

НОВЫЕ ИССЛЕДОВАНИЯ

Эмпирическое исследование применимости модели ДСАРМ на развивающихся рынках

Теплова Т.В.¹, Селиванова Н.В.²

Концепция «риск-доходность» является ключевой в корпоративных финансах, так как позволяет дать количественную оценку инвестиционному и кредитному риску владельцев капитала компании в терминах доходности и выстроить принятие эффективных инвестиционных и финансовых решений с учетом полученной оценки. До сих пор не утихают споры относительно корректности методов оценки риска и построения адекватной внешним условиям модели увязки предполагаемого риска с требуемой инвесторами доходностью. В статье исследуется применимость на развивающихся рынках альтернативной общепринятому подходу модели оценки риска собственного капитала публичных компаний – одностороннего систематического риска (ДСАРМ). Систематизирована критика классической модели САРМ, рассмотрены результаты тестирования модификаций САРМ для развивающихся рынков капитала (Венесуэла, Египет, Южная Америка, Восточная Европа) и представлены результаты эмпирического исследования ДСАРМ для компаний российского рынка (гипотеза о большей прогнозной силе ДСАРМ в оценке систематического риска отдельных компаний) и для межстрановых сравнений и оценки страновых рисков.

Введение. Понимание инвестиционного риска

Неопределённость и риск считаются естественными и неотъемлемыми свойствами инвестиционных процессов. Неопределённость рассматривается как более широкое понятие. Условия неопределённости наблюдаются в результатах инвестиционных решений и мероприятий, которые представляют собой множество возможных исходов, вероятности которых не известны заранее. Неизвестность может быть связана как с объективным отсутствием информации, так и с ее искажением или высокой стоимостью доступа. Риск – вероятностная категория. Условия риска наблюдаются в результатах инвестиционных мероприятий, которых может быть много, но каждый из которых может быть охарактеризован некой вероятностью. Таким образом, в ситуации риска предполагается, что инвесторы обладают возможностью оценить (например, по прошлым инвестиционным решениям или иным образом) вероятность получения тех или иных денежных выгод от инвестирования.

Управление инвестиционным риском предполагает, как первый этап, выявление факторов, приводящих к множественности результатов и корректного его оценивания. Качественное оценивание чаще ассоциируется с выделением категорий риска с учетом значимости факторов, влияющих на конечный результат инвестирования. Количественное оценивание предполагает четкое понимание ситуации риска и обоснование выбираемого метода его оценки.

¹ Теплова Тамара Викторовна, д.э.н., профессор ГУ ВШЭ

² Селиванова Наталия Викторовна, магистр экономики, магистерская программа «Стратегическое управление финансами фирмы» ГУ ВШЭ

Общепринятое понимание риска инвестирования отождествляется с потенциально возможным получением результата ниже некоего ожидаемого уровня. Например, получение убытков от инвестирования (отрицательной прибыли или чистого дисконтированного дохода). Это так называемый чистый риск. В теории финансов (financial economics) нашла широкое применение иная трактовка риска, когда ситуация риска характеризуется наличием 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.

С 60-х годов XX века доминирующей концепцией оценки риска инвестирования портфельных инвесторов является концепция «средней ожидаемой доходности и дисперсии». Согласно портфельной теории Гарри Марковица [[Markowitz](#), 1959], в качестве «нормального» ожидания инвестора может рассматриваться среднее значение наблюдаемой ранее доходности инвестирования в ценные бумаги, а оценкой риска этого инвестиционного решения является дисперсия (dispersion, variance) доходности как разброс фактически имевших место значений (или ожидаемых значений) от зафиксированного среднего. Более корректной мерой риска является нормированное значение дисперсии – стандартное отклонение (standard deviation). Принятие решений инвестором строится на максимизации доходности от инвестиций при заданном уровне риска или на минимизации риска при заданном уровне доходности.

Для рыночных инвесторов, учитывающих возможности снижения риска через диверсификацию капитала, т.е. осуществляющих портфельные инвестиции, средняя доходность от инвестирования в ту или иную компанию может быть оценена по наблюдаемым ранее значениям общей акционерной доходности (Total shareholders return, TSR). Это относительная величина дохода, получаемого инвестором за определенный период владения акцией компании. Как правило, расчет осуществляется на годовой основе, т.е. суммарный результат от дивидендов и роста цены акции за год делится на цену акции на начало периода инвестирования: $TSR = (DPS + (P_1 - P_0)) / P_0$.

Для количественной фиксации риска и сопоставления вариантов инвестирования часто расчеты проводятся на базе дневной или недельной доходности. Так как в общей доходности инвестирования (TSR), которая в среднем на длительном временном промежутке составляет порядка 10-14% годовых, доходность дивидендных выплат не велика (порядка 2-3%), то часто аналитики абстрагируются от дивидендных выплат и ведут сопоставления на базе расчетов средней дневной доходности изменения курса акций: $k_t = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$.

Ожидаемое значение доходности на базе прошлых значений дневных доходностей по акции i может быть получено из формулы: $\bar{k}_i = (\sum_{t=1}^n k_{it}) / n$

Если строятся прогнозные оценки с заданием вероятности исходов (p), то выражение для расчета среднего значения доходности примет вид:

$$\bar{k}_i = \sum_{t=1}^n k_{it} \times p_t, \text{ т.е. ожидаемая доходность представляет собой взвешенное по}$$

вероятностям среднее.

Стандартное отклонение рассчитывается для случая прогнозных значений доходности как

$$\sigma = \sqrt{\sum_{t=1}^n p_t x (k_t - \bar{k})^2}$$

Классическая модель увязки инвестиционного риска и требуемой инвесторами доходности

Исследование практики принятия инвестиционных решений ведущих компаний мира и финансовых консультантов ведется начиная с 1977 г. В известных опросных исследованиях³ показано, что и в академических кругах, и в практике компаний равновесная однофакторная модель оценки доходности CAPM⁴ является доминирующей в формировании величины затрат по собственному капиталу. Почти 80% компаний используют CAPM для оценки ожидаемой доходности по собственному капиталу. Эта практика поддерживается работой профессиональных «продавцов расчетных бета-коэффициентов»- BARRA и CRIF. Многие информационно-аналитические компании мирового уровня осуществляют расчет бета-коэффициента, наряду с другими традиционно используемыми в финансовой аналитике данными (Bloomberg, ValueLine, DataStream, Merrill Lynch). Хотя немало работ посвящено многофакторным моделям и некоторые фирмы (особенно консультационные) используют альтернативные модели (на базе АРТ), но их явное меньшинство.

Классическая модель CAPM, разработанная У. Шарпом [[Sharpe](#), 1964], а также Джоном Линтнером [[Lintner](#), 1965], описывает поведение рационального инвестора, который максимизирует свою функцию полезности, зависящую от значений среднего и дисперсии ожидаемой доходности («mean-variance») инвестиционного портфеля:

$$U = U(\mu_p, \sigma_p^2)$$

Ключевая возможность, которая зафиксирована в модели CAPM – инвестирование в безрисковые активы. Особенность безрискового актива в том, что стандартное отклонение его доходности может быть принято на уровне нуля, а доходность, которую приносит безрисковый актив (k_f) (называется безрисковая доходность, risk-free rate of return) может быть принята на уровне ожидаемой долгосрочной ставки роста экономики. Заметим, что, ковариация доходности безрискового актива с любым другим активом или рискованным портфелем, как и коэффициент корреляции, равны нулю. Модель CAPM предполагает также, что инвестор имеет возможность заимствования денег под безрисковую ставку.

Наличие безрисковых инвