

МАТЕМАТИЧЕСКИЕ И ИНСТРУМЕНТАЛЬНЫЕ МЕТОДЫ ЭКОНОМИКИ

УДК 51-77:336.767.017.2

УТОЧНЕНИЕ ДЕТЕРМИНАНТ РЫНОЧНОГО РИСКА В ДИАГОНАЛЬНОЙ МОДЕЛИ ШАРПА

Давнис Валерий Владимирович, д-р экон. наук, проф.
Воищева Ольга Станиславовна, канд. экон. наук, доц.
Коротких Вячеслав Владимирович, асп.

Воронежский государственный университет, Университетская пл., 1, Воронеж,
Россия, 394006; e-mail: vdavnis@mail.ru; v.v.korotkikh@gmail.com

Цель: Развитие математического аппарата формирования портфеля фондовых активов, благодаря уточнению механизмов и природы возникновения рыночного риска в моделях портфельных решений. *Обсуждение:* Авторы обосновывают использование доходности группового индекса для уточнения механизмов и природы возникновения рыночного риска портфельных решений, получаемых с помощью диагональной модели Шарпа. В качестве доходности группового индекса в практических расчетах предложено использование специальной инструментальной переменной. Обсуждаются способы ее формирования. *Результаты:* На основе эконометрического подхода авторами разработана модификация диагональной модели с использованием скорректированной оценки рыночного риска. Рассмотрен детальный вывод необходимых для этого формул, и приведена их содержательная интерпретация. Практическую значимость исследования определили результаты эмпирических расчетов, приведенные в статье. Они не опровергли предположение, что использование разработанных моделей в управлении активами существенно повышает вероятность получения инвестором положительного финансового результата на упреждающем периоде.

Ключевые слова: фондовый актив, рыночный индекс, групповой индекс, бета-коэффициент, инструментальная переменная.

1. Введение

Г. Марковиц для построения своей модели [6] использовал только две характеристики (доходность и риск), исследование взаимодействия которых позволило заложить основы современной портфельной теории. В рамках этой теории на основе данных характеристик описывается про-

странство инвестиционных возможностей, на которое ориентируются инвесторы, принимая свои решения. И если доходность, как показатель инвестиционной эффективности, несмотря на предусмотренную возможность отрицательных значений, практически не вызывает сомнений в своей объективности, то риск остается загадочной величиной. Его измерение с помощью среднеквадратического отклонения оказалось удобным для применения формализованных подходов к формированию портфеля фондовых активов, но малоинформативным относительно природы и причин, порождающих риски.

Существенные уточнения в понимание природы риска портфеля фондовых активов внес У. Шарп [7]. В диагональной модели он представил риск в виде двух составляющих. Первая составляющая обусловлена изменчивостью фондового рынка, а вторая – собственными изменчивостями фондовых активов.

Предложив использование эконометрических уравнений для построения диагональной модели, У. Шарп заложил основы нового подхода к обоснованию инвестиционных решений. В то же время в диагональной модели был использован далеко не весь потенциал эконометрического моделирования, е.г. [1, 4]. Целью настоящего исследования является уточнение детерминант систематического риска фондовых активов в диагональной модели. В качестве рабочей гипотезы исследования примем предположение о зависимости доходности портфеля не только от поведения каждого отдельного актива, но и от их группового поведения на рынке.

2. Постановка задачи и методика расчетов

В соответствии с рабочей гипотезой проводимого исследования, риск портфеля описывается не двумя, как это принято в диагональной модели Шарпа, а тремя составляющими. Выделение трех детерминант в структуре риска портфеля фондовых активов предполагает зависимость доходности каждого из активов в составе портфеля не только от доходности рынка в целом, но и от совместной динамики группы этих активов на рынке.

