



**ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ – ВЫСШАЯ ШКОЛА
ЭКОНОМИКИ**

Проектно-учебная лаборатория анализа финансовых рынков

**Отчет
о выполненных работах по проекту**

«Модели одностороннего риска в анализе доходности собственного капитала: от простейших конструкций до учета моментов распределения доходности высшего порядка. Тестирование на 50 компаниях российского фондового рынка»

Этап 1. «Обзор и анализ существующих в литературе моделей одностороннего риска. Сбор статистических данных. Построение и сравнение рассмотренных моделей ценообразования: однофакторных и расширенных моделей с включением моментов более высокого порядка в рамках классического и одностороннего подходов».

Исполнители проекта:

Теплова Тамара Викторовна, д.э.н., Профессор,
Заведующий ЛАФР

Шутова Евгения Сергеевна, магистр экономики,
аналитик ЛАФР

Научный руководитель:

д.э.н., проф. Теплова Тамара Викторовна

Москва 2010 г.

Оглавление

Оглавление	2
Введение	3
Глава 1. Теоретические основы формирования цены актива	7
1.1. Классическая модель САРМ. Предпосылки. Критика	11
1.2. Традиционные модели одностороннего риска с использованием односторонней беты	16
1.3. Развитие портфельных моделей формирования доходности акций на развивающихся рынках: выявление связи между доходностью акций и систематическими центральными моментами более высоких порядков	25
1.4. Теоретические основы односторонних мер скошенности	40
Глава 2. Тестирование моделей ценообразования на российском фондовом рынке	45
Заключение	58
Список литературы	61
Приложение	67

Введение

На сегодняшний день имеются достаточно эффективные математико-статистические инструменты для определения стоимости собственного капитала (модели CAPM, ICAPM, APT, DCAPM и др.). В качестве общепризнанного способа формирования величины затрат по собственному капиталу используется простая и хорошо экономически обоснованная модель оценки капитальных активов CAPM, разработанная Шарпом, Линтнером и Моссиным в 1960-х годах прошлого века.

Эмпирические исследования на многих рынках показали, что модель CAPM демонстрирует низкую объясняющую способность оценки ожидаемой (требуемой) доходности собственного капитала. Аналогичные результаты получены и для российского рынка. Перед российскими портфельными инвесторами стоит сложная задача обоснования ожидаемой доходности и риска. В рамках подхода «доходность – риск», на котором основывается модель CAPM, дисперсия охватывает как максимальную прибыль, так и максимальный убыток, что весьма нежелательно. В рамках главной концепции рациональных инвесторов «безопасность сначала», предложенную Роем (Roy, 1952), предполагается, что инвесторы предпочитают инвестиции с наименьшей вероятностью падения ниже приемлемого уровня доходности. Понятие «безопасность сначала», введенное Роем, предполагает, что только односторонний риск может быть важным для инвестора. Эту идею поддержали многие исследователи.

В современной экономической науке наибольшую известность и популярность получили модели одностороннего риска таких авторов, как Hogan and Warren (1974), Bawa and Lindenberg (1977), Harlow and Rao (1989), Estrada (2002). В этих моделях предлагается использовать односторонний бета коэффициент как более корректную меру риска по сравнению с



классической бетой. Сравнительно недавно появилась альтернативная мера одностороннего риска, в роли которой выступает односторонняя ко-асимметрия. (Don U.A. Galagedera, Robert D. Brooks, 2007). Результаты тестирования по 27 развивающимся рынкам за период 1987-2004 гг. показали, что односторонняя ко-асимметрия является лучшей мерой риска, чем односторонняя бета.

В работе проверяется гипотеза, что односторонняя трактовка риска более продуктивна для принятия решений рациональными инвесторами, действующими на высоко спекулятивном рынке, к которым можно отнести и российский рынок.

Кроме того, предполагается, что подход «средняя доходность – дисперсия», на котором основывается традиционная модель CAPM, не полностью идентифицирует систематический риск, присущий той или иной ценной бумаге. Существенные проблемы возникают как из-за наличия большой асимметрии в распределении доходностей на развивающихся рынках, так и из-за проблемы низкой ликвидности большинства ценных бумаг, что приводит к занижению рассчитанного регрессионным методом бета коэффициента (значение оказывается существенно меньше единицы).

Поэтому в работе предложено расширить рыночную модель второго порядка до модели более высоких порядков, включая систематическую скошенность и эксцесс. В исследовании проверяется гипотеза – расширение конструкции CAPM на моменты распределения более высоких порядков на основе подхода моделей оценки классического и одностороннего систематического риска позволяет получить более адекватную зависимость рыночного риска и доходности.

Несколько интересных исследований было проведено на российском рынке. Стоит отметить работу, посвященную анализу факторов, влияющих на доходность собственного капитала российских компаний (Goryaev,

Zabotkin, 2006), применимости подхода «риск-доходность» (Айзин & Лившиц, 2006). В рамках одностороннего подхода было проведено исследование, направленное на применимость модели DCAPM на российском рынке (Теплова, Селиванова, 2007). Результаты исследования показали, что использовать модель на российском рынке не рекомендуется. Традиционные приемы моделирования доходности на российском рынке показывают удовлетворительные результаты только в отдельные периоды развития экономики.

В этих условиях изучение альтернативных моделей одностороннего риска и расширенных конструкций CAPM, выявление их достоинств и недостатков, тестирование и апробация в российских условиях, а также их модификация с учетом условий функционирования российских компаний, являются в современных условиях актуальным.

Первая часть работы будет посвящена исследованию основных понятий в области оценки доходности собственного капитала в рамках одностороннего подхода и рассмотрению классификации существующих на сегодняшний день моделей оценки. Более того проводится обзор основных моделей предложенных российскими и зарубежными исследователями. Кроме того, в исследовании предложена эволюция моделей ценообразования с включением моментов более высоких порядков, рассмотрены эмпирические результаты тестирования расширенных моделей на развитых и развивающихся рынках, дано их математические обоснование.

Во второй части проводится тестирование на российском финансовом рынке моделей ценообразования финансовых активов (конструкция CAPM). Во-первых, обсуждается возможность применения на российском рынке как классической модели CAPM и ее модификаций, в которых рискованность активов определяется не классическим образом – через «среднюю доходность – дисперсию», а на основе концепции «среднее – односторонняя



дисперсия». Во-вторых, рассматривается возможность применения на российском рынке расширенной модели САРМ третьего и четвертого порядка (two and higher-moment model), в которой рискованность активов определяется классическим образом – через «среднее – дисперсия» (mean-variance criterion), и на основе концепции «среднее – односторонняя дисперсия» (downside risk models) с учетом выделенных периодов рыночной нестабильности.

Стоит отметить, что отдельные результаты докладывались на XI Международной научной конференции по проблемам развития экономики и общества ГУ-ВШЭ с докладом на тему «Моделирование систематического инвестиционного риска на разных этапах развития российского рынка капитала» (апрель 2010) и конференции «Бизнес и академическое сообщество Евразии: EBES 2010» в Стамбуле (май 2010) на тему «The Development of Capital Asset Pricing Models in Emerging Markets: Revealing Relationship between Security Returns and Higher - Order Systematic Co-Moments». Кроме того, методические материалы по расчету односторонних мер риска размещены на сайте ЛАФР в разделе Учебно-методические материалы.

Глава 1. Теоретические основы формирования цены актива

Лучшие финансисты занимались разработкой моделей, формирующих доходность ценной бумаги, основываясь на ее риске. Стоит отметить, что под ценой актива понимается ставка процента, поэтому модели анализа в координатах «риск-доходность» получили названия моделей ценообразования финансовых активов. В области финансов, модели ценообразования финансовых активов (САРМ) используется для определения соответствующей требуемой нормы доходности актива в условиях, что этот актив добавляется к уже существующему хорошо диверсифицированному портфелю с учетом идиосинкратического риска этого актива.

В экономической литературе выделяют два фундаментальных подхода к ценообразованию финансовых рискованных активов: «абсолютный» и «относительный».

Абсолютный подход предполагает, что мы оцениваем денежные потоки (дивиденды, купоны и основная сумма долга, прибыль компаний) на основе влияния на них фундаментальных источников макроэкономических рисков. Одновременно мы находим дисконтный фактор, принимая во внимание, какие макроэкономические факторы представляют особый интерес для инвесторов. Модель САРМ представляет собой как раз пример парадигмы такого подхода. Практически все такие модели основаны на принципах общего равновесия, с тем, чтобы использовать совокупные, а не отдельные риски либо заменять трудно измеряемое потребление легко измеряемыми показателями, например, рыночной доходностью (САРМ). Поэтому такие модели называют равновесными моделями ценообразования финансовых активов. [22, с. 14].



Относительный подход, напротив, предполагает, что мы задаемся вопросом, что мы можем узнать о стоимости одного актива, зная цены некоторых других активов. Нас не интересует, откуда мы знаем цены других активов, и мы используем этот небольшой объем информации о макроэкономических факторах риска, насколько это возможно. Авторы Modigliani and Miller (1958) стали пионерами данного подхода оценки компании при заданных ценах собственного и заемного капитала, и ученые Black and Scholes (1976) использовали данный подход для оценки опционов и долга компании при заданных ценах акций и облигаций. [22, с.14-15].

Абсолютное ценообразование предлагает общность - оно может быть применено к чему- либо - за счет точности во многих приложениях. Относительное ценообразование предлагает простоту и гибкость - его можно применять без особых усилий, по крайней мере, в первом приближение. На практике предпочитают использовать сочетание принципов абсолютного и относительного подходов. Даже на практике применения модели CAPM используют элементы относительного подхода, в частности, зачастую берут премию за рыночный риск как заданную величину. И, наоборот, наиболее реалистичное ценообразование опционов неявно использует некоторые элементы абсолютного подхода, чтобы характеризовать рыночную цену риска, который не может быть полностью захеджирован. [22, с. 15-16].

Портфельные модели

Современная теория формирования портфельных инвестиций берет свое начало из фундаментальной работы Г. Марковица "Выбор портфеля". В данной статье предложена математическая модель формирования оптимального портфеля ценных бумаг, и приведены методы построения таких портфелей при определенных условиях. Основной заслугой Г. Марковица является предложенная им теоретико-вероятностная формализация понятий "доходность" и "риск". В его модели для вычисления



соотношения между риском и ожидаемой доходностью инвестиций используется вероятностное распределение. Подход Марковица к проблеме выбора портфеля предполагает, что инвестор пытается решить две проблемы: максимизировать ожидаемую доходность при заданном уровне неопределенности и минимизировать уровень риска при заданном уровне ожидаемой доходности. (Markowitz, 1959).

Американским экономистом У. Шарпом была разработана модель ценообразования финансовых активов САРМ. Формулируя ее, он понимал, что абсолютно надежных финансовых активов не существует, практически все активы сопряжены с неким уровнем риска. Общий риск ценной бумаги, измеряемый ее дисперсией, состоит из двух составляющих: рыночный (систематический риск) и собственный (или несистематический) риск. Для обычной акции систематический риск всегда связан с изменениями в стоимости ценных бумаг, находящихся в обращении на рынке. Несистематический риск связан с влиянием всех остальных факторов, специфических для корпорации, выпускающей в обращение ценные бумаги. [89, с. 490-492].

Важным моментом систематического риска является то, что увеличение количества акций или облигаций не способно ликвидировать его. Однако покупка ценных бумаг может повлечь за собой устранение несистематического риска. Отсюда получается, что вкладчик не может избежать риска, связанного с колебаниями конъюнктуры фондового рынка. Задача при формировании рыночного портфеля заключается в уменьшении риска путем приобретения различных ценных бумаг. И делается это так, чтобы факторы, специфические для отдельных корпораций, уравновешивали друг друга. Благодаря этому доходность портфеля приближается к средней для всего рынка. (Sharpe, 1964).



Оптимальным для рискованного инвестора портфелем будет рыночный портфель (с весами активов, соответствующими складывающимся весам на рынке), в котором остается только систематический риск, не устранимый диверсификацией капитала. На рынке, позволяющем диверсифицировать капитал, рациональный инвестор выбирает из следующих возможностей:

- 1) безрисковое инвестирование с доходностью k_f ;
- 2) рыночный портфель как оптимальный портфель рискованных активов с доходностью k_m ;
- 3) рыночный портфель рискованных активов + рискованный актив (проект, компания), который может изменить риск итогового инвестирования.

Самая распространенная на практике модель увязки требуемой доходности и риска САРМ исходит из того, что инвестор сопоставляет фактически принимаемый риск по инвестированию со средним риском (как с риском рыночного портфеля). Идея модели САРМ заключается в том, что когда актив i является одним из многих, входящих в полностью диверсифицированный портфель инвестора, степень рискованности данного актива измеряется не его индивидуальной оценкой риска (стандартным отклонением), а ковариацией данного актива и рыночного портфеля. Этот подход естественно вытекает из теории оптимизации портфельных инвестиций, разработанной Гарри Марковицем (Harry Markowitz), который за работы в этой области получил Нобелевскую премию по экономике.

Так как значение ковариации является неограниченным и зависит от масштаба данных, то его интерпретация является неоднозначной. Более корректная мера риска может быть получена делением ковариации на произведение стандартного отклонения доходности конкретного актива и стандартного отклонения доходности рыночного портфеля. Стандартизация дает важный в анализе коэффициент корреляции между доходностью актива

и доходностью рынка. Деление ковариации на дисперсию рыночного портфеля позволяет получить оценку эластичности актива к портфелю. Это коэффициент «бета» актива i . [2, с.196-198].

Бета-коэффициент, предложенный Уильямом Шарпом, профессором Стэнфордского университета (впоследствии за свои работы У. Шарп также получил Нобелевскую премию по экономике), как мера оценки систематического риска актива (компании, проекта), позволяет в модели САРМ увязать требуемую доходность с остающимся после диверсификации риском. Этот риск носит название систематического, т.к. присущ всем активам на рынке. [89, с. 494-497].

1.1. Классическая модель САРМ. Предпосылки. Критика

Концепция «риск-доходность» играет важную роль в корпоративных финансах, так как позволяет количественно оценить инвестиционный и кредитный риск владельцев капитала компании в терминах доходности и выстроить принятие эффективных инвестиционных и финансовых решений с учетом полученной оценки. Наибольшую популярность имеют модели, увязывающие доходность с изменением благосостояния рационального инвестора. Предполагается, что рациональный инвестор не станет инвестировать в один рискованный актив, а диверсифицирует капитал через построение портфеля рискованных финансовых инструментов (акций). Разность рыночной доходности и безрисковой ставки процента носит название рыночной премии за риск. Стоит добавить, что доходность рынка не является устойчивой величиной. Модель САРМ – однофакторная модель оценки финансовых активов, в которой ключевым фактором является риск или так называемый бета коэффициент.

Показатель бета (Beta) характеризует степень риска бумаги и может принимать любые значения:

- если бета больше единицы, то данную бумагу можно отнести к инструментам с повышенной степенью риска, т.к. ее цена движется в среднем быстрее рынка;
- если бета меньше единицы, то степень риска этой бумаги относительно низкая, поскольку в течение периода глубины расчета ее цена изменялась медленнее, чем рынок;
- если бета меньше нуля, то в среднем движение этой бумаги было противоположно движению рынка в течение периода глубины расчета;

Более того размер коэффициента по модулю означает кратность, то есть если рынок изменится на 10%, а коэффициент изменчивости бумаги равен по модулю 2, цена бумаги изменится на 20%. Если при этих же условиях коэффициент составляет 0,5, то цена бумаги изменится на 5%. Стоит отметить, что если коэффициент «бета» принимает значения, большие 1, то это означает, что ценная бумага изменяется в большей степени, чем меняется доходность рыночного портфеля.

Таким образом, оценив систематический риск, мы можем определить доходность любого актива в рамках модели CAPM:

$$\bar{k}_i = k_f + (\bar{k}_m - k_f) \beta_{iM} \quad (1)$$

$$\beta_{iM} = \frac{\delta_{iM}}{\delta_M^2} \quad (2)$$

где k_f - безрисковая ставка процента,

\bar{k}_m - среднерыночная доходность,

δ_{im} - ковариация актива i с рынком,

δ_M^2 - стандартное отклонение рыночного портфеля.

Считается, что инвесторы питают неприязнь к излишнему на их взгляд риску (risk aversion), поэтому любая ценная бумага, отличная от безрисковых



государственных облигаций или казначейских векселей, может рассчитывать на признание инвесторов только в том случае, если уровень ее ожидаемой доходности компенсирует присущий ей дополнительный риск. Данная надбавка называется премией за риск (второе слагаемое в уравнении 1), она напрямую зависит от величины β - коэффициента данного актива, так как предназначена для компенсации только систематического риска. Несистематический риск может быть устранен самим инвестором путем диверсификации своего портфеля, поэтому рынок не считает нужным устанавливать вознаграждение за этот вид риска.

Линейная форма зависимости доходности от риска имеет место только в результате действия основных допущений модели, из которых, прежде всего, следует отметить следующие:

- рациональность с точки зрения портфельной теории Г. Марковица поведения инвесторов и однородность их предпочтений;
- рыночная информация свободно и незамедлительно доступна для всех инвесторов;
- налоги, операционные и трансакционные издержки отсутствуют;
- возможность инвесторов фондировать свои операции по безрисковой ставке;
- одинаковый однопериодный временной горизонт инвестирования (месяц, год или иной интервал);
- инвестиционные активы бесконечно делимы;
- распределение доходностей является нормальным, причем нормальное распределение является симметричным и определяется математическим ожиданием и дисперсией. (Sharpe, 1964).



С конца 60-х годов начались активные работы, посвященные тестированию предложенной У. Шарпом модели, что практически сразу вызвало ряд критики САРМ в академических кругах.

