

Теплова Т.В., д.э.н., профессор кафедры Фондового рынка и рынка инвестиций, зав. Лабораторией Анализа финансовых рынков (ЛАФР) ГУ ВШЭ, tamarateplova@mtu-net.ru

Шутова Е., студентка магистерской программы «Финансовые рынки и финансовые институты», аналитик ЛАФР ГУ ВШЭ

Моделирование систематического инвестиционного риска на разных этапах развития российского рынка капитала

Аннотация

В статье представлены выводы по эмпирическому исследованию практики обоснования требуемого уровня доходности по собственному капиталу аналитиками российского рынка и результаты тестирования на российском рынке капитала моделей, преодолевающих несоответствие предпосылок о нормальности распределения доходностей и нестационарности поведения рынка. Анализируется возможность применения на российском рынке различных модификаций «безусловной *CAPM*»: расширенной модели *CAPM* третьего и четвертого порядка (*two and higher-moment model*) и модели, в которой рискованность активов определяется не классическим образом – через «среднее – дисперсия» (*mean-variance criterion*), а на основе концепции «среднее – односторонняя дисперсия» (*downside risk models*). Тестирование по условной *CAPM* подтверждает целесообразность применения разных моделей прогнозирования доходности инвестирования в зависимости от изменения макроэкономической ситуации.

Key words: *Downside risk; D-CAPM; Higher Moment CAPM, conditional CAPM*

Indexes of JEL classifications: G12

Цели и задачи исследования

Огромное число практических расчетов ставки дисконтирования в моделях *DCF* для фундаментального анализа на рынке инвестирования строится на модели *CAPM* (*Sharpe - Lintner CAPM*)¹. Наше рассмотрение практики обоснования средневзвешенных затрат на капитал российских компаний (*WACC*) по отчетам аналитических команд на отрезке 2000-2010гг. также показало 100% применение *CAPM* с рядом модификаций относительно задания параметров модели (например, условное введение бета-коэффициента). *CAPM* вошла во все учебники по финансам и начиная с 70-х годов XX

¹ Исследования на основе опросов более 11 тысяч финансовых директоров США, проводимые периодически Duke University и CFO Magazin показали, что и в 2008 и в 2009 году порядка 75% респондентов при принятии решений ориентировались на конструкцию *CAPM*. Источник: Graham, John; Campbell Harvey, Equity risk premium amid a global financial crisis, Evidence from the Global CFO Outlook survey 2009. SSRN WP; Graham, J. R., C. R. Harvey, 2009, The CFO Global Business Outlook: 1996-2009. <http://www.cfosurvey.org>.

века находится под прицелом академических исследований относительно корректности модельных предпосылок и тестирования на предмет предсказательной силы на разных рынках и в разных финансово-экономических условиях. Краеугольный камень *CAPM* – рассмотрение двухсторонних отклонений доходности от среднего значения в качестве индикатора риска (*Mean Variance Analysis framework*).

Перед российскими портфельными инвесторами стоит непростая задача оценки риска инвестирования с учетом наличия страновых рисков, слабой диверсификации экономики и обоснования ожидаемой (и требуемой) доходности. Эмпирические исследования на многих рынках показали, что модель *CAPM* демонстрирует низкую объясняющую способность оценки ожидаемой (требуемой) доходности собственного капитала. Аналогичные результаты получены и нами для российского рынка. Мы предполагаем, что подход «средняя доходность – дисперсия», на котором основывается традиционная модель *CAPM*, не полностью идентифицирует систематический риск, присущий той или иной ценной бумаге на развивающемся рынке капитала. Ограничение анализа первыми двумя моментами распределения доходности 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 имеет нормальный вид. Как показывает практика, одновременное выполнение требований о симметричности и нормальности распределения ожидаемой доходности акций не достигается.

Решение проблемы - использование не классической (двусторонней) дисперсии, а односторонней (*semivariance frameworks*). Распределения доходностей на развивающихся рынках характеризуются наличием большой асимметрии, низкой ликвидности большинства ценных бумаг, что в целом приводит к существенным проблемам, в частности занижению рассчитанного регрессионным методом бета коэффициента (значение оказывается существенно меньше единицы).