Модели основных характеристик фондовых активов

Пусть доходность рынка $N < \infty$ фондовых активов описывается случайной величиной r_t , для которой определены математическое ожидание $E r_t = \bar{r}_t$ и дисперсия $D r_t = \sigma_t^2$. Доходность некоторого конечного множества $n \ll N$ фондовых активов, из которых инвестор формирует портфель, также описывается случайной величиной, значения которой в момент времени t определяются в соответствии с функцией $r_{pt} = r_p(r_{it})$. Положим, что данная функция имеет вид:

$$r_{pt} = \alpha + \beta r_{it} + \varepsilon_t, \quad t = \overline{1, T}, \quad (1)$$

где $\varepsilon \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Тогда случайная величина r_{it} , характеризующая доходность актива i , установившуюся на фондовом рынке к моменту времени t , описывается функцией от r_{pt} , т.е. $r_{it} = r_i(r_{pt})$

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{pt} + \varepsilon_{it}, \quad i = \overline{1, n}, \quad t = \overline{1, T} \quad (2)$$

при условии $\varepsilon_i \sim iid(0, \sigma_{\varepsilon, i}^2)$.

Величину r_p будем называть доходностью группового индекса. Групповой индекс по аналогии с рыночным индексом представляет собой взвешенную стоимость некоторой группы активов. Абсолютные значения группового индекса не важны. Нас интересуют именно изменения этого индекса с течением времени, поскольку они позволяют судить об общей тенденции в групповом поведении активов на рынке. Например, в частном случае, когда r_p представляет собой среднюю доходность группы активов, справедлива следующая интерпретация коэффициентов β_i . Если $\beta_i > 1$, то доходность актива i выше средней доходности анализируемой группы активов, в случае $\beta_i < 1$ – ниже, а при $\beta_i = 1$ равна средней доходности.

Подставив (2) в модель (1), получим выражение:

$$r_i = \alpha_i + \beta_i (\alpha + \beta r_i + \varepsilon) + \varepsilon_i, \quad (3)$$

описывающее механизм формирования доходности фондового актива с двумя случайными величинами ε и ε_i такими, что $E(\varepsilon, \varepsilon) = 0$, $i = \overline{1, n}$. Они отражают групповой и индивидуальный специфические риски. Свойство их некоррелированности будет использовано при выводе модифицированной диагональной модели У. Шарпа.

Под групповым специфическим риском будем понимать часть общей вариации доходности группы активов в составе портфеля, которая не объясняется соответствующими изменениями доходности рынка. Оставшуюся часть вариации доходностей активов будем относить к индивидуальному специфическому риску актива.

Математическое ожидание выражения (3) позволяет определить ожидаемую доходность актива через ожидаемую доходность группы активов в составе портфеля:

$$E r_i = \alpha_i + \beta_i (\alpha + \beta E r_i) = \alpha_i + \beta_i E r_p. \quad (4)$$

С учетом свойств, которыми по предположению обладают случайные величины ε и ε_i , дисперсия финансового актива в рассматриваемом случае определяется выражением:

$$\sigma_i^2 = E(r_i - E r_i)^2 = \beta_i^2 \beta^2 \sigma_i^2 + \beta_i^2 \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_{\varepsilon_i}^2. \quad (5)$$

Те же самые свойства случайных величин ε и ε_i позволяют записать выражение для ковариации следующим образом:

$$\sigma_{ij} = E[(r_i - E r_i)(r_j - E r_j)] = \beta_i \beta_j \beta^2 \sigma_i^2 + \beta_i \beta_j \sigma_\varepsilon^2. \quad (6)$$

Выражения, определяющие основные характеристики фондового актива, для предложенного выше механизма формирования доходности отличаются от выражений, лежащих в основе построения диагональной модели Шарпа. Ожидаемая доходность актива зависит не от ожидаемой доходности рынка, а от ожидаемой доходности группы активов в составе портфеля. Выражения для дисперсии и ковариации содержат дополнительную составляющую σ_ε^2 , характеризующую возможную изменчивость груп-

пы активов в составе портфеля, не обусловленную изменчивостью рынка.