Первый удар нанес Basu's (1977), который предложил свидетельство того, что при сортировки акций по показателю доход - цена, акции с высоким значением Е/Р имеют будущие доходности, превосходящие доходности, предсказанные в рамках САРМ. (Basu, 1977). Более того, автор Banz (1981) рассматривает проблему корректности использования модели САРМ для малых компаний. Автором выделяется такой фактор, как размер компаний: при сортировки акций по рыночной капитализации, средние доходности маленьких акций оказались выше чем, доходности из модели САРМ. (Banz, 1981). Исследователь Bhandari (1988) приходит к тому, что для компаний с высоким отношением долга к капиталу характерны достаточно высокие доходности относительно их рыночных бет. Наконец, авторы Statman (1980) и Rosenberg, Reid и Lanstein (1985) сделали вывод о том, что для акций с высокими отношениями балансовой стоимости к рыночной, характерны высокие средние доходности, которые не учитываются их бетами.

В 1977 г. модель САРМ была подвергнута жесткой критике в работах Р. Ролла. Он высказал мнение, что САРМ нужно отбросить, поскольку ее в принципе нельзя эмпирически проверить. Более того в исследовании Ролла акцентируется внимание на проблеме, связанной с определением рыночного портфеля. Проблема заключается в том, что в зависимости от того, какой портфель будет выбран в качестве рыночного, результаты могут быть различными. [81, 880-881].

Еще одна из причин несостоятельности САРМ, по мнению Jagannathan и Wang, состоит в том, что САРМ предполагает постоянную во времени бету. (Jagannathan and Wang, 1996). Они утверждают, что это неразумная предпосылка, так как относительный риск денежных потоков

фирмы меняется в соответствии с деловым циклом. Например, во время рецессии финансовый рычаг фирм, столкнувшихся с большими трудностями, может резко возрасти по сравнению с другими фирмами, что приведёт к росту цен на их акции. Также, из-за того, что деловой цикл провоцируется технологическими шоками или шоками предпочтений, доля разных секторов в экономике меняется, вызывая изменения цен на акции фирм этих секторов.

Для преодоления описанного недостатка Jagannathan и Wang предлагают использовать условную модель CAPM:

$$E[R_{it} | I_{t-1}] = \gamma_{0t-1} + \gamma_{1t-1}\beta_{it-1} \quad (3)$$

Кроме того, критической областью применения CAPM является нарушение предпосылки о нормальном законе распределения доходностей и квадратичной формы полезности, которую максимизируют инвесторы. В концепции «средняя доходность – дисперсия ожидаемой доходности», на которой строится модель CAPM, под ситуацией риска понимается наличие угроз (факторов влияния), которые приводят как к убыткам, так и к «избыточной прибыли», т.е. прибыли, выше ожиданий инвестора. Таким образом, вводится понятие спекулятивного риска, который характеризует опасность получения любого эффекта от инвестирования (как убытки, так и избыточная прибыль), не соответствующего ожиданиям. Однако многие исследователи утверждают, что инвесторы, будучи рациональными агентами, ориентируются не на спекулятивный, а чистый риск, то есть получение результата ниже некого ожидаемого уровня. (Теплова, 2007).

1.2. Традиционные модели одностороннего риска с использованием односторонней беты

В классической теории, следуя Г. Марковицу, мера риска активов основана на дисперсии доходности, которая одинаково трактует как отклонения вверх, так и вниз от ожидаемого значения. Одно из распространенных направлений модификации стандартной модели ценообразования основано на использовании полувариации в качестве меры риска активов, охватывающее только левостороннее (отрицательное) отклонение от среднего. (Estrada, 2000).

Исследователи Hogan and Warren (1972), Bawa and Lindenberg (1977) и др. предлагают перейти от подхода «среднее-дисперсия», на котором основывается модель CAPM, к оценке требуемой доходности собственного капитала на основе «среднее - полувариация». Данное предложение мотивируется тем, что дисперсия ожидаемой доходности является не лучшей мерой риска как минимум по двум причинам: во-первых, потому что она правдоподобна только для активов, у которых ожидаемая доходность имеет симметричное распределение, и, во-вторых, она может непосредственно применяться только когда симметричное распределение является нормальным. Однако в реальности эти требования зачастую не выполняются из-за особенностей финансовых временных рядов.

В то же время, односторонняя дисперсия доходности имеет преимущества по следующим причинам. Во-первых, инвесторов в действительности беспокоит именно отрицательная волатильность доходности, тогда как положительная волатильность может их даже радовать. Во-вторых, для применения односторонней дисперсии не требуется симметричность распределения. Кроме того, для определения односторонней дисперсии требуется лишь две характеристики функции распределения: дисперсия и коэффициент скошенности, что дает возможность

использования однофакторной модели для оценки ожидаемого уровня доходности. (Estrada, 2002).

Проблема асимметрии доходности рассматривается в работах (Hogan and Warren, 1974), (Bawa and Lindenberg, 1977), (Harlow and Rao, 1989), (Estrada, 2002), которые предположили, что в качестве односторонней меры риска целесообразно использовать односторонний коэффициент «бета».

Модель ES-CAPM Hogan and Warren (1974)

Вводя понятие одностороннего риска в модель CAPM, Hogan and Warren (1974) развили понятие односторонней ковариации (*cosemivariance*), которая представляет копию ковариации в рамках традиционного подхода:

$$CSV_{RF}(R_M, R_i) = E [R_i - R_F] \cdot \min [R_M - R_F, 0] \quad (4)$$

Путем деления односторонней ковариации на полувариацию, первоначально предложенную Г. Марковицем (Markowitz, 1959), авторы получили следующую меру односторонней беты:

$$\beta_i^{HW} = \frac{CSV_{RF}(R_M, R_i)}{SV(R_M)} = \frac{E [R_i - R_F] \cdot \min [R_M - R_f, 0]}{E [\min(R_M - R_f, 0)]^2} \quad (5)$$

В предложенной формуле стоит отметить три момента. Во-первых, при расчете риска используется левостороннее отклонение. Это можно заметить по двум моментам: во-первых, в формуле осталось только отклонение рыночной доходности, что подтверждается за счет присутствия выражения $\min (R_M - R_f, 0)$, а во-вторых, происходит нормирование не с помощью дисперсии рыночного портфеля, а через левостороннюю дисперсию рыночной доходности (доходности рыночного портфеля).

Во-вторых, нужно обратить внимание на то, какие левосторонние отклонения используются в формуле. Подчеркнем, что используются левосторонние отклонения рыночной доходности, а не доходности актива i . Что касается отклонения доходности актива, то учитывается как правосторонние, так и левосторонние отклонения. В этом смысле формула



учитывает не специфический, а систематический риск получения доходности ниже ожидаемого значения.

В-третьих, в формуле, предложенной Hogan and Warren (1974), присутствует безрисковая ставка процента R_f . Иными словами, предлагается рассчитывать отклонение доходности путем вычитания безрисковой доходности за соответствующий период, а не соответствующего среднего значения доходности. Таким образом, безрисковая доходность на рынке играет роль целевого уровня доходности для инвестора.

Hogan and Warren (1974), заменяя традиционную бету на одностороннюю, вывели ES-CAPM (модель ценообразования финансовых активов, основанная на подходе «ожидаемая доходность – односторонняя вариация», *expected return - semivariance capital asset pricing model*), которая записывается следующим образом:

$$E(R_i) = R_F + \frac{E(R_M) - R_F}{SV(R_M)} CSV_{RF}(R_M, R_i) \quad (6)$$

где $E(R_i)$ - требуемая доходность на актив i ,

R_F - безрисковая ставка процента,

$E(R_M)$ - требуемая рыночная доходность,

$SV(R_M)$ – односторонняя вариация рыночного,

$CSV_{RF}(R_M, R_i)$ – односторонняя ковариация между доходностью актива i и рыночным портфелем.

Модель Mean-Lower Partial Moment (MLPM) Bawa and Lindenberg (1977)

Опираясь на Lower Partial Moment LPM, предложенными Bawa (1975) в качестве меры риска, Bawa and Lindenberg (1977) разработали модель Mean-Lower Partial Moment model (MLPM). Односторонний коэффициент бета в конструкции Bawa and Lindenberg (1977) будет записан как:

$$\beta_i^{MLPM_n} = \frac{CLPM_n(R_F; M, j)}{LPM_n(R_F; M)} \quad (7)$$

где $CLPM_n(R_F; M, j)$ определяется как со-LPM порядка n между активом j и рыночным портфелем:

$$CLPM_n(R_F; M, j) = \int_{R_M=-\infty}^{R_F} \int_{R_j=-\infty}^{\infty} (R_F - R_M)^{n-1} (R_F - R_j) dF(R_M, R_j) \quad (8)$$

В целом $LPM_n(R_F; M)$ (моменты односторонних порядков) представляет собой меру оценки одностороннего риска - одностороннюю дисперсию, только с учетом вида функции полезности (n – order) и записывается следующим образом:

$$LPM_n(R_F; M) = \int_{-\infty}^{R_F} (R_F - R_M)^n dF(R_M) \quad (9)$$

LPM_0 нулевого порядка соответствует всем функциям полезности инвесторов, которые предпочитают чем больше, тем лучше ($u' > 0$), и LPM_1 первого порядка включает все функции полезности, характерные для индивидов не склонных к риску ($u' > 0$ и $u'' < 0$, в то время как LPM_2 второго порядка применим для всех функций полезности индивидов, не склонных к риску и обладающих смещенными предпочтениями ($u' > 0$, $u'' < 0$ и $u''' > 0$).

Исследователи Bawa and Lindenberg (1977) также в качестве целевой нормы доходности использовали безрисковую ставку процента. Можем заметить, что фиксируя n на уровне 2, модель MLPM Bawa and Lindenberg (1977) преобразуется до модели ES-CAPM Hogan and Warren (1974).

Модель MLPM Harlow and Rao (1989)

В конструкции Harlow & Rao, (1989) используется односторонняя бета (HR-beta), которая вычисляется по формуле:

$$\beta_i^{HR} = \frac{E[\min(R_i - \mu_i, \min(R_M - \mu_M, 0))]}{E[\min(R_M - \mu_M, 0)]^2} \quad (10)$$

где R_i - доходность на актив i ,

R_M - доходность рыночного портфеля,

μ_M - средняя доходность на актив i ,

μ_i - средняя доходность рыночного портфеля.

По сравнению с конструкцией Bawa & Lindenberg (1977), исследователи Harlow & Rao, (1989) не предложили никаких новых элементов при расчете односторонней беты, за исключением того, что отклонение доходности актива рассчитывается по отношению к средней доходности активов, а не к выбранному целевому уровню.

Модель DCAPM Estrada (2002)

Хавьер Эстрада (Estrada, 2002) разработал новую версию САРМ в рамках одностороннего подхода учета риска, который позволил преодолеть ряд пробелов в ранних моделях. Estrada (2002) обнаружил, что односторонняя ковариация, предложенная Hogan and Warren (1974) имеет ряд ограничений. Так, односторонняя ковариация между активом i и рыночным портфелем М отличается от односторонней ковариации между рыночным портфелем М и активом i .

Эта проблема неравенства также наблюдается в конструкции Bawa and Lindenberg (1977) и Harlow and Rao (1989). В целях устранения этого недостатка, Estrada (2002) разработал новую меру односторонней ковариации, которая рассчитывается как:

$$\Sigma_{iM} = E\{Min[(R_i - \mu_i), 0] * Min[(R_M - \mu_M), 0]\} \quad (11)$$

Односторонний коэффициент корреляции актива i и рыночного портфеля (обозначение - Θ_{iM}) предлагается определять по формуле:

$$\Theta_{iM} = \frac{\Sigma_{iM}}{\sum_i \sum_M} = \frac{E\{Min[(R_i - \mu_i), 0] * Min[(R_M - \mu_M), 0]\}}{\sqrt{E\{Min[(R_i - \mu_i), 0]^2\} * Min[(R_M - \mu_M), 0]^2}} \quad (12)$$

Тогда односторонний коэффициент бета вычисляется по формуле:

$$\beta_i^D = \frac{\sum_{iM}}{\sum_M^2} = \frac{E\{Min[(R_i - \mu_i), 0] * Min[(R_M - \mu_M), 0]\}}{E\{Min[(R_M - \mu_M), 0]^2\}} = \frac{\sum_i \Theta_{iM}}{\sum_M} \quad (13)$$

Таким образом, модель D-CAPM X. Эстрады выглядит следующим образом:

$$E(R_i) = R_f + MRP \beta_i^D \quad (14)$$

, где MRP – рыночная премия за риск,

R_f – безрисковая ставка доходности.

Таким образом, модель D-CAPM выглядит следующим образом:

Оценка одностороннего коэффициента бета для актива i может быть получена в рамках регрессионного анализа. При этом необходимо оценивать коэффициенты регрессии без свободного члена вида:

$$y_t = \lambda_1 x_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

где $y_t = Min[(R_{it} - \mu_i), 0]$ и $x_t = Min[(R_{Mi} - \mu_M), 0]$

При этом μ_i и μ_M являются средними арифметическими рядов y и x , соответственно.

Для проведения эмпирического исследования Эстрада использует ежемесячные наблюдения о рыночных индексах 27 развивающихся стран из базы данных индексов Morgan Stanley Capital за период 1988-2001 гг. Он тестирует несколько моделей ценообразования активов.

Сначала оцениваются однофакторные перекрёстные регрессии, отражающие зависимость средней доходности от параметров риска:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 RV_i + u_i \quad (16)$$

где MR и RV обозначают среднюю доходность и переменную для измерения риска соответственно, γ_0 и γ_1 – оцениваемые коэффициенты, а u – случайная ошибка. Нижний индекс i относится к рынку (стране).

Далее Эстрада проводит оценки многофакторных перекрёстных регрессий, отдельно с двумя параметрами, измеряющими полный риск (среднеквадратичное отклонение σ и одностороннее среднеквадратичное отклонение Σ) и отдельно с двумя параметрами, измеряющими систематический риск (обычная и односторонняя беты). Модель имеет вид:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 RV_{1i} + \gamma_2 RV_{2i} + u_i \quad (17)$$

где RV_1 и RV_2 – параметры для оценки риска.

Далее оценивается 4-факторная регрессия, одновременно учитывая все 4 параметра риска:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 RV_{1i} + \gamma_2 RV_{2i} + \gamma_3 RV_{3i} + \gamma_4 RV_{4i} + u_i. \quad (18)$$

Согласно полученным результатам, при включении в регрессионное уравнение стандартного отклонения и одностороннего стандартного отклонения ожидаемой доходности коэффициенты при данных объясняющих переменных становятся незначимыми, что в свою очередь может объясняться высокой коррелированностью этих данных. Вместе с этим при оценке коэффициентов регрессии с коэффициентом бета и односторонним бета в качестве объясняющих переменных, только коэффициент при последнем из них является значимым. Наконец, при оценке коэффициентов регрессионного уравнения, включающего четыре переменных, объясняющих риск, только коэффициент при одностороннем коэффициенте бета является значимым. (Estrada, 2005).

Эстрада объясняет большую эффективность одностороннего коэффициента бета следующими соображениями. Во-первых, как отмечалось, инвесторы не боятся заработать больше ожиданий, а боятся заработать меньше. Во-вторых, боязнь одностороннего риска вытекает как из



классической теории финансов, так и из результатов исследований в рамках теории поведенческих финансов, согласно которым потери всегда имеют большее влияние, чем прибыли того же размера. Также превосходство β^D может быть связано с эффектом заражения на финансовых рынках, а именно тем, что рынки являются более интегрированными в случае кризиса, чем в случае экономического подъёма.

Авторы Pedersen и Hwang в своем исследовании по британским данным доходностей сделали вывод, что хотя односторонняя бета объясняет часть доходности обыкновенных акций в дополнение к CAPM бете, однако данная пропорция не приводит к каким-либо существенным улучшениям модели ценообразования финансовых активов. (Pedersen и Hwang, 2003). Ang и др. (2006) показали, что перекрестная выборка по доходностям американских акций отражает премию за односторонний риск. Они наблюдали, что эта премия за односторонний риск не является просто компенсацией за рыночный бета-коэффициент и ни объясняется такими особенностями, как систематическая асимметрия, размер компании или моментум. (Ang, 2006).

Таким образом, появилась необходимость использования новых факторов в качестве мер одностороннего риска.

Сходство и различие односторонних бета-коэффициентов

Если мы сравним бета коэффициент, предложенный Estrada, с бета коэффициентами, предложенными Hogan and Warren (1974) и Harlow and Rao (1989), то найдем несколько существенных отличий.

Первое отличие заключается в следующем: согласно β_i^D актив i увеличивает риск портфеля только тогда, когда доходность активов и рыночная доходность меньше, чем их соответствующие средние, то есть $R_i < \mu_i$ и $R_M < \mu_M$. Согласно же β_i^{HR} риск портфеля изменяется, когда доходность активов больше, чем среднее значение, а рыночная доходность меньше, чем ее среднее значение, то есть $R_i > \mu_i$ и $R_M < \mu_M$. При β_i^{HW} различие

аналогично β_i^{HR} , с той лишь разницей, что сравнение происходит не со средним значением, а с безрисковой доходностью.

Второе различие связано с выбором левосторонних отклонений и целевого уровня доходности. При β_i^{HW} и β_i^{HR} учитываются левосторонние отклонения по рыночной доходности, в то время как в модели X. Эстрады при расчете β_i^D учитывается еще и левостороннее отклонение доходности по активу (акции рассматриваемой компании). Конструкции, предложенные как Estrada, так и Harlow and Rao (1989), основываются на бенчмарке (целевом уровне) равным среднему значению распределения доходностей, в то время как подход Hogan and Warren (1974) предполагает целевой уровень, равный безрисковой доходности.

