

И. Ю. Лукашин

# Российский фондовый рынок в период кризиса 2008–2009 гг.

*Статья посвящена исследованию уровня доходности и риска на российском фондовом рынке в период кризиса 2008–2009 гг. Изучаются взаимосвязи российского рынка акций с мировыми фондовыми индексами и стоимостью основных энергоносителей. Исследуется автокорреляция доходности и моделируется волатильность фондового индекса на примере индекса ММВБ. Найдены оптимальные портфели на разных временных интервалах, сравниваются их характеристики и составы. Анализируются взаимосвязи волатильности акций и  $\beta$ -коэффициентов.*

**Ключевые слова:** волатильность, доходность, риск, оптимальные портфели, распределения, корреляция, условная гетероскедастичность.

## 1. Введение

На фондовый рынок влияют настроения инвесторов, перетоки капиталов, риски. Обратно говоря, фондовый рынок является барометром состояния экономики в целом. Если у реальной экономики высокая инерционность, то у фондового рынка она незначительна. Поэтому события на фондовом рынке могут быть предвестниками изменений в реальном секторе экономики. Вот почему важно следить за динамикой и волатильностью фондовых индексов и курсов акций.

Целью настоящей статьи является анализ динамики кризисной ситуации на фондовом рынке в период октябрь 2007 — октябрь 2009 гг., оценка текущего состояния и прогноз на ближайшую перспективу.

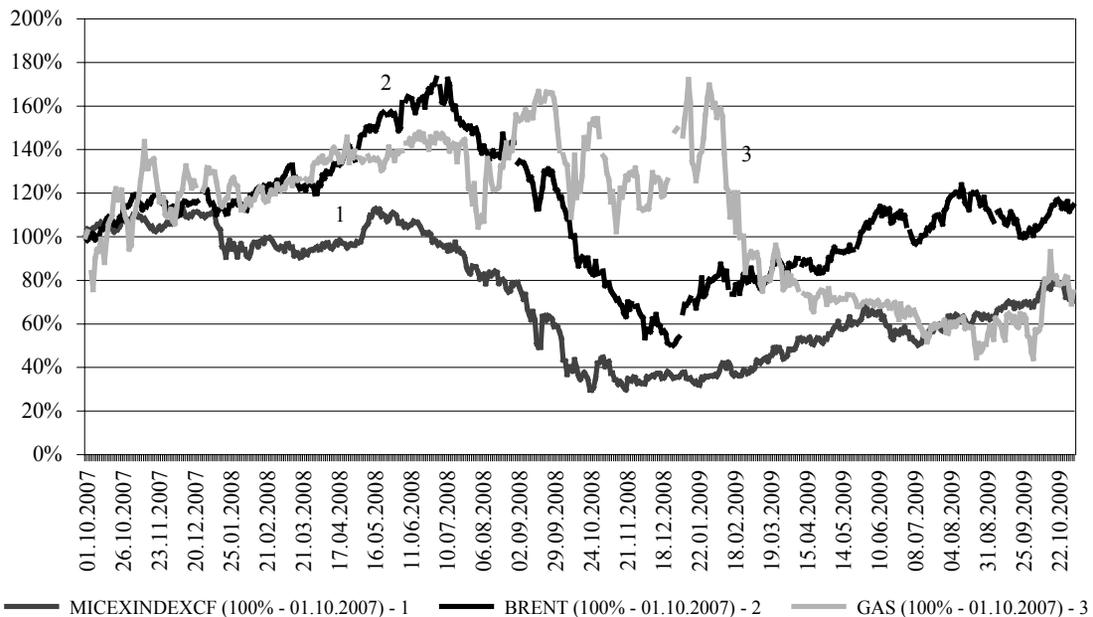
Прежде всего, проведем графический анализ следующих индикаторов:

- Индекс ММВБ. Характеризует движение российского фондового рынка. Определяется на основе 30 основных российских акций.
- Цена на нефть: Europe Brent Spot Price FOB (доллар/баррель)<sup>1</sup>. Один из основных индикаторов, влияющих на российскую экономику.
- Цена на газ: EEX Gas Spotmarket NCG / Gas Spot Market NCG (2007 — EGT) Settlement Price (евро/Мвт)<sup>2</sup>.

Для сравнимости данных приведем базисные индексы рассматриваемых показателей, приняв за 100% их значения на 1 октября 2007 года. Представим динамику, приведя все цены к рублю по курсу закрытия доллар/рубль и евро/рубль с расчетами «сегодня» на ММВБ (рис. 1).

<sup>1</sup> <http://www.eia.doe.gov/dnav/pet/hist/LeafHandler.ashx?n=PET&s=RBRT&f=D>.

<sup>2</sup> <http://www.eex.com/en/Download/Market%20Data/Natural%20Gas%20-%20EEX>.



**Рис. 1.** Базисные индексы мировых цен на нефть и газ в рублевом эквиваленте, динамика индекса ММВБ, показатели на 01 октября 2007 г. приняты за 100%

Видно, что наиболее низкого значения фондовый индекс достигал в период с 01.10.2008 по 01.02.2009. Затем наблюдался постоянный подъем, который как бы следовал за ростом цен на нефть.

## 2. Статистический анализ доходностей

Оценим зависимость 1-дневной доходности индекса ММВБ (MICEX) от 1-дневной доходности индекса цены на нефть, приведенной к рублевому эквиваленту, используя представление:

$$\ln\left(\frac{x_t}{x_{t-1}}\right) = \ln\left(\frac{x_{t-1} + \Delta}{x_{t-1}}\right) = \ln\left(1 + \frac{\Delta}{x_{t-1}}\right) \approx \frac{\Delta}{x_{t-1}}, \quad (1)$$

где  $x_{t-1}$  — значение показателя в момент  $t - 1$ , а  $\Delta$  — прирост показателя за единицу времени. Представим значения доходности фондового индекса  $\ln\left(\frac{MICEX_t}{MICEX_{t-1}}\right)$  как функцию от доходности индекса цен на нефть  $\ln\left(\frac{BRENT_t}{BRENT_{t-1}}\right)$  на временном интервале 01.10.2007–03.11.2009. Соответствующая модель линейной регрессии:

$$\hat{y} = 0.0004 + 0.509 \cdot x, \quad (0.056) \quad (2)$$

где  $y$  — доходность индекса (крышечка сверху означает оценку),  $x$  — доходность нефти, внизу в скобках здесь и далее приведены стандартные ошибки при уровне значимости 0.05. Коэффициент  $\beta$  и уравнение получаются значимыми ( $F = 83.937$ ), но регрессия имеет слабый коэффициент детерминации  $R_{adj}^2 = 0.148$ .

