

3.3. ЕСТЬ ЛИ ЗАВИСИМОСТЬ МЕЖДУ РАЗМЕРОМ КОМИССИИ И КАЧЕСТВОМ УПРАВЛЕНИЯ: ЭМПИРИЧЕСКАЯ ПРОВЕРКА

Коржнев С.В., аспирант кафедры математических методов анализа экономики

Экономический факультет Московского государственного университета им. М.В. Ломоносова

[Перейти на Главное МЕНЮ](#)
[Вернуться к СОДЕРЖАНИЮ](#)

В предыдущей работе мы построили модель ценообразования на рынке услуг доверительного управления, которая описывает воздействие широкого круга факторов на цену услуги. Наиболее интересным выводом данной модели является то, что зависимость между размером комиссии управляющего и доходностью его стратегии оказалась отрицательной. В данной работе мы проводим эмпирическую проверку модели и ее выводов. Результаты этой проверки показывают, что эмпирические данные подтверждают выводы модели.

ВВЕДЕНИЕ

Изучение деятельности управляющих активами – достаточно популярная тема в современной финансовой науке. Исследования, изучающие деятельность управляющих активами, были посвящены в основном некоторым локальным аномалиям. Значительный пласт данных исследований посвящен разнообразным квартальным аномалиям. Как пример можно привести рост котировок на конец квартала, подробнее – в работе [5]. Исследовались и причины такого поведения, например, в работе [7] – кто покажет результаты лучше, тому инвесторы принесут больше денег. Что касается изучения самих стратегий управляющих, то исследования в этой области показывают, что чаще всего управляющие фондами покупали акции, которые в предыдущий год были лидерами роста, однако те акции, которые падали в прошлом году сильнее всего, если таковые есть в портфеле, они не продают [3]. Другой популярной стратегией управления является составление индексного портфеля, даже если и фонд не заявлен как индексный (например, [15]). Тогда результаты фонда соответственно полностью повторяют рыночную динамику.

Изначально исследователи считали, что долгосрочная средняя доходность фондов совпадает со средней рыночной доходностью с поправкой на степень рискованности активов и на комиссию фонда. Но в работе [16] авторы впервые показали, что в достаточно большом числе фондов управляющие действительно обладают определенной способностью отбирать в свой портфель акции, которые в последующем показывают доходность выше рыночной, и избавляться от тех акций, которые впоследствии показывают доходность ниже рыночной. В работе [2] было показано, что результаты активных фондов лучше, и они привлекают больше денег. Однако модели, которая могла бы объяснить подобную ситуацию, не приводится.

Но попытки объяснить этот факт, конечно, были, например, в работе [1]. Основной гипотезой этой работы является то, что управляющие некоторых фондов благодаря анализу финансовых показателей, а также, не исключено, определенной инсайдерской информации, определяют акции тех компаний, которые, более вероятно, в ближайший квартал отчитаются лучше рыночных ожиданий. В результате авторы приходят к выводу, что в среднем акции, которые покупают управляющие фондов, в следующем квартале, более вероятно, показывают отчетность лучше рыночных ожиданий, а те акции, которые фонды продают, более вероятно, показывают отчетность хуже ожиданий.

Именно такая постановка вопроса в работах исследователей не встречалась. Похожая проблематика затрагивается в работе [18], где сравниваются результаты фондов, где у управляющих есть плата за успех и, соответственно, относительно высокая стоимость управления, с фондами, где у

управляющих этой платы нет, и плата за управление меньше. Авторы приходят к выводу, что фонды с высокими стимулами показывают лучшие результаты, и привлекают больше средств инвесторов, подтверждая известную мудрость «скупой плати дважды». Но нужно отметить также и то, что одним из результатов является также и то, что менеджеры с высокими стимулами также более склонны к высоким рискам.

Модель

В предыдущей работе нами была разработана модель, описывающее взаимодействие инвестора и доверительного управляющего на финансовом рынке. Основными ее предпосылки таковы: предполагается, что на рынке существует много управляющих, и инвестор заранее не может сказать, какой из них квалифицированный, а какой – нет. Поэтому инвестор действует следующим образом: он сначала распределяет свои средства между многими управляющими, а затем забирает их у тех управляющих, которые показывают наиболее слабые результаты. Мы же рассматриваем ситуацию со стороны управляющего, который максимизирует свои доходы.

Предпосылки инвестора.