Более того, тестирование конструкции *CAPM* в условиях, когда реализованные (фактические, *realized*) доходности выступают как прокси ожидаемых значений доходности, приводит к смещенным результатам². Причиной такого смещения является агрегирование периодов с положительными и негативными избыточными рыночными доходностями (*excess return periods*). В случае, когда рыночная доходность оказывается меньше безрисковой, наблюдается обратная связь между доходностью ценной бумаги (портфеля) и коэффициентом бета. Условные *CAPM* (*conditional CAPM*) позволяют проверить гипотезу: на «растущем» («падающем») рынке портфельные бета-

² В работе Pettengill, Sundaram and Mathur (1995) это эмпирически подтверждается

коэффициенты и доходности должны быть положительно (отрицательно) связаны между собой. Эмпирические исследования на американском рынке за период 1936 - 1990 гг. показывают положительный наклон бета на растущем рынке и отрицательный на падающем³. Кроме того анализ безусловной и условной систематической связи доходности и риска (бета) на брюссельской фондовой бирже продемонстрировал, что безусловные модели обладают низкой способностью в объяснении наблюдаемых кросс - секционных доходностях, в то время как условные модели показали гораздо лучшие результаты⁴.

Условные модели *SAPM* позволяют также выявить особенности связи доходности с моментами распределения более высокого порядка. Так, в работе Galagedera et al (2003) анализ расширенной версии *SAPM* (с включением третьего и четвертого порядка) на австралийском рынке на отрезке 1985-2000 гг. показано, что на «падающем» рынке бета-, гамма- и дельта- коэффициенты как показатели риска ценных бумаг имеют отрицательную связь с доходностью. В работе Friend, Westerfield (1980) тестирование расширенной *SAPM* с учетом систематической асимметрии по американскому рынку показало, что бета-коэффициент значим как на «растущем», так и на «падающем» рынках и знак премии за риск согласуется с *SAPM*, в то время как систематическая скошенность играет роль в объяснении доходности только на «растущем» рынке.⁵

В нашем исследовании применимости *SAPM* для российского рынка предложено:

Расширить рыночную модель второго порядка до модели более высоких порядков, включая систематическую скошенность (асимметрию) и эксцесс. Гипотеза нашего исследования – добавление моментов распределения более высоких порядков более полно описывает систематический риск, присущий ценным бумагам российского рынка;

Включить в модель ценообразования финансовых активов односторонние меры риска. Гипотеза этой части исследования - учет систематических односторонних отклонений позволит получить более адекватную зависимость рыночного риска и доходности.

Провести анализ значимости мер риска на условной *SAPM* с добавлением третьего и четвертого порядков распределения для подтверждения гипотезы, что на «падающем рынке» (с отрицательной рыночной премией за риск) взаимосвязь «риск - доходность» меняет знак на отрицательный.

Как показывает анализ динамики акций российских компаний (наше исследование базируется на рассмотрении 50 российских акций, которые определяют 95%

³ Pettengill, Sundaram and Mathur (1995)

⁴ Crombez, Vander Vennet (2000)

⁵ Galagedera, Henry and Silvapulle (2003)

капитализации российского фондового рынка на отрезке 2004-2009), одновременное выполнение требований о симметричности и нормальности распределения ожидаемой доходности не достигается. Таблица 1 Приложения показывает островершинность распределения доходности (*leptokurtosis*) практически по всем компаниям выборки⁶. 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). Тест на нормальность проводился с использованием статистики *Jarque-Bera*⁷, который показал, что гипотезу о нормальности можно отвергнуть: на уровне значимости 0,1 (по небольшому набору активов оценки показаны в таблице 2 Приложения). Данные имеют распределение, не подчиняющееся нормальному закону. (43 из 50 в период финансовой стабильности и 49 в кризисный период).

Решение проблемы моделирования доходности в ситуации 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 на разных временных периодах финансовой стабильности модели ценообразования финансовых активов с расширением классической конструкции *CAPM* через 1) включение моментов распределения более высоких порядков (*higher order moments*), 2) введение односторонних мер риска. Для реализации поставленной цели в работе реализуется следующий трехшаговый алгоритм.