Можно предположить, что для исследования зависимости был выбран слишком большой период времени, характеризующийся неоднородностью. Рассмотрим более короткий период 01.08.2008–27.02.2009. Оцененная на нем модель регрессии также имеет слабый коэффициент детерминации  $R_{adj}^2 = 0.115$ . Период 01.03.2009–03.11.2009 улучшает  $R_{adj}^2$  до 0.341, а модель выглядит следующим образом:

$$\hat{y} = 0.002 + 0.711 \cdot x, \tag{3}$$

(0.077)

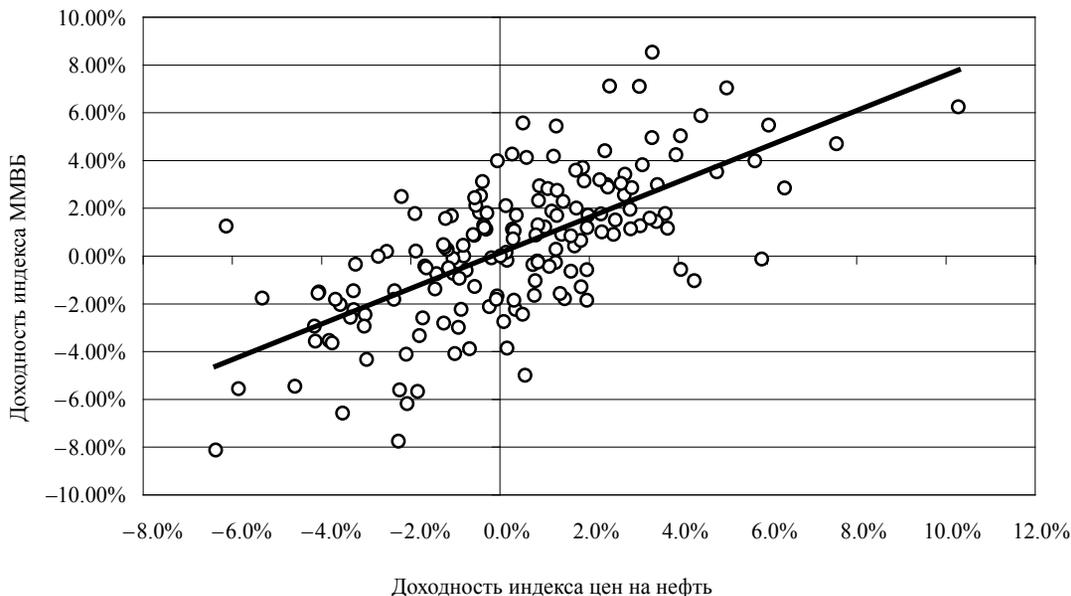
где  $y$  — доходность фондового индекса,  $x$  — доходность нефти.

Если доходность нефти считать по долларовым ценам, то результат за тот же период получается немного лучше (рис. 2).

$$\hat{y} = 0.001 + 0.745 \cdot x, \tag{4}$$

(0.065)

где  $y$  — доходность индекса,  $x$  — доходность нефти,  $R_{adj}^2 = 0.441$ .



**Рис. 2.** Взаимосвязь 1-дневной доходности индекса ММББ и 1-дневной доходности индекса цен на нефть сорта BRENT (по ценам в долларах) на временном интервале 01.03.2009–03.11.2009

Таким образом, зависимость 1-дневной доходности фондового индекса ММВБ от 1-дневной доходности индекса цен на нефть в период с марта 2009 г. по ноябрь 2009 г. была определеннее (сильнее), чем в активной фазе мирового финансового кризиса. Также представляет интерес зависимость доходности индекса ММВБ от мировых фондовых индексов. Исследуем ее далее.

### 3. Взаимосвязь доходности индекса ММВБ с мировыми фондовыми индексами

Проанализируем связи индекса ММВБ с несколькими важнейшими мировыми фондовыми индексами<sup>3</sup> (рис. 3).

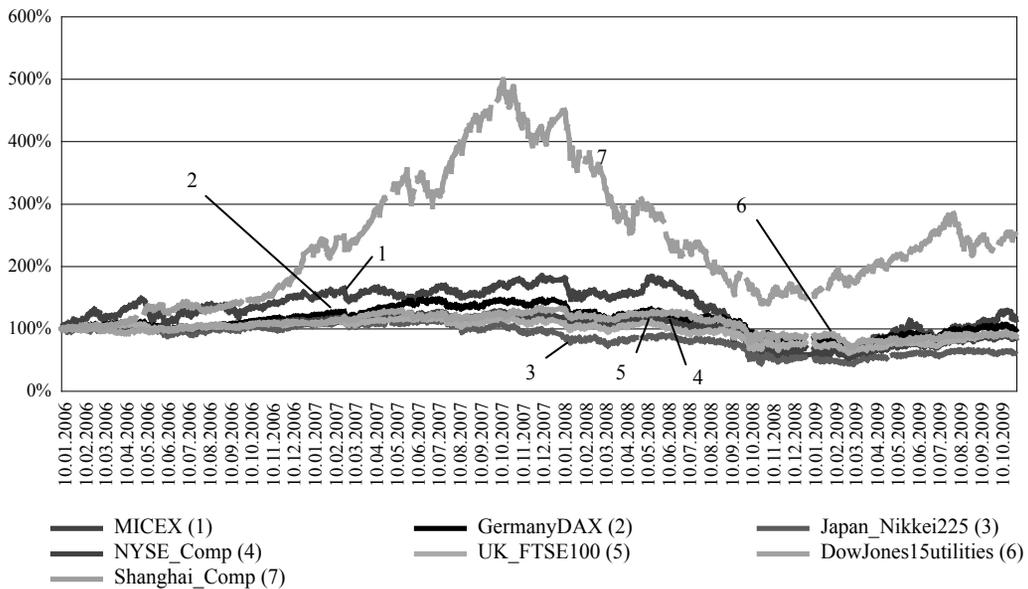


Рис. 3. Динамика значений фондовых индексов, показатели на 10 января 2006 г. приняты за 100%

Ниже представлена корреляционная матрица однодневных логарифмических доходностей фондовых индексов и индекса цены на нефть BRENT (табл. 1):

Наиболее сильная связь индекса ММВБ обнаружена с британским FTSE100, индексом DAX, а также с индексом цен на нефть BRENT.