1. Инвестор предоставляет управляющему определенную сумму в управление. Размер суммы зависит от предложенного ему управляющим размера оплаты. Зависимость эта носит отрицательный характер.
 - $G(f)$ – размер суммы;
 - $G(f)$ – убывающая функция;
 - $(G'(f) < 0)$;
 - $G(1) \leq 0$.
2. Инвестор не владеет информацией о распределении доходностей стратегии управляющего. Если бы он владел такой информацией, он бы сразу просто выбрал бы наилучшего управляющего, и никакая модель тут бы ни понадобилась.
3. Инвестор получает эту информацию только через фактические результаты работы. При этом он, естественно, не может наверняка знать, случайно стратегия получила прибыль или убыток, или же этот результат близок к ее среднему результату.
4. В зависимости от результатов работы за год принимает решение о том, продолжать ли работу с этим управляющим, или нет. Это решение он принимает каждый год, в зависимости от результатов предыдущего года. Решение носит вероятностный характер – может уйти и при хороших результатах (если вдруг срочно понадобились деньги), а может и остаться при плохих. Но вероятность ухода отрицательно связана с полученной за год доходностью. Вероятность ухода инвестора: $P(r)$, где r – его доходность за последний год. $P'(r) < 0$.

Предпосылки управляющего.

1. Управляющий обладает собственной стратегией, распределение доходности которой отличается от рыночной. Теоретически это распределение может и не отличаться от рыночного. Но для построения модели нам важен тот факт, что инвестору неизвестно реальное распределение доходности стратегии управляющего. А рыночное распределение он вполне может знать. Поэтому мы предполагаем, что распределение доходности управляющего отличается от рыночного распределения. Эта предпосылка вполне реалистична, поскольку при помощи управления капиталом и ограничения убытков в каждой позиции стоп-лоссами можно существенно изменить вид функции распределения доходности. Более подробно этот вопрос рассматривался, например, в обзорной работе Park, Irwin «The profitability of technical analysis: a review» (2007), где были представлены результаты эмпирических тестов, которые показывают, что стратегии, основанные на методах

технического анализа, позволяют получать результаты, существенно отличающиеся от рыночных.

- Управляющий владеет всей информацией о распределении доходностей своей стратегии (распределение доходностей со временем не меняется). Предполагается, что у управляющего есть длительная торговая история собственной стратегии, он ее знает, и потому имеет представление о распределении ее доходностей.
- Управляющий владеет всей информацией, относительно реакции инвестора на результаты (вероятность его ухода в зависимости от результатов). Предполагается, что у управляющего есть достаточно длительная история взаимодействия с клиентами, из которой он может судить, с какой вероятностью от него уйдет клиент при том или ином результате за год.
- Управляющий выбирает размер оплаты своих услуг. Оплата имеет вид процента от активов f ($1 < f < 0$). Почему именно в виде процента от активов – уже обсуждалось выше. Это ключевой параметр данной модели, от которого напрямую зависят как доходы управляющего, так и отдача от вложений инвестора.
- Решение о размере оплаты принимается один раз и в последующем размер оплаты не пересматривается (условия договора каждый год не меняют). Это полностью соответствует сложившейся практике, к которой договора доверительного управления являются бессрочными и расторгаются только по желанию одной из сторон (в подавляющем большинстве случаев это инвестор).
- Управляющий владеет информацией о зависимости суммы, которую доверит ему инвестор, в зависимости от предложенного инвестору размера оплаты. Другими словами, управляющему известна функция $G(f)$. Опять-таки, в силу наличия длительной истории взаимоотношений и переговоров с клиентами, которая предполагается в модели, управляющий имеет представление, насколько больше они могут доверить ему средств, если он снизит комиссию. Что в терминах модели означает, что он знает как устроена функция $G(f)$.
- Управляющий максимизирует свой приведенный доход (по матожиданию), выбирая оптимальный для себя размер f . Как и любой экономический агент, управляющий стремится найти оптимальное для себя решение, максимизируя свои доходы с учетом вероятностного характера результатов стратегии и с учетом наличия возможности у клиента расторгнуть договор.