Характеристики портфеля ценных бумаг

Математическое ожидание доходности портфеля определяется следующим выражением:

$$E r_w = E \left(\sum_{i=1}^n w_i r_i \right) = \sum_{i=1}^n w_i E r_i, \quad (7)$$

из чего следует

$$E r_w = \beta E r_i \sum_{i=1}^n w_i \beta_i + \alpha \sum_{i=1}^n w_i \beta_i + \sum_{i=1}^n w_i \alpha_i. \quad (8)$$

Получили представление ожидаемой доходности портфеля в виде суммы из трех слагаемых, отражающих зависимость портфеля от (а) ожидаемой доходности рынка, (б) ожидаемой доходности группового индекса и (в) ожидаемой доходности каждого актива. Зависимость (2) упрощает представление (8), позволяя его записать в виде:

$$E r_w = E r_p \sum_{i=1}^n w_i \beta_i + \sum_{i=1}^n w_i \alpha_i. \quad (9)$$

Вводя дополнительные обозначения

$$w_{n+1} = \sum_{i=1}^n w_i \beta_i, \quad (10)$$

$$\alpha_{n+1} = E r_p, \quad (11)$$

перепишем (9) в сжатой форме

$$E r_w = \sum_{i=1}^{n+1} w_i \alpha_i, \quad (12)$$

понимая под w_{n+1} , как и в диагональной модели Шарпа, портфельную бету, а под α_{n+1} – ожидаемую доходность группового индекса активов, включаемых в портфель.

Основное отличие от модели Шарпа заключается в реализации механизма портфельной беты. У Шарпа с помощью портфельной беты учитывается влияние рынка на доходность портфеля, а в предлагаемом подходе с помощью портфельной беты влияние рынка учитывается опосредованно через ожидаемую доходность группы активов в составе портфеля. В этом механизме реализуется предположение, в соответствии с которым степень влияния рынка на доходность портфеля зависит не только от поведения каждого отдельного актива, но и от их группового поведения.

Дисперсия портфеля определяется в соответствии с известной формулой:

$$\sigma_w^2 = E \left(\sum_{i=1}^n w_i r_i - \sum_{i=1}^n w_i E r_i \right)^2 = E \left(\sum_{i=1}^n w_i (r_i - E r_i) \right)^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \sigma_{ij}, \quad (13)$$

окончательный вариант, которой получается после того, как σ_i^2 и σ_{ij} будут заменены соответствующими выражениями (5) и (6). После замены имеем

$$\sigma_w^2 = \beta^2 \sigma_i^2 \left(\sum_{i=1}^n w_i \beta_i \right)^2 + \sigma_\varepsilon^2 \left(\sum_{i=1}^n w_i \beta_i \right)^2 + \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_{i\varepsilon}^2. \quad (14)$$

Из (14) следует, что риск портфеля включает (а) риск рынка, (б) специфический риск группы активов и (в) индивидуальный специфический риск активов в составе портфеля. Влияние рыночного и группового

рисков на риск портфеля реализуется через механизм портфельной беты. Поэтому их можно объединить

$$(\beta^2 \sigma_I^2 + \sigma_\varepsilon^2) \left(\sum_{i=1}^n w_i \beta_i \right)^2$$

и интерпретировать как скорректированный рыночный риск, учитываемый в портфельном риске.

Скорректированный риск может либо превосходить рыночный риск, либо быть ниже рыночного риска. Не исключается случай, когда скорректированный риск совпадает с рыночным риском. Возможные ситуации определяются величиной коэффициента β , который в соответствии с моделью (2) показывает выше ($\beta > 1$) или ниже ($\beta < 1$) ожидаемую доходность активов, включаемых в портфель, доходности рынка.

Введя новое обозначение

$$\sigma_{n+1}^2 = \beta^2 \sigma_I^2 + \sigma_\varepsilon^2 \quad (15)$$

и используя (10), запишем дисперсию портфеля следующим образом:

$$\sigma_w^2 = \sum_{i=1}^{n+1} w_i \sigma_i^2. \quad (16)$$

Все характеристики портфеля, необходимые для его представления математической моделью, получены. Но содержательный смысл этих характеристик отличается от содержательного смысла характеристик, используемых в модели Шарпа.