Было построено уравнение регрессии 1-дневной доходности индекса ММВБ на 1-дневные доходности индексов DAX, FTSE100, Nikkei 225 и цены на нефть BRENT в долларах. Именно эти индексы были выбраны в качестве объясняющих переменных путем пошагового исключения переменных.

<sup>3</sup> Использовались данные с сайта <http://export.rbc.ru>.

Таблица 1. Корреляционная матрица

	MICEX	Germany DAX	Japan Nikkei 225	NYSE Comp	UK FTSE100	DowJones 15 utilities	Shanghai Comp	BRENT, \$
MICEX	1	0.601***	0.384***	0.382***	0.644***	0.242***	0.111***	0.412***
Germany DAX	0.601***	1	0.371***	0.678***	0.880***	0.503***	0.118***	0.313**
Japan Nikkei 225	0.384***	0.371***	1	0.169***	0.399***	0.139***	0.295***	0.201***
NYSE Comp	0.382***	0.678***	0.169***	1	0.625***	0.790***	0.065	0.193***
UK FTSE100	0.644***	0.880***	0.399***	0.625***	1	0.473***	0.110***	0.376***
DowJones 15 utilities	0.242***	0.503***	0.139***	0.790***	0.473***	1	0.087**	0.145***
Shanghai Comp	0.111***	0.118***	0.295***	0.065	0.110***	0.087**	1	0.052
BRENT, \$	0.412***	0.313***	0.201***	0.193***	0.376***	0.145***	0.052	1

\*\* , \*\*\* — уровни значимости 5%, 1% соответственно.

$$\hat{y} = 0.001 + 0.363 \cdot x_1 + 0.709 \cdot x_2 + 0.217 \cdot x_3 + 0.214 \cdot x_4, \quad (5)$$

(0.098)            (0.107)            (0.045)            (0.033)

где  $y$  — доходность фондового индекса ММВБ,  $x_1$  — доходность DAX,  $x_2$  — доходность FTSE100,  $x_3$  — доходность Nikkei 225,  $x_4$  — доходность нефти (в долларах),  $F = 180.38$ ,  $R_{adj}^2 = 0.474$ .

#### 4. Анализ волатильности

Проанализируем динамику волатильности (т. е. стандартного отклонения) доходности индекса ММВБ на основе GARCH-модели (Айвазян, Мхитарян, 2001). Вначале исследуем, есть ли для этого необходимые предпосылки.

Автокорреляционная функция доходности по фондовому индексу представлена на рис. 4.

На рисунке 5 приведена автокорреляционная функция для квадратов 1-дневных доходностей фондового индекса.

Проверим ряд статистических гипотез:

1)  $H_0$ : автокорреляция в данных отсутствует.

Применим Ljung-Box-Pierce  $Q$ -тест. В этом случае  $Q$ -статистика должна иметь асимптотическое  $\chi^2$ -распределение. Уровень значимости выберем 0.05.

По 1-дневным доходностям ( $P$ -значение).

Лаг 1: 0.9931. Лаг 2: 0.9263. Лаг 3: 0.8303. Таким образом, тест показывает, что автокорреляция отсутствует.

По квадратам 1-дневных доходностей ( $P$ -значение).

Лаг 1: 0.0047. Лаг 2: 0.0000. Лаг 3: 0.0000. Таким образом, тест показывает, что автокорреляция присутствует.

2)  $H_0$ : ARCH неприменим.