Далее были сделаны дополнительные предположения о виде функций, чтобы получить решение модели в явном виде:

$$G(f) = S - kf ;$$

$$E(P[(1+r_n)(1-f)]) \cong 1 - P_A - pf ;$$

$$E\left(\prod_{m=1}^n (1+r_m)\right) = \bar{r}^n .$$

Оптимальное решение управляющего в модели выглядит следующим образом:

$$f^* = \frac{\left\{ \left(\frac{(P_A + (i - \bar{r})/(1 + \bar{r}))^2 + (p(1 - S/k) + 1 - P_A) * (S/k)(P_A + (i - \bar{r})/(1 + \bar{r}))}{- (P_A + (i - \bar{r})/(1 + \bar{r}))} \right)^{1/2} - 1 \right\}}{p(1 - S/k) + 1 - P_A} .$$

Изучение свойств данного решение позволяет сделать следующие выводы о характере зависимости параметра h^* от остальных переменных:

$$h^*_{\bar{r}}(\bar{r}) < 0 ;$$

$$h^*_{P_A}(P_A) > 0 .$$

В текущей статье мы проводим эмпирическую проверку выводов данной модели.

Данные

Для эмпирической проверки модели использовались данные по договорам и результатам доверительного управления компании «ФИНАМ». Они охватывают период с 2003 г. по конец 2011 г. Эти данные не предоставляются для публичного ознакомления, поскольку результаты доверительного управления в каждом случае носят конфиденциальный характер. Для исследования взяты данные клиентов, которые выбрали одну стратегию, но их результаты, тем не менее, могли существенно различаться, поскольку подключались они к стратегии в разное время. Данные охватывают 452 клиента. Для модели важны данные в формате клиент-год, т.е. какой результат по итогам года получали клиенты и расторгли ли они после этого договор. Поскольку клиенты в среднем работали существенно больше одного года, таких клиент-годов насчитывается 1509.

Оценка функции зависимости суммы инвестиций от размера комиссии

В нашей модели функция суммы в управлении от величины комиссии имеет вид:

$$G(f) = S - kf .$$

Оценим ее. Эмпирической базой нам послужат данные о договорах доверительного управления, заключенных с компанией «ФИНАМ» по рассматриваемой стратегии. Всего было заключено 452 договора. Комиссия каждый раз имела различный вид, помимо собственно платы от активов имели место и плата от прибыли, а также и от оборота. Поэтому будем руководствоваться предпосылкой нашей модели о том, что управляющий знает все характеристики своей стратегии и может конвертировать один вид комиссии в другой. В данном случае комиссия считалась как отношение совокупных платежей клиента по договору доверительного управления (за весь период) к его средней оценке стоимости активов.

Линейная регрессия MHK , где

G – первоначальная сумма инвестирования,

f – размер комиссии,

c – константа S , дает следующие результаты (табл. 1).

Таблица 1

РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТИРОВАНИЯ

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
F	-1 503 743	104 095.6	-14.44578	0
C	11 456 917	585 516.7	19.56719	0
R-squared	0.316816	Mean dependent var	3 211 283.	
Adjusted R-squared	0.315298	S.D. dependent var	3 351 830	
S.E. of regression	2 773 529	Akaike info criterion	32.51355	
Sum squared resid	3.46E+15	Schwarz criterion	32.53176	
Log likelihood	-7 346.063	F-statistic	208.6807	
Durbin-Watson stat	0.139502	Prob(F-statistic)	0	

Однако, доля объясняемой дисперсии (R^2) относительно невелика (31%), это происходит за счет того, что даже для одинаковых сумм инвестирования разброс комиссии бывает очень большим (так для 1 000 000 есть примеры от 4% до 8%). Этот разброс

объясняется тем, что договора на одинаковые суммы заключались с разными клиентами, а размер комиссии (о чем нам, собственно, и говорит рассматриваемая в работе модель) зависит не только от первоначальной суммы, есть и множество других факторов. Поэтому добиться более высокого значения R^2 на таких данных сложно ввиду большого разброса значений одного параметра при одинаковых значениях другого. При этом коэффициенты при переменной f и при константе статистически значимы на 1% уровне значимости. Это означает, что, несмотря на большую дисперсию, есть значимая отрицательная линейная зависимость, как и предполагается в модели.

Итак, наша оценка функции имеет следующий вид:

$$G(f) = 11\ 456\ 917 - 150\ 374\ 300 f.$$

Оценка функции распределения доходности стратегии

Функция доходности стратегии мы будем оценивать с позиции клиента. Т.е. не по кривой модельного счета, а по тому, какой фактический результат получали клиенты по данной стратегии. Для оценка по кривой модельного счета годовых данных явно недостаточно, да и оценка с позиции клиента выглядит более справедливой.