Третье отличие заключается в том, что односторонняя ковариация между активами i и рыночным портфелем М отличается от односторонней ковариации между рыночным портфелем М и активом i в моделях Harlow and Rao и Hogan and Warren (оценки β_i^{HW} и β_i^{HR}). Estrada решил проблему неравенства путем использования левостороннего отклонения как доходности актива, так и рыночной доходности.

Рассмотрев различия между тремя модификациями односторонних бета - коэффициентов, можем интуитивно предположить, что подход, предложенный Estrada, является более подходящим для оценки требуемой доходности собственного капитала. Эмпирические исследования показали, что модель D-CAPM, в которой предполагается, что для инвесторов более значим риск получения отрицательной доходности и соответственно компенсация за него, демонстрирует более адекватные результаты. Данный вывод справедлив для развивающихся рынков, которые характеризуются большей асимметричностью распределения доходностей компаний.

1.3. Развитие портфельных моделей формирования доходности акций на развивающихся рынках: выявление связи между доходностью акций и систематическими центральными моментами более высоких порядков

Традиционно, модель САРМ считается важным инструментом в корпоративных финансах в вопросах оценки стоимости капитала, эффективности и диверсификации портфеля, оценки инвестиций и выбора портфельной стратегии. Однако, подавляющее большинство эмпирических исследований, направленных на тестирование модели ценообразования САРМ, показало несостоятельность модели и ее работоспособность в условиях выполнения огромного количества предпосылок. Более того, модель ценообразования активов (САРМ) учитывает только среднее и вариацию доходностей при оценке актива, и, поэтому, моменты более высоких порядков не играют роли (момент четвертого порядка – эксцесс, момент третьего порядка - скошенность). Это подразумевает, что отклонения от средней величины как в положительную, так и отрицательную сторону воспринимаются инвесторами одинаково, но данное предположение не разумно, учитывая, что у большинства инвесторов есть предпочтение положительной скошенности. Ограничение анализа первыми двумя моментами распределения подразумевает пренебрежение значимости моментов более высокого порядка, что приемлемо только в двух случаях: 1) когда функция полезности инвесторов принимает квадратичную форму, 2) когда распределение доходностей подчиняется нормальному закону (Rubinstein, 1973). Стоит отметить, российский фондовый рынок отличается большой волатильностью и смещеннстью относительно нормального

распределения. Уровень ликвидности существенно различен по акциям публичных компаний. Традиционные приемы моделирования доходности на российском рынке показывают удовлетворительные результаты только в отдельные периоды развития экономики. Таким образом, по причине того, что развивающиеся рынки и в частности российский фондовый рынок не подчиняются нормальному закону распределения и характеризуются асимметричным распределением доходностей, для инвесторов существенную роль при принятии решений начинает играть форма хвостов распределения доходностей, мерой которых могут выступать моменты более высоких порядков. Традиционная модель САРМ не дает подобной информации о форме хвостов распределения. В результате появилась идея о включении моментов более высокого порядка в функцию полезности. [18, с. 356-357].

Впервые Kraus and Litzenberger (1976) предложили модификацию стандартной двухмоментной модели САРМ путем добавления меры риска - систематической склонности и использовали новую спецификацию модели для объяснения связи риск-доходность. Далее исследователи подхватили данную идею, начались активные тестирования трехфакторной САРМ, что продолжилось, начиная с конца 90-х, исследованиями четырехфакторной САРМ с добавлением четвертого момента распределения доходностей - куртозиса. Стоит отметить, что на сегодняшний день расширенная модель ценообразования более высоких порядков получила широкое распространение, так как в свою очередь позволяет более точно оценить требуемую доходность собственного капитала по сравнению с однофакторной моделью САРМ. Кроме того расширенная модель САРМ прошла ряд эмпирических проверок и продемонстрировала достаточно неплохую предсказательную способность как на развитых, так и развивающихся рынках. (Doan, Lin, Zurbruegg, 2009, Chi-Hsiou Hung, 2007, Chiao, Hung, Srivastava, 2003). Необходимо добавить, что модель САРМ



более высоких порядков тестируется и применяется в ряде известных международных университетов и финансовых компаний, в частности Florida International University, University of Massachusetts at Dartmouth, Swiss National Bank, National Dong Hwa University (Taiwan), Business School, University of RMIT (Melbourne, Australia), University of California at Riverside, University of Virginia - Darden Graduate School of Business Administration, Stockholm University - School of Business , Swedbank, Nordea Bank AB, University of Michigan - Stephen M. Ross School of Business и др.

Обзор исследований, посвященных тестированию расширенных моделей CAPM с включением моментов более высокого порядка

Авторы Jean (1971, 1973), Arditti (1971) and Arditti and Levy (1975), Lee (1977), Kane (1982), Schweser (1978), Ingersoll (1975), Lim (1989), Harvey and Siddique (1999) исследуют отношение между скошенностью и доходностью отдельной ценной бумаги или портфелей. Большая часть их результатов направлена на поддержку теоретической связи между первыми тремя моментами. Иными словами, чтобы максимизировать ожидаемую полезность портфеля, несклонные к риску инвесторы будут предпочитать более высокую доходность более низкой, меньшую вариацию большей и более высокий (и положительный) третий статистический момент более низкому (и негативному) при прочих равных. Соответственно, инвесторы согласятся получить более низкую ожидаемую доходность или более высокую дисперсию в ответ на более высокую положительную скошенность в условиях положительной скошенности распределения доходностей рынка. [93, с. 449].

В работе (Francis, 1975) показал, что общая (total) скошенность не значима. Однако Kraus and Litzenberger (1976) аргументировали, что систематическая скошенность (co-skewness), а не общая скошенность подходят для рыночной модели. Данные выводы были справедливы для компаний, непрерывно котирующихся на фондовой бирже NYSE в течение

периода Январь 1926 - Декабрь 1935 гг. Исследователь Lim (1989) подтвердил сделанные ранее выводы о том, что систематическая скошенность должна быть включена в модель ценообразования активов. Lim анализировал 50 – летний период с Января 1933 по Декабрь 1982 гг. на американском рынке. Источник данных Центр исследования цен финансовых активов (Университет Чикаго). Кроме того был сделан вывод о том, что инвесторы предпочитают положительную систематическую скошенность, когда рынок положительно склонен и, соответственно, не негативно относятся к систематической скошенности в случае отрицательной асимметрии рынка. [66, с. 210-211].

Авторы Kraus and Litzenberger (1976) предлагают линейную модель ценообразования финансовых активов на основе ковариации и систематической скошенности доходностей активов.

Исследователи приходят к выводу, что фактор скошенности способен объяснить поведение доходностей активов, что полностью не может быть объяснено через традиционную модель САРМ. Исследователи Friend and Westerfield (1980) проводят серьезные эксперименты по проверке наличия предпочтений относительно положительной скошенности на американском фондовом рынке. Они не нашли подтверждение выводов, сделанных Kraus and Litzenberger (1976), хотя имеет место слабое подтверждение того, что инвесторы платят премию за положительную скошенность доходностей портфеля. Авторами также было отмечено, что чувствительность выводов к рыночным условиям, в частности связи между средней рыночной доходностью и безрисковой ставкой. [34, с. 913].

Авторы Kraus и Litzenberger (1976) предложили свою версию линейной расширенной модели САРМ до модели третьего порядка.

$$\bar{R}_i - R_F = b_0 + b_1 \beta_{iM} + b_2 g_{iM} \quad (19), \quad \text{где}$$

\bar{R}_i = ожидаемая доходность ценной бумаги или портфеля i ,

R_F = безрисковая ставка процента,

$\bar{R}_i - R_F$ = ожидаемая премия за риск по ценной бумаге i ,

$$\beta_{iM} = \text{систематический риск (бета) ценной бумаги } i \\ = E\left[\left(R_i - \bar{R}_i\right)\left(R_M - \bar{R}_M\right)\right] / E\left[\left(R_M - \bar{R}_M\right)^2\right] = COV\left(R_i, R_M\right) / (S_M)^2,$$

$$g_{iM} = \text{систематическая скошенность (гамма) ценной бумаги } i = \\ E\left[\left(R_i - \bar{R}_i\right)\left(R_M - \bar{R}_M\right)^2\right] / E\left[\left(R_M - \bar{R}_M\right)^3\right] = COV\left(R_i, R^2_M\right) / (M_M)^3,$$

b_0 = свободный член,

$$b_1 = \text{рыночная премия за систематический риск, измеряемый бетой} = \\ (dR/dS)S_M,$$

$$b_2 = \text{рыночная премия за риск, измеряемый систематической скошенностью} = (-dR/dM)M_M$$

Уравнение (1) может быть записано следующим образом:

$$\bar{R}_i - R_F = b_0 + (dR/dS)S_M \beta_{iM} + (-dR/dM)M_M g_{iM} \quad (20)$$

Оба уравнения демонстрируют линейную связь между ожидаемой доходностью ценной бумаги и ее систематическим риском и систематической скошенностью, учитывая безрисковую ставку процента, рыночную доходность, систематический риск и систематическую скошенность ценной бумаги. Очевидно, что Arditti (1971) и Francis (1975) в своих исследованиях не делают различия между понятиями общая и систематическая скошенность. Согласно уравнениям (19), (20) модель рыночного равновесия Kraus и Litzenberger требует использование систематической, а не общей скошенности в качестве более подходящей переменной в модели ценообразования рисковых активов. [93, с. 451-452].



Модель CAPM, расширенная до модели третьего порядка, была более

строго протестирована исследователями Friend и Westerfield (1980). Авторы
тестировали модели более высоких порядков в течение периода Январь 1952
по Декабрь 1976 гг. на американском фондовом рынке. Авторы свою статью
посвятили более комплексному анализу расширенной модели третьего
порядка, предложенной в оригинальной статье авторами Kraus-Litzenberger.
В ходе анализа помимо акций были также включены облигации, также
рассматривалось два варианта рыночных портфеля, первый из которых
содержала как акции, так и облигации, в то время как второй строился
исключительно на акциях. Кроме того, в качестве меры рыночного портфеля,
построенного по акциям, выступали средневзвешенный индекс и индекс,
взвешенный по стоимости акций компаний. Тестирования проводились как
для отдельных финансовых активов, так и для портфелей. Авторы пришли к
заключению, что попытка Kraus-Litzenberger разработать и обосновать
модификацию стандартной Sharpe-Lintner CAPM не увенчалась успехом,
хотя в своем исследовании Friend и Westerfield находят некоторые, но не
убедительные доказательства того, что инвесторы будут платить премию за
положительную асимметрию своих портфелей. В работе делается главный
вывод, что степень объяснения цен отдельных финансовых активов при
добавлении систематической ко - асимметрии к коэффициенту бета
находится под значительным влиянием, какие рыночные индексы
используются как прокси рыночных портфелей и какие процедуры оценки и
тестирования проводятся. Эмпирические результаты выявили, что
оцененная безрисковая ставка гораздо выше фактической безрисковой ставки
доходности. Таким образом, модель третьего порядка с включением беты и
систематической асимметрии применима для американского рынка в
определенных случаях и при определенных условиях. (Friend и Westerfield,
1980).

Расширенная модель CAPM до третьего порядка была далее протестирована авторами Sears and Wei (1988) также на американском рынке. Надо отметить, что авторы продвинулись еще на один шаг вперед, принимая во внимание факт чувствительности ожидаемой премии за риск ценной бумаги к рыночной премии за риск. Если мы рыночную премию за риск явным образом вставим в уравнение (20), то данная модификация будет выглядеть следующим образом (Sears, Wei, 1985):

$$\bar{R}_i - R_F = b_0 + \left[(\bar{R}_M - R_F)/(1+K_3) \right] \beta_{iM} + \left[K_3 (\bar{R}_M - R_F)/(1+K_3) \right] g_{iM} \quad (21) , \text{ где}$$

$K_3 = \frac{\partial R / \partial M}{\partial R / \partial S} \frac{\partial M_M / S_M}{\partial S / S_M}$ - рыночная предельная норма замещения между скошенностью и риском, нормированная на скошенность с поправкой на риск рыночного портфеля. K_3 можно преобразовать в $-(dS / S_M)(dM / M_M)$ - перекрестная эластичность между стандартным отклонением и скошенностью. Эта мера показывает, насколько процентов увеличится (уменьшится) стандартное отклонение при увеличении положительной (отрицательной) скошенности на 1% при прочих равных.

В дальнейшем исследовании теоретической модели, основанной на концепции среднее - дисперсия - скошенность авторы Sears and Wei (1985) показывают, что экономическая цена риска и скошенности может быть декомпозирована на две части: рыночную премию за риск (превышение доходности рыночного портфеля над безрисковой ставкой) и эластичность замещения между риском стандартного отклонения и риском систематической скошенности. Продолжая работу авторов Sears and Wei (1985), Lee et al. (Lee, 1996) исследует долевые ограничения и средневзвешенные премии за риск, связанные с ковариацией и систематической скошенностью. Был сделан вывод, что риск систематической скошенности значим в модели ценообразования активов, хотя его доля мала. Barone-Adesi (Barone-Adesi, 1985) предлагает

квадратичную модель для тестирования трехмоментной модели ценообразования активов. Авторы Sanchez-Torres and Sentana (Sanchez-Torres and Sentana, 1998) на основе данных испанского рынка не смогли найти подтверждение в поддержку предпочтений инвесторов относительно положительной скошенности.

В своей работе (Harvey and Siddique, 1999) проводят тестирования однофакторной модели ценообразования активов, где единственным фактором является систематический риск, измеряемый бетой, и получают неудовлетворительные результаты в объяснении кросс – секционной вариации ожидаемых доходностей акций на американском рынке в течение периода Июль 1963 по Декабрь 1993 гг. Авторы находят убедительные доказательства того, что и систематическая скошенность, и соответствующая ей премия за риск меняются во времени. Авторами предполагается, что если инвесторы знают, что доходности акций имеют условную систематическую скошенность в момент t , то ожидаемые доходности должны включать в себя компоненту, характеризующую условную систематическую скошенность. Предлагаемая авторами модель ценообразования активов формализует это предположение путем включения дополнительного фактора – условной систематической скошенности. Авторы тестируют модели на основе построенных портфелей и индивидуальных доходностей компаний. Портфели формируются на основе различных критериев, таких как сегмент, размер компании, отношение балансовой стоимости к рыночной и систематическая скошенность. Авторы заключили, что систематическая асимметрия оказывает влияние на ценообразование и премия за риск, ассоциируемый со скошенностью, составляет в среднем 3,6 процента в год. В целом делается вывод, что модель с включением условной систематической скошенности наиболее точно оценивает требуемую доходность собственного капитала.



В своей статье Smith D.R. тестирует условную САРМ третьего порядка

и приходит к выводу, что систематическая скошенность является важным фактором в объяснении доходностей акций. (Smith, 2006). Стоит отметить сделанный наиболее интересный вывод, свидетельствующий о том, что инвесторы в большей степени учитывают риск систематической скошенности в ситуации, когда рынок характеризуется положительной асимметрией, нежели, чем когда распределение рыночного портфеля скошено отрицательно. Когда рынок положительно скошен, инвесторы готовы пожертвовать 7,87% доходности при изменении систематической скошенности на единицу в год. Однако, когда рынок отрицательно скошен, они требуют премию за риск только в размере 1,80% годовых. Наблюдаются аналогичные результаты в работе (Harvey and Siddique, 1999). Премия за риск систематической скошенности равна 5,00% в год, когда рынок положительно скошен, и 2,81% в год, когда рынок характеризуется отрицательной скошенностью.

В работе (Smith, 2006) также сравнивает модели ценообразования активов, которые включают систематическую скошенность наряду с другими факторами модели Fama and French (1993). Добавление условной систематической скошенности к факторам, предложенным Fama-French (премия за размер компании и отношение балансовой стоимости к рыночной, B/M) улучшает качество модели по сравнению просто с трехфактороной моделью.

Интересно отметить, что четвертый момент распределения (эксцесс) и его эффект на ценообразование активов получил гораздо меньшее внимания исследователей, чем вопрос значимости третьего момента. Исследователи Fang and Lai (Fang and Lai, 1997) пришли к выводу, что инвесторы получают компенсацию за несение риска систематического куртозиса, также как и за риски систематической ковариации и систематической скошенности путем

более высоких ожидаемых доходностей. Авторы Homaifar and Graddy (Homaifar and Graddy, 1988), and Lai (Fang and Lai, 1997) and Iqbal и другие (Iqbal, Javed, Robert D, Brooks and D. A. U. Galagedera, 2007) встают на защиту систематического куртозиса (cokurtosis), однако, результаты исследований, направленных на значимость куртозиса при объяснении поведения ценообразования активов, неоднозначны даже в случае развитых рынков. В целом, доказательства за и против использования скошенности являются неокончательными, что касается включения эксцесса, то количество исследований ограничено и требуется дальнейшее тестирование. Таким образом, возникает вопрос, должны ли меры систематической скошенности и систематического куртозиса (третий и четвертый момент распределения доходностей) быть добавлены к риску ковариации в модель ценообразования активов? [18, с. 356].

Исследователи Hartmann and Khambata (1993) пришли к выводу, что развивающиеся рынки характеризуются маленькой капитализацией, меньшим количеством акций, прошедших листинг, низким объемом торгов и выручки, рыночным доминированием нескольких крупных акций и высокой волатильностью. В исследованиях (Korajczyk, 1996) и (Bakaert and Harvey, 1997) показали, что либерализация развивающихся рынков способствует притоку иностранного капитала на развивающиеся рынки, и, следовательно, снижению волатильности. [18, с. 356-358].

Авторы Hwang and Satchell (1999) включают моменты более высоких порядков в модель премии за риск на развивающихся рынках. В работе Mitra and Low (1998) сравнивают и противопоставляют скошенность и куртозис рыночных индексов на развитых и развивающихся рынках. Стоит отметить, что большинство исследований развивающихся рынков фокусируют свое внимание на рыночных индексах, нежели на отдельных ценных бумагах.