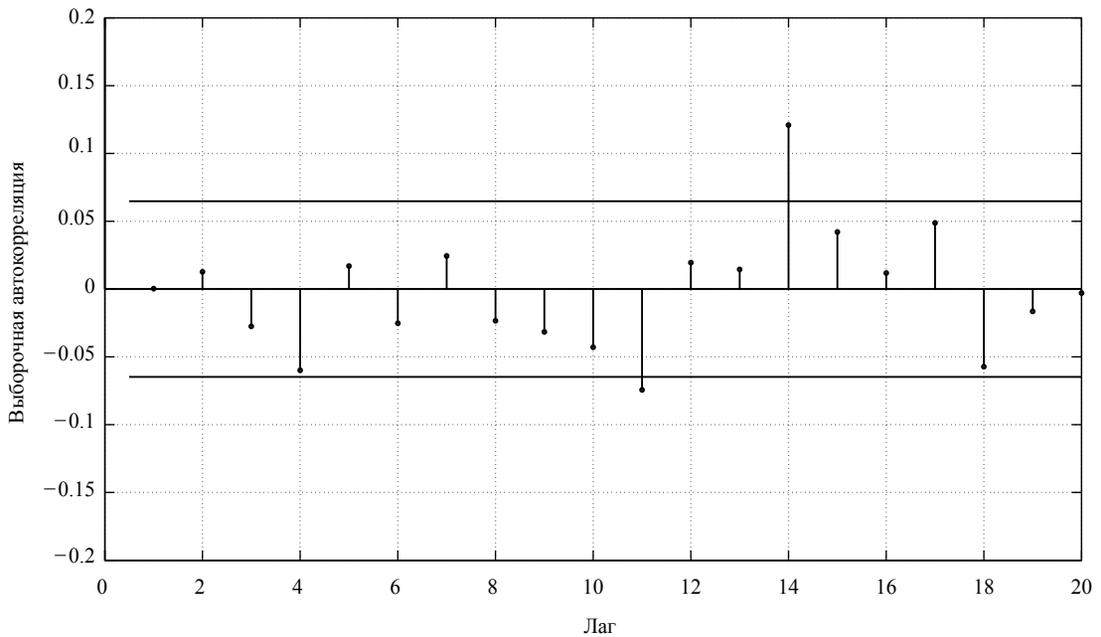


Рис. 4. Автокорреляционная функция 1-дневных доходностей по индексу ММВБ

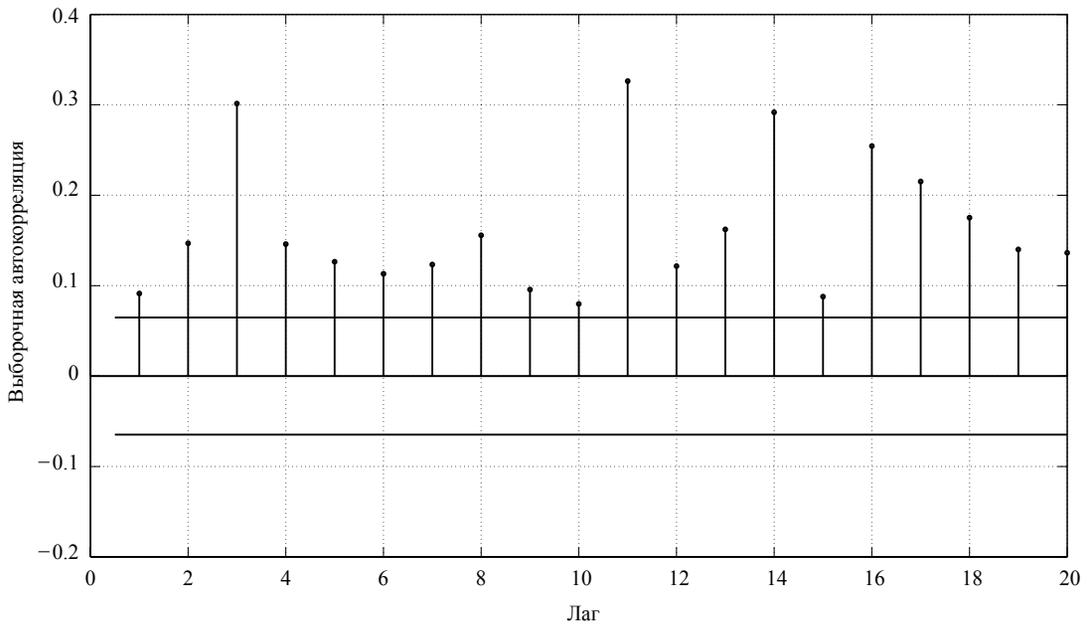


Рис. 5. Автокорреляционная функция для квадратов 1-дневных доходностей по индексу ММВБ

Российский фондовый рынок в период кризиса 2008–2009 гг.

Используем Engle's ARCH тест для проверки того, что временной ряд доходностей представляет собой случайную последовательность. Уровень значимости — тот же.

По 1-дневным доходностям (*P*-значение).

Лаг 1: 0.0048. Лаг 2: 0.0000. Лаг 3: 0.0000. Таким образом, тест показывает, что нулевая гипотеза отвергается, т. е. ARCH-эффект присутствует.

Теперь оценим параметры GARCH(1,1):

$$y_t = C + \varepsilon_t, \tag{6}$$

т. е. доходность представляет собой постоянное математическое ожидание плюс шум, характеризующийся следующей условной гетероскедастичностью:

$$\sigma_t^2 = K + G_1 \cdot \sigma_{t-1}^2 + A_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2. \tag{7}$$

**Таблица 2.** Параметры GARCH(1,1) модели

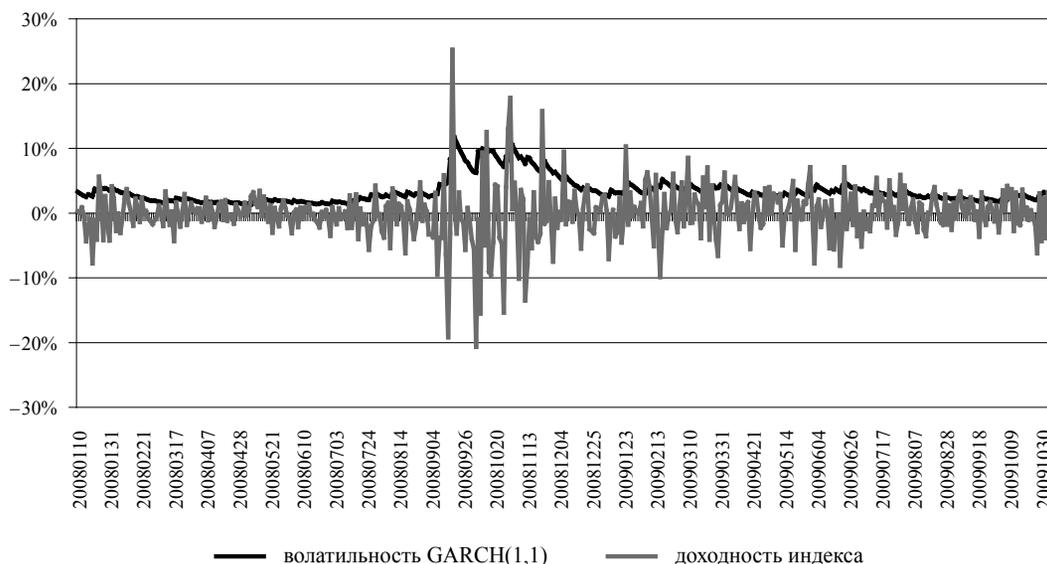
Параметр	Значение	Стандартная ошибка	<i>t</i> -статистика
<i>C</i>	0.00091912	0.00063728	1.4423
<i>K</i>	1.2477E-005	2.5616E-006	4.8708
<i>G</i> <sub>1</sub>	0.85561	0.015413	55.5136
<i>A</i> <sub>1</sub>	0.13421	0.015798	8.4950

Таким образом, в соответствии с табл. 2, модель выглядит как:

$$y_t = 0.00091912 + \varepsilon_t; \tag{8}$$

$$\sigma_t^2 = 0.000012 + 0.85561 \cdot \sigma_{t-1}^2 + 0.13421 \cdot \varepsilon_{t-1}^2. \tag{9}$$

Приведем график полученной модели GARCH(1,1), рис. 6. На нем хорошо прослеживается быстрая реакция волатильности (стандартного отклонения доходности, т. е. квад-



**Рис. 6.** GARCH(1,1) по индексу ММВБ

ратного корня из полученного по модели результата) на изменение курсов ценных бумаг на рынке.

Наибольшая волатильность наблюдается в период с августа 2008 г. по февраль 2009 г.

### 5. Построение оптимального портфеля акций

Найдем теперь оптимальную структуру портфеля акций (Шарп и др., 1997; Буренин, 1998; Касимов, 1998; Лукашин, 1995) на различных периодах времени и исследуем ее стабильность.

Для анализа уровня и динамики волатильности на российском рынке акций был отобран ряд акций по следующему принципу.