1. Расширение конструкции *CAPM* до многофакторной модели с введением высших порядков мер риска

Первым шагом мы исследуем отношения между доходностью акций и моментами более высоких порядков, выступающими в качестве факторов систематического риска. Оценивается для каждой компании выборки три коэффициента: бета (как мера

⁶ Только по компаниям Новатэк и Система Галс значение коэффициента эксцесса близко к нулю.

⁷ предполагает проверку одновременного равенства нулю коэффициентов асимметрии и эксцесса

систематического или рыночного риска), систематическая асимметрия (скошенность, *scewness*) как коэффициент гамма и систематический эксцесс (дельта) в течение рассматриваемого временного горизонта 2004-2009 гг., используя следующие формулы 1-3 (пример полученных оценок показан в таблице 3 Приложения).

$$(1) \quad \beta_{im} = \frac{E[(R_{it} - E(R_i))(R_m - E(R_m))]}{E(R_m - E(R_m))^2}$$

$$(2) \quad \gamma_{im} = \frac{E[(R_{it} - E(R_i))(R_m - E(R_m))^2]}{E(R_m - E(R_m))^3}$$

$$(3) \quad \theta_{im} = \frac{E[(R_{it} - E(R_i))(R_m - E(R_m))^3]}{E(R_m - E(R_m))^4}$$

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

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

Кросс-секционный анализ на основе однофакторной, двухфакторной и трехфакторной моделей позволяет выбрать наиболее адекватную модель с введением мер риска в описании поведения доходностей компаний выборки.

На первом шаге тестируется традиционная безусловная (*unconditional*) *CAPM*.

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

Второй шаг нашего исследования - анализ применимости моделей одностороннего риска. Для выборки российских публичных компаний оценены различные односторонние меры систематического риска (односторонние бета в рамках моделей Bawa & Linderberg (1977), Harlow & Rao (1989), Hogan & Warren (1974), Estrada (2002), оценки показаны в таблице 3 Приложения) и на основе перекрестной выборки по сформированным регрессионным моделям, связывающим среднюю доходность акций и оцененный систематический односторонний риск, тестируется гипотеза о значимости связи «доходность – риск». В ходе анализа моделей одностороннего риска строятся однофакторные модели с включением односторонней беты и односторонней асимметрии (скошенности), двухфакторные модели, состоящие из односторонних коэффициентов бета и гамма (показателя риска асимметрии). Для демонстрации полученных результатов (таблица 1) приведены оценки по методу Harlow & Rao (1989) - обозначение β_{HR} и Estrada (2002) – обозначение β_E .

3. Оценка влияния общерыночных условий на адекватность предложенных моделей поведения цен финансовых активов

На третьем шаге выявляется влияние периодов рыночной нестабильности на адекватность моделей формирования уровней доходности. Тестируемая гипотеза: применимость моделей зависит от периодов рыночной устойчивости /неустойчивости.

Тесты строятся в рамках условной (*conditional*) конструкции *SAPM*. Это сделано для того, чтобы проверить нашу гипотезу о том, что в случае, когда рыночная доходность принимает значение ниже, чем безрисковая ставка процента, наблюдается обратная связь между доходностью ценной бумаги и показателями риска (как традиционным коэффициентом бета, так и моментами более высоких порядков).

В нашей работе тестировалась гипотеза о наличии систематической условной связи между доходностью акций на российском рынке и моментами более высоких порядков, которая в формализованном виде выглядит следующим образом:

$$R_{it} = \delta_{0t} + \delta_{1t}k\beta_{im} + \delta_{2t}(1-k)\beta_{im} + \delta_{3t}k\gamma_{im} + \delta_{4t}(1-k)\gamma_{im} + \delta_{5t}k\theta_{im} + \delta_{6t}(1-k)\theta_{im} + \varepsilon$$

где $k = 1$ когда $(R_{mt} - R_{ft}) > 0$ и $k = 0$ когда $(R_{mt} - R_{ft}) < 0$.

В условных моделях предполагается, что избыточная рыночная доходность оказывает асимметричные эффекты на параметры моделей в зависимости от знака рыночной премии за риск. На «растущем» рынке (*up market*) связь положительная, а на «падающем» рынке с отрицательными рыночными премиями за риск (*down market*) связь отрицательная. Тестирование условных моделей на отрезках 2004-2007 и 2008-2009 подтвердило наше предположение.