В работах Ranaldo and Favre (2005), Christie-David and Chaudhry (2001), Chang et al. (2001), Hwang and Satchell (1999), Jurczenko and Maillet (2002), Galagedera et al. (2002) предложили технику оценки, которая использует кубическую модель для тестирования систематической скошенности и куртозиса. Исследователи Ranaldo and Favre (2005) применяют четырехмоментную САРМ на данных хедж-фонда и показывают, что использование двухмоментной модели может привести к неадекватным результатам и неверно оценивать компенсацию за инвестиционный риск. Christie-David and Chaudhry (2001) исследуют четырехмоментную модель САРМ на рынке фьючерсов и приходят к тому, что систематическая скошенность увеличивает объяснительную способность модели прогнозирования доходностей на рынке фьючерсов. Авторы Hwang and Satchell (1990) testируют систематическую скошенность и систематический куртозис на развивающихся рынках.

В исследовании безусловной и условной моделей САРМ с моментами более высоких порядков было получено, что трехмоментная САРМ демонстрирует относительно неплохие результаты в объяснении связи рискдоходность на пакистанском фондовом рынке на исследуемом периоде времени на основе 50 компаний. Однако, результаты четырех - моментной модели указывают, что систематическая ковариация и систематический куртозис не значимы в объяснении поведения цены актива в Пакистане, тогда как скошенность остается значимым фактором. (Attiya Y. Javid, 2009).

Авторы Doana, Linb и др. (2010) исследует значимость более высоких моментов распределения доходностей в объяснении изменения средних доходностей акций компаний, котирующихся на американской S&P и австралийской фондовых площадках. Авторы пришли к выводу, что австралийские акции характеризуются более отрицательной скошенностью, но распределение менее островершинное, чем американские акции.

Степень влияния систематической асимметрии и систематического куртозиса на ценообразование активов в целом зависит от характеристик компаний и склонности к риску инвесторов. В результате авторами делается вывод, что систематическая скошенность играет более важную роль в ценообразовании австралийских акций (статистически значима на 1% уровне значимости). Кроме того, на американском рынке существенное воздействие на формирование цены актива играет систематический куртозис, в то время как на австралийском фондовом рынке степень влияния систематического куртозиса меняется в зависимости от размера портфеля. Данный вывод подкрепляется тем фактом, что распределение доходностей американского рынка характеризуется более высоким выборочным куртозисом по сравнению с австралийским фондовым рынком. Выдвигается постулат, что различия в результатах связаны с особенностями компаний, котирующихся на разных площадках: преимущественно австралийские фирмы гораздо меньше, чем их американские аналоги и в меньшей степени сконцентрированы в промышленном секторе. В целом, добавление систематической скошенности и систематического эксцесса улучшает объяснительную способность модели (Carhart, 1997) с четырьмя факторами, которая включает размер компании, BV/MV и моменты более высоких порядков. (Doana& Linb, 2010).

Математическое обоснование моделей САРМ более высоких порядков

Ожидаемая полезность инвестора может быть представлена через разложение в ряд Тейлора до порядка n .

$$E[U(R_i)] = U[E(R_i)] + \frac{1}{2!}U''[E(R_i)]\bar{E}[R_i - E(R_i)]^2 + \frac{1}{3!}U'''[E(R_i)]\bar{E}[R_i - E(R_i)]^3 + \frac{1}{4!}U''''[E(R_i)]\bar{E}[R_i - E(R_i)]^4 + \dots$$

$$+ \sum_{n=5}^{\infty} \frac{1}{n!} U^n [E(R_i)]\bar{E}[R_i - E(R_i)]^n \quad (22)$$

Преобразуем данное выражение и разложим функцию ожидаемой полезности в ряд Тейлора до 4 порядка:

$$E[V(R_i)] \approx U [E(R_i) + \frac{1}{2!} U'' E(R_i) \bar{\delta}^2(R_i) + \frac{1}{3!} U''' E(R_i) \bar{S}^3(R_i) + \frac{1}{4!} U'''' E(R_i) \bar{K}^4(R_i)] \quad (23)$$

$$\delta = \left(E(R_i - \bar{R}_i)^2 \right)^{1/2}, \quad S = \left(E(R_i - \bar{R}_i)^3 \right)^{1/3}, \quad K = \left(E(R_i - \bar{R}_i)^4 \right)^{1/4} \quad (24)$$

где \bar{R}_i – ожидаемая доходность актива i ,

δ - волатильность,

S - третий момент,

K - четвертый момент,

U^n - производная от функции полезности n -го порядка

Стоит добавить, что S и K представляют собой центральные моменты распределения доходностей третьего и четвертого порядков, соответственно, но не надо их путать со скошенностью и куртозисом. Статистически, скошенность и куртозис представлены как третий и четвертый моменты распределения, нормализованные на кубическую и четвертую степень волатильности. [80, с.5-6].

Исследователи Jurcenzko и Maillet показали, как выглядит равновесие финансового рынка в четырех - факторной модели CAPM между ценой бумагой i и рыночным портфелем m через максимизацию функции ожидаемой полезности инвестора (Jurcenzko и Maillet, 2002):

$$E(R_i) - R_f = a_1 \beta_{i,m} + a_2 \gamma_{i,m} + a_3 \delta_{i,m} \quad (25)$$

$$With \alpha_1 = \theta_2 \sigma^2(R_m), \alpha_2 = \theta_3 S^3(R_m), \alpha_3 = \theta_4 K^4(R_m), \beta = \Omega \omega / \sigma^2(R_m), \gamma = \Sigma_m / S^3(R_m), and \delta = \Gamma_m / K^4(R_m), \theta_2 = -2V^{II}/V^I, \theta_3 = -3V^{III}/V^I, and \theta_4 = -4V^{VI}/V^I, where V^N is the N - (26)$$

$$\alpha_1 = \frac{dE(R_i)}{d\sigma^2(R_i)} \sigma^2(R_m) \quad \alpha_2 = \frac{dE(R_i)}{dS^3(R_i)} S^3(R_m) \quad \alpha_3 = \frac{dE(R_i)}{dK^4(R_i)} K^4(R_m)$$

Необходимо отметить, что три альфы (уравнение 25) показывают премию за риск при увеличении беты, уменьшении систематической скошенности, увеличении систематического куртозиса.

Подставляя альфы из 26-го уравнения в уравнение 25, получаем:

$$E(R_i) - R_f = \frac{dE(R_i)}{d\sigma^2(R_i)} \sigma^2(R_m) \beta_{i,m} + \frac{dE(R_i)}{dS^3(R_i)} S^3(R_m) S_{i,m} + \frac{dE(R_i)}{dK^4(R_i)} K^4(R_m) K_{i,m} \quad (27)$$

Четырех-факторная модель CAPM в уравнении (25) представляет собой комбинацию систематической беты, систематической скошенности и систематического куртозиса с соответствующими премиями за риск (альфы). Если эти три фактора значимы для инвестора при оценке требуемой доходности на капитал, то оцененные коэффициенты α_1 , α_2 , α_3 должны быть статистически значимы и отличны от нуля. Автор Kraus and Litzenberger [1976] показывают, как можно рассчитать $\beta_{m,i}$ и $\gamma_{m,i}$ через оцененные коэффициенты α_1 и α_2 из квадратичной модели. Исследователи Ranaldo и Favre экспроприируют данный метод на кубическую модель и выводят формулы для получения $\beta_{m,i}$, $\gamma_{m,i}$, $\delta_{m,i}$ для четырех – факторной модели CAPM.

Способы построения и тестирования различных модификаций моделей CAPM

Тестирование моделей CAPM более высоких порядков будет осуществляться двумя способами:

1) Первый способ

Краткая версия Kraus и Litzenberger (1976) модели CAPM с четырьмя факторами, в которой предполагается, что только риски, мерой которых выступают систематическая дисперсия, систематическая скошенность и систематический куртозис, значимы:

$$E(R_i) - R_f = \lambda_1 \beta_{im} + \lambda_2 \gamma_{im} + \lambda_3 \theta_{im} \quad (28)$$

$$\beta_{im} = \frac{E[R_{it} - E(R_i)] \cdot [R_m - E(R_m)]}{E[R_m] - E(R_m)} = \text{коэффициент бета} \quad (29)$$

$$\gamma_{im} = \frac{E[R_{it} - E(R_i)] \cdot [R_m - E(R_m)]}{E[R_m] - E(R_m)} = \text{систематическая асимметрия (гамма)} \quad (30)$$

$$\theta_{im} = \frac{E[R_{it} - E(R_i)] \cdot [R_m - E(R_m)]}{E[R_m] - E(R_m)} = \text{систематический куртозис (дельта)} \quad (31)$$

Первым этапом вычисляется бета, систематическая скошенность и систематический куртозис на основе уравнений (29-31). Далее проводится регрессионный анализ на основе полученных значений беты, систематической скошенности и систематического куртозиса и средних доходностей компаний.

Согласно свойствам функции полезности рационального инвестора, проверяется гипотеза, что рыночная цена беты – λ_1 будет положительной, как и в классической САРМ. Кроме того, предполагается, что знак рыночной цены систематической скошенности – λ_2 будет противоположным знаку скошенности распределения доходности рынка. Полагаем, что рыночная цена систематического куртозиса – λ_3 , которая является дополнительной мерой степени дисперсии доходностей, будет положительна.

2) Второй способ

Автор Kraus and Litzenberger [1976] показывают, как можно рассчитать $\beta_{m,i}$ и $\gamma_{m,i}$ через оцененные коэффициенты α_1 и α_2 из квадратичной модели. Исследователи Ranaldo и Favre экспроприируют данный метод на кубическую модель и выводят формулы для получения $\beta_{m,i}$, $\gamma_{m,i}$, $\delta_{m,i}$ для четырех – факторной модели САРМ:

$$\hat{\beta}_{i,m} = \hat{a}_1 + \hat{a}_2 \frac{S^3(R_m)}{\sigma^2(R_m)} + \hat{a}_3 \frac{K^4(R_m)}{\sigma^2(R_m)}$$

$$\hat{\gamma}_{i,m} = \hat{a}_1 + \hat{a}_2 \frac{K^4(R_m) - \frac{1}{2}\sigma^2(R_m)^2}{S^3(R_m)} + \hat{a}_3 \frac{m^5(R_m) - \sigma^2(R_m)S^3(R_m)}{S^3(R_m)} \quad (32)$$

$$\hat{\sigma}_{i,m} = \hat{a}_1 + \hat{a}_2 \frac{m^5(R_m) - \sigma^2(R_m)S^3(R_m)}{K^4(R_m)} + \hat{a}_3 \frac{m^6(R_m) - \frac{1}{2}\sigma^2(R_m)^2}{K^4(R_m)}$$

Квадратичная модель предполагает нелинейную связь между активом и рыночным портфелем:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_0 + \alpha_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \alpha_2(R_{m,t} - E(R_m))^2 + \varepsilon_t \quad (33)$$

Кубическая модель расширяет рыночную модель путем включения дополнительных факторов: рыночные доходности во второй и третьей степени. Данное уравнение позволяет нам, в свою очередь, оценить роль систематической скошенности и куртозиса в процессе ценообразования актива.. Согласно результатам авторов Barone-Adesi, Gagliardini и Urga кубическая модель не способна дать точную оценку премии за риск систематической скошенности и систематического куртозиса. (Ranaldo, Favre, 2005). Однако данная модель позволяет протестировать насколько значима и существенна связь между риском и ожидаемой доходностью в модели ценообразования активов. Кубическая модель выглядит следующим образом:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_0 + \alpha_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \alpha_2(R_{m,t} - E(R_m))^2 + \alpha_3(R_{m,t} - E(R_m))^3 + \varepsilon_t \quad (34)$$

Таким образом, первым этапом оцениваются параметры α_1 , α_2 и α_3 из кубической модели, а затем на основе оцененных параметров альфа и центральных моментов более высоких порядков вплоть до шестого на основе уравнений (номера) рассчитывается систематическая скошенность, куртозис и бета коэффициент. Далее проводится кросс - секционный анализ для оценки премии за риск, связанной с перечисленными выше тремя факторами и определяется, насколько сильна и существенна связь между доходностью акций и моментами более высоких порядков. (Barone-Adesi, Gagliardini, и Urga, 2002).

1.4. Теоретические основы односторонних мер скошенности

Исследователи (Post и van Vliet, 2006), утверждая, что односторонний риск в целом полностью не объясняется скошенностью и эксцессом, показывают в своей работе на американском фондовом рынке, что именно левый хвост распределения доходностей объясняет цены на активы, а не центральные моменты более высоких порядков. Авторы Galagedera и Brooks



исследуют проблему скошенности как меру риска в рамках одностороннего подхода. Обсуждается вопрос о том, что односторонняя ковариация и односторонняя скошенность между доходностями ценных бумаг и доходностью рыночного портфеля могут быть использованы в качестве мер одностороннего риска. Другими словами, в рамках одностороннего подхода, возможно, достаточно включить меру односторонней скошенности в модель ценообразования активов, а не меру односторонней ковариации.

Теперь возникают два вопроса: 1), как измерить систематическую скошенность в рамках одностороннего подхода, и 2), что является лучшей мерой риска: односторонняя бета или односторонняя скошенность? Традиционная мера скошенности (coskewness) явным образом не подчеркивает асимметрию через рыночные движения вверх и вниз. В исследовании на основе данных развивающихся рынков, исследуется односторонняя систематическая скошенность в качестве меры риска vs односторонней беты.

Авторы Don U.A. Galagedera, Robert D. Brooks предложили использовать **одностороннюю ко-скошенность** в качестве одностороннего риска и сравнили полученные результаты с выводами, сделанными при применении односторонней беты в роли показателя, характеризующего риск.

Авторы рассмотрели три меры односторонней беты, известные в литературе, на основе чего построили соответствующие меры ко-скошенности. (Galagedera, Brooks, 2007).

Стоит добавить, что в исследовании использовалась односторонние беты, предложенные Hogan and Warren (1974), Harlow and Rao (1989) и Estrada (2002).

На основе конструкции, предложенной **Hogan and Warren (1974)**, авторы Don U.A. Galagedera, Robert D. Brooks определи меру односторонней ко-скошенности (HW-gamma) как:



$$\gamma_{im}^{(HW)} = \frac{E [R_i - R_F] \min(R_m - R_F, 0)^2}{E [\min(R_m - R_F, 0)]} \quad (35)$$

где R_i - доходность ценной бумаги i ,

R_m – доходность рыночного портфеля,

R_F - безрисковая ставка.

Авторы **Harlow, Rao, (1989)** предложили иную конструкцию (36) с использованием одностороннего риска. Авторами Don U.A. Galagedera, Robert D. Brooks были определены соответствующие меры односторонней ко-скошенности (HR-gamma) как:

$$\gamma_{im}^{(HR)} = \frac{E [R_i - \mu_i] \min(R_m - \mu_m, 0)^2}{E [\min(R_m - \mu_m, 0)]} \quad (36)$$

где μ_i и μ_m – средняя доходность ценной бумаги i и среднерыночная доходность, соответственно.

В рамках модели DCAPM **Хавьера Эстрада** (Estrada, 2002) на основе односторонней беты была рассчитана соответствующая мера односторонней ко-скошенности (E-gamma), равная:

$$\gamma_{im}^{(E)} = \frac{E [\min(R_i - \mu_i) \min(R_m - \mu_m, 0)^2]}{E [\min(R_m - \mu_m, 0)]} \quad (37)$$

Согласно HW- и HR-beta числитель представлен как сумма произведения избыточной доходности актива, умноженной на одностороннюю избыточную доходность рыночного портфеля, и числитель в HW- and HR-gamma определен как сумма произведения избыточной доходности актива и квадрата односторонней избыточной доходности портфеля. Заметим, что все избыточные доходности рыночного портфеля неположительны ($\min(R_m - \tau, 0) \leq 0$, где τ - бенчмарк) в случае односторонней беты и все принимают неотрицательное значение ($\min(R_m - \tau, 0)^2 \geq 0$) в случае односторонней гаммы. Более того, в односторонней бете

(односторонней гамме) увеличение числителя (уменьшение) происходит, когда избыточная доходность портфеля отрицательна и уменьшение (увеличение) в случае, когда избыточная доходность портфеля положительна. Снова, нет никакой потери информации в отношении относительного вклада каждого компонента в числите односторонней беты и односторонней гаммы за исключением изменения в знаке. Поэтому, различие между односторонней бетой и гаммой заключается во вкладе односторонних избыточных рыночных доходностей.

Следовательно, у односторонней гаммы есть больший потенциал в измерении одностороннего риска, чем у односторонней беты.

Авторы после того, как оценили односторонние беты и односторонние гаммы, построили и протестировали однофакторные модели, которые связывают доходность актива и риска, мерой которого выступает односторонняя бета. Стоит добавить, что авторы использовали поочередно односторонние беты, предложенные Hogan and Warren (1974), Harlow and Rao (1989) и Estrada (2002):

$$R_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{iM} + \varepsilon_{it} \quad (38)$$

Далее авторы построили и протестировали три однофакторных модели, фактором которых выступает односторонняя гамма Hogan and Warren (1974), Harlow and Rao (1989) и Estrada (2002):

$$R_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_{iM} + \varepsilon_{it} \quad (39)$$

Затем исследователи построили двухфакторные модели, где в качестве первого фактора выступали поочередно обычная бета в рамках подхода «средняя доходность – стандартное отклонение» и одностороння бета, и в роли второго фактора использовалась односторонняя гамма.

$$R_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{iM} + \lambda_2 O\gamma_{iM} + \varepsilon_{it} \quad (40)$$

В общем, перекрестный анализ показывает что, когда бета CAPM или любая из трех односторонних бет или гамм включены в модель



ценообразования, то премия за риск, связанная с этими показателями риска всегда положительна. При этом объясняющая сила рассмотренных выше переменных значительно меняется, и в некоторых случаях эти переменные бывают статистически не значимыми. С другой стороны, когда односторонняя ко-скошенность включена в дополнение к соответствующей односторонней бете, премия за риск, связанная с односторонним бета риском, отрицательна и премия, связанная с односторонней ко-скошенностью, положительна.