По данным об итогах торгов за день на ФБ ММВБ<sup>4</sup> с января 2008 года были определены акции, торговавшиеся не менее 400 рабочих дней. Бумаги, размещенные позднее, не рассматривались для сравнимости исторических периодов. По этой причине в анализ не включались неликвидные акции, по которым результаты анализа, в силу недостаточности данных, могли быть нерепрезентативными. Всего для анализа было выбрано 120 акций.

На основе цен закрытий выбранных акций были рассчитаны однодневные логарифмические доходности курсов акций  $R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$ , где  $P_t$  — цена последней сделки акции в рабочий день  $t$ .

Целевой функцией, подлежащей максимизации при формировании портфеля, является индекс Шарпа, т. е. отношение прироста доходности портфеля (по сравнению с безрисковым активом) к уровню риска, измеряемому волатильностью:

$$\Theta = \frac{\bar{P} - R_F}{\sigma_p} = \frac{\sum_{i=1}^N k_i (\bar{R}_i - R_F)}{\left( \sum_{i=1}^N k_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N k_i k_j \sigma_{ij} \right)^{1/2}}, \quad (10)$$

где  $R_{it}$  — доходность  $i$ -ой ценной бумаги в момент  $t$ ,  $i = 1, \dots, N$ ,  $t = 1, \dots, T$ ;  $N$  — число активов;  $T$  — объем выборки;  $\bar{R}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{it}$  — оценка математического ожидания  $i$ -ой ценной бумаги;  $k$  — вес  $i$ -ой ценной бумаги в составе оптимального портфеля (т. е. доля инвестиций в эту бумагу), при этом  $\sum_{i=1}^N k_i = 1$ ;  $R_F$  — ставка доходности безрискового актива;  $P_t = \sum_{i=1}^N k_i R_{it}$  — доходность портфеля;  $\bar{P} = E\left[\sum_{i=1}^N k_i R_{it}\right] = \sum_{i=1}^N k_i \bar{R}_i$  — оценка математического ожидания доходности оптимального портфеля;  $\sigma_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_{it} - \bar{R}_i)^2$  — оценка дисперсии

<sup>4</sup> Данные о ценах акций на закрытие торгов взяты с сайта <http://www.finam.ru>.

доходности  $i$ -ой ценной бумаги;  $\sigma_{ij} = \frac{1}{T} \sum_t (R_{it} - \bar{R}_i)(R_{jt} - \bar{R}_j)$  — оценка ковариации между доходностями  $i$ -ой и  $j$ -ой бумагами;  $\sigma_p^2 = E(P_t - \bar{P})^2 = \sum_{i=1}^N k_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N k_i k_j \sigma_{ij}$  — оценка дисперсии ежедневной доходности портфеля.

Вес акции в портфеле может быть отрицательным, что означает короткую продажу, однако в данном случае ограничим инвестирование длинной позицией. Будем также считать, что инвестор не имеет возможности формировать заемные портфели, но может кредитовать.

Для проведения численных расчетов по оптимизации портфеля был использован пакет Matlab.

В качестве ставки доходности безрискового актива принималось значение ставки MosPrime overnight 5.25%<sup>5</sup> годовых, т. е. 0.0144% дневных по непрерывной ставке.

После построения оптимального портфеля было построено распределение его 1-дневных доходностей. С точки зрения риск-менеджмента важным показателем является потенциальный убыток при заданном уровне доверительной вероятности (в данном случае за 1 день), т. е. Value-at-Risk (VaR).

В связи с тем, что данные о ценах и, соответственно, доходностях акций, входящих в портфель, могут иметь пропуски в датах, необходимо было каким-то образом восполнить недостающую информацию. Нельзя считать, что при отсутствии торгов в день  $t$  цена бумаги остается прежней, т. к. могли произойти изменения в рыночной конъюнктуре. Поэтому в случае отсутствия доходности в какой-либо день она восполнялась ее оценкой по линейной функции от доходности индекса ММВБ, характеризующей направление рынка. Следует отметить, что из всех акций только 11 являются агрессивными, т. е. имеют  $\beta$ -коэффициент больше 1. Причем все эти акции входят в базу расчета индекса ММВБ.

Приведем сводную таблицу 3 сравнения акций, вошедших в оптимальные портфели.

**Таблица 3.** Состав и структура оптимальных портфелей для различных периодов, в долях от инвестиций ( $k_i$ )

Сокращенное наименование акции	Торговый код ММВБ	с 01.01.2008 по 06.11.2009	с 01.01.2008 по 01.03.2009	с 01.03.2009 по 06.11.2009
БСП ао	BSPB	0.0000	0.0000	0.0672
ЧитЭнСб ао	CHSB	0.0000	0.0000	0.0323
ЧелябЭС ао	CLSB	0.2751	0.5629	0.0000
ЦентрТел-п	CTLKP	0.0000	0.0000	0.0581
Дорогбж ап	DGBZP	0.0281	0.0000	0.0316
ДИКСИ Гр.	DIXY	0.0407	0.0000	0.0000
Дальсвязь	DLSV	0.0000	0.0000	0.0221
Ленэнерго	LSNG	0.1912	0.0000	0.0000
Магнит ао	MGNT	0.1232	0.0000	0.2301
М. видео	MVID	0.0000	0.0000	0.0538
ПолусЗолот	PLZL	0.0848	0.0000	0.0000

<sup>5</sup> Данные взяты на 06.11.2009 с сайта <http://www.nva.ru>.

Окончание табл. 3

Сокращенное наименование акции	Торговый код ММВБ	с 01.01.2008 по 06.11.2009	с 01.01.2008 по 01.03.2009	с 01.03.2009 по 06.11.2009
Полиметалл	PMTL	0.0674	0.2959	0.0000
РИТЭК ао	RITK	0.0000	0.0000	0.0954
Ростел-ао	RTKM	0.0000	0.1413	0.0000
Ростел-ап	RTKMP	0.0000	0.0000	0.0385
РостовЭС-п	RTSBP	0.0000	0.0000	0.0056
ГУМ	RU0008913751	0.0000	0.0000	0.0168
Мегион-ап	RU0009011134	0.0000	0.0000	0.0073
Аптеки3биб	RU14APTK1007	0.0000	0.0000	0.0165
ТГК-9	TGKI	0.0000	0.0000	0.0126
ТомскРП ао	TORS	0.0000	0.0000	0.0469
ТомскЭНСбп	TOSBP	0.1895	0.0000	0.0000
ЮТэйр ао	UTAR	0.0000	0.0000	0.0476
ЮТК-ао	UTEL	0.0000	0.0000	0.0291
ВолгЭНСб	VGSB	0.0000	0.0000	0.0219
ВТГК	VTGK	0.0000	0.0000	0.1207
Возрожд-ао	VZRZ	0.0000	0.0000	0.0162
ВБД ПП ао	WBDF	0.0000	0.0000	0.0296

Таким образом, в оптимальный портфель для первого периода вошли 8 акций, для второго — 3 акции, для третьего — 21 акция, что свидетельствует о большой нестабильности в структуре оптимального портфеля. При этом для всех трех периодов в оптимальном портфеле не оказалось ни одной общей акции. В таблице 4 приведены обобщающие характеристики этих портфелей. Из них следует, что в период кризиса доходность оптимального портфеля была примерно в 1.5 раза ниже, а волатильность примерно в 1.5 раза выше, чем в предшествующем периоде.