Результаты исследования

Исследование строится на основе дневных биржевых данных 50 финансовых активов российского рынка (обыкновенные и привилегированные акции), которые определяют 95% капитализации на бирже ММВБ. В работе анализируется 6-летний период с 14 Января 2004 по 14 Января 2010. В качестве рыночного индекса рассматривается индекс ММВБ. В качестве безрисковой доходности выступает эффективная доходность по российским краткосрочным государственным бумагам. Рассматриваемые модели сопоставляются на основе недельных доходностей. Недельная доходность рассчитывается как разница между логарифмом цены закрытия на конец недели (пятницу) и логарифмом цены закрытия на начало недели (понедельник). В случае отсутствия необходимых данных были использованы цены закрытия предыдущего дня.

Традиционная конструкция *SAPM* с расчетом бета коэффициента для каждой компании по стандартному алгоритму (регрессионная зависимость премии за риск

собственного капитала от рыночной премии за риск) на двух выделенных отрезках показывает слабые результаты. Кросс-секционный анализ на отрезке 2004-2007 гг. демонстрирует объясняющую способность бета на уровне 0,5% (R^2 в однофакторной регрессии средней недельной доходности за период наблюдения по каждой бумаге от построенного для каждого актива коэффициента бета равен 0,005). Для отрезка 2008-2009 объяснительная способность бета падает еще больше ($R^2 = 0,2\%$). Замена традиционной меры риска (бета) на односторонние меры (βE и βHR) несколько улучшает объясняющую способность однофакторных моделей, однако рассматриваемые факторы риска (βE и βHR) остаются незначимыми, что демонстрирует таблица 1.1.

Преимущества меры риска, построенной на показатели асимметрии (коэффициент гамма), значимо проявляются в период финансово-экономической нестабильности (2008-2009гг), что демонстрирует таблица 1.2, где представлено тестирование двухфакторных и трехфакторных моделей с одновременным введением различных мер систематического риска. В подтверждение сделанных выше выводов стоит отметить, что классическая систематическая скошенность статистически значима на уровне 5% в одно- и многофакторных моделях, и объяснительная способность моделей с включением систематической асимметрии улучшается относительно других рассматриваемых конструкций: $R^2=0,123$ в однофакторной и $R^2=0,126$ в двухфакторной модели. Таким образом, систематическая скошенность демонстрирует наилучшую предсказательную способность среди рассматриваемых мер риска на отрезке времени 2008-2009 (Таблица 1.2). При этом следует отметить, что переход к односторонним показателям асимметрии не улучшает объяснительную способность моделей ценообразования ($R^2=0,005$ в моделях с включением односторонней систематической скошенности в рамках конструкций Estrada и Harlow & Rao).

Кросс-секционный анализ четырехфакторной модели CAPM показал, что премии за риск, связанный с бетой, гаммой и дельтой не значимы, только свободный член статистически значим на уровне 5%, объяснительная способность $R^2=0,127$, что гораздо выше по сравнению с качеством рыночной модели на отрезке 2008-2009 ($R^2=0,002$) и незначительно превосходит однофакторную модель с включением гаммы ($R^2=0,123$). Это не позволяет нам делать вывод о преимуществе многофакторной модели с включением более высоких порядков над рыночной моделью CAPM.

Таким образом, можем сделать вывод, что полученные результаты, свидетельствующие в целом о низкой объясняющей способности рассматриваемых моделей в течение двух временных отрезков 2004-2007 и 2008-2009 гг., имеют место в связи с нашим исходным предположением о том, что растущий и падающий рынки

оказывают симметричные эффекты на премии за риск. В исследовании мы выдвигаем и тестируем альтернативную гипотезу о том, что наблюдается обратная связь между моментами более высоких порядков и доходностью, растущий и падающий рынки оказывают асимметричное влияние на премии за отдельные компоненты риска (бета, гамма, дельта).

