

УДК 336.648; 519.862

Е. В. Радковская, Н. П. Попова

Уральский государственный экономический университет, г. Екатеринбург,
email: rev@usue.ru, popova_np@usue.ru

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ РЕГРЕССИОННЫХ МОДЕЛЕЙ В ИССЛЕДОВАНИИ ЭФФЕКТИВНОСТИ ПАЕВЫХ ИНВЕСТИЦИОННЫХ ФОНДОВ

Ключевые слова: паевой инвестиционный фонд, стоимость чистых активов, модель, регрессия, корреляция, метод, предпосылки.

В статье рассматривается задача анализа эффективности паевого инвестиционного фонда на основе построения модели взаимосвязи основных показателей, характеризующих эффективность деятельности фонда. В качестве базового метода поиска зависимости применяется метод наименьших квадратов, на основе которого строится модель множественной регрессии исследуемых показателей. Приводится алгоритм нахождения уравнения связи, проверки его качества и исследования предпосылок использования метода. На основе полученного в ходе многоэтапного решения результата выполняется экономико-математический анализ, дающий возможность не только оценить качественные и количественные характеристики влияния экзогенных факторов на результирующий показатель, но и сформировать прогностические элементы дальнейшего развития финансовой организации.

E. V. Radkoskaya, N. P. Popova

Ural State University of Economics, Yekaterinburg, email: rev@usue.ru, popova_np@usue.ru

USE OF REGRESSION MODELS IN STUDYING THE EFFICIENCY OF MUTUAL INVESTMENT FUND

Keywords: mutual investment fund, net asset value, model, regression, correlation, method, prerequisites.

The tasks of analyzing financial efficiency are becoming more and more in demand in our time, with the growing influence of new collective investment instruments – in particular, such as mutual funds. Understanding the interrelationships of indicators that characterize the activities of mutual funds, assessing the influence of each factor on the resulting performance indicator is an important element of competent management and the key to the future development of the fund. On the other hand, citizens – as investors – are also interested in the issue of the effectiveness of a particular fund, which is a potential investment platform. In this regard, the development of a model that makes it possible to assess the effectiveness of a mutual investment fund is in great demand nowadays. As such a model, we propose a multiple regression model, which includes the main factors for assessing efficiency: the net asset value, Sharpe ratio, Beta ratio, the amount of funds of shareholders in the fund. The article describes in detail the stages of building such a model, its optimization, checking the quality features of the model and checking the fulfillment of the premises of the least squares method, which is used to build the model. The resulting model can be used to qualitatively and quantitatively assess the impact of the identified exogenous factors on the resulting performance indicator. Also, this model can be used for prognostic purposes to develop an optimal plan for the further development of a mutual investment fund.

Полноценное, глубокое исследование деятельности финансовых организаций в наше время невозможно без применения инструментов экономико-математического анализа, дающих возможность с разных сторон проанализировать деятельность таких организаций, показатели и критерии их эффективности и возможные меры повышения качества их работы. Необходимо отметить, что моделирование как важнейший атрибут научного исследования давно и успешно применяется практически во всех сферах экономического анализа –

как на микроуровне, например, при оценке перспектив промышленного развития [1], так и на макроуровне, к примеру, в исследованиях региональной социально-экономической дифференциации пространства [2] или управлении экономической безопасностью региона [3].

Для все активнее выходящих на рынок финансовых формаций новой волны, таких, например, как паевые инвестиционные фонды, использование методов экономико-математического моделирования становится насущной необходимостью.

По мере развития фондового рынка появляется множество финансовых инструментов для инвестирования и преумножения капитала. Вместе с остальными широко развиваются и такие инструменты коллективного инвестирования как паевые инвестиционные фонды.