Когда CAPM бета дополняется односторонними мерами, включенными в модель ценообразования, то вывод, сделанный выше, становится очевиднее. Конструкция одностороннего риска согласно Hogan and Warren, где бенчмарк - безрисковая ставка, имеет более высокую объяснительную силу, чем использование в качестве бенчмарка среднерыночной доходности. Модель ценообразования активов, где фактором риска выступает систематическая скошенность по Estrada, (то есть рассматривается только те случаи, где ценная бумага и рынок оба терпят неудачу относительно их бенчмарка, в роли которого выступает среднее значение распределения доходностей) демонстрирует плохие результаты в объяснении волатильности доходностей ценных бумаг. (Galagedera, Brooks, 2007).

Резюмируя все вышесказанное, авторы пришли к выводу о том, что на развивающихся рынках односторонняя гамма имеет более высокую объясняющую способность в модели ценообразования активов, чем односторонняя бета.



Глава 2. Тестирование моделей ценообразования на российском фондовом рынке

Исследование применимости модели ценообразования активов САРМ в рамках традиционного и одностороннего подхода на российском фондовом рынке

В рамках исследовательской работы по мониторингу российского рынка капитала проводится тестирование на российском фондовом рынке моделей ценообразования финансовых активов (конструкция САРМ). Обсуждается возможность применения на российском рынке как классической модели САРМ, так и ее модификаций, в которых рискованность активов определяется не классическим образом – через «среднюю доходность – дисперсию», а на основе концепции «среднее – односторонняя дисперсия».

Проверяется гипотеза, что односторонняя трактовка риска более продуктивна для принятия решений рациональными инвесторами, действующими на высоко спекулятивном рынке, к которым можно отнести и российский рынок. Исследование строится на основе дневных данных 50 компаний, котирующихся на фондовой бирже ММВБ.

Кроме того в предмет нашего исследования входят расширенные модели ценообразования капитальных активов САРМ до третьего и четвертого порядков с использованием систематической дисперсии, скошенности и систематического куртозиса. Предполагается, что расширенная САРМ в большей степени охватывает систематический риск, присущий ценной бумаге, чем традиционная модель САРМ. Мы предполагаем, что 1) расширенные модели САРМ высших порядков в рамках классического и одностороннего подходов более применимы, чем традиционная однофакторная модель САРМ на российском фондовом

рынке, 2) расширенные модели, базирующиеся на подходе «среднее - полудисперсия» лучше описывают вариацию доходностей российских компаний нежели модели более высоких порядков, основывающиеся на подходе «среднее-дисперсия».

Данные

Исследование строится на основе дневных биржевых данных 50 финансовых активов российского рынка (обыкновенные и привилегированные акции), которые определяют 95% капитализации на бирже ММВБ. В качестве рыночного индекса рассматривается индекс ММВБ. В исследовании в роли безрисковой доходности выступает эффективная доходность по российским краткосрочным государственным бумагам. В работе анализируется 6 - летний период с Января 2004 по Декабрь 2009.

Рассматриваемые модели анализируются на основе недельных данных. Недельная доходность рассчитывается как разница между логарифмом цены закрытия на конец недели (Пятницы) и логарифмом цены закрытия на начало недели (Понедельника). Следует отметить, что в случае отсутствия необходимых данных были использованы цены закрытия предыдущего дня.

Как показывает анализ динамики акций российских компаний, одновременное выполнение требований о симметричности и нормальности распределения ожидаемой доходности не достигается. Таблица 1 приложения показывает островершинность распределения доходности (leptokurtosis) практически по всем компаниям выборки.¹ Аналогичная ситуация наблюдается и на отрезке 2008-2009гг. Большинство компаний демонстрирует отрицательную асимметрию (в 2004-2007 - 25 финансовых активов из 50, в 2008-2009 – 30 финансовых активов из 50). Решение

¹ Только по компаниям Новатэк и Система Галс значение коэффициента эксцесса близко к нулю.

проблемы ненормальности распределения в ряде академических исследований предлагается искать через отказ от классической (двусторонней) дисперсии, и переход к односторонней (semivariance frameworks). Традиционно перечисляемые преимущества перехода к односторонним мерам риска следующие: во-первых, инвесторов в действительности беспокоит именно отрицательная волатильность доходности; во-вторых, для применения односторонней дисперсии не требуется соблюдение симметричности распределения. В качестве односторонних мер систематического риска предлагается использовать односторонний коэффициент бета (как показатель негативной чувствительности к рыночному риску) и соответствующий ему коэффициент односторонней асимметрии (скошенности).

Главная цель нашего исследования - построить и сравнить для российского фондового рынка модели ценообразования финансовых активов более высоких порядков на основе классической конструкции CAPM и модели одностороннего систематического риска с учетом выделенных периодов рыночной нестабильности. Для реализации поставленной цели в работе реализуется следующий двухшаговый алгоритм.

Методология

Односторонние меры риска (бета) в описании поведения российских цен акций (доходностей)

Первый этап исследования - анализ применимости моделей одностороннего риска. Для выборки российских публичных компаний оцениваются различные односторонние меры систематического риска. Сопоставляются следующие модели: традиционная модель CAPM, MLMP модель (Harlow и Rao, 1989) и DCAPM модель (Estrada, 2002) с двумя вариантами бенчмарков, равными среднему ($\tau=\mu$) и нулевому значению доходности ($\tau=0$). В результате для каждой компании на первом шаге первого этапа было получено 5 показателей (мер) систематического риска (классическая бета,



односторонние бета в рамках моделей Harlow & Rao и Estrada (2002) с учетом двух вариаций бенчмарка). Следующим шагом проводится кросс - секционный анализ на основе полученных бета коэффициентов и средних значений доходности компаний для оценки влияния каждого из приведенных выше мер риска на получаемый результат инвестирования:

1. сравнение результатов, полученных на основе традиционного подхода «среднее – дисперсия» и подхода, предложенного Estrada (2002),
2. сравнение традиционного похода с конструкцией, предложенной Harlow and Rao (1989).

Были оценены линейные однофакторные регрессионные модели, тестирующие взаимосвязь средней доходности и каждого фактора риска (меры риска), а именно:

$$E \mathbf{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_i + e \quad (1)$$

$$E \mathbf{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_M^{HR} + e \quad (2)$$

$$E \mathbf{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_0^{HR} + e \quad (3)$$

$$E \mathbf{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_M^E + e \quad (4)$$

$$E \mathbf{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_0^E + e \quad (5)$$

Для демонстрации полученных результатов приведены оценки по методу Harlow & Rao (1989) - обозначение β^{HR} и Estrada (2002) – обозначение β^E .

Расширение CAPM до многофакторной модели с введением высших порядков мер риска в рамках классического и одностороннего подходов

Так как оценка динамики цен акций и доходностей по публичным компаниям, котирующим акции на бирже ММВБ показывает существенные отклонения от нормального распределения, то на первом этапе нашего исследования тестируется применимость расширенной модели CAPM до модели более высоких порядков (higher order moments) на российском фондовом рынке. Вторым этапом мы исследуем отношения между

доходностью акций и моментами более высоких порядков, выступающими в качестве факторов систематического риска. Оценивается для каждой компании выборки коэффициент бета (как мера систематического или рыночного риска), систематическая асимметрия (скошенность, skewness) как коэффициент гамма и систематический эксцесс (дельта) в течение рассматриваемого временного горизонта 2004-2009 гг., используя следующие формулы 1-3.

$$(1) \quad \beta_{im} = \frac{E[R_{it} - E(R_i)](R_m - E(R_m))}{E[R_m] - E(R_m)}$$

$$(2) \quad \gamma_{im} = \frac{E[R_{it} - E(R_i)](R_m - E(R_m))}{E[R_m] - E(R_m)}$$

$$(3) \quad \theta_{im} = \frac{E[R_{it} - E(R_i)](R_m - E(R_m))}{E[R_m] - E(R_m)}$$

Кроме того в работе тестируются модели ценообразования финансовых активов более высоких порядков, в основе которых лежит конструкция «среднее – односторонняя дисперсия». В ходе анализа моделей одностороннего риска строятся однофакторные модели с включением систематической односторонней асимметрии (скошенности), двухфакторные модели, состоящие из односторонних коэффициентов бета и асимметрии. Для каждой компании рассчитывается односторонний коэффициент бета и систематическая асимметрия (скошенность, skewness) как коэффициент гамма в течение рассматриваемого временного горизонта 2004-2009 гг., используя следующие формулы 4-7.

В конструкции Harlow & Rao, (1989) используется односторонняя бета (HR-beta), и соответствующая ей односторонняя ко – асимметрия (HR-gamma), которые вычисляются по формуле:

$$(4) \quad \beta_i^{HR} = \frac{E[R_i - \mu_i] \min(R_M - \mu_M)}{E[(\min(R_M - \mu_M), 0))^2]}$$

$$(5) \gamma_{im}^{(HR)} = \frac{E[(R_i - \mu_i) \min(R_m - \mu_m, 0)]}{E[\min(R_m - \mu_m, 0)]}$$

В рамках модели DCAPM Estrada (2002) на основе односторонней беты (E-beta) была рассчитана соответствующая мера односторонней коасимметрии (E-gamma):

$$(6) \beta_i^E = \frac{E[\min(R_i - \mu_i, 0) \min(R_m - \mu_m, 0)]}{E[\min(R_m - \mu_m, 0)]^2}$$

$$(7) \gamma_{im}^{(E)} = \frac{E[\min(R_i - \mu_i) \min(R_m - \mu_m, 0)]}{E[\min(R_m - \mu_m, 0)]}$$

Следующим шагом стало проведение кросс – секционного анализа путем построения регрессий на основе средних значений доходности по выборке акций и оцененных на первом шаге коэффициентов бета, гамма и дельта:

$$(8) E(R_i) - R_f = a_1 \beta_{im} + a_2 \gamma_{im} + a_3 \theta_{im}$$

Кросс - секционный анализ позволяет оценить премию за риск, соответствующую каждому выделенному параметру риска (традиционному бета - коэффициенту, асимметрии и эксцессу, одностороннему бета – коэффициенту, асимметрии).

$$(9) R_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_{iM} + \varepsilon_{it}$$

На основе перекрестной выборки по сформированным регрессионным моделям, связывающим среднюю доходность акций и оцененный систематический односторонний риск, тестируется гипотеза о значимости связи «доходность – риск». Кросс - секционный анализ на основе однофакторной, двухфакторной и трехфакторной моделей позволяет выбрать наиболее адекватную меру риска в описании поведения доходностей компаний выборки.



Результаты тестирования классической и односторонних моделей ценообразования

Первый этап кросс – секционного анализа начнем с рассмотрения результатов тестирования классической беты и различных модификаций односторонней беты (Harlow и Rao (1989) и Estrada (2002) с двумя вариантами бенчмарков, равными среднему ($\tau=\mu$) и нулевому значению доходности ($\tau=0$)).

На тестируемом периоде финансовой стабильности (2004-2007 гг.) конструкция CAPM, построенная на подходе «среднее - дисперсия» демонстрирует слабую объясняющую способность, что подтверждает низкое значение $Adj R^2 = 0.08$. Стоит отметить, что переменная бета статистически не значима ($P value=0.12$), и премия за бета риск положительна, что не противоречит одному из основных постулатов портфельной теории.

Замена показателя классического систематического риска (бета) односторонними мерами риска гораздо улучшает качество модели на тестируемом периоде финансовой стабильности. Согласно представленным результатам в Таблице 7, мы видим:

1) качество моделей ценообразования активов с введением односторонних мер риска существенно улучшилось по сравнению со стандартной конструкцией CAPM. Все рассматриваемые модели одностороннего риска в рамках Harlow и Rao (1989) и Estrada (2002) с разными целевыми доходностями превзошли классическую модель CAPM по $Adj R^2$;

2) подход, предложенный Harlow и Rao (1989), оказывается немного продуктивнее в плане описания одностороннего риска ($Adj R^2=0.094$) нежели, чем знаменитая модель DCAPM и соответствующий односторонний коэффициент бета ($Adj R^2=0.091$), разработанный Estrada;

Таблица 7

Кросс – секционный анализ классической и односторонней конструкции САРМ на основе 50 крупнейших российских компаний за периоды 2004-2007 и 2008-2009

$r_t = \lambda_0 + \lambda_1 \beta + \varepsilon$				
		λ_0	λ_1	Adj R2
2004-2007	Estimate	0.843	0.613	0.076
	P-value	0.005	0.120	
2008-2009	Estimate	-0.700	0.067	-0.019
	P-value	0.000	0.755	
$r_t = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_E + \varepsilon$ with $\tau = \mu$				
2004-2007	Estimate	1.016	0.774	0.091
	P-value	0.009	0.099	
2008-2009	Estimate	-0.540	-0.117	-0.018
	P-value	0.007	0.750	
$rit = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{HR} + \varepsilon$ with $\tau = \mu$				
2004-2007	Estimate	0.886	0.665	0.094
	P-value	0.004	0.096	
2008-2009	Estimate	-0.598	-0.061	-0.013
	P-value	0.000	0.553	
$rit = \lambda_0 + \lambda_1 \beta E + \varepsilon$ with $\tau = 0$				
2004-2007	Estimate	1.189	1.033	0.357
	P-value	0.000	0.003	
2008-2009	Estimate	-0.383	-0.279	0.015
	P-value	0.057	0.193	
$rit = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{HR} + \varepsilon$ $\tau = 0$				
2004-2007	Estimate	0.999	0.874	0.362
	P-value	0.000	0.002	
2008-2009	Estimate	-0.444	-0.237	0.021
	P-value	0.011	0.160	

3) подстановление нулевой доходности в качестве целевого значение существенным образом увеличивает способность моделей ценообразования активов объяснять вариацию доходностей акций компаний.

Кроме того, все меры одностороннего риска (различные варианты односторонней беты) статистически значимы на 10%, и премия за риск принимает положительное значение.

Аналогичный кросс - секционный анализ мер систематического риска проведем для периода финансовой нестабильности, неустойчивости.

Для отрезка 2008-2009 объяснительная способность классического бета серьезно падает ($Adj\ R^2 = -0.019$) по сравнению с выше упомянутыми результатами, и, соответственно, остается статистически не значимой. Замена традиционной меры риска (бета) на односторонние меры (βE и β_{HR}) с



целевыми доходностями равными среднему значению несколько улучшает объясняющую способность однофакторных моделей, однако рассматриваемые факторы риска (βE и βHR) остаются незначимыми, что демонстрирует таблица 7. Далее стоит отметить, что прогностическая способность модели существенным образом возрастает при использовании нулевой доходности в роли бенчмарка ($Adj R^2=0.021$ в Harlow и Rao модели и $Adj R^2=0.015$ в модели Estrada), что также согласуется с выводами, сделанными выше в течение периода финансовой устойчивости. Тем не менее следует отметить, что все исследуемые переменные одностороннего риска остаются статистически не значимы, и премии за риск отрицательны. Можем предположить, что причиной таких результатов является влиянием общекономических условий на поведение цен активов.

Результаты тестирования расширенных моделей ценообразования активов в рамках классического и одностороннего подходов

Вторым этапом нашего исследования тестируется связь между доходностью акций компаний и моментами более высоких порядков, выступающими в качестве факторов систематического риска.

Первым шагом проанализируем полученные результаты тестирования расширенных моделей в течение периода финансовой стабильности 2004-2007.

Кросс – секционный анализ выявил, что объясняющая способность однофакторной модели ценообразования активов, единственным фактором которой выступает систематическая асимметрия, существенным образом снизилась ($Adj R^2=-0.024$) по сравнению с классической конструкцией CAPM. Таким образом, можем сделать вывод, что в рамках классической конструкции бета в большой степени охватывает систематический риск, чем ко - асимметрия.

Таблица 8

Кросс – секционный анализ классической асимметрии на основе 50 крупнейших российских компаний за периоды 2004-2007 и 2008-2009

$r_t = \lambda_0 + \lambda_1 y + \varepsilon$				
Период		λ_0	λ_1	Adj R2
2004-2007	Estimate	0.508	-0.066	-0.024
	P-value	0.002	0.473	
2008-2009	Estimate	-0.726	0.181	0.105
	P-value	0.000	0.012	

Интересно отметить тот факт, что все тестируемые показатели одностороннего риска, мерой которого выступает ко – асимметрия: одностороння бета Harlow и Rao и односторонняя бета Estrada с разными вариантами целевой доходности, показали более высокие значения AdjR², чем модель со стандартной асимметрией. Кроме того, победителем из рассматриваемых односторонних мер скошенности стала конструкция Harlow и Rao с использованием нулевой доходности в роли бенчмарка (AdjR²=0.275). Мы можем заметить интересную тенденцию, которая наблюдалась и при сравнении различных односторонних коэффициентов бета, заключающуюся в том, что все модели, что Harlow и Rao, что подход Estrada показывают наилучшие результаты в объяснении вариации доходностей российских компаний при условии использования нулевой целевой доходности. Меры односторонней скошенности в рамках Harlow и Rao и Estrada при бенчмарке равном нулю статистически значимы на 5% уровне, в то время как остальные рассматриваемые факторы систематического риска (гамма) не значимы.

Вторым шагом обсудим полученные результаты тестирования расширенных моделей в течение периода финансовой неустойчивости 2008-2009.