Таблица 1. Оценка однофакторных моделей связи средней недельной доходности по 50 финансовым активам российского рынка от мер систематического риска
(Estimated coefficients of the two –moment unconditional CAPMS)

Таблица 1.1		$r_{it} - rf = \lambda_0 + \lambda_1 \beta + \varepsilon$		
		λ_0	λ_1	R2
2004-2007	Estimate	0.266	0.144	0.006
	t-value	1.394	0.530	
2008-2009	Estimate	-0.700	0.067	0.002
	t-value	-4.010*	0.314	
Односторонняя мера риска Estrada $r_{it} - rf = \lambda_0 + \lambda_1 \beta + \varepsilon$				
2004-2007	Estimate	0.181	0.235	0.013
	t-value	0.772	0.800	
2008-2009	Estimate	-0.540	-0.117	0.007
	t-value	-2.794*	-0.597	
Односторонняя мера риска Harlow & Rao $r_{it} - rf = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{HR} + \varepsilon$				
2004-2007	Estimate	0.241	0.179	0.009
	t-value	1.269	0.671	
2008-2009	Estimate	-0.598	-0.061	0.002
	t-value	-3.752*	-0.347	
Таблица 1.2 Гамма-как мера риска		$r_{it} - rf = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma + \varepsilon$		
		λ_0	λ_1	R2
2004-2007	Estimate	0.284	0.091	0.038
	t-value	3.118*	1.371	
2008-2009	Estimate	-0.726	0.181	0.123
	t-value	-11.071*	2.596*	
Односторонняя мера риска Estrada $r_{it} - rf = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma + \varepsilon$				
2004-2007	Estimate	0.207	0.211	0.014
	t-value	1.044	0.823	
2008-2009	Estimate	-0.573	-0.087	0.005
	t-value	-3.503*	-0.505	
Односторонняя мера риска Harlow & Rao $r_{it} - rf = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_{HR} + \varepsilon$				
2004-2007	Estimate	0.208	0.225	0.018
	t-value	1.180	0.938	
2008-2009	Estimate	-0.588	-0.075	0.005
	t-value	-4.168*	-0.479	

Notes: * Significant at the 5 percent level and ** significant at the 10 percent level

Тестирование условных моделей (*conditional pricing models*) предполагало построение двух массивов данных: значений доходности финансовых активов в случае положительной рыночной премии за риск и отрицательной (обозначение в таблице 2 - *Up market* и *Down market*). По однофакторной модели движения на «падающем» и «растущем» рынках оказывают существенное систематическое асимметричное влияние на премию за бета-риск. Согласно результатам тестирования премия за бета-риск во всех моделях положительна и статистически отлична от нуля на растущем рынке, и отрицательна и статистически значима на уровне 5% на падающем рынке, как нами и предполагалось. Объяснительная способность традиционной двухмоментной *CAPM* (однофакторной модели с классическим бета-коэффициентом) на «падающем» рынке значительно выше (средний за весь период R квадрат равен 32%), чем качество модели на «растущем» рынке (средний за весь период R квадрат равен 11%).

Еще более значимы оказались результаты для кризисного временного периода (2008-2009 гг.). Например, объясняющая сила модели с включением классического коэффициента бета для ситуации отрицательных рыночных премий на недельных данных

(*Down market*) составила 46% и коэффициент бета статистически значим на уровне 5% (таблица 2). В целом стоит отметить, что как в течение периода 2004-2007, так и 2008-2009 на падающем рынке коэффициент бета продемонстрировал более высокую объяснительную способность, чем другие рассматриваемые меры риска (гамма и дельта).

Результаты исследования показывают, что систематическая скошенность, добавленная к бета коэффициенту статистически не значима ни на «растущем», ни на «падающем» рынках (t statistic = -1.662 на «растущем» и 0.844 на «падающем») в период финансовой стабильности. Однако, мы видим, что, как и предполагалось, премия за риск систематической скошенности отрицательна на «растущем» рынке и положительна на «падающем».

Стоит отметить двухфакторную модель с включением только коэффициентов гамма и дельта (показателя эксцесса), которая демонстрирует наилучшие результаты по критерию «R квадрат» и оба фактора являются статистически значимы. На «растущем» рынке средний R квадрат равен 14%, на «падающем» значительно выше (34%). Премия за риск асимметрии (при коэффициенте гамма) отрицательна на «растущем» и положительна на «падающем» рынках, премия за риск эксцесса отрицательна на «падающем» и положительна на «растущем» рынках, что подтверждает нашу гипотезу.