Паевые инвестиционные фонды являются достаточно привлекательным инвестиционным инструментом для частного инвестора. Для того чтобы инвестировать в такие фонды не требуется больших денежных сумм, кроме того, фонды находятся в доверительном управлении профессиональных участников фондового рынка – управляющих компаний. Частному инвестору достаточно заключить договор на покупку инвестиционного пая и уплатить сумму, эквивалентную стоимости пая. Как правило, эти суммы начинаются от 1000 рублей.

Однако в данный момент на фондовом рынке Российской Федерации действует 1 675 паевых инвестиционных фондов, каждый из которых предлагает свою индивидуальную инвестиционную стратегию в отношении объектов инвестирования, и у частных инвесторов возникает сложный вопрос: «А какой именно фонд выбрать для инвестирования?»

Разумеется, в первую очередь, при оценке эффективности инвесторы смотрят на доходность фонда. Но справедливо ли оценивать эффективность фонда в большей степени по доходности прошлых лет? Исследователи, изучающие деятельность финансовых организаций, рассматривают проблему с различных сторон и предлагают разное ее видение и, соответственно, различные ответы [4, 5].

Для формулирования собственного ответа на этот вопрос мы предлагаем построить эконометрическую модель, включающую факторы, позволяющие оценить такую эффективность.

При построении модели необходимо знать некоторые вводные:

1. Доходность фонда (динамика стоимости инвестиционного пая);
2. Стоимость инвестиционного пая (отношение стоимости чистых активов количеству паёв в обороте);
3. Стоимость чистых активов (разница между всеми активами – денежными средствами, которые предоставлены пайщиками и используются для инве-

стирования – и издержками на обслуживание паевого инвестиционного фонда – вознаграждения всех агентов, участвующих в управлении фонда).

Таким образом, доходность фонда является производной от стоимости чистых активов фонда. При построении эконометрической модели в большей степени будет использоваться категория «стоимость чистых активов».

Объекты и методы исследования

Регрессионная модель, как инструмент исследования экономических, в том числе, финансовых, объектов и процессов, обладает тем несомненным достоинством, что позволяет количественно определить взаимосвязи между показателями, характеризующими изучаемый объект [6]. В тех случаях, когда интуитивно понятная связь должна быть установлена чётко, модель регрессии, построенная с опорой на реальные статистические данные и поэтому максимально реально отражающая текущую ситуацию, даёт возможность выявить степень взаимозависимости и взаимовлияния всех основных факторов [7].

В частности, при исследовании фондового рынка в качестве анализируемых объектов могут быть взяты как конкретные паевые инвестиционные фонды – и в этом случае модель будет характеризовать деятельность конкретного объекта, так и общие статистические данные по выбранному ареалу (городу, области, региону, стране) – и тогда модель будет отражать общие зависимости факторов в усреднённом по ареалу виде.

В нашем случае с целью определения взаимовлияния конкретных факторов для построения модели использовались данные по фонду одной категории (фонд акций), находящемуся в управлении одного доверительного управляющего, но за разные периоды времени. Для исследования взяты данные по Открытому паевому инвестиционному фонду технологий и телекоммуникаций, находящемуся в управлении управляющей компании Сбер – Управление Активами.

В качестве эндогенной переменной (Y) нашей эконометрической модели принят показатель стоимости чистых активов паевого инвестиционного фонда. Стоимость чистых активов зависит от следующих экзогенных переменных:

1. коэффициент Шарпа (X_1) – показывает отношение доходности фонда к риску. Соответственно, чем выше коэффициент Шарпа, тем выше эффективность управления фондом. Таким образом, коэффициент является наиболее достоверным показателем, оценивающим эффективность реальной работы доверительного управляющего;

2. коэффициент Бета (X_2) – коэффициент, показывающий чувствительность пая фонда к индексу-бенчмарку (индексу, структура которого является эталоном для того или иного фонда, т.е. активы фонда подбираются в соответствии со структурой индекса-бенчмарка). Соответственно, чем выше коэффициент Бета, тем выше корреляция (взаимосвязь) пая фонда с индексом-бенчмарком. Таким образом, чем выше коэффициент, тем больше доверительный управляющий следует за индексом и тем меньше совершает прочих операций (например, меньше играет на понижении).