Индивидуальный специфический риск, учитываемый в риске портфеля, является внутренним и характеризует возможные отклонения доходности актива от ожидаемой доходности группового индекса. Кроме индивидуального специфического риска в модели учитывается групповой специфический риск, характеризующий возможные отклонения ожидаемой групповой доходности группового индекса от доходности рынка. Групповой специфический риск используется для корректировки воздействия рыночного риска на портфельный риск. Описанный механизм формирования риска портфеля более точно отражает его природу. Мы полагаем, что использование этого механизма в практических расчетах позволяет получать более точные оценки риска и более надежные обоснования инвестиционных решений. Приведенные в третьем разделе настоящей статьи результаты эмпирической части исследования этого не опровергли.

Модификация диагональной модели

Необходимая для записи математической модели стандартизация обеспечивается следующими обозначениями:

$$\mathbf{w} = \begin{pmatrix} w_1 \\ \vdots \\ w_n \\ w_{n+1} \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\alpha} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_n \\ \alpha_{n+1} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{i} = \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_n \\ -1 \end{pmatrix}.$$

Использование этих обозначений позволяет компенсировать несогласованность между общим числом переменных и количеством активов, вклю-

чаемых в портфель. Рассогласованность вызвана введением дополнительной переменной, с помощью которой портфельная бета включена в модель.

С учетом введенных обозначений диагональная модель формирования оптимального портфеля со скорректированной оценкой рыночного риска записывается аналогично модели Шарпа

$$\begin{cases} \mathbf{w}'\boldsymbol{\Sigma}_d\mathbf{w} \rightarrow \min \\ \mathbf{w}'\boldsymbol{\alpha} = \mu, \\ \mathbf{w}'\mathbf{i} = 1, \\ \mathbf{w}'\boldsymbol{\beta} = 0, \end{cases} \quad (17)$$

где $\boldsymbol{\Sigma}_d$ – диагональная матрица индивидуальных специфических рисков и скорректированного рыночного риска; μ – уровень доходности, который инвестор ожидает получить от сформированного портфеля.

Обычно оптимальное решение этой задачи получают с помощью множителей Лагранжа.

3. Обсуждение результатов

Рабочая гипотеза исследования может быть отвергнута в случае несостоятельности предложенных во втором разделе механизмов формирования доходности и риска портфеля. Однако результаты эмпирической части исследования, представленные ниже, их не опровергли.

В качестве входных данных были использованы временные ряды дневных доходностей акций следующих отечественных компаний: Газпром (GAZP), ВТБ (VTBR), Газпромнефть (SIBN), ГКМ Норникель (GMKN), Лукойл (LKOH), Мечел (MTLR), ММК (MAGN), НЛМК (NLMK), Роснефть (ROSN), Ростелеком (RTKM и RTKMP), Сбербанк (SBER и SBERP), Сургутнефтегаз (SNGS и SNGSP), а также индекса РТС за период с 04.01.2012 г. по 27.12.2013 г.

Во втором разделе вопрос возможного использования альтернативных методов формирования рядов доходностей группового индекса не обсуждался. Мы полагаем, что обоснование способа формирования ряда доходностей группового индекса заслуживает специального исследования. При проведении расчетов мы формировали ряд доходностей группового индекса двумя способами: простым усреднением доходностей по группе рассматриваемых фондовых активов и вычислением первой главной компоненты [2-3].

Из рассматриваемой выборки из 15 акций мы формировали 10 различных по составу групп акций. Рассмотрим результаты моделирования, когда ряд доходностей группового индекса формировался по методу простого усреднения. В табл. 1 приведены значения бета-коэффициентов акций и групповые бета-коэффициенты. Все приведенные в табл. 1 оценки параметров значимы на уровне 1%. Даже незначительные изменения состава группы оказывают существенное влияние на его характеристики. Как видно из табл. 1, бета-коэффициенты изменяются в зависимости от состава группы. Мы постарались продемонстрировать существование портфелей с различными групповыми бета-коэффициентами. Составы I-IV имеют $\beta > 1$ и

достаточно чувствительны к изменениям на рынке, составы V-VI с $\beta \approx 1$ воспроизводят динамику, близкую к рыночной, а составы VII-X в среднем менее чувствительны к событиям на рынке.