Таблица 8 предлагает принципиально иные результаты тестирования систематической асимметрии в период кризиса, нежели чем, которые мы получили, анализируя период 2004-2007. Качество однофакторной модели,

где в роли фактора выступает классическая ко -асимметрия, заметно улучшается, что подтверждается сравнительно высоким значением $AdjR^2=0.11$. Переменная ко - асимметрии статистически отлична от нуля, и премия за риск имеет положительный знак.

Замена традиционной меры риска (гаммы) на односторонние меры (γE и γHR с разными целевыми доходностями) не улучшает объясняющую способность однофакторных моделей, причем все рассматриваемые факторы риска (γE и γHR) остаются статистически незначимыми, что демонстрирует таблица 9.

Таким образом, объяснительная способность однофакторных моделей, где в роли единственного фактора выступает мера скошенности, в рамках классического и традиционного подхода находится под влиянием рыночных условий, то есть в зависимости от того, на каком промежутке времени модель тестируется, результаты варьируются.

Таблица 9

Кросс – секционный анализ различных модификаций односторонней ко -асимметрии на основе 50 крупнейших российских компаний за периоды 2004-2007 и 2008-2009

$r_i = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_E + \varepsilon$ при $t=\mu$					$r_i = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_{HR} + \varepsilon$ при $t=\mu$				
Период		λ_0	λ_1	Adj R2	Период		λ_0	λ_1	Adj R2
2004-2007	Estimate	0.887	-0.655	0.074	2004-2007	Estimate	0.837	-0.609	0.079
	P-value	0.007	0.123			P-value	0.005	0.116	
2008-2009	Estimate	-0.573	-0.087	-0.015	2008-2009	Estimate	-0.588	-0.075	-0.016
	P-value	0.001	0.616			P-value	0.000	0.634	
$r_i = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_E + \varepsilon$ with $t=0$					$r_i = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_{HR} + \varepsilon$ with $t=0$				
Период		λ_0	λ_1	Adj R2	Период		λ_0	λ_1	Adj R2
2004-2007	Estimate	1.023	-0.873	0.262	2004-2007	Estimate	0.949	-0.812	0.275
	P-value	0.000	0.010			P-value	0.000	0.009	
2008-2009	Estimate	-0.489	-0.179	0.001	2008-2009	Estimate	-0.508	-0.168	0.003
	P-value	0.005	0.309			P-value	0.001	0.294	

Далее перейдем к анализу двухфакторных моделей ценообразования активов, объясняющими переменными которых являются систематическая асимметрия и бета в рамках классической и односторонней конструкций.

Согласно представленным в Таблице 10 результатам, можем сделать следующие основные выводы:

- 1) В течение периода финансовой стабильности 2004-2007 модели ценообразования третьего порядка в целом показывают низкую объясняющую способность, например в модели Harlow и Rao $AdjR^2$ принимает значение 0.048. Более того, нетрудно заметить, что замена традиционных меры риска (беты и ко - асимметрии) на односторонние меры (βE и γE , βHR и γHR) несколько улучшает объясняющую способность двухфакторных моделей, однако рассматриваемые факторы риска остаются незначимыми.
- 2) Анализ результатов тестирования моделей ценообразования на промежутке времени 2008-2009 дает выводы, противоречащие выявленным тенденциям поведения моделей третьего порядка в течение периода финансовой стабильности. Модель CAPM включение классической беты и систематической скошенности демонстрирует гораздо более высокое качество ($AdjR^2 = 0.089$) по сравнению с моделями аналогичной спецификации, но в рамках одностороннего подхода. В данной модели ко - асимметрия статистически отлична от нуля ($P\text{-value} = 0.013$), коэффициент бета не значим ($P\text{-value} = 0.683$).
- 3) Премия за риск систематических факторов риска в зависимости от тестируемого периода и модели ведет себя неоднозначно.

Итак, можем сделать вывод, что ни одна из рассмотренных моделей третьего порядка, объясняющими факторами которой выступают бета и гамма, не подходит для оценки собственного капитала на российском фондовом рынке.



Кроос-секционный анализ четырехфакторной модели CAPM показал, что такие факторы систематического риска как бета, гамма и дельта не значимы, только свободный член статистически значим на уровне 5%. Более того, объяснительная способность четырехмоментной модели на отрезке 2004-2007 принимает крайне низкое значение $AdjR^2 = -0.018$, что гораздо ниже по сравнению с качеством рыночной модели ($AdjR^2 = 0.076$). В течение финансовой нестабильности качество четырехмоментной модели гораздо улучшается по сравнению со стандартной CAPM, но данный положительный результат не свидетельствует в пользу выбора данной спецификации модели для оценки собственного капитала на отечественном фондовом рынке. Данное улучшение качества модели во многом обязано высокой объясняющей способности систематической скошенности, тем не менее все переменные в модели, включая ко – асимметрию, статистически не значимы.

Резюмируя вышесказанное, можем сделать вывод, что в целом полученные результаты свидетельствуют о низкой объясняющей способности рассматриваемых моделей в течение двух временных отрезков 2004-2007 и 2008-2009, особенно в течение кризиса. Исключение составляет конструкция Harlow и Rao, которая демонстрирует сравнительно высокую способность в объяснении вариации доходностей российских компаний.

Заключение

В данной исследовательской работе была раскрыта суть моделей оценки одностороннего риска в анализе доходности собственного капитала, проведен анализ существующих моделей одностороннего риска, предложен обзор расширенных моделей оценки ценообразования активов в рамках классического «среднее-дисперсия» и одностороннего «среднее – полудисперсия» подхода, а также построены и протестированы модели ценообразования финансовых активов более высоких порядков на основе классической конструкции САРМ и в рамках одностороннего подхода.

Теоретическая часть направлена на исследование основных понятий в области оценки доходности собственного капитала в рамках одностороннего подхода и рассмотрению классификации существующих на сегодняшний день моделей доходностей собственного капитала. В рамках работы был сделан обзор исследований, направленных на тестирование моделей ценообразования финансовых активов, предложенных российскими и зарубежными исследователями. Более того, в работе предложена эволюция моделей ценообразования с включением моментов более высоких порядков, рассмотрены эмпирические результаты тестирования расширенных моделей на развитых и развивающихся рынках, дано их математические обоснование.

Практическая часть посвящена построению и тестированию различных модификаций модели ценообразования активов САРМ в рамках традиционного и одностороннего подхода на российском фондовом рынке.

Тестирование связи риск-доходность проводится на российском фондовом рынке на основе недельных данных по доходностям 50 крупнейших компаний, котирующихся на фондовой бирже ММВБ за период с января 2004 по декабрь 2009 гг. Как показывает анализ динамики акций

российских компаний, одновременное выполнение требований о симметричности и нормальности распределения ожидаемой доходности не достигается. В рамках нашего исследования мы нашли подтверждение нашим предположениям о том, что тестирование традиционной конструкции CAPM с расчетом бета коэффициента для каждой компании по стандартному алгоритму на двух выделенных отрезках 2004-2007 и 2008-2009 показывает слабые результаты.

В ходе работы проверялась гипотеза, что односторонняя трактовка риска более продуктивна для принятия решений рациональными инвесторами, действующими на высоко спекулятивном рынке, к которым можно отнести и российский рынок. Результаты исследования показали, что замена показателя классического систематического риска (бета) односторонними мерами риска (различные модификации односторонней беты) гораздо улучшили качество модели на обоих тестируемых периодах 2004-2007 и 2008-2009. Кроме того, для всех тестируемых моделей справедливо замечание, что использование нулевой доходности в качестве целевого значение, существенным образом увеличивает объяснительную способность моделей ценообразования. Подход, предложенный Harlow и Rao (1989), оказывается немного продуктивнее в плане описания одностороннего риска по сравнению с модель DCAPM, разработанной Estrada.

Как отмечалось выше, распределение российского рынка далеко от нормального, что позволило предположить, что расширенная CAPM в большей степени охватывает систематический риск, присущий ценной бумаге, чем традиционная модель CAPM. В ходе работы делается вывод, что объяснительная способность однофакторных моделей, где в роли единственного фактора выступает мера скошенности, в рамках классического и традиционного подхода находится под влиянием рыночных условий, то



есть в зависимости от того, на каком промежутке времени модель тестируется, результаты варьируются. Исследование также выявило, что ни одна из рассмотренных многофакторных моделей более высокого порядка, объясняющими факторами которых выступают бета, гамма и дельта не подходят для оценки собственного капитала на российском фондовом рынке.

Резюмируя вышесказанное, делаем следующие выводы, что 1) односторонняя трактовка риска более продуктивна для российского фондового рынка по сравнению с классической конструкцией, 2) введение в модель ценообразования моментов более высоких порядков не улучшает объяснительную способность моделей.

Список литературы

1. Теплова Т.В. Инвестиционные рычаги максимизации стоимости компании. Практика российских предприятий. - Москва:Вершина, 2007.
2. Айзин К.И., Лившиц В.Н. Риск и доходность ценных бумаг на фондовых рынках стационарной и нестационарной экономики// Аудит и финансовый анализ, № 4, 2006, с 195 – 199.
3. Теплова Т.В., Селиванова Н.В. Эмпирическое исследование применимости модели DCAPM на развивающихся рынках// Корпоративные финансы,3, pp. 5-26? 2007.
4. Ang, A., Chen, J. and Xing Y., Downside risk// Review of Financial Studies, 19, pp. 1191-1239, 2006.
5. Arditti, F.D., Risk and required return on equity// Journal of Finance, 22, pp. 19–36, 1967.
6. Bakaert, G., Harvey, C.R., Emerging equity market volatility// Journal of Financial Economics, 43, pp. 29-77, 1997.
7. Banz R. The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks// Journal of Financial Economics, 9, pp. 3-18, 1981.
8. Barone-Adesi, G., Arbitrage equilibrium with skewed asset returns// Journal of Financial and Quantitative Analysis, 20, pp. 299-313, 1985.
9. Bawa V., E. Lindenberg Capital market equilibrium in a mean lower partial moment framework// Journal of Financial Economics, 5, pp. 189–200, 1977.
10. Bekaert, G. Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets// World Bank Economic Review, 9, 1995.
11. Bekaert G.eert, Harvey, C Foreign speculators and emerging equity markets// Journal of Finance, 55, 2, pp. 565-613, 2000.
12. Bekaert G., Harvey C. Capital Flows and the Behavior of Emerging Market Equity Returns// Unpublished Working Paper, 6669, 2003.
13. Black, F., Jensen, M., Scholes, M., The CAPM: some empirical test// Studies in the theory of capital markets, pp. 79-121, 1972.
14. Blume M.E. Betas and Their regression Tendencies //Journal of Finance, 30, pp. 785-795, 1975.
15. Bollerslev T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model// Review of Economics and Statistics, 72, 498-505, 1990

16. Bollerslev, T., Engle, R.F. and J.M. Wooldridge (1988) A capital asset pricing model with time-varying covariances// Journal of Political Economy, 96, pp. 116-131, 1988.
17. Cai, C.X., Faff, R.W., Hillier, D.J. and M.D. McKenzie, Modelling return and conditional volatility exposures in global stock markets// Review of Quantitative Finance and Accounting, 27, pp. 125-142, 2006.
18. Chiao, C., Hung, K., Srivastava S., Taiwan stock market and four-moment asset pricing model. // Int. Fin. Markets, Inst. and Money 13, 355- 381, 2003.
19. Chokri Mamoghli, Sami Daboussi Capital asset pricing models and performance measures in the downside risk framework//
20. Chung, Y.P., Johnson, H., Schill, M., Asset pricing when returns are non-normal: Fama-French factors vs higher-order systematic co-moments// Journal of Business 79, pp. 923-940, 2006.
21. Chunhachinda, P., K. Dandapani, S. Hamid and A.J. Prakash, Portfolio selection and skewness: Evidence from international stock markets// Journal of Banking and Finance 21, pp. 143-167, 1997.
22. Cochrane, J., Asset pricing// Princeton university press, pp. 13-18, 2000.
23. Dittmar, R.F., Nonlinear pricing kernels, kurtosis preference, and evidence from the cross section of equity returns// Journal of Finance 57, pp. 369-403, 2002.
24. Doan, P., Lin, C., Zurbruegg R., Pricing assets with higher moments: Evidence from the Australian and us stock markets. // Int. Fin. Markets, Inst. and Money 20, pp.51-67, 2010.
25. Estrada, J. The Cost of Equity in Emerging Markets: a downside risk approach// Emerging Markets Quarterly, pp.19-30 , 2000.
26. Estrada, J. The Cost of Equity in Emerging Markets: a downside risk approach (II)// Emerging Markets Quarterly, pp.63-72, 2001.
27. Estrada, J. Systematic Risk in Emerging Markets: the D-CAPM//Emerging Markets Review, V.3, pp.365-379, 2002.
28. Estrada, J. Mean-Semivariance behavior (II): The DCAPM// WP, , IESE Business School, Sept. 2002.
29. Estrada, J., Serra, A. Risk and return in emerging markets: family matters// Journal of Multinational Financial Management 15, pp. 257-272, 2005.
30. Fama, E., MacBeth, J.D. Risk return and equilibrium: empirical test// Journal of Political Economy 81, pp. 607-636, 1973.

31. Fama, E. F., K. R. French The CAPM is Wanted, Dead or Alive// *The Journal of Finance*, 51, Issue 5, pp. 1947-1958, December 1996.
32. Fang, H. and T. Y. Lai, Co-Kurtosis and Capital Asset Pricing// *The Financial Review* 32, pp. 293-307, 1997.
33. Francis, J.C., 1975. Skewness and investors' decisions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 10, 163_176.
34. Friend, I., Westerfield, R., 1980. Co-skewness and capital asset pricing. *Journal of Finance* 35, 1085_1100.
35. Galagedera, D.U.A. and R. Faff, (2005) Modelling the risk and return relation conditional on market volatility and market conditions, *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 8, 75-95.
36. Galagedera, D.U.A. An alternative perspective on the relationship between downside beta and CAPM beta, *Emerging Markets Review*, 8, 4-19, 2007
37. Galagedera, D.U.A. and R.D. Brooks, Is co-skewness a better measure of risk in the downside than downside beta? Evidence in emerging market data, *Journal of Multinational Financial Management*, 17, 214-230, 2007
38. Galagedera, D.U.A. and Song Li Does co-movement of conditional volatility matter in asset pricing? Further evidence in the downside and conventional pricing frameworks, 2008
39. Galagedera, D. Henry, D. and P. Silvapulle, 2002, "Conditional Relation Between higher moments and Stock Returns: Evidence from Australian Data", Proceedings from the Econometric Society Australian Meeting. CD Rom, Queensland University of Technology. Brisbane, Australia.
40. Gonzalez M. CAPM Performance in the Caracas Stock Exchange from 1992 to 1998// *International Review of Financial Analysis*, № 10, 2001, pp. 333–341
41. Goriaev Alexei and Alexei Zabotkin Risks of investing in the Russian stock market: Lessons of the first decade //*Emerging Market Review*, V. 7, Iss 4, 2006, pp. 380-397
42. Graham J.R., Campbell R. Harvey The Theory and Practice of Corporate Finance. Evidence from the Fields// *Journal of Financial Economics*, V. 60(2), 2001.
43. Hartmann, M.A., Khambata, D., 1993. Emerging stock markets: investment strategies for the future. *Columbia Journal of World Business* 21, 83_103.
44. Harvey C. R. Predictable risk and return in emerging markets// *Review of Financial Studies*, V. 8, 1995, pp. 773-816

45. Harvey, C. The risk exposure of emerging equity markets. //World Bank Economic Review, № 9 (1), 1995, pp.19– 50.
46. Harvey, C., Siddique, A., 1999. Autoregressive conditional skewness. Journal of Financial and Quantitative Analysis 34, 465_488.
47. Harvey, C., Siddique, A., 2000. Conditional skewness in asset pricing tests. The Journal of Finance 55, 1263_1295.
48. Henry, Peter B. Capital-Account Liberalization, the Cost of Capital, and Economic Growth// The American Economic Review, V 93, 2, pp 91-96, 2003
49. Hogan W., J. Warren, Toward the development of an equilibrium capital-market model based on semivariance // Journal of Financial Quant. Analysis, V. 9, (1), 1974, pp. 1–11.
50. Homaifar, G. and D. Graddy (1988) Equity Yields in Models Considering Higher Moments of the Return Distribution”, Applied Economics 20, 325_334.
51. Hwang, S. and S. Satchell, 1999,“Modeling Emerging Risk Premia Using Higher Moments”, International Journal of Finance and Economics, 4:1, 271_296
52. Hwang, S., Christian S. Pedersen Best Practice Risk Measurement in Emerging Markets: Empirical Test of Asymmetric Alternatives to CAPM// Working paper, August 29, 2002
53. Ingersoll, J., 1975, “Multidimensional Security Pricing”, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 10:4, 785_798.
54. Iqbal, Javed, Robert D, Brooks and D. A. U. Galagedera, 2007, “Asset Pricing with Higher Comovement And Alternate Factor models: The Case of Emerging Markets”, Working Paper, Monash University.
55. Iqbal, Javed, Robert Brooks and D. U. Galagedera, 2008, “Testing Conditional Asset Pricing Model: An Emerging Market Perspective”, Working Paper 3/08. Monash University, Australia.
56. Javid, A., 2009. Test of Higher Moment Capital Asset Pricing Model in Case of Pakistani Equity Market. European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences ISSN 1450-2887 Issue 15.
57. Jean, W., 1971, “The extension of Portfolio Analysis in the Three and More Parameters”, Journal of Financial and Quantitative Analysis. 6:1, 505_515.
58. Jensen, M., The performance of mutual funds in the period 1945-1964, *Journal of Finance*, 23,389-416, 1968
59. Jensen, 1972] Jensen M. Capital Markets: Theory and Evidence// Bell Journal Econ.a. Management Science, 1972, pp.357-391

60. Jegadeesh, N., Titman, S., 1993. Returns to buying winners and selling losers: implications of stock market inefficiency. *The Journal of Finance* 58, 65_91.
61. Jurczenko, Emmanuel, Maillet, Bertrand & Negrea, Bogdan. Skewness and kurtosis implied by option prices: a second comment. 32p.
62. Korajczyk, R.A., 1996. A measure of stock market integration for developed and emerging markets. *World Bank Economic Review* 10, 167_289.
63. Kraus, A., Litzenberger, R., 1976. Skewness preference and valuation of risk assets. *Journal of Finance* 31,1085_ 1100.
64. Lai, T.Y., 1991, Portfolio selection with skewness: A multiple-objective approach, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 1, 293_305.
65. Lee, C. F., 1977, “Functional Form, Skewness Effect and the Risk Return Relationship”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 12:1, 55_72.
66. Lim, K.G., 1989. A new test of the three-moment CAPM. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24, 205_216.
67. Lintner, J. The valuation of risk assets and selection of risky investments in stock portfolio and capital budgets// *Review of economics and statistics* 47, Feb. 1965, 13-47
68. Mandelbrot, B.B., 1963. The variation of certain speculative prices. *Journal of Business* 40, 393_413.
69. Mandelbrot, B.B., Taylor, H., 1967. On the distribution of stock price differences. *Operations Research* 15, 1057_1062.
70. Markowitz H. Portfolio selection: Efficient diversification of investments// Wiley, 1959
71. Mishra, B. and M. Rahman, Measuring mutual fund performance using lower partial moment, *Working Paper*, 2002
72. Mitra, D., Low, S.K., 1998. A study of risk and return in developed and emerging markets from a Canadian perspective. *Mid-Atlantic Journal of Business* 34, 75_91.
73. Mossin, J., 1966. Equilibrium in a capital asset market, *Economitrica*, 34, 768-783.
74. McKenzie, M.D., Brooks, R.D., Faff, R.W. and Y.K. Ho Exploring the economic rationale of extremes in GARCH generated betas: The case of. US banks, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40, 85-106., 2000
75. Omran M.F. An analysis of the capital asset pricing model in the Egyptian stock market //The Quarterly Review of Economics and Finance, V. 46, 2007
76. Pedersen C.S. and S. Hwang, Does downside beta matter in asset pricing?// Working Paper, Cass Business School, London, UK, 2003.