3. объем денежных средств пайщиков в фонде (X_3) – объем денежных средств, которые вверены фонду пайщиками для инвестирования.

Модель строилась по 10-ти годовым наблюдениям. В таблице 1 приведены исходные статистические данные.

Построение модели множественной регрессии проводилось с использованием метода наименьших квадратов.

Результаты и их обсуждение

В общем случае построение модели множественной регрессии может осуществляться в несколько этапов, целью выполнения которых является нахождение модели, удовлетворяющей характеристикам качественной, а также проверка применимости метода наименьших квадратов (МНК) для получения оптимальной модели посредством исследования выполнения предпосылок МНК. Также обязательным этапом после нахождения качественной модели является ее экономико-математический анализ [8].

Результаты выполнения первого этапа регрессионного анализа приведены на рис. 1.

Таблица 1

Статистические данные по наблюдениям для построения модели

Коэффициент Шарпа	Коэффициент Бета	Средства пайщиков, тыс. р.	Стоимость чистых активов, тыс. р.
-0,0008	1,0187	307 702	667 384
0,0093	1,0099	122 335	523 840
-0,021	1,0094	98 921	550 473
0,0565	1,0741	191 756	710 708
0,4297	0,8738	2 158 238	2 876 375
0,2986	0,8370	1 690 374	2 218 196
0,1388	0,7604	771 351	1 535 811
0,1812	0,6361	318 912	1 318 959
0,0942	0,6868	223 810	1 227 563
0,0550	0,6559	37 016	982 012

ВЫВОД ИТОГОВ

Регрессионная статистика	
Множественный R	0,996464523
R-квадрат	0,992941546
Нормированный R-квадрат	0,989412318
Стандартная ошибка	79606,87259
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	3	5,34892E+12	1,78297E+12	281,3481532	7,67228E-07
Остаток	6	38023524981	6337254164		
Итого	9	5,38695E+12			

	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-Значение	Нижние 95%	Верхние 95%
Y-пересечение	1495155,454	216042,015	6,921	0,000	966519,686	2023791,222
Коэффициент Шарпа	1825198,341	752111,576	2,427	0,051	-15152,387	3665549,069
Коэффициент Бета	-985001,142	236655,325	-4,162	0,006	-1564075,862	-405926,423
Средства пайщиков, тыс. р.	0,646	0,140	4,632	0,004	0,305	0,988

ВЫВОД ОСТАТКА

Наблюдение	Предсказанное Стоимость чистых активов,	Остатки	Стандартные остатки
1	689199,4375	-21815,43755	-0,335628626
2	596464,9186	-72624,91858	-1,117328111
3	526517,1037	23955,89634	0,3685594
4	664256,8598	46451,14017	0,714646787
5	2814018,227	62356,77337	0,959353582
6	2308515,589	-90319,58883	-1,389559087
7	1498165,163	37645,83705	0,579177957
8	1405494,072	-86535,07231	-1,331334627
9	1135280,218	92282,78198	1,419762644
10	973409,4116	8602,588368	0,13235008

Рис. 1. Результаты выполнения первого этапа регрессионного анализа

На основании полученных на первом этапе решения результатов можно записать уравнение регрессии, связывающее показатели, выбранные в качестве переменных в проводимом исследовании (Y – стоимость чистых активов, X_1 – коэффициент Шарпа, X_2 – коэффициент Бета, X_3 – объем денежных средств пайщиков в фонде):

$$Y = 1\,495\,155,454 + 1\,825\,198,341 \cdot X_1 - 985\,001,142 \cdot X_2 + 0,646 \cdot X_3.$$

Коэффициент множественной корреляции (0,996464523) свидетельствует о тесной связи между выбранными показателями, а величина вероятности выполнения нулевой гипотезы для коэффициента детерминации (7,67228E-07), фактически равная нулю, говорит о достоверности тесноты связи.