Кросс-секционный анализ четырехфакторной *SAPM* показывает, что премии за риск бета и гамма коэффициентов отрицательны, премия за риск эксцесса (дельта коэффициент) положительна, переменные статистически не значимы, однако R квадрат принимает высокое значение равное 48%.

Таким образом, однозначно на «падающем» рынке наблюдается обратная связь между доходностью акций и бета - коэффициентом во всех тестируемых моделях и в течение обоих временных периодов. Связь систематической скошенности и доходности в течение кризисного периода характеризуется отрицательным знаком, в периоды финансовой стабильности (2004-2007) - положительным. Главный вывод, полученный из тестирования условных моделей – зависимость «риск-доходность» по отдельным финансовым активам меняется в ситуациях отрицательных рыночных премий за риск.

Заключение

Наше исследование направлено на тестирование традиционной *SAPM* с первыми двумя моментами распределения как базовой модели в определении цен на финансовые активы и на тестирование расширенных моделей *SAPM* с введением односторонних мер риска и с учетом асимметрии и эксцесса.

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. Одновременное выполнение требований о симметричности и нормальности распределения ожидаемой доходности не достигается по российскому рынку (таблица 2 Приложения). Распределение доходности далеко от нормального, что позволяет предположить наличие интереса портфельных инвесторов к моментам более высокого порядка и дает адекватное обоснование введения третьего и четвертого моментов распределения в качестве мер риска, используемых в модели ценообразования активов, как в классической, так и в «односторонней конструкции». Наше тестирование безусловных одно-, двух- и трехфакторных моделей в течение двух временных горизонтов (2004-2007 и 2008-2009гг.) показало, что систематические моменты более высоких порядков (второго, третьего и четвертого) слабо объясняют статистически роль рыночного риска в формировании ожидаемой доходности по обыкновенным и привилегированным акциям на российском рынке. Таким образом, видим, что в целом на временном горизонте 2004-2009гг. введение третьего и четвертого момента в модель не улучшает ее объясняющую способность. Более того результаты не подтвердили нашу гипотезу, что односторонняя трактовка риска более продуктивна на российском фондовом рынке.

Разбиение исследуемого временного горизонта на два подпериода в зависимости от знака премии за рыночный риск и переход к условным моделям с введением моментов более высоких порядков позволили получить более интересные значимые результаты. Условные модели *CAPM* показали: 1) положительная связь между доходностью и бета-коэффициентом на «растущем рынке» и отрицательная связь, соответственно на «падающем рынке»; 2) отрицательная связь между доходностью и гамма-коэффициентом на «растущем» и положительная связь на «падающем» рынке в периоды финансовой стабильности 2004-2008; 3) неоднозначное поведение знака премии за риск систематического эксцесса в разных моделях и на разных периодах времени.

Наше исследование подтверждает преимущество условных моделей с встраиванием таких моментов высшего порядка распределения как систематическая асимметрия (*coskewness*) и систематический эксцесс (*cokurtosis*). Таким образом, данная спецификация модели с включением систематической скошенности и систематического куртозиса демонстрирует наилучшие результаты в объяснении вариации доходностей акций компаний на российском фондовом рынке.

Таблица 2. Оценка качества условной традиционной CAPM с выделением двух периодов финансовой стабильности

Estimates of risk premium in two -moment conditional pricing models

Notes: * Significant at the 5 percent level and ** significant at the 10 percent level

Традиционно рассматриваемая ситуация – рыночная премия за риск положительна <i>Up market</i>					Рыночная премия за риск (недельные интервалы) отрицательна, т.е. безрисковая ставка выше доходности индекса <i>Down market</i>				
$r_{it}-rf = \lambda_0 + \lambda_1 \beta + \varepsilon$									
		λ_0	λ_1	R2			λ_0	λ_1	R2
2004-2007	Estimate	1.279	0.825	0.148	2004-2007	Estimate	-1.167	-1.017	0.189
	t-value	6.020*	2.888*			t-value	-4.914*	-3.343*	
2008-2009	Estimate	1.968	0.856	0.075	2008-2009	Estimate	-2.352	-2.201	0.456
	t-value	5.502*	1.976**			t-value	-6.416*	-6.348*	
	t-value	5.202*	2.035*			t-value	-7.354*	-6.180*	
$r_{it}-rf = \lambda_0 + \lambda_{1Y} + \varepsilon$									
2004-2007	Estimate	1.724	0.117	0.010	2004-2007	Estimate	-1.638	-0.245	0.022
	t-value	10.853*	0.703			t-value	-7.022*	-1.029	
2008-2009	Estimate	2.060	0.800	0.087	2008-2009	Estimate	-3.118	-1.708	0.375
	t-value	6.817*	2.143*			t-value	-10.315*	-5.371*	
	t-value	6.034*	1.886**			t-value	-9.341*	-5.762*	