Таблица 4. Обобщенные характеристики портфелей

Показатель	с 01.01.2008 по 06.11.2009	с 01.01.2008 по 01.03.2009	с 01.03.2009 по 06.11.2009
Средняя 1-дн. доходность	0.00127	0.0009	0.0071
Стандартное отклонение 1-дн. доходности	0.02665	0.0407	0.0146
5% квантиль 1-дн. доходности по нормальному закону	неприменимо <sup>6</sup>	неприменимо	-0.0169
5% квантиль 1-дн. доходности по эмпирическому распределению	-0.0438	-0.0643	-0.0181
5% квантиль 1-дн. доходности по обобщенному гиперболическому распределению	-0.0413	-0.0599	-0.0181

<sup>6</sup> Все распределения проверялись по критерию Колмогорова-Смирнова на уровне значимости 0.05.

На рисунках 7–10 на графиках (приведены слева) показаны линии эффективных портфелей по данным за различные исторические периоды. Звездочками отмечены безрисковый актив и оптимальные портфели, составы которых приведены в табл. 3 и 5. На гистограммах распределений (приведены справа) пунктирной линией нанесена плотность нормального распределения (цифра 3), сплошной черной — обобщенное гиперболическое распределение (цифра 1), плотность эмпирического распределения доходностей оптимального портфеля обозначена цифрой 2.

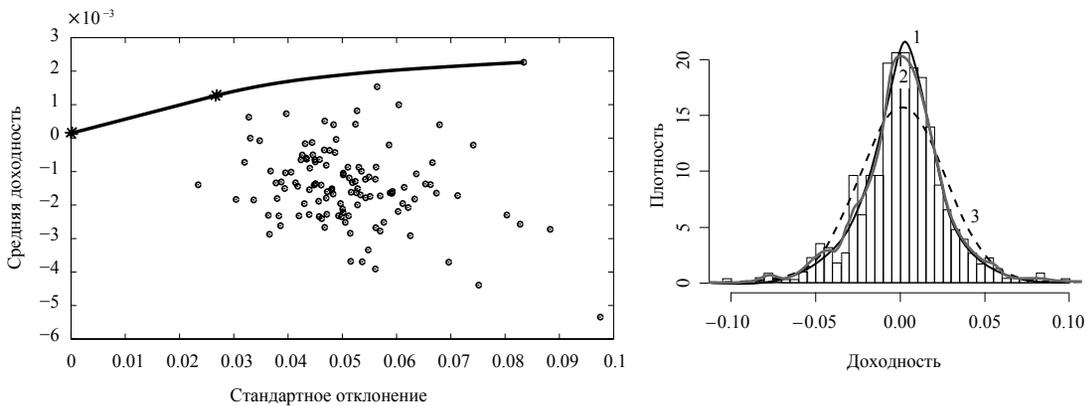


Рис. 7. Оптимальный портфель акций и распределение его однодневных доходностей по данным 01.01.2008–06.11.2009

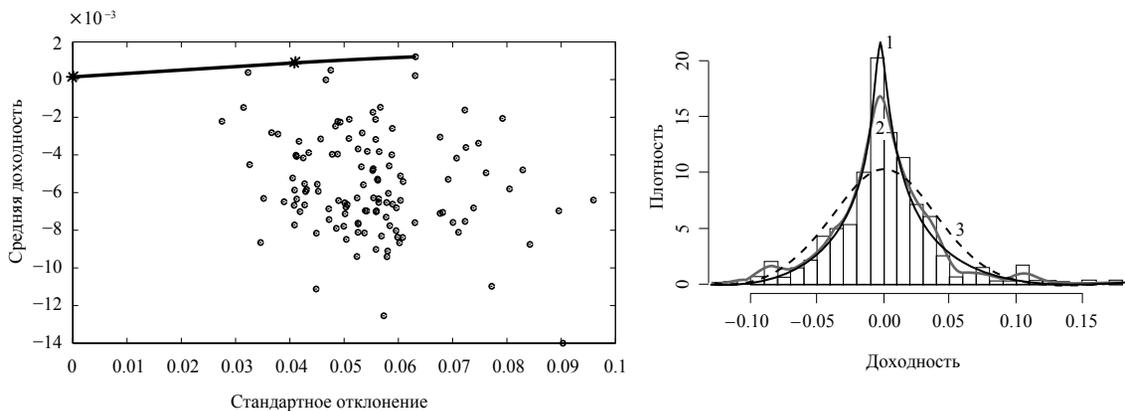
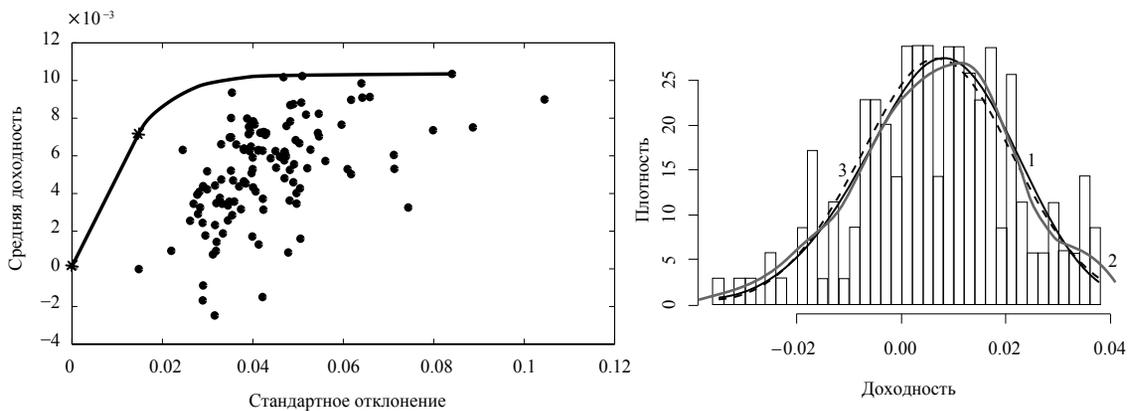