Однако полученные на данном этапе результаты говорят о незначимости (недостовренности) влияния фактора X_1 (коэффициент Шарпа) на результирующую

переменную Y (стоимость чистых активов), поскольку вероятность выполнения нулевой гипотезы для коэффициента при переменной X_1 (0,051) выше допустимого пятипроцентного значения (см. рис. 1).

При этом остальные независимые переменные (коэффициент Бета и объем денежных средств пайщиков в фонде), судя по результатам, оказывают достоверное влияние на зависимую переменную – вероятности выполнения нулевых гипотез для них равны соответственно 0,006 и 0,004.

Судя по таблице вывода остатков, в рассматриваемой выборке нет сильно отклоняющихся значений – статистических выбросов.

Для улучшения качества модели переменная «коэффициент Шарпа» была исключена из списка исходных статистических данных и был проведен второй этап регрессионного анализа, результаты которого представлены на рис. 2.

ВЫВОД ИТОГОВ

Регрессионная статистика	
Множественный R	0,992982099
R-квадрат	0,986013449
Нормированный R-квадрат	0,982017291
Стандартная ошибка	103747,5097
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	2	5,3116E+12	2,6558E+12	246,7403902	3,23584E-07
Остаток	7	75344820450	10763545779		
Итого	9	5,38695E+12			

	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-Значение	Нижние 95%	Верхние 95%
Y-пересечение	1890216,835	185100,067	10,212	0,000	1452524,727	2327908,942
Коэффициент Бета	-1408060,445	208579,190	-6,751	0,000	-1901271,857	-914849,034
Средства пайщиков, тыс. р.	0,974	0,047	20,779	0,000	0,863	1,085

ВЫВОД ОСТАТКА

Наблюдение	Предсказанное Стоимость чистых активов	Остатки	Стандартные остатки
1	755455,8288	-88071,82884	-0,962568329
2	587342,4232	-63502,42318	-0,69404056
3	565246,664	-14773,66401	-0,161466626
4	564544,8477	146163,1523	1,597469056
5	2761475,376	114899,6238	1,255778838
6	2357701,3	-139505,3	-1,524703021
7	1570644,113	-34833,11295	-0,380703476
8	1305095,688	13863,31249	0,151517071
9	1141099,798	86463,20226	0,944987078
10	1002714,962	-20702,96187	-0,226270031

Рис. 2. Результаты выполнения второго этапа регрессионного анализа

На втором этапе регрессионного исследования модель множественной регрессии может быть записана в виде:

$$Y = 1\,890\,216,835 - 1\,408\,060,445 \cdot X_2 + 0,974 \cdot X_3.$$

Абсолютные значения коэффициентов регрессии, как видно из рис. 2, увеличились по сравнению с первым этапом, что свидетельствует о реально большем их влиянии на стоимость чистых активов в условиях неучёта коэффициента Шарпа. Косвенно это говорит о вероятной коррелированности показателя «коэффициент Шарпа» с остальными независимыми переменными – «коэффициент Бета» и «объём денежных средств пайщиков в фонде». Рассчитанный для проверки этой гипотезы коэффициент автокорреляции между переменными «коэффициент Шарпа» и «объём денежных средств пайщиков в фонде» оказался равным 0,946, что достоверно убеждает в их взаимозависимости и является,

таким образом, нарушением одной из предпосылок МНК, тем самым подтверждая правильность решения об исключении из рассмотрения переменной «коэффициент Шарпа».

Анализ величин вероятностей выполнения нулевых гипотез для задействованных на втором этапе переменных говорит об их значимости, поскольку данные вероятности имеют практически нулевые значения.

Коэффициент корреляции, равный 0,992982099, по-прежнему подтверждает тесноту связи. При этом коэффициент детерминации (R-квадрат на рис. 2) показывает, что на 98,6% изменение стоимости чистых активов зависит от изменения величин коэффициент Бета и объёма денежных средств пайщиков в фонде. Достоверность коэффициента детерминации подтверждается по-прежнему практически нулевой вероятностью выполнения нуль-гипотезы (3,23584E-07).