Эмпирической базой исследования служат данные о доходности клиентов компании «ФИНАМ» по одной из стратегий. Данные о результатах доверительного управления носят конфиденциальный характер, в открытом доступе их не публикуют. Получить подобные данные можно только если компания сама ведет подобную статистику. Данные имеют следующий вид: у каждого клиента фиксируется результат каждый год с момента начала работы с учетом вводов / выводов денежных средств и уплаченных комиссий. Если клиент расторгает договор, то фиксируется результат на момент расторжения, и отмечается, что клиент расторгнул договор. Таким образом, по каждому клиенту фиксируются ежегодные результаты, пока он не подписывает расторжение. Всего имеется 1 509 наблюдений. В агрегированном виде данные выглядят следующим образом (рис. 1).

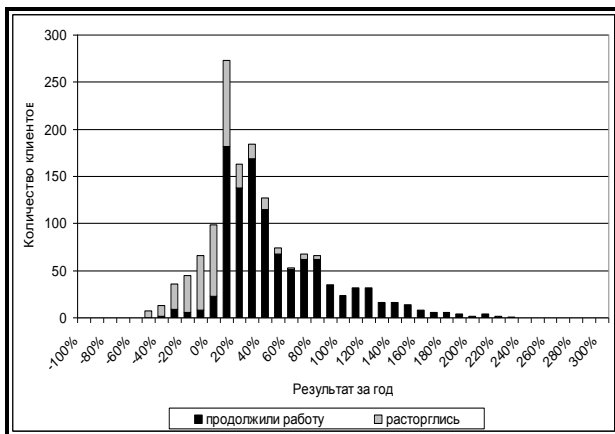


Рис. 1. Результаты клиентов по годам

Невооруженным глазом заметно, что вероятность расторжения существенно выше при негативном результате. Можно посчитать, с какой вероятностью клиент в течение года подпишет расторжение. Однако для нашей модели этого мало. Имея эти данные, нам

необходимо оценить, как изменится вероятность при увеличении комиссии с клиента (которая соответственно будет означать пропорциональное ухудшение его результатов). Для этого нам необходимо построить теоретическую кривую распределения годовой доходности, которая бы максимально точно соответствовала бы эмпирическим данным.

Распределение, очевидно, не симметричное. Пик находится в районе 15%, левый его хвост при этом очень быстро сходится к нулю. Правый же, напротив, сходится к нулю намного медленней. Можно было бы использовать обобщенное гиперболическое распределение, но поскольку нас интересует именно совместное распределение доходности и вероятности расторжения, то это чрезмерно перегрузило бы расчеты. Потому ограничимся поиском максимально соответствующей эмпирическим данным функции распределения. При этом левую и правую часть распределения (до 15% и после) будем оценивать отдельно.

После проведения множества тестов, наибольшие показатели R^2 и F -статистики в были показаны при таком виде левой части функции:

$$F(x) = (1 - ((x - 0.15) / 1.15)^2)^5 / ((0.25 - x)^2 + 0.05).$$

Поэтому остановимся на такой формуле для левой части функции распределения доходности. В тестах для правой части наибольшие показатели R^2 и F -статистики в были показаны при следующем виде функции:

$$F(x) = 1 / (e^{2x-0.3}).$$

Итак, мы подобрали кривые, которые с достаточно высокой степенью точности описывают наше эмпирическое распределение доходности стратегии. Наша функция распределения доходности имеет такой вид:

$$F(r) = \begin{cases} 0,020625 * (1 - ((r - 0.15) / 1.15)^2)^5 / ((0.25 - r)^2 + 0.05), & -1 \leq r \leq 0,15; \\ 1 - 0,625 / (e^{2r-0.3}), & r \geq 0,15. \end{cases}$$

Оценка функции зависимости вероятности ухода от размера комиссии

В нашей модели функция зависимости вероятности ухода инвестора от величины комиссии имеет вид: $P(f) = 1 - P_A - pf$. Однако, несмотря на ее достаточно простой вид, ее оценка весьма нетривиальна. Потому как данных для ее прямой оценки недостаточно. Поэтому мы будем строить совместное распределение доходности стратегии и вероятности ухода инвестора, а уже затем выведем из этого распределения функцию зависимости вероятности ухода от величины комиссии. Таким образом мы покажем, что эта функция имеет именно линейный вид, или очень близка к нему.

