDIN

Krasnodar Branch of Financial University under Government of Russian Federation, Krasnodar, Russian Federation
diudin.m@yandex.ru

Article history:

Received 18 January 2017

Received in revised form
1 June 2017

Accepted 22 June 2017

Available online 27 July 2017

JEL classification: G10, G11

Keywords: stock returns,
fractal market, chaos theory,
risk

Abstract

Importance Swing trading aims to money making from deals lasting from one day to several weeks. Unlike day-trading, during this time in addition to stochastics, deterministic regularity has a great impact.

Objectives The paper aims to develop mathematical methods for measuring the profitability and risk of stock trade, taking into account the partly deterministic nature of the stock dynamics.

Methods I used the methods of fractal mathematics and non-linear dynamics.

Results The paper proposes to measure the risk of stock asset by a random component of its dynamics instead of the theoretical-probabilistic estimates and measure the yield by the range and average length of the aperiodic cycles.

Conclusions The proposed quantitative estimates of the profitability and risk of stock trade in terms of fluctuations provide more complete information on price developments relative to the existing probability rates.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2017

Please cite this article as: Dyudin M.S. Return and Risk of Swing Trading. *Finance and Credit*, 2017, vol. 23, iss. 27, pp. 1614–1623.

<https://doi.org/10.24891/fc.23.27.1614>

References

1. Jorion P. Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk. 3rd ed. New York, McGraw-Hill, 2006, 594 p.
2. Holton G.A. Value-at-Risk: Theory and Practice. 2nd ed. URL: <https://www.value-at-risk.net>
3. RiskMetrics™ – Technical Document. 4th Edition. New York, J.P. Morgan and Reuters, 1996, 284 p. URL: <https://www.msci.com/documents/10199/5915b101-4206-4ba0-ae2-3449d5c7e95a>
4. Markowitz H.M., Todd G.P., Sharpe W.F. Mean-Variance Analysis in Portfolio Choice and Capital Markets. New York, Wiley Publ., 2000, 399 p.
5. Sheikh A.Z., Qiao H. Non-Normality of Market Returns: A Framework for Asset Allocation Decision Making. *Journal of Alternative Investments*, 2009, January, vol. 12, iss. 3, pp. 8–35. doi: 10.3905/JAI.2010.12.3.008
6. Peters E.E. Chaos and Order in the Capital Markets. New York, Wiley Publ., 1996, 288 p.
7. Mandelbrot B.B. Fractals and Scaling in Finance. New York, Springer-Verlag New York, 1997, 551 p.
8. Egorova N.E., Torzhevskii K.A. [Fundamental directions and conceptions of analysis markets of stocks]. *Audit i finansovyi analiz = Audit and Financial Analysis*, 2008, vol. 6, pp. 168–171. (In Russ.)
9. Peters E.E. *Fraktal'nyi analiz finansovykh rynkov* [Fractal Market Analysis: Applying Chaos Theory to Investment and Economics]. Moscow, Internet-treiding Publ., 2004, 304 p.

10. Mandelbrot B.B. Statistical Methodology for Non-Periodic Cycles: From the Covariance to R/S Analysis. *Annals of Economic and Social Measurement*, 1972, vol. 1, no. 3, pp. 259–290. URL: https://scholar.google.ru/citationsview_op=view_citation&hl=en&user=vZA2pjwAAAAJ&citation_for_view=vZA2pjwAAAAJ:YsrPvIHIBpEC
11. Kalaidin E.N., Dyudin M.S. [Measuring noise component of Russian capital market dynamics]. *Ekonomika ustoichivogo razvitiya = Economics of Sustainable Development*, 2012, vol. 11, pp. 126–132. (In Russ)
12. Demekhin E.A., Dyudin M.S., Kalaidin E.N. Estimating Noise in Financial Time Series. *European Researcher. Series A*, 2011, vol. 5, iss. 1, pp. 491–492. URL: http://www.erjournal.ru/journals_n/1309441340.pdf
13. Grassberger P., Procaccia I. Measuring the Strangeness of Strange Attractors. *Physica D: Nonlinear Phenomena*, 1983, vol. 9, no. 1-2, pp. 189–208. doi: 10.12691/bse-2-1-3
14. Sprott J.C., Rowlands G. Improved Correlation Dimension Calculation. *International Journal of Bifurcation and Chaos*, 2001, vol. 11, no. 7, pp. 1865–1880. URL: <http://sprott.physics.wisc.edu/pubs/paper255.pdf>
15. Dubovikov M.M., Starchenko N.S., Dubovikov M.S. Dimension of the Minimal Cover and Fractal Analysis of Time Series. *Physica A*, 2004, vol. 339, no. 3-4, pp. 591–608. doi: 10.1016/j.physa.2004.03.025
16. Kalush Yu.A., Logvinov M.M. [Hurst exponent and its latent qualities]. *Sibirskii zhurnal industrial'noi matematiki = Journal of Applied and Industrial Mathematics*, 2002, vol. 5, iss. 4, pp. 29–37. (In Russ.)
17. Dyudin M.S., Kalaidin E.N. [Neural Network Modeling of Exchange Dynamics]. *Sovremennaya ekonomika: problemy i resheniya = Modern Economics: Problems and Solutions*, 2012, no. 9, pp. 168–177. (In Russ.) URL: <https://doi.org/10.17308/meps.2012.9/335>

Conflict-of-interest notification

I, the author of this article, bindingly and explicitly declare of the partial and total lack of actual or potential conflict of interest with any other third party whatsoever, which may arise as a result of the publication of this article. This statement relates to the study, data collection and interpretation, writing and preparation of the article, and the decision to submit the manuscript for publication.