Список литературы

1. Arditti, F.D., 1967. Risk and required return on equity. *Journal of Finance* 22, 19–36.
2. Bakaert, G.; Harvey, C.R., 1997. Emerging equity market volatility. *Journal of Financial Economics* 43, 29_77.
3. Barone-Adesi, G., 1985. Arbitrage equilibrium with skewed asset returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20, 299_313.
4. Chiao, C.; Hung, K.; Srivastava S., 2003. Taiwan stock market and four-moment asset pricing model. *Int. Fin. Markets, Inst. and Money* 13, 355_ 381.
5. Chung, Y.P., Johnson, H., Schill, M., 2006. Asset pricing when returns are non-normal: Fama- French factors vs higher-order systematic co-moments. *Journal of Business* 79, 923_940.
6. Chunchinda, P.; K. Dandapani; S. Hamid; A.J. Prakash, 1997, Portfolio selection and skewness: Evidence from international stock markets, *Journal of Banking and Finance* 21, 143_167.
7. Conine, T.E., Tamarkin, M.J., 1981. On diversification given asymmetry in returns. *Journal of Finance* 36, 1143_1155.
8. Dittmar, R.F., 2002. Nonlinear pricing kernels, kurtosis preference, and evidence from the cross section of equity returns. *Journal of Finance* 57, 369_403.
9. Doan, P., Lin, C., Zurbruegg R., 2010. Pricing assets with higher moments: Evidence from the Australian and us stock markets. *Int. Fin. Markets, Inst. and Money* 20, 51_67.
10. Estrada, J.; Serra, A., 2005. Risk and return in emerging markets: family matters. *Journal of Multinational Financial Management* 15, 257_272.

11. Fama, E.; MacBeth, J.D., 1973. Risk return and equilibrium: empirical test. *Journal of Political Economy* 81, 607_636.
12. Fang, H.; T. Y. Lai, 1997, Co-Kurtosis and Capital Asset Pricing, *The Financial Review* 32, 293_307.
13. Francis, J.C., 1975. Skewness and investors' decisions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 10, 163_176.
14. Friend, I., Westerfield, R., 1980. Co-skewness and capital asset pricing. *Journal of Finance* 35, 1085_1100.
15. Galagedera, D. Henry, D.; 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.
16. Hartmann, M.A.; Khambata, D., 1993. Emerging stock markets: investment strategies for the future. *Columbia Journal of World Business* 21, 83_103.
17. Harvey, C.; Siddique, A., 1999. Autoregressive conditional skewness. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 34, 465_488.
18. Harvey, C.; Siddique, A., 2000. Conditional skewness in asset pricing tests. *The Journal of Finance* 55, 1263_1295.
19. Hogan, W.W.; Warren, J.M., 1974. Toward the development of an equilibrium capital market model based on semivariance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 9, 1_ 11.
20. Homaifar, G.; D. Graddy, 1988. Equity Yields in Models Considering Higher Moments of the Return Distribution, *Applied Economics* 20, 325_334.
21. Hwang, S.; S. Satchell, 1999, Modeling Emerging Risk Premia Using Higher Moments, *International Journal of Finance and Economics*, 4:1, 271_296.
22. Ingersoll, J., 1975, Multidimensional Security Pricing, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 10:4, 785_798.
23. Iqbal, Javed; Robert D, Brooks; D. A. U. Galagedera, 2007. Asset Pricing with Higher Comovement And Alternate Factor models: The Case of Emerging Markets, Working Paper, Monash University, Australia..
24. Iqbal, Javed; Robert Brooks; D. U. Galagedera, 2008. Testing Conditional Asset Pricing Model: An Emerging Market Perspective, Working Paper 3/08. Monash University, Australia.