Необходимое для построения данной функции распределение доходности стратегии мы уже получили. Нам необходимо теперь получить совместное распределение вероятности ухода инвестора и доходности стратегии. Для того чтобы оценивать данную функцию, нам необходимо сделать некоторые предположения относительно ее вида. Впрочем, исследования на эту тему уже были – Канеман и Тверски в своей знаменитой работе [19] сделали ряд предположений относительно ее вида и в своей работе обосновали их.

1. Предельная полезность по доходности убывает с ростом доходности на промежутке $[0; +\infty)$.
2. Инвестор более чувствителен к убыткам, нежели к прибыли (угол наклона кривой полезности в отрицательной плоскости круче, чем в положительной).
3. Инвестор с ростом размеров убытка реагирует на него менее чувствительно, другими словами, предельная полезность по доходности возрастает на промежутке $(-\infty; 0]$.

Для наших целей мы можем интерпретировать полезность как вероятность ухода: чем меньше полезность инвестора, тем он более недоволен, тем больше вероятность его ухода. Однако из второй предпосылки следует, что стандартные логит- или пробит-модели покажут не очень хорошие результаты, так как они симметричны относительно нуля. А поведенческая функция несимметрична. Поэтому мы также построим собственную функцию вероятности, помимо стандартных логит и пробит моделей.

Для сравнения различных функций, описывающих бинарную классификацию, обычно используют **ROC**-кривую. Этот график представляет собой соотношение доли верных положительных классификаций в общем числе положительных классификаций и доли ошибочных отрицательных классификаций в общем числе отрицательных классификаций при изменении порога определяющего правила. Количественная интерпретация этого показателя – площадь под **ROC** кривой. Чем она больше, тем лучше классификатор. Значение площади равное 0,5 соответствует случайному гаданию, то есть, иными словами, непригодность классификатора. Чем левее и выше располагается **ROC**-кривая, тем лучше классификатор. Чем она правее и ниже – тем хуже классификатор.

ROC кривые для сравнения прогностической силы эконометрических моделей стали использоваться сравнительно недавно. Ранее они широко использовались в физике и медицине [12]. В экономике их чаще всего их используют в банковском секторе для сравнения моделей, описывающих вероятность дефолта заемщика, как индивидуальных, так и корпоративных [11, 17]. В настоящее время много внимания уделяется методике построения кривых **ROC** [8, 9, 10, 14]. Значительную часть исследований занимают исследования доверительных интервалов для **ROC** кривых [4, 6, 13]. Сейчас выходит много исследований по данной проблематике, эта тема очень актуальна.

Построим **ROC**-кривые для трех наших моделей (рис. 2).

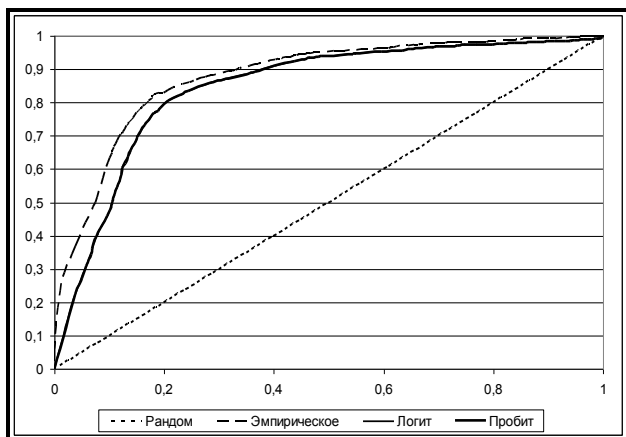


Рис. 2. ROC-кривые трех классификаторов

Как видно из графика, логит- и пробит-модели дают практически одинаковое качество прогнозов, а вот кривая эмпирического распределения располагается существенно выше. Так происходит из-за того, что у логит- и пробит-моделей хвосты распределения сходятся к нулю намного быстрее, чем у эмпирических данных. Поэтому для нашего анализа мы будем использовать кривую эмпирического распределения, так как эта классификация лучше отражает эмпирические данные. Составленная по эмпирическим данным (с учетом предположений Канемана-Тверски) функция распределения выглядит следующим образом:

$$F(x) = \begin{cases} 0,1 + 0,05(-1 - 2/(x - 19/60)), & x \leq 0,15; \\ 0,9 + 0,05(1 - 1/4(x - 13/120)), & x > 0,15. \end{cases}$$

Данная функция получена путем оптимизации гиперболы вида $y = a + \frac{b}{x - c}$ при помощи метода максимального правдоподобия отдельно для значений x , больших и меньших 0,15.