77. Peiro, A., 1999. Skewness in financial returns. *Journal of Banking and Finance* 32, 847–862.
78. Pettengill, G.N., Sundaram, S., Mathur, I., The conditional relation between beta and returns// *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, 101–116, 1995.
79. Price, K. and B. Price and T.J. Nantell, Variance and lower partial moment measures of systematic risk: some analytical and empirical results// *Journal of Finance*, V. 37, 1982, pp. 843–855.
80. Ranalddo, Angelo and Laurant Fave, 2005, “How to price Hedge Funds: From Two to Four Moment CAPM”, Working Paper, Swiss National Bank, Zurich, Switzerland.
81. Roll R. A Possible Explanation of Small Firm Effect// *The Journal of Finance*, V.36, 4 (Sep.), 1981, pp. 879-888
82. Roll R. A Possible Explanation of Small Firm Effect// *The Journal of Finance*, V.36, 4 (Sep.), 1981, pp. 879-888
83. Roll R. A Critique of the Asset Pricing Theory’s Tests// *Journal of Financial Economics*, V.4, 1977, pp.129-176
84. Rouwenhorst, K. Geert Local Return Factors and Turnover in Emerging Markets//*Journal of Finance*, V. 54., 1999
85. Rubinstein, M., 1974. An aggregation theorem for securities markets. *Journal of Financial Economics* 1, 225–244.
86. Schweser, C. and T. Schneeweis, 1980, Risk return and the multidimensional security pricing market, *Journal of Financial Research* 3, 23–31.
87. Sears, R.S., Wei, K.C.J., 1985. Asset pricing, higher moments, and the market risk premium: a note. *Journal of Finance* 40, 1251–1253.
88. Shanken, J. Intertemporal asset pricing: an empirical investigation, *Journal of Econometrics*, 45, 99-120, 1990
89. Sharpe W.F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk //*Journal of Finance*, 19 (3), 1964, pp. 425- 442Sharp, William F. Capital asset prices with and without negative holdings// *The Journal of Finance*, June 1991, Volume 46, Issue 2, 489-509
90. Simkowitz, M., Beedles, W., Diversification in a three moment world//*Journal of Financial and Quantitative Analysis* 13, 92-941, 1978.
91. Smith, D., Conditional coskewness and capital asset pricing// *The Journal of Empirical Finance* 91, 91-119, 2007.

92. Sortino, F. and S. Satchell (Eds.), *Managing Financial Risk in Downside Markets*, Elsevier, Butterworth-Heinemann: Great Britain, 2005.
93. Tan, K.J. Risk return and the three-moment capital asset pricing model: another look. //Journal of Banking and Finance 15, 449- 460, 1991.
94. Treynor, J., How to rate management of investment funds// Harvard Business Review, 43, 63-75, 1965.
95. Veronsei, P. Stock market overreaction to bad news in good time: a rational expectations equilibrium model// Review of Financial Studies, 12, 975-1007, 1999. pp.

Приложение

Таблица 1

Описательная статистика распределения акций 50 крупнейших российских компаний за временной отрезок 2004-2007 гг.



ЛАФР

	Среднее	Стандартное отклонение	Дисперсия выборки	Эксцесс	Асимметричность	Минимум	Максимум	Начало данных
мосэнерго	0.034	8.453	71.460	32.373	-1.772	-20.738	48.273	02.01.2004
газпрнефть	0.272	4.359	18.997	1.591	-0.257	-16.336	15.270	02.01.2004
газпром	0.566	4.302	18.506	1.314	-0.542	-15.274	9.423	27.01.2006
гмкнорник	0.556	5.631	31.709	1.881	-0.264	-20.229	19.885	02.01.2004
иркэнерго	0.803	4.863	23.644	1.732	0.551	-11.229	20.365	02.01.2004
камаз	1.376	5.637	31.772	7.140	1.912	-10.038	29.126	18.02.2005
втб	-0.229	4.333	18.779	3.870	1.125	-8.213	14.812	01.06.2007
7 континент	0.574	4.372	19.114	4.310	-0.277	-20.516	16.372	14.01.2005
огк-2	0.313	3.449	11.894	2.575	0.943	-6.768	12.344	11.08.2006
огк-3	0.859	3.873	15.001	2.474	0.716	-10.011	13.683	17.02.2006
огк-4	0.891	3.957	15.656	1.681	0.987	-6.914	12.043	01.12.2006
огк-5	0.964	4.376	19.146	5.237	1.536	-9.585	21.383	23.09.2005
мтс	0.502	4.249	18.055	0.927	0.341	-10.514	17.982	02.01.2004
пик	1.262	7.516	56.483	13.237	3.209	-6.805	33.117	06.07.2007
полиметалл	-0.538	4.617	21.317	3.422	0.468	-12.729	14.248	09.03.2007
полюсзолото	-0.283	4.706	22.143	1.525	-0.480	-13.872	11.988	19.05.2006
лукойл	0.361	4.185	17.514	2.722	-0.118	-16.359	17.356	02.01.2004
магнит ао	1.035	4.339	18.824	3.241	-0.844	-16.252	9.531	30.06.2006
мгтс-5ао	0.409	3.550	12.602	9.977	1.569	-9.471	24.599	02.01.2004
ммк	0.953	4.082	16.663	1.497	0.795	-9.219	14.560	27.01.2006
нлмк	0.858	5.092	25.927	1.520	-0.714	-17.284	10.817	21.04.2006
новатэк	0.319	4.530	20.517	0.873	0.106	-12.711	13.879	25.08.2006
огк1 ао	0.342	4.547	20.672	-0.196	-0.438	-9.385	8.119	27.07.2007
распадская	1.225	5.438	29.575	1.892	0.988	-11.744	19.398	17.11.2006
росбанк	-0.805	5.473	29.952	4.098	0.347	-17.895	22.037	24.02.2006
роснефть	0.572	3.071	9.434	1.995	-0.355	-10.449	7.843	28.07.2006
ростел	0.437	4.635	21.479	5.408	0.985	-10.898	25.682	02.01.2004
сбербанк	1.038	4.514	20.377	1.613	0.379	-10.728	19.003	02.01.2004
сбербанк-п	1.001	4.976	24.760	3.027	0.511	-14.815	23.576	02.01.2004
севст	0.909	4.413	19.477	1.354	-0.106	-14.332	16.275	24.06.2005
система	-0.657	3.435	11.798	0.645	-0.660	-11.264	5.530	17.11.2006
сургнфз	0.086	4.776	22.809	2.867	-0.379	-20.393	18.319	02.01.2004
сургнфз-п	0.182	4.679	21.892	3.499	-0.279	-19.249	21.247	02.01.2004
татнфтзао	0.631	5.060	25.608	2.027	-0.747	-19.172	13.711	02.01.2004
ттк-1	-0.468	2.979	8.877	1.405	-0.405	-9.015	6.531	30.03.2007
ттк-4	-0.299	3.386	11.468	1.495	0.759	-6.357	9.560	09.03.2007
ттк-9	0.943	8.883	78.912	11.354	2.623	-20.764	41.664	27.10.2006
тмкао	0.411	4.910	24.106	0.891	-0.545	-13.496	9.626	27.04.2007
транснфап	0.475	4.866	23.681	0.685	0.321	-11.806	15.383	02.01.2004
уралси-ао	0.162	4.411	19.453	0.689	0.445	-11.367	14.963	02.01.2004
фортум	-0.002	2.225	4.949	0.651	0.434	-5.220	4.936	25.05.2007
автоваз	0.770	5.601	31.373	3.240	0.697	-16.329	22.761	02.01.2004
акрон	0.511	3.902	15.226	4.356	1.152	-10.727	15.990	27.10.2006
аэрофлот	0.654	4.465	19.940	4.796	1.076	-13.684	22.342	02.01.2004
балтика	0.086	1.809	3.271	0.350	-0.307	-4.966	4.033	08.09.2006
банк москвы	1.270	6.751	45.579	3.359	1.118	-16.938	26.953	24.12.2004
вбдпп	1.019	4.728	22.353	1.735	0.297	-12.747	14.524	22.09.2006
мегион ао	0.198	4.362	19.024	1.429	0.605	-11.545	16.003	02.01.2004
рбкис	0.476	3.948	15.589	3.203	0.606	-14.321	16.700	02.01.2004
калина ао	0.304	4.580	20.980	1.715	-0.355	-14.705	12.114	20.05.2005

Таблица 2



ЛАФР

Описательная статистика распределения акций 50 крупнейших российских компаний за временной отрезок 2008-2009 гг.

	Среднее	Стандартное отклонение	Дисперсия выборки	Эксцесс	Асимметричность	Минимум	Максимум	Начало данных
мосэнерго	-0.303	8.877	78.803	3.625	-0.439	-34.839	24.999	02.01.2004
газпрнефть	0.076	8.793	77.309	6.250	0.309	-28.711	42.479	02.01.2004
газпром	-0.611	7.875	62.023	9.366	1.313	-23.710	43.280	27.01.2006
гмкнорник	-0.144	11.087	122.913	5.474	0.934	-26.047	54.573	02.01.2004
иркэнерго	0.078	6.026	36.316	0.631	0.518	-16.799	17.901	02.01.2004
камаз	-0.340	11.242	126.386	6.417	1.716	-24.748	51.109	18.02.2005
втб	-0.529	8.705	75.769	2.882	0.592	-25.433	33.743	01.06.2007
7 континент	-0.295	6.246	39.014	8.303	1.356	-14.559	33.431	14.01.2005
огк-2	-1.018	10.729	115.122	2.139	-0.516	-35.794	33.077	11.08.2006
огк-3	-0.453	12.626	159.425	2.482	-0.147	-43.532	36.717	17.02.2006
огк-4	-0.297	13.001	169.014	8.046	1.038	-49.863	61.699	01.12.2006
огк-5	-1.130	7.250	52.562	2.479	-0.605	-30.116	18.491	23.09.2005
мтс	-0.641	8.310	69.058	10.977	-0.917	-44.835	36.642	02.01.2004
пик	-0.978	15.551	241.843	6.982	-0.394	-71.150	57.409	06.07.2007
полиметалл	0.164	6.061	36.737	1.370	0.711	-13.884	18.739	09.03.2007
полюсзолото	-0.690	9.218	84.981	6.462	0.336	-38.681	37.677	19.05.2006
лукойл	-0.128	7.540	56.850	4.172	0.503	-24.577	33.328	02.01.2004
магнит ао	0.271	7.106	50.494	2.349	-0.042	-27.018	20.639	30.06.2006
мгтс-бап	-0.342	8.360	69.886	5.073	-0.942	-35.417	27.762	02.01.2004
ммк	-0.154	11.179	124.963	2.051	-0.089	-35.213	32.360	27.01.2006
нлмк	-0.255	11.457	131.269	2.429	0.370	-38.800	40.947	21.04.2006
новатэк	-0.634	8.135	66.179	2.470	-0.369	-28.182	25.080	25.08.2006
огк1 ао	-1.138	11.408	130.145	3.917	-0.617	-52.019	31.845	27.07.2007
распадская	-0.136	10.214	104.326	4.941	0.026	-42.083	43.231	17.11.2006
росбанк	-0.457	8.507	72.363	9.709	1.443	-25.399	46.472	24.02.2006
роснефть	-0.063	8.285	68.646	4.820	0.545	-25.659	38.623	28.07.2006
ростел	-0.842	5.674	32.196	8.509	-0.466	-29.565	21.929	02.01.2004
сбербанк	-0.256	9.753	95.118	7.134	0.275	-41.532	46.176	02.01.2004
сбербанк-п	-0.315	9.977	99.532	4.053	0.241	-35.528	42.303	02.01.2004
севст	-0.609	9.472	89.719	2.874	0.408	-26.632	40.353	24.06.2005
система	-1.126	14.088	198.472	10.572	-0.589	-71.336	59.655	17.11.2006
сургнфз	-0.392	7.356	54.107	2.398	0.717	-18.452	29.733	02.01.2004
сургнфз-п	-0.214	6.959	48.431	3.609	0.450	-23.501	30.233	02.01.2004
татнфтао	-0.284	10.410	108.376	4.877	-0.524	-47.046	37.715	02.01.2004
ттк-1	-0.415	9.770	95.449	2.235	-0.361	-32.158	26.381	30.03.2007
ттк-4	-0.942	12.364	152.864	10.169	-0.095	-40.614	48.799	09.03.2007
ттк-9	0.090	8.882	78.892	1.349	0.364	-23.841	24.116	27.10.2006
тмкао	-0.731	13.689	187.402	8.727	-0.389	-70.027	56.846	27.04.2007
транснфап	-0.977	9.945	98.894	3.610	0.120	-36.326	40.271	02.01.2004
уралсви-ао	-0.141	7.198	51.808	-0.129	-0.208	-20.278	13.712	02.01.2004
фортум	-0.782	13.985	195.579	21.033	-2.143	-29.217	39.383	25.05.2007
автоваз	-1.564	9.073	82.328	4.363	0.919	-24.956	39.722	02.01.2004
акрон	-0.818	9.724	94.553	2.250	-1.027	-34.798	19.487	27.10.2006
аэрофлот	-0.560	5.799	33.631	5.927	-1.429	-28.016	13.024	02.01.2004
балтика	-0.255	8.124	66.002	18.469	-1.802	-49.899	31.718	08.09.2006
банк москвы	-0.346	3.675	13.504	5.468	-0.403	-14.958	15.082	24.12.2004
вбдпп	-0.469	9.129	83.332	6.892	-0.613	-43.351	36.610	22.09.2006
мегион ао	-0.040	8.951	80.117	8.967	0.177	-42.199	37.720	02.01.2004
рбкис	-1.868	10.931	119.490	6.302	-0.719	-51.658	33.703	02.01.2004
калина ао	-0.868	8.900	79.205	5.215	0.172	-36.842	33.902	20.05.2005



Таблица 3



ЛАФР

Сравнение классической и односторонних бет с разными целевыми уровнями доходности 50 крупнейших российских компаний за период 2004-2007