25. 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.
26. Jegadeesh, N.; Titman, S., 1993. Returns to buying winners and selling losers: implications of stock market inefficiency. *The Journal of Finance* 58, 65_91.
27. Korajczyk, R.A., 1996. A measure of stock market integration for developed and emerging markets. *World Bank Economic Review* 10, 167_289.
28. Kraus, A., Litzenberger, R., 1976. Skewness preference and valuation of risk assets. *Journal of Finance* 31,1085_ 1100.
29. Lai, T.Y., 1991. Portfolio selection with skewness: A multiple-objective approach, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 1, 293_305.
30. Lee, C. F., 1977. Functional Form, Skewness Effect and the Risk Return Relationship, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 12:1, 55_72.
31. Lim, K.G., 1989. A new test of the three-moment CAPM. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24, 205_216.
32. 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.
33. Peiro, A., 1999. Skewness in financial returns. *Journal of Banking and Finance* 32, 847_862.
34. Pettengill, G.N.; Sundaram, S.; Mathur, L., 1995. The conditional relation between beta and returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, 101-116
35. Ranaiddo, Angelo; Laurant Fave, 2005. How to price Hedge Funds: From Two to Four Moment CAPM, Working Paper, Swiss National Bank, Zurich, Switzerland.
36. Schweser, C.; T. Schneeweis, 1980. Risk return and the multidimensional security pricing market, *Journal of Financial Research* 3, 23_31.
37. 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.
38. Simkowitz, M., Beedles, W., 1978. Diversification in a three moment world. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 13, 927_941.
39. Smith, D., 2007. Conditional coskewness and capital asset pricing. *The Journal of Empirical Finance* 91, 91_119.
40. Tan, K.J., 1991. Risk return and the three-moment capital asset pricing model: another look. *Journal of Banking and Finance* 15, 449_ 460.

Таблица 1 Приложения Описательная статистика распределения доходности акций ряда активов выборки на временном отрезке 2004-2007 гг.

	Средняя недельная доходность (в%)	Стандартное отклонение недельного дохода	Дисперсия	Эксцесс	Асимметрия	Минимум (в %)	Максимум (в %)	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

Таблица 2 Приложения Тест на нормальность распределения доходности компаний выборки Жарка –Бера (Jarque–Bera)

	Период финансовой стабильности 2004-2007 гг.		Кризисный период 2008-2009 гг.	
	Jarque-Bera	P-value	Jarque-Bera	P-value
мосэнерго	2186.32*	0.00	52.07*	0.00
газпрнефть	22.16*	0.00	148.99*	0.00
газпром	10.52*	0.01	361.72*	0.00
гмкнорник	30.36*	0.00	127.19*	0.00
иркэнерго	33.96*	0.00	5.67**	0.06
камаз	378.62*	0.00	204.07*	0.00

Таблица 3 Приложения Расчет мер риска по выборке (50 финансовых активов определяют 95% капитализации рынка)

Рыночная модель вида $(r_i - r_f) = f(\dots)$ на отрезке 2004-2007 гг.

$E(R_i)$ – средняя недельная доходность на выделенном временном горизонте

	$E(R_i)$	beta	gamma	delta	$\beta_i D$ Estrada	$\beta_i D$ HR	downside gamma Estrada	downside gamma HR
мосэнерго	-0,06	0,52	0,89	0,49	0,70	0,59	0,59	0,55
газпрнефть	0,18	0,71	0,85	0,60	0,76	0,71	0,71	0,69
газпром	0,46	1,00	1,10	1,03	1,03	1,02	1,04	1,04
гмкнорник	0,42	1,20	1,11	1,22	1,23	1,21	1,20	1,20
иркэнерго	0,70	0,72	1,00	0,60	0,83	0,74	0,75	0,73
камаз	1,28	0,52	-0,03	0,57	0,60	0,49	0,51	0,45
втб	-0,33	1,04	-0,78	0,84	0,87	0,87	0,73	0,73
7 континент	0,47	0,23	1,15	0,17	0,47	0,34	0,42	0,36