Итак, мы оценили функцию распределения доходности стратегии и функцию распределения вероятности ухода инвестора. Теперь мы можем построить их совместное распределение. Затем, посчитав интеграл этой совместной функции от $-\infty$ до $+\infty$, мы получим вероятность ухода инвестора при нулевой комиссии. Затем, чтобы учесть комиссию f , которая для инвестора представляет собой вычет из доходности стратегии, мы будем сдвигать функцию распределения. Например, комиссия в 1% годовых – это сдвиг функции распределения влево на 0,01, комиссия в 2% – на 0,02 и так далее.

Таким образом, мы получим набор точек, по которым можем оценить нашу исходную функцию:

$$P(f) = 1 - P_A - pf.$$

Покажем, что наша функция действительно линейна. Проведем регрессию $y1(P(f))$, от константы, $x1(f)$ и $x2(f^2)$. Результат этой регрессии выглядит следующим образом (табл. 2).

Таблица 2

РЕЗУЛЬТАТЫ РЕГРЕССИИ.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	71,71965	0,019676	3 645,004	0
X1	-76,95943	0,240293	-320,2736	0
X2	1,46E+40	7,19E+39	2,030199	0,0651
R-squared	0,999896	Mean dependent var		65,95554
Adjusted R-squared	0,999880	S,D, dependent var		3,651177
S.E. of regression	0,039947	Akaike info criterion		-3,435164
Sum squared resid	0,020745	Schwarz criterion		-3,290304
Log likelihood	30,48131	F-statistic		62648,80
Durbin-Watson stat	0,490738	Prob (F-statistic)		0

Коэффициент при f^2 оказался незначимым на 1% и даже на 5% уровнях значимости. Да и значение его очень невелико, потому влияние данного регрессора на общий результат модели невелико. Потому мы можем его отбросить и построить линейную регрессию $y1$ только от c и $x1$. Результаты этой регрессии выглядят следующим образом (табл. 3).

Значение R^2 практически не уменьшилось, несмотря на отсутствие регрессора $x2$, и это значение очень высоко ($R^2 > 0,999$). Что говорит нам о том, что линейная функция

идеально описывает данную зависимость. Более наглядно это можно проиллюстрировать на графике (рис. 3).

Таблица 3

РЕЗУЛЬТАТЫ РЕГРЕССИИ.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	71,70683	0,022809	3143,781	0
X1	-76,68392	0,259094	-295,9694	0
R-squared	0,999840	Mean dependent var	65,95554	
Adjusted R-squared	0,999829	S,D, dependent var	3,651177	
S.E. of regression	0,047775	Akaike info criterion	-3,128177	
Sum squared resid	0,031954	Schwarz criterion	-3,031604	
Log likelihood	27,02542	F-statistic	87597,91	
Durbin-Watson stat	0,195972	Prob(F-statistic)	0	

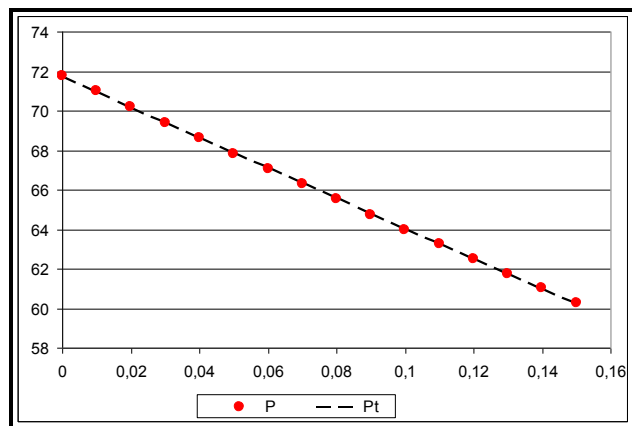


Рис. 3. Фактические и регрессионные значения параметра P

Таким образом, наше предположение о том, что мы можем представить вероятность ухода инвестора следующим образом:

$$E(P[(1+r_n)(1-f)]) \cong 1 - P_A - pf$$

подтверждается эмпирическими данными. Данная функция действительно линейна.