Таблица 1

Характеристики фондовых активов в составе групп (метод усреднения)

Показатели	Составы портфелей									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
β_1	-	-	-	-	-	-	-	-	0,496	0,536
β_2	0,909	0,977	1,044	1,019	1,089	-	-	1,205	1,169	1,185
β_3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,251
β_4	0,969	1,005	1,051	-	1,117	1,147	-	-	-	-
β_5	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
β_6	1,482	1,519	1,548	1,733	1,680	1,711	1,795	-	2,026	2,060
β_7	1,091	1,114	1,137	1,189	1,168	1,249	1,290	1,388	-	1,380
β_8	1,141	1,175	1,216	1,234	1,228	1,292	1,318	1,417	1,318	1,473
β_9	-	0,605	0,637	-	0,645	0,634	0,635	0,774	-	-
β_{10}	-	-	0,495	0,518	0,528	0,541	0,546	0,623	-	0,625
β_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	0,439	0,488
β_{12}	0,842	0,827	0,873	0,855	-	0,901	0,886	1,006	0,898	-
β_{13}	0,811	-	-	-	-	-	-	-	-	-
β_{14}	0,754	0,778	-	0,894	-	-	0,972	1,013	0,997	-
β_{15}	-	-	-	0,556	0,545	0,526	0,558	0,574	0,659	-
β	1,174	1,126	1,067	1,019	0,997	0,996	0,957	0,900	0,874	0,804

Для каждого состава группы акций мы вычислили структуру оптимального портфеля по диагональной модели с (а) классической и (б) скорректированной оценкой рыночного риска, в обоих случаях полагая, что $\mu = 0,15$ (см. табл. 2-3). Во всех без исключения случаях доходность портфеля со скорректированной оценкой рыночного риска на поступреждающем периоде превышает доходность портфеля с классической оценкой рыночного риска примерно на 10%. За исключением составов I и II величина скорректированной оценки рыночного риска превышает аналогичную оценку для классического случая.

Таблица 2

Портфели с классической оценкой риска (метод усреднения)

Показатели	Составы портфелей									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
GAZP	-	-	-	-	-	-	-	-	0,618	0,563
VTBR	0,281	0,103	0,089	0,048	0,096	-	-	0,034	0,000	0,034
SIBN	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,424
GMKN	-0,027	0,010	0,046	-	0,070	0,018	-	-	-	-
LKOH	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
MTLR	-0,250	-0,077	-0,030	-0,052	-0,012	-0,035	-0,040	-	-0,037	0,002
MAGN	0,137	-0,024	-0,017	-0,051	0,020	-0,031	-0,052	-0,074	-	-0,013
NLMK	0,128	-0,004	-0,010	-0,024	0,009	-0,016	-0,027	-0,038	-0,042	-0,011
ROSN	-	0,413	0,154	-	0,127	0,149	0,131	0,135	-	-
RTKM	-	-	0,401	0,441	0,333	0,361	0,331	0,340	-	0,021
RTKMP	-	-	-	-	-	-	-	-	0,164	-0,020
SBER	-0,095	0,253	0,368	0,174	-	0,246	0,216	0,181	0,083	-
SBERP	-0,183	-	-	-	-	-	-	-	-	-
SNGS	1,009	0,326	-	0,171	-	-	0,146	0,133	0,045	-
SNGSP	-	-	-	0,293	0,357	0,309	0,296	0,290	0,169	-
Риск	1,631	1,174	1,055	0,952	0,976	0,944	0,930	0,933	0,719	0,666
Доходность	0,832	0,717	0,507	0,568	0,570	0,559	0,587	0,568	0,384	0,245

Таблица 3

Портфели со скорректированной оценкой риска (метод усреднения)