Помимо проверки стандартных признаков качества, обязательным условием использования регрессионных моделей в целях прогнозирования является выполнение условий Гаусса-Маркова, служащих предпосылками применения МНК и, в случае их выполнения, позволяющее считать, что полученная по МНК модель действительно является оптимальной [8].

Первой из таких предпосылок является утверждение, что математическое ожидание случайной составляющей в любом наблюдении должно быть равно 0. В целом, наличие ненулевой константы определяет любую систематическую тенденцию в эндогенной переменной, которая не учитывает объясняющие экзогенных переменных, включённых в уравнение регрессии. В построенной нами модели присутствует константа, которая равна 1 890 216,835. Таким образом, первая предпосылка выполняется.

Второй обязательной предпосылкой является отсутствие автокорреляции, то есть независимость статистических данных в последующих наблюдениях от предыдущих. Отсутствие автокорреляции можно проверить с помощью теста Дарбина-Уотсона. Рассчитанная величина статистики Дарбина-Уотсона (DW) для второго этапа равна 1,655, что, ориентируясь на статистические таблицы, говорит об отсутствии автокорреляции в полученной модели. Кстати говоря, на первом этапе значение DW составляло 2,808 и являлось признаком наличия автокорреляции, что ещё раз подтверждает некачественность модели первого этапа и обоснованность принятых шагов по улучшению модели.

Третья предпосылка говорит о необходимости отсутствия мультиколлинеарности, означающей, что независимые переменные X не связаны друг с другом. Коэффициент корреляции между независимыми переменными модели «коэффициент Бета» и «объём денежных средств пайщиков в фонде» на втором этапе равен $-0,052709171$, что свидетельствует об обратной и очень слабой связи между ними, тем самым подтверждая отсутствие мультиколлинеарности в модели, построенной на втором этапе.

Ещё одной предпосылкой МНК является отсутствие гетероскедестичности,

то есть отсутствие высокой вероятности получения сильно отклонённых величин в исходных статистических данных. Для проверки модели на наличие гетероскедестичности можно использовать тест Уайта, по величине критерия Фишера в котором можно сделать соответствующие выводы [9]. По результатам расчётов теста Уайта для данных по модели второго этапа вероятность незначимости коэффициента детерминации составляет 0,37, что подтверждает отсутствие гетероскедестичности.

Убедившись, что построенная нами на втором этапе модель является качественной, можно проводить экономико-математический анализ полученных результатов. При этом, помимо средних прогностических значений, интерпретируемых на основании построенного уравнения регрессии, эконометрическое моделирование даёт возможность анализа ситуации в пессимистическом и оптимистическом варианте – на основе уравнений, построенных по значениям коэффициентов регрессии, рассчитанных для 95%-го доверительного интервала.

Таким образом, можно записать три регрессионных уравнения для использованных в исследовании исходных статистических данных:

– для среднего (наиболее вероятного) случая:

$$Y = 1\,890\,216,835 - 1\,408\,060,445 \cdot X_2 + 0,974 \cdot X_3;$$

– для пессимистического варианта развития событий:

$$Y = 1\,452\,524,727 - 1\,901\,271,857 \cdot X_2 + 0,863 \cdot X_3;$$

– для оптимистического варианта развития событий:

$$Y = 2\,327\,908,942 - 914\,849,034 \cdot X_2 + 1,085 \cdot X_3;$$

В среднем случае для рассмотренного нами в исследовании Открытого паевого инвестиционного фонда технологий и телекоммуникаций, находящегося в управлении компании Сбер – Управление Активами, увеличение коэффициента Бета на 1 пункт приводит к падению стоимости чистых активов на 1 408 060,445 тыс. р. В худшем случае это падение составит 1 901 271,857 тыс. р., в лучшем – 914 849,034 тыс. р. Связь между коэффициентом Бета и стоимостью чистых активов – обратная.