Наша оценка функции имеет следующий вид:

$$\hat{P}(f) = 0,71707 - 0,76684 f$$

Итак мы выяснили, какой вид имеют основные функции нашей модели:

$$\hat{G}(f) = 11456917 - 150374300 f$$

$$\hat{P}(f) = 0,71707 - 0,76684 f$$

Таким образом, мы имеем оценку для параметров S, k, P_A, p . В качестве оценки параметра \bar{r} возьмем среднегодовую доходность стратегии с 1 июня 2002 г. по 30 сентября 2011 г. (за девять лет и один квартал). Она составила 27,95%. За это время на рынке были как периоды роста (2005-2006, 2009 гг.), так и периоды резкого снижения (2008) и «боковика» (2007, 2010-2011 гг.), так что результат действительно представляет собой среднее из разных состояний рынка.

В качестве оценки параметра i возьмем среднюю ставку по депозитам крупнейших банков, публикуемую Центральным банком РФ (ЦБ РФ). На декабрь 2011 г. она составила 9,32%.

Теперь мы можем проверить предпосылку о том, что:

$$(1 - P_A)(1 + \bar{r})(1 + i) < 1;$$

$$(1 - P_A)(1 + \bar{r})(1 + i) = 0,82927 < 1.$$

Таким образом, данная предпосылка также оказалась верной. Оценка основных параметров модели такова:

$$\hat{r} = 0,2975;$$

$$\hat{i} = 0,0932;$$

$$\hat{S} = 11\ 456\ 917;$$

$$\hat{k} = 150\ 374\ 300;$$

$$\hat{P}_A = 0,28293;$$

$$\hat{p} = 0,76684;$$

Следовательно, мы можем посчитать модельное значение \hat{f} :

$$\hat{f} = 0,032584.$$

Теперь нужно сравнить данную ставку с той, что фактически уплачивалась клиентами компании. В силу того, что клиентская комиссия была в различных формах (не только в виде процента от активов, но и в виде процента от прибыли или от оборота), то более корректно сравнивать не просто ставку комиссии, а совокупные платежи клиента компании по дополнительным соглашениям к средней оценке его активов за период. Искомая величина равна:

$$f_{\text{факт}} = 0,041125.$$

Данная величина оказалась больше нашего модельного значения. Данную разницу можно объяснить тем, что соглашения заключались в различные периоды времени, и ожидания от доходности r до 2005 г. могли быть существенно ниже, процентная ставка i была выше, а возможности инвесторов S скромнее. Если же взять данные только за последние пять лет, то значение будет несколько иным:

$$f_{\text{факт } S} = 0,030696.$$

Это очень близко к нашему модельному значению. Таким образом, мы можем утверждать, что фактические данные не противоречат выводам модели, а значит, ее выводы вполне можно применять на практике.

Таким образом, мы осуществили эмпирическую проверку разработанной ранее модели ценообразования на рынке услуг доверительного управления, которая описывает воздействие широкого круга факторов на цену услуги. Наиболее интересным выводом данной модели является то, что зависимость между размером комиссии управляющего и доходностью его стратегии оказалась отрицательной. Результаты этой проверки показывают, что эмпирические данные подтверждают выводы модели.

Литература

1. M. Baker, L. Litov, J. Wachter. Can Mutual Fund Managers Pick Stocks? Evidence From Their Trades Prior to Earnings Announcements // Journal of Financial and Quantitative Analysis – 2010 – №45 – p. 1111-1131.
2. K. Baks. A. Metrick, J. Wachter. Should Investors Avoid All Actively Managed Funds? A Study in Bayesian Performance Evaluation // Journal of Finance – 2001 – №56 – p. 45-85.
3. M. Grinblatt, S. Titman, R. Wermers. Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior // The American Economic Review – 1995 – №85 – p. 1088-1105.
4. E. Demidenko. Confidence intervals and bands for the binormal ROC curve revisited // Journal of Applied Statistics – 2012 – №1, p. 67-79.