Показатели	Составы портфелей									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
GAZP	-	-	-	-	-	-	-	-	0,743	0,702
VTBR	0,280	0,106	0,075	0,075	0,100	-	-	0,020	0,009	0,043
SIBN	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,476
GMKN	0,045	0,082	0,112	-	0,132	0,068	-	-	-	-
LKOH	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
MTLR	-0,445	-0,201	-0,120	-0,203	-0,121	-0,128	-0,154	-	-0,206	-0,088
MAGN	0,132	-0,048	-0,010	-0,039	0,060	-0,057	-0,078	-0,164	-	-0,007
NLMK	0,075	-0,089	-0,096	-0,055	-0,022	-0,065	-0,063	-0,102	-0,034	-0,043
ROSN	-	0,386	0,124	-	0,089	0,137	0,116	0,115	-	-
RTKM	-	-	0,432	0,394	0,329	0,361	0,314	0,374	-	0,014
RTKMP	-	-	-	-	-	-	-	-	0,094	-0,096
SBER	0,065	0,378	0,483	0,302	-	0,341	0,338	0,268	0,157	-
SBERP	-0,115	-	-	-	-	-	-	-	-	-
SNGS	0,963	0,386	-	0,210	-	-	0,195	0,166	0,072	-
SNGSP	-	-	-	0,316	0,433	0,343	0,334	0,323	0,165	-
Риск	1,523	1,172	1,108	0,961	1,064	0,976	0,959	0,983	0,715	0,670
Доходность	0,997	0,833	0,580	0,721	0,666	0,643	0,699	0,584	0,494	0,295

Ниже мы представили результаты моделирования, когда в качестве ряда доходностей группового индекса использовалась первая главная компонента доходностей группы активов в составах портфелей (см. табл. 4-5). Все приведенные в табл. 1 оценки параметров значимы на уровне 1%.

Таблица 4

Характеристики фондовых активов в составе групп (компонентный метод)

Показатели	Составы портфелей									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
β_1	-	-	-	-	-	-	-	-	0,356	0,350
β_2	0,852	0,881	0,907	0,859	0,905	-	-	1,055	0,902	0,846
β_3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,160
β_4	0,890	0,900	0,913	-	0,916	0,919	-	-	-	-
β_5	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
β_6	1,470	1,485	1,484	1,565	1,527	1,530	1,579	-	1,661	1,565
β_7	1,020	1,018	1,011	1,015	1,001	1,047	1,055	1,272	-	0,976
β_8	1,084	1,093	1,100	1,089	1,085	1,121	1,120	1,355	1,075	1,080
β_9	-	0,504	0,512	-	0,503	0,482	0,469	0,674	-	-
β_{10}	-	-	0,406	0,403	0,409	0,409	0,403	0,518	-	0,397
β_{11}	-	-	-	-	-	-	-	-	0,313	0,312
β_{12}	0,766	0,742	0,757	0,722	-	0,746	0,719	0,927	0,705	-
β_{13}	0,738	-	-	-	-	-	-	-	-	-
β_{14}	0,709	0,715	-	0,747	-	-	0,779	0,879	0,748	-
β_{15}	-	-	-	0,422	0,423	0,399	0,413	0,407	0,456	-
β	1,219	1,200	1,184	1,157	1,156	1,163	1,127	1,006	1,093	1,118

Обращаем внимание на следующие изменения в бета-коэффициентах при использовании компонентного метода при вычислении доходности группового индекса. Величины бета-коэффициентов фондовых активов при компонентном методе несколько ниже, нежели при методе усреднения, однако внутригрупповая упорядоченность активов по бета-коэффициенту идентична. В свою очередь величины групповых бета-коэффициентов при компонентном методе превышают аналогичные значения для метода усреднения. Упорядоченность составов групп активов по бета-коэффициенту не сохранилась (см. табл. 1 и табл. 4).

В свою очередь анализ характеристик портфелей со скорректированными оценками риска, приведенными в табл. 3 и табл. 5, показал, что величина скорректированного рыночного риска при компонентном методе вычисления доходности группового индекса не превышает аналогичное значение при методе усреднения, хотя и остается выше рыночного риска, вычисленного по классическому методу.