Компании	E(Ri)	beta	β_{ID} Estrada with $\tau=\mu$	β_{ID} Estrada with $\tau=0$	β_{ID} HR with $\tau=\mu$	β_{ID} HR with $\tau=0$
мосэнерго	0.03	0.52	0.70	0.74	0.59	0.65
газпрнефть	0.27	0.71	0.76	0.77	0.71	0.72
газпром	0.57	1.00	1.03	1.02	1.02	1.01
гмкнорник	0.56	1.20	1.23	1.24	1.21	1.22
иркэнерго	0.80	0.72	0.83	0.76	0.74	0.67
камаз	1.38	0.52	0.60	0.50	0.49	0.33
втб	-0.23	1.04	0.87	1.07	0.87	1.07
7 континент	0.57	0.23	0.47	0.44	0.34	0.30
огк-2	0.31	0.37	0.45	0.44	0.32	0.29
огк-3	0.86	0.30	0.44	0.36	0.38	0.28
огк-4	0.89	0.59	0.71	0.63	0.52	0.41
огк-5	0.96	0.45	0.58	0.49	0.55	0.46
мтс	0.50	0.75	0.81	0.80	0.77	0.76
пик	1.26	0.79	0.73	0.48	0.71	0.39
полиметалл	-0.54	0.94	0.99	1.23	0.94	1.21
полюсзолото	-0.28	0.77	0.97	1.08	0.92	1.05
лукойл	0.36	0.94	0.97	0.99	0.96	0.98
магнит ао	1.04	0.25	0.49	0.36	0.22	0.04
мгтс-5ао	0.41	0.26	0.39	0.37	0.27	0.23
ммк	0.95	0.50	0.50	0.40	0.48	0.36
нлмк	0.86	0.91	1.05	1.01	1.01	0.96
новатэк	0.32	1.10	1.00	1.02	0.98	1.00
огк1 ао	0.34	0.48	0.90	0.88	0.58	0.53
распадская	1.23	0.66	0.68	0.50	0.56	0.35
росбанк	-0.81	0.46	0.46	0.58	0.35	0.52
роснефть	0.57	0.68	0.73	0.71	0.71	0.68
ростел	0.44	0.78	0.77	0.77	0.74	0.73
сбербанк	1.04	0.87	0.89	0.79	0.87	0.76
сбербанк-п	1.00	0.89	0.96	0.87	0.94	0.84
севвест	0.91	0.74	0.79	0.74	0.74	0.67
системгалс	-0.66	0.13	0.41	0.53	0.15	0.33
сургнфз	0.09	1.05	1.07	1.14	1.04	1.12
сургнфз-п	0.18	0.93	1.01	1.06	0.96	1.02
татнфтзао	0.63	1.06	1.15	1.14	1.10	1.09
тгк-1	-0.47	0.61	0.72	0.84	0.62	0.80
тгк-4	-0.30	0.65	0.74	0.87	0.65	0.81
тгк-9	0.94	0.95	1.54	1.54	1.19	1.17
тмкао	0.41	0.71	0.84	0.80	0.61	0.54
транснфап	0.47	0.84	0.94	0.95	0.86	0.86
уралсви-ао	0.16	0.78	0.81	0.85	0.78	0.82
фортум	0.00	0.27	0.39	0.44	0.29	0.33
автоваз	0.77	0.69	0.75	0.70	0.68	0.62
акрон	0.51	0.33	0.51	0.46	0.32	0.24
аэрофлот	0.65	0.37	0.60	0.55	0.42	0.35
балтика	0.09	0.15	0.26	0.28	0.16	0.19
банк москвы	1.27	0.71	0.92	0.84	0.78	0.69
вбдпп	1.02	0.63	0.69	0.61	0.50	0.37
мегион ао	0.20	0.30	0.51	0.52	0.36	0.38
рбкис	0.48	0.55	0.66	0.65	0.62	0.60
калина ао	0.30	0.31	0.50	0.53	0.27	0.28



Таблица 4

**Сравнение классической и односторонних бет с разными целевыми уровнями
доходности 50 крупнейших российских компаний за период 2008-2009**



Компании	E(Ri)	beta	β_{ID} Estrada with $\tau=\mu$	β_{ID} Estrada with $\tau=0$	β_{ID} HR with $\tau=\mu$	β_{ID} HR with $\tau=0$
мосэнерго	-0.30	0.77	0.96	0.96	0.81	0.82
газпрнефть	0.08	1.05	1.12	1.07	1.07	1.03
газпром	-0.61	1.07	1.04	1.07	1.03	1.07
гмкнорник	-0.14	1.33	1.35	1.33	1.27	1.25
иркэнерго	0.08	0.42	0.39	0.39	0.34	0.34
камаз	-0.34	0.82	0.89	0.90	0.74	0.76
втб	-0.53	0.97	0.95	0.98	0.93	0.96
7 континент	-0.30	0.24	0.36	0.36	0.19	0.23
огк-2	-1.02	0.83	1.16	1.21	0.99	1.07
огк-3	-0.45	0.85	1.29	1.29	1.15	1.15
огк-4	-0.30	0.74	1.12	1.12	1.07	1.06
огк-5	-1.13	0.40	0.52	0.61	0.43	0.55
мтс	-0.64	1.01	1.14	1.16	1.11	1.14
пик	-0.98	0.76	1.22	1.28	1.07	1.15
полиметалл	0.16	0.36	0.50	0.49	0.30	0.29
полюсзолото	-0.69	0.74	0.90	0.94	0.76	0.81
лукойл	-0.13	0.94	0.94	0.93	0.92	0.91
магнит ао	0.27	0.45	0.80	0.76	0.73	0.68
мтс-5ао	-0.34	0.08	0.45	0.46	0.05	0.10
ммк	-0.15	1.12	1.40	1.37	1.34	1.31
нлмк	-0.25	1.08	1.29	1.29	1.21	1.20
новатэк	-0.63	0.86	0.94	0.97	0.90	0.94
огк1 ао	-1.14	0.86	1.33	1.38	1.09	1.17
распадская	-0.14	1.09	1.13	1.12	1.05	1.04
росбанк	-0.46	0.43	0.72	0.75	0.41	0.46
роснефть	-0.06	1.07	1.08	1.06	1.05	1.03
ростел	-0.84	0.21	0.19	0.25	0.06	0.16
сбербанк	-0.26	1.18	1.21	1.20	1.17	1.16
сбербанк-п	-0.31	1.16	1.27	1.26	1.20	1.20
севст	-0.61	0.97	1.23	1.26	1.22	1.25
систгалс	-1.13	0.55	0.55	0.64	0.28	0.43
сургнфз	-0.39	0.85	0.80	0.82	0.78	0.81
сургнфз-п	-0.21	0.77	0.82	0.83	0.76	0.76
татнфтзао	-0.28	1.23	1.39	1.38	1.34	1.33
тгк-1	-0.41	0.72	1.05	1.06	0.94	0.95
тгк-4	-0.94	0.51	0.76	0.80	0.65	0.73
тгк-9	0.09	0.50	0.65	0.64	0.47	0.46
тмкао	-0.73	0.96	1.45	1.48	1.39	1.42
транснфап	-0.98	1.13	1.24	1.29	1.18	1.24
уралсви-ао	-0.14	0.55	0.74	0.75	0.56	0.57
фортум	-0.78	0.71	0.62	0.67	0.54	0.62
автоваз	-1.56	0.84	0.96	1.08	0.91	1.06
акрон	-0.82	0.87	1.32	1.35	1.24	1.29
аэрофлот	-0.56	0.24	0.40	0.45	0.28	0.35
балтика	-0.25	0.71	0.77	0.77	0.74	0.75
банк москвы	-0.35	0.36	0.44	0.46	0.41	0.44
вбдпп	-0.47	0.94	1.14	1.14	1.08	1.09
мегион ао	-0.04	0.77	0.82	0.81	0.74	0.72
рбкис	-1.87	0.68	1.08	1.22	0.97	1.14
калина ао	-0.87	0.59	0.77	0.82	0.62	0.70



Таблица 5

Сравнительный анализ показателей систематического риска третьего и четвертого порядков в рамках классической и односторонней конструкции 50 крупнейших российских компаний за период 2004-2007



Компании	E(Ri)	gamma	kurtosis	downside gamma Estrada with $\tau=\mu$	downside gamma Estrada with $\tau=0$	downside gamma HR with	downside gamma HR with
мосэнерго	0.03	0.89	0.49	0.59	0.62	0.55	0.58
газпрнефть	0.27	0.85	0.60	0.71	0.72	0.69	0.70
газпром	0.57	1.10	1.03	1.04	1.04	1.04	1.03
гмкнорник	0.56	1.11	1.22	1.20	1.21	1.20	1.20
иркэнерго	0.80	1.00	0.60	0.75	0.69	0.73	0.67
камаз	1.38	-0.03	0.57	0.51	0.44	0.45	0.33
втб	-0.23	-0.78	0.84	0.73	0.86	0.73	0.86
7 континент	0.57	1.15	0.17	0.42	0.40	0.36	0.34
огк-2	0.31	0.26	0.33	0.39	0.38	0.32	0.31
огк-3	0.86	1.61	0.16	0.37	0.31	0.34	0.27
огк-4	0.89	0.53	0.71	0.70	0.65	0.63	0.58
огк-5	0.96	1.12	0.41	0.53	0.46	0.52	0.45
мтс	0.50	1.03	0.70	0.78	0.77	0.77	0.76
пик	1.26	0.53	0.55	0.63	0.42	0.62	0.36
полиметалл	-0.54	0.72	0.96	0.96	1.17	0.95	1.16
полюсзолото	-0.28	4.73	0.57	0.90	0.98	0.89	0.98
лукойл	0.36	1.02	1.01	0.98	1.00	0.98	1.00
магнит ао	1.04	0.38	0.21	0.38	0.27	0.24	0.10
мтс-5ао	0.41	0.10	0.23	0.32	0.30	0.22	0.19
ммк	0.95	-0.42	0.38	0.34	0.25	0.33	0.23
нлмк	0.86	4.02	0.80	1.06	1.03	1.04	1.01
новатэк	0.32	0.42	0.99	0.90	0.91	0.89	0.91
огк1 ао	0.34	1.94	0.53	0.85	0.83	0.66	0.62
распадская	1.23	0.23	0.55	0.55	0.40	0.51	0.35
росбанк	-0.81	-3.33	0.72	0.38	0.46	0.28	0.39
роснефть	0.57	0.97	0.77	0.78	0.79	0.77	0.77
ростел	0.44	0.33	0.76	0.70	0.69	0.69	0.68
сбербанк	1.04	0.69	0.89	0.84	0.76	0.84	0.75
сбербанк-п	1.00	1.45	0.86	0.95	0.88	0.95	0.88
севст	0.91	0.54	0.81	0.76	0.73	0.72	0.68
системы	-0.66	0.20	0.16	0.29	0.39	0.17	0.30
сургнфз	0.09	1.12	1.17	1.12	1.19	1.11	1.18
сургнфз-п	0.18	1.06	1.12	1.06	1.11	1.03	1.08
татнфзао	0.63	1.91	1.04	1.20	1.20	1.18	1.18
тгк-1	-0.47	0.98	0.59	0.72	0.83	0.62	0.78
тгк-4	-0.30	0.63	0.62	0.69	0.81	0.63	0.77
тгк-9	0.94	2.22	1.68	1.74	1.77	1.63	1.67
тмкао	0.41	0.06	0.63	0.74	0.70	0.60	0.54
транснфап	0.47	0.87	0.83	0.90	0.90	0.84	0.84
уралсви-ао	0.16	0.83	0.73	0.77	0.80	0.77	0.80
фортум	0.00	-0.01	0.17	0.33	0.36	0.19	0.22
автоваз	0.77	0.49	0.91	0.78	0.74	0.76	0.71
акрон	0.51	0.39	0.37	0.44	0.41	0.35	0.32
аэрофлот	0.65	1.24	0.31	0.61	0.58	0.47	0.43
балтика	0.09	0.25	0.23	0.25	0.27	0.20	0.23
банк москвы	1.27	1.54	0.70	0.89	0.83	0.84	0.78
вбдпп	1.02	0.31	0.85	0.74	0.68	0.66	0.58
мегион ао	0.20	0.75	0.22	0.42	0.43	0.34	0.34
рбкис	0.48	1.47	0.53	0.70	0.69	0.69	0.68
калина ао	0.30	0.66	0.42	0.56	0.60	0.43	0.47

Таблица 6



ЛАФР

Сравнительный анализ показателей систематического риска третьего и четвертого порядков в рамках классической и односторонней конструкции 50 крупнейших российских компаний за период 2008-2009



Компании	E(Ri)	gamma	kurtosis	downsid e gamma Estrada with $\tau=\mu$	downsid e gamma Estrada with $\tau=0$	downsid e gamma HR with $\tau=\mu$	downsid e gamma HR with $\tau=0$
мосэнерго	-0.30	0.67	0.61	0.87	0.88	0.68	0.70
газпрнефть	0.08	1.17	1.16	1.13	1.10	1.11	1.09
газпром	-0.61	1.40	1.19	1.04	1.07	1.04	1.07
гмкнорник	-0.14	1.89	1.43	1.23	1.22	1.18	1.17
иркэнерго	0.08	0.91	0.40	0.21	0.22	0.18	0.19
камаз	-0.34	1.14	0.80	0.74	0.76	0.66	0.68
втб	-0.53	1.18	0.93	0.85	0.88	0.84	0.87
7 континент	-0.30	0.12	0.24	0.33	0.33	0.20	0.22
огк-2	-1.02	-0.11	0.59	1.11	1.16	1.03	1.08
огк-3	-0.45	-0.83	0.45	1.28	1.29	1.23	1.24
огк-4	-0.30	-1.16	0.09	0.98	0.99	0.97	0.98
огк-5	-1.13	-0.09	0.13	0.39	0.47	0.35	0.44
мтс	-0.64	0.68	1.12	1.29	1.30	1.28	1.30
пик	-0.98	-1.12	0.16	1.08	1.12	0.98	1.04
полиметалл	0.16	0.74	0.46	0.42	0.41	0.29	0.28
полюсзолото	-0.69	1.06	0.91	0.83	0.86	0.76	0.80
лукойл	-0.13	0.97	0.95	0.96	0.95	0.95	0.95
магнит ао	0.27	-1.09	0.07	0.79	0.76	0.77	0.74
мтс-5ао	-0.34	0.37	-0.06	0.28	0.30	-0.20	-0.14
ммк	-0.15	0.30	0.99	1.37	1.35	1.36	1.34
нлмк	-0.25	0.63	0.96	1.19	1.19	1.16	1.16
новатэк	-0.63	0.52	0.78	0.94	0.97	0.92	0.95
огк1 ао	-1.14	-0.45	0.73	1.46	1.50	1.35	1.40
распадская	-0.14	1.48	1.15	1.02	1.02	0.98	0.98
росбанк	-0.46	0.68	0.53	0.63	0.65	0.41	0.44
роснефть	-0.06	1.11	1.09	1.09	1.08	1.08	1.07
ростел	-0.84	1.25	0.48	0.12	0.16	0.02	0.10
сбербанк	-0.26	1.31	1.30	1.28	1.26	1.26	1.25
сбербанк-п	-0.31	1.06	1.20	1.27	1.27	1.26	1.25
севст	-0.61	-0.38	0.56	1.14	1.17	1.14	1.17
систгалс	-1.13	-0.31	0.23	0.31	0.37	0.18	0.28
сургнфз	-0.39	1.11	0.79	0.68	0.70	0.67	0.70
сургнфз-п	-0.21	0.84	0.85	0.85	0.85	0.83	0.83
татнфтзао	-0.28	0.88	1.08	1.25	1.25	1.24	1.24
тгк-1	-0.41	-0.12	0.52	0.94	0.96	0.91	0.93
тгк-4	-0.94	-0.37	0.13	0.59	0.64	0.55	0.62
тгк-9	0.09	0.40	0.20	0.41	0.41	0.27	0.28
тмкао	-0.73	-1.19	0.43	1.40	1.42	1.38	1.41
транснфап	-0.98	1.00	1.19	1.29	1.33	1.27	1.31
уралсви-ао	-0.14	0.42	0.40	0.59	0.60	0.46	0.47
фортум	-0.78	2.32	1.12	0.44	0.48	0.41	0.47
автоваз	-1.56	0.48	0.66	0.84	0.94	0.82	0.93
акрон	-0.82	-1.11	0.42	1.31	1.34	1.29	1.32
аэрофлот	-0.56	-0.16	0.05	0.28	0.32	0.22	0.27
балтика	-0.25	0.73	0.76	0.79	0.79	0.77	0.78
банк москвы	-0.35	0.27	0.45	0.51	0.52	0.50	0.52
вбдпп	-0.47	0.56	1.11	1.30	1.30	1.29	1.29
мегион ао	-0.04	1.20	0.98	0.84	0.83	0.80	0.79
рбкис	-1.87	-1.12	0.20	1.06	1.15	1.01	1.13
калина ао	-0.87	-0.03	0.28	0.67	0.72	0.59	0.65

Таблица 10



ЛАФР

Оценки коэффициентов двухфакторной и трехфакторной регрессий с введением различных мер риска (второго, третьего и четвертого моментов)

		λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	Adj R2
$r_t = \lambda_0 + \lambda_1 \beta + \lambda_2 \gamma + \varepsilon$						
2004-2007	Estimate	0.862	-0.578	-0.041		0.036
	P-value	0.006	0.157	0.652		
2008-2009	Estimate	-0.663	-0.086	0.190		0.089
	P-value	0.000	0.683	0.013		
$r_t = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_E + \lambda_2 \gamma_E + \varepsilon$						
2004-2007	Estimate	0.925	-0.210	-0.490		0.044
	P-value	0.084	0.927	0.802		
2008-2009	Estimate	-0.505	-0.365	0.225		-0.032
	P-value	0.030	0.662	0.759		
$r_t = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{HR} + \lambda_2 \gamma_{HR} + \varepsilon$						
2004-2007	Estimate	0.902	-1.230	0.558		0.048
	P-value	0.006	0.542	-3.462		
2008-2009	Estimate	-0.643	0.416	-0.431		-0.031
	P-value	0.001	0.600	0.538		
$r_t = \lambda_0 + \lambda_1 \beta + \lambda_2 \delta + \varepsilon$						
2004-2007	Estimate	0.864	-0.969		0.357	0.030
	P-value	0.007	0.446		0.766	
2008-2009	Estimate	-0.606	-0.562		0.583	0.061
	P-value	0.001	0.110		0.029	
$r_t = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma + \lambda_2 \delta + \varepsilon$						
2004-2007	Estimate	0.791		-0.053	-0.496	0.017
	P-value	0.006		0.558	0.199	
2008-2009	Estimate	-0.677		0.214	-0.095	0.089
	P-value	0.000		0.047	0.674	
$r_t = \lambda_0 + \lambda_1 \beta + \lambda_2 \gamma + \lambda_3 \delta + \varepsilon$						
2004-2007	Estimate	0.874	-0.825	-0.037	0.243	-0.018
	P-value	0.008	0.543	0.703	0.848	
2008-2009	Estimate	-0.670	-0.029	0.207	-0.066	0.070
	P-value	0.001	0.959	0.239	0.913	