Рис. 8. Оптимальный портфель акций и распределение его однодневных доходностей по данным с 01.01.2008 по 01.03.2009

Рисунки 7–9 дают визуальное представление информации, приведенной выше в табл. 3 и 4, из которой можно сделать следующие выводы:

1. Распределение доходностей оптимальных портфелей акций, найденных для периодов с 01.01.2008 по 06.11.2009 и с 01.01.2008 по 01.03.2009, было бы необоснованным аппроксимировать нормальным законом распределения, а в период с 01.03.2009 по 06.11.2009 распределение доходностей оптимального портфеля является близким к нормальному. Обоб-



**Рис. 9.** Оптимальный портфель акций и распределение его однодневных доходностей по данным с 01.03.2009 по 06.11.2009

ценное гиперболическое распределение на всех трех периодах дает оценки квантиля 5%, близкие к эмпирическим оценкам.

2. Структура оптимального портфеля менялась от периода к периоду.

3. Оптимальные портфели сформировались в основном не за счет так называемых голубых фишек<sup>7</sup>. Это говорит в пользу того, что в период кризиса голубые фишки не всегда являются оптимальными инструментами. Для проверки последнего эффекта был составлен оптимальный портфель за период 01.01.2008–06.11.2009 по данным 28 акций, входящим в индекс ММВБ (2 из 30 были отброшены в связи с недостаточно длинной историей). Из результатов (табл. 5) видно, что в этот портфель вошли только 2 акции. Это подтверждает сделанный выше вывод о возможностях, которые открывают акции второго эшелона в период кризиса.

**Таблица 5.** Состав и структура оптимального портфеля по 28 акциям

Наименование акции	Торговый код ММВБ	Вес за период с 01.01.2008 по 06.11.2009
ПолусЗолот	PLZL	0.3218
Полиметалл	PMTL	0.6782

Математическое ожидание доходности портфеля равно 0.00076, стандартное отклонение — 0.0386.

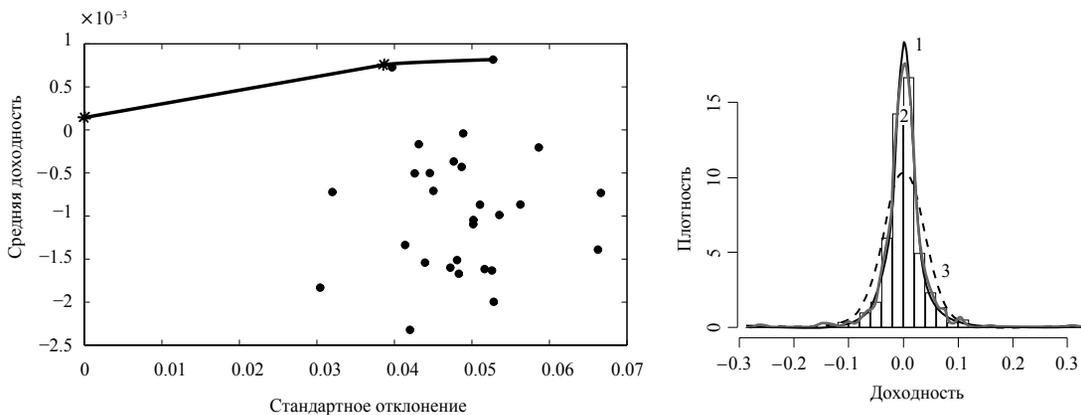
Для того чтобы определить, какая аппроксимация более адекватно характеризует эмпирическое распределение, воспользуемся тестом Колмогорова-Смирнова.

Для нормального распределения имеем:  $D = 0.1215$ ,  $P$ -значение = 0.000003.

Для обобщенного гиперболического распределения:  $D = 0.0174$ ,  $P$ -значение = 0.9991.

Очевидно, что в данном случае в большей степени подходит обобщенное гиперболическое распределение.

<sup>7</sup> В данной статье голубой фишкой будем называть акцию, включенную в расчет индекса ММВБ.



**Рис. 10.** Оптимальный портфель из 28 акций, входящих в индекс ММВБ, и распределение его однодневных доходностей по данным с 01.01.2008 по 06.11.2009

Рассчитаем 5% квантили (примем 5% за уровень ошибки, с которым оценивается 1-дневный риск). Квантиль берем только слева, т. к. рост доходности является прибылью, а не убытком (инвестор — в длинной позиции).

По эмпирическому распределению этот квантиль равен  $-0.0499$ , а по обобщенному гиперболическому распределению  $-0.0529$ .

Таким образом, можно утверждать, что с вероятностью 95% однодневная доходность не может быть ниже примерно  $-5\%$ .

### 6. Анализ волатильности основных акций, формирующих фондовый рынок

Из рассмотренных выше ценных бумаг выберем входящие в индекс ММВБ и проведем расчеты на основе данных с начала 2008 года по ноябрь 2009 года.

Коэффициент наклона в линейной регрессии, где логарифмическая однодневная доходность индекса ММВБ — известная величина, а изменение цены акции — моделируемая величина, есть  $\beta$ -коэффициент.

На рисунке 11 построен график зависимости  $\beta$ -коэффициентов от стандартного отклонения доходности (волатильности) акций за весь период исследования. На нем отчетливо видно, что, чем больше волатильность голубой фишки, тем она агрессивнее в сравнении с рынком.

Рассчитаем коэффициенты  $\lambda$ , связывающие волатильности доходностей акций с волатильностью индекса ММВБ. Волатильности рассчитывались по ежедневным данным, попадающим в месячное скользящее окно (22 наблюдения). Форма модели имеет следующий вид:  $\sigma_a = \alpha + \lambda \cdot \sigma_M + \varepsilon$ , где  $\alpha$  — свободный член,  $\sigma_a$  — волатильность доходности акции,  $\sigma_M$  — волатильность индекса,  $\lambda$  — искомый коэффициент,  $\varepsilon$  — шум.

Анализ показал, что у каждой акции — свой коэффициент  $\lambda$ .