Таблица 5

Портфели со скорректированной оценкой риска (компонентный метод)

Показатели	Составы портфелей									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
GAZP	-	-	-	-	-	-	-	-	0,633	0,608
VTBR	0,272	0,125	0,107	0,094	0,130	-	-	0,055	0,047	0,065
SIBN	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,433
GMKN	0,069	0,106	0,134	-	0,157	0,100	-	-	-	-
LKOH	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
MTLR	-0,528	-0,260	-0,174	-0,238	-0,159	-0,163	-0,192	-	-0,219	-0,100
MAGN	0,185	0,018	0,039	0,029	0,097	0,013	0,020	-0,152	-	0,048
NLMK	0,104	-0,060	-0,073	-0,033	-0,017	-0,054	-0,042	-0,150	-0,009	-0,017
ROSN	-	0,361	0,139	-	0,104	0,147	0,122	0,126	-	-
RTKM	-	-	0,383	0,369	0,300	0,335	0,281	0,358	-	0,041
RTKMP	-	-	-	-	-	-	-	-	0,107	-0,078
SBER	0,084	0,350	0,445	0,276	-	0,315	0,310	0,265	0,164	-
SBERP	-0,080	-	-	-	-	-	-	-	-	-
SNGS	0,894	0,361	-	0,220	-	-	0,207	0,187	0,115	-
SNGSP	-	-	-	0,282	0,388	0,306	0,294	0,310	0,162	-
Риск	1,438	1,094	1,030	0,881	0,979	0,898	0,870	0,919	0,661	0,637
Доходность	1,043	0,864	0,634	0,748	0,699	0,661	0,725	0,621	0,540	0,332

Что касается доходности портфелей, то портфели, где корректировка рыночного риска осуществлялась по доходности рыночного индекса, вычисленной по компонентному методу, продемонстрировали более высокую доходность. Этот случай не имеет тривиального объяснения и требует, по всей вероятности, специального исследования.

4. Заключение

В соответствии с поставленной целью в ходе исследования был решен ряд теоретических и практических задач.

Обосновано использование доходности группового индекса при моделировании доходности и риска фондовых активов.

На ее основе разработан механизм формирования доходности фондового актива с двумя независимыми случайными величинами, отражающими групповой и индивидуальный специфические риски. В соответствии с предложенными моделями групповой специфический риск определяется групповым поведением активов на рынке и находится в определенной зависимости от рынка. Реализуется групповой риск, как и рыночный, через механизм портфельной беты. В связи с этим мы полагаем целесообразным корректировать оценку рыночного риска на эту величину.

Выделение этой детерминанты риска позволило уточнить механизм и природу возникновения рыночного риска портфеля фондовых активов. Воз-

возможность такого уточнения риска была получена, благодаря применению аппарата эконометрического моделирования.

На основе эконометрического подхода разработана модификация диагональной модели с использованием скорректированной оценки рыночного риска портфеля.

Эмпирические расчеты показали, что скорректированная оценка рыночного риска портфеля, как правило, превышает оценку рыночного риска по классическому методу.

Следует отметить, что доходность группового индекса учитывается в моделях в виде специальной инструментальной переменной. Вопрос предпочтительности метода ее формирования остается открытым. Выше мы использовали метод простого усреднения и первую главную компоненту.

О научной обоснованности и непротиворечивости полученных результатов свидетельствует корректное использование методов эконометрического моделирования. В пользу достоверности говорит использование возможностей информационной базы объединенной фондовой биржи ОАО «ММВБ-РТС» при формировании массива входных данных.

Таким образом, гипотеза о зависимости доходности каждого из активов в составе портфеля не только от доходности рынка в целом, но и от совместной динамики группы этих активов на рынке не опровергнута. Данный вывод согласуется с результатами, приведенными в эмпирической части.