Напротив, связь между объёмом денежных средств пайщиков в фонде и стоимостью чистых активов – прямая. Поэтому в среднем случае увеличение объёма денежных средств пайщиков в фонде на 1 тыс. р. приведёт к повышению стоимости чистых активов фонда на 0,974 тыс. р.; в худшем случае увеличение стоимости чистых активов составит 0,863 тыс. р., а в лучшем стоимость активов повысится на 1,085 тыс. р.

Проведённый регрессионный анализ подтвердил имеющуюся взаимосвязь между изучаемыми параметрами. В результате анализа модели можно сделать вывод о том, что при оценке эффективности модели нецелесообразно опираться только лишь на показатель доходности как производную от стоимости чистых активов, что обуславливается незначимостью показателя, выражающего эффективность (коэффициент Шарпа). Стоимость чистых активов в большей степени зависит от количества привлечённых средств в фонд и от бета-коэффициента, который показывает корреляцию с индексом-бенчмарком. Однако

анализируемая модель показывает, что бета-коэффициент находится в обратной связи со стоимостью чистых активов, что означает то, что чем меньше корреляция у фонда с эталонным индексом, тем больше стоимость чистых активов. Наименьшая корреляция фонда с индексом-эталонном достигается только путём активного управления фондом.

Выводы

Применение корреляционно-регрессионных моделей в анализе работы финансовых организаций, в частности, таких как паевые инвестиционные фонды, доказывает свою эффективность получаемыми результатами, которые позволяют не только проследить и количественно определить взаимосвязи изучаемых показателей работы фонда, но и сделать достоверные, математически подтверждённые выводы о вероятных трендах развития фондовой организации и, самое главное, о путях дальнейшего развития, указывая наиболее оптимальные шаги для достижения целевых параметров.

Библиографический список

1. Кислицын Е.В., Орехова С.В. Перспективы развития инструментов промышленной политики // В сборнике: Стратегические приоритеты и драйверы развития предприятия. сборник научных статей, приуроченный к 50-летию кафедры экономики предприятий Уральского государственного экономического университета. Екатеринбург, 2019. С. 112-126.
2. Молокова Е.Л. Научные подходы к исследованию региональной социально-экономической дифференциации пространства // Modern Science. 2019. № 12-3. С. 76-79.
3. Тырсин А.Н., Никулина Н.Л., Печеркина М.С. Оптимизационное моделирование как инструмент управления экономической безопасностью региона // Вестник Бурятского государственного университета. Экономика и менеджмент. 2018. № 4. С. 99-107.
4. Бегичева С.В. Моделирование эффективности по прибыли российских банков разных форм собственности // Наука и бизнес: пути развития. 2019. № 9 (99). С. 112-114.
5. Балдина Е.И., Шустова И.С., Иванов А.Л. Формирование инвестиционного портфеля ценных бумаг // Управленческий учёт. 2021. № 2 ч. 2. С. 156-167.
6. Кислицын Е.В., Панова М.В., Чиркина Н.Г. Использование методов эконометрического моделирования в исследовании рынка ценных бумаг // Наука и бизнес: пути развития. 2017. № 11 (77). С. 106-110.
7. Наумов И.В. Роль финансовых ресурсов банковского сектора экономики в социально-экономическом развитии регионов России // Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз. 2020. Т. 13. № 6. С. 152-168.
8. Радковская Е.В., Кочкина Е.М., Дроботун М.В., Фер Т.В., Попова Н.П., Иванов И.В. Эконометрика. Роли, Северная Каролина, США, 2019.
9. Иванов И.В. Особенности практического применения математических методов в управлении организацией // Междисциплинарные исследования в области математического моделирования и информатики. Материалы 7-й научно-практической internet-конференции. отв. ред. Ю.С. Нагорнов. 2016. С. 263-266.