По графику зависимости коэффициентов  $\lambda$  для акций от их волатильности (рис. 12) можно сделать вывод, что для акций — голубых фишек, чем больше их волатильность, тем сильнее реакция изменения волатильности этих акций на изменение риска на рынке в целом.

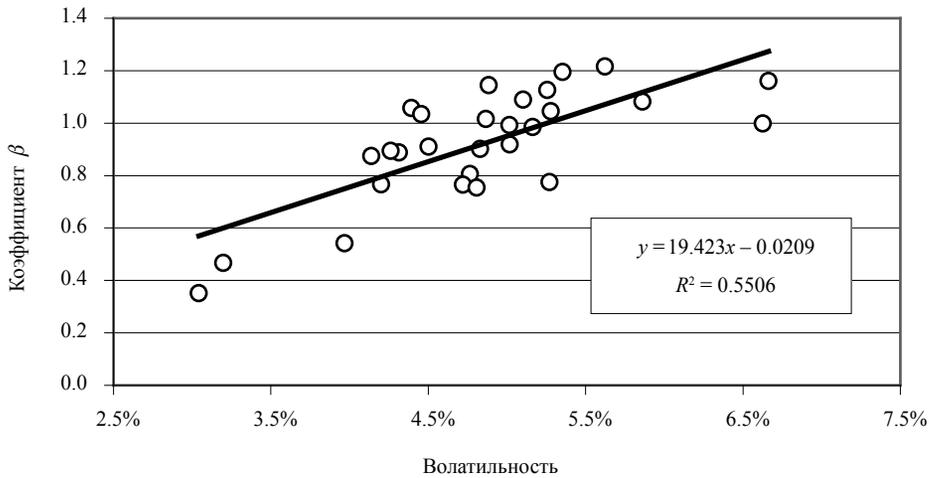


Рис. 11. График зависимости  $\beta$ -коэффициентов от стандартного отклонения доходностей с начала 2008 года по ноябрь 2009 года

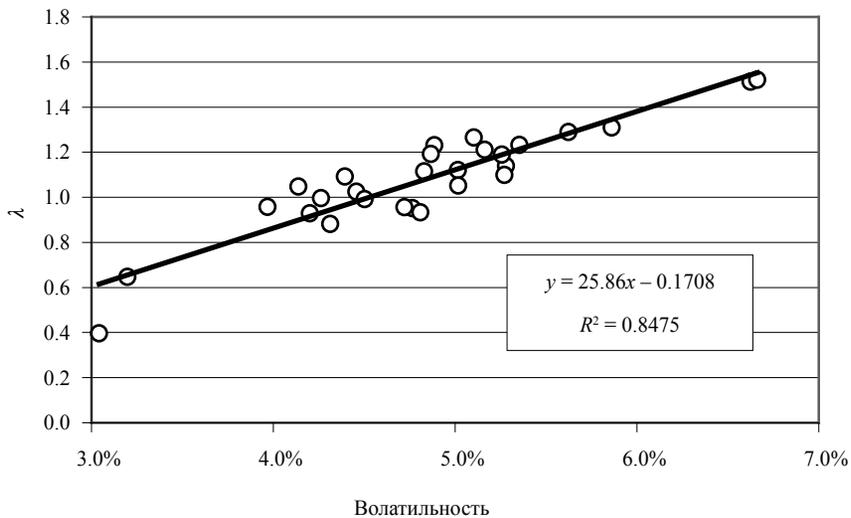


Рис. 12. График зависимости коэффициентов  $\lambda$  для различных акций от их волатильности

### 7. Заключение

В данной работе проанализирована динамика индекса ММВБ и цен на основные энергоносители и оценена их взаимосвязь. Выделены три периода с различной динамикой: докризисный, кризисный и восстановительный.

Построена модель GARCH(1,1) волатильности доходности индекса ММВБ. Показано, что эта модель хорошо отражает динамику рисков. В последнем (третьем) периоде волатильность заметно снижается, что позволяет сделать вывод о восстановительных тенденциях фондового рынка. График волатильности, полученный по модели GARCH(1,1), показывает

усиленный размах вариации доходности в период с середины сентября 2008 г. по середину февраля 2009 г., затем волатильность снижается до обычного уровня, и флуктуации доходности затухают.

Построены оптимальные портфели акций для различных исторических периодов. Показано, что состав портфеля сильно меняется в течение кризиса, в частности, ни одна акция не вошла в портфель для всех трех периодов. Из акций, формирующих индекс ММВБ, лишь две принимали активное участие в формировании портфеля. Это позволяет сделать вывод, что в кризисные периоды не всегда оптимально инвестировать только в голубые фишки; акции второго эшелона становятся более привлекательными. Показано, что эмпирическое распределение доходностей оптимальных портфелей достаточно хорошо описывается обобщенным гиперболическим распределением (за счет большого числа параметров), однако в последнее время распределение оптимального портфеля становится близким к нормальному.

Найдены  $\beta$ -коэффициенты для акций. Из исследуемых 120 акций только 11 являются агрессивными, при этом все они входят в фондовый индекс. Обнаружена линейная зависимость  $\beta$ -коэффициентов от стандартного отклонения доходностей акций. Чем больше волатильность голубой фишки, тем она агрессивнее в сравнении с рынком.

Установлена линейная зависимость коэффициентов  $\lambda$  акций (определение дано в разделе 6), связывающих волатильности акций и индекса ММВБ, от волатильности акций. Чем больше волатильность акции, тем резче реакция изменения риска по акции при изменении риска на рынке в целом.

На основе полученных результатов можно сделать вывод о наметившейся положительной тенденции выхода из острой фазы кризиса. Этот вывод подтверждается и динамикой западных фондовых индексов.

### Список литературы

Айвазян С. А., Мхитарян В. С. (2001). *Прикладная статистика и основы эконометрики*. М.: ЮНИТИ.

Буренин А. Н. (1998). *Рынок ценных бумаг и производных финансовых инструментов*: Учебн. Пособие. М.: Первая Федеративная Книготорговая Компания.

Касимов Ю. Ф. (1998). *Основы теории оптимального портфеля ценных бумаг*. М.: Филинь.

Лукашин Ю. (1995). Статистические методы изучения фондового рынка. *Вопросы статистики*, 7, 14–21.

Шарп У., Александер Г., Бэйли Дж. (1997). *Инвестиции*. ИНФРА–М.