5. M. Carhart, R. Kaniel, D. Musto, A. Reed. Learning the Tape: Evidence of Gaming Behavior in Equity Mutual Funds // Journal of Finance – 2002 – №57 – p. 661-693.
6. K. Lahiri, L. Yang. Confidence Bands for ROC Curves with Serially Dependent Data. University at Albany New York – Department of Economics – Discussion Paper – 2013 – 37 p.
7. M. Lettau. Explaining the facts with adaptive agents: The case of mutual funds flow // Journal of Economic Dynamics and Control – 1997 – №21 – p. 1117-1147.
8. C. Lloyd. Estimation of a convex ROC curve // Statistics and Probability Letters – 2002 – №59 – p. 99-111.
9. C. Lloyd. Regression Models for Convex ROC Curves // Biometrics – 2000 – №56 – p. 862-867.
10. C. Lloyd. Fitting ROC curves using binomial regression // Australia and New Zealand Journal of Statistics – 2000 – №42 – p. 193-204.
11. S. Satchell, W. Xia. Analytic Models of the ROC Curve: Applications to Credit Rating Model Validation. University of Technology Sydney – Research Paper 181 – 2006 – 31 p.
12. T. Fawcett. An introduction to ROC analysis // Pattern Recognition Letters – 2006 – №27 – p. 861-874.
13. L. Horvath, Z. Horvath, W. Zhou. Confidence bands for ROC curves // Journal of Statistical Planning and Inference – 2008 – №138 – p. 1894-1904.
14. F. Hsieh, B. Turnbull. Nonparametric and semiparametric estimation of the receiver operating characteristic curve // The Annals of Statistics – 1996 – №1 – p. 25-40.
15. L. Chan, H.-L. Chen, J. Lakonishok. On Mutual Funds Investment Styles // The Review of Financial Studies – 2002 – №15 – p. 1407-1437.
16. H.-L. Chen, N. Jegadeesh, R. Wermers. The Value of Active Mutual Fund Management: An Examination of the Stockholdings and Trades of Fund Managers // Journal of Financial and Quantitative Analysis – 2000 – №35 – p. 343-368.
17. M. Sheikhi, Z. Sheikhi, M.F. Shams. Financial Distress Prediction Using Distress Score as a Predictor // International Journal of Business and Management – 2012 – №1 – p. 169-181.
18. E. Elton, M. Gruber, C. Blake. Incentive Fees and Mutual Funds // Journal of Finance – 2003 – №58 – p. 779-804.
19. D. Kahneman, A. Tversky. Prospect theory: An analysis of decision under risk // Econometrica – 1979 – №47 – p. 313-327.

Ключевые слова

Управление активами; портфельные инвестиции; рынок акций; оценка результатов; финансовые рынки; инвестиционные фонды; прибыльность; торговые стратегии; поведенческие финансы; математическое моделирование.

Коржнев Станислав Владимирович

РЕЦЕНЗИЯ

Работа посвящена весьма интересной проблеме оценки деятельности управляющих на фондовом рынке. Тема особенно актуальна в связи с тем, что в настоящее время фондовый рынок уже не показывает сверхвысоких доходностей, и мастерство управляющего выходит на первый план. Возможность выбора управляющего, который отличается более высокой вероятностью достижения нужного результата, сейчас имеет большое значение.

Работа посвящена тестированию разработанной автором математической модели, описывающей процесс ценообразования на рынке доверительного управления. Автор осуществляет проверку работоспособности модели путем оценки ее параметров и сравнения теоретического (рассчитанного по модели) и фактического (полученного из имеющихся данных) значений оптимального размера комиссии. Достаточно близкие значения теоретического и эмпирического значений дает возможность сделать вывод о том, что инвесторы могут использовать ее для выбора управляющего с потенциально более доходной стратегией.

Автором подтвержден отрицательный характер зависимости между размером комиссии управляющего и доходностью его стратегии. Таким образом, наряду с теоретическим обоснованием, мы получаем возможность эмпирического подтверждения зависимости на фактических данных.

В научных работах по данной проблематике некоторые исследователи приходили к похожему выводу, а некоторые – к противоположному. Заметим, что подобного рода выводы были получены исследователями на основе эмпирического анализа, попытка же автора построить модель, теоретически объясняющую данную взаимосвязь, предпринята впервые. В этом преимущество представленной работы. Исследование не ограничивается анализом знака взаимосвязи между размером комиссии управляющего и доходностью его стратегии, в нем приведена теоретическая модель, которая объясняет, почему этот знак должен быть именно таким, более того, фактические данные этой модели не противоречат.

В целом статья четко структурирована, свою точку зрения автор излагает логично и последовательно. Работа соответствует требованиям, предъявляемым к научной статье, и может быть рекомендована к публикации.

Лукаш Е.Н., к.э.н., доцент кафедры математических методов анализа экономики Московского государственного университета им. М.В. Ломоносова

[Перейти на Главное МЕНЮ](#)
[Вернуться к СОДЕРЖАНИЮ](#)