Список источников

1. Бахолдин С.В., Коротких В.В. Одношаговая адаптивная модель портфельного инвестирования У. Шарпа. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2012, no. 1 (25), с. 136-145.
2. Давнис В.В., Касаткин С.Е., Ардаков А.А. Главные компоненты и их применение в моделях портфельного инвестирования. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2012, no. 7 (31), с. 120-128.
3. Давнис В.В., Касаткин С.Е., Ардаков А.А. Однокомпонентная модель портфельного инвестирования. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2012, no. 5 (29), с. 150-158.
4. Давнис В.В., Касаткин С.Е., Ратушная Е.А. Модифицированный вариант модели Шарпа, его свойства и стратегии управления инвестиционным портфелем. *Современная экономика: проблемы и решения*, 2010, no. 9 (8), с. 135-146.
5. Давнис В.В., Рахметова Р.У., Коротких В.В. *Математические основы финансовых вычислений*. Воронеж, ЦНТИ, 2013. 185 с.
6. Markowitz H. Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 1952, vol. 7, pp. 77-91.
7. Sharpe W.F. A Simplified Model of Portfolio Choice. *Management Science*, 1963, vol. 9, no. 2, pp. 277-293.

IMPROVING MARKET RISK ESTIMATION IN DIAGONAL MODEL OF SHARPE

Davnis Valery Vladimirovich, Dr. Sc. (Econ), Prof.

Voishcheva Olga Stanislavovna, Cand. Sc. (Econ), Associate Prof.

Korotkikh Viacheslav Vladimirovich, Post-graduate student

Voronezh State University, University sq., 1, Voronezh, Russia, 394006;
e-mail: vdavnis@mail.ru; v.v.korotkikh@gmail.com

Purpose: The development of mathematical apparatus of security portfolio building due to specification of the mechanisms and the nature of market risk occurrence in the models of portfolio decisions. *Discussion:* Authors prove the usage of profitability of a group index for mechanisms specification and specification of the mechanisms and the nature of market risk occurrence in the process of making of portfolio decisions received by means of diagonal model of Sharpe. The using of a special tool variable is offered as profitability of a group index in practical calculations. Ways of its formation are discussed. *Results:* the modification of diagonal model with use of the corrected assessment of market risk is developed by authors on the basis of econometric approach. The detailed derivation of formulas needed for this purpose is considered and their substantial interpretation is given. The practical importance of research is defined by the results of empirical calculations given in article. They didn't disprove the assumption that use of the developed models in the asset management significantly increases probability of positive financial result receiving by the investor on the anticipatory period.

Keywords: security, market index, group index, beta-coefficient, instrumental variable.

References

1. Bakholdin S.V., Korotkikh V.V. Odnoshagovaia adaptivnaia model' portfel'nogo investirovaniia U. Sharpa [Single-stage Adaptive W. Sharpe Portfolio Model]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2012, no. 1 (25), pp. 136-145. (In Russ.)
2. Davnis V.V., Kasatkin S.E., Ardakov A.A. Glavnye komponenty i ikh primenenie v modeliakh portfel'nogo investirovaniia [Principal Components Application in Security Portfolio Models]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2012, no. 7 (31), pp. 120-128. (In Russ.)
3. Davnis V.V., Kasatkin S.E., Ardakov A.A. Odnokomponentnaia model' portfel'nogo investirovaniia [Single Component Model of Portfolio Investment]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2012, no. 5 (29), pp. 150-158. (In Russ.)
4. Davnis V.V., Kasatkin S.E., Ratushnaia E.A. Modifitsirovannyi variant modeli Sharpa, ego svoistva i strategii upravleniia investitsionnym portfelem [Modified Version of Sharpe's Model, its Properties and Investment Portfolio Management Strategy]. *Sovremennaia ekonomika: problemy i resheniia*, 2010,

no. 9 (8), pp. 135-146. (In Russ.)
5. Davnis V.V., Rakhmetova R.U.,
Korotkikh V.V. *Matematicheskie osnovy
finansovykh vychislenii* [Mathematical
Foundations of Financial Calculations].
Voronezh, CSTI, 2013. 185 p. (In Russ.)

6. Markowitz H. Portfolio selection. *The
Journal of Finance*, 1952, vol. 7, pp. 77-91.

7. Sharpe W.F. A Simplified Model of
Portfolio Choice. *Management Science*,
1963, vol. 9, no. 2, pp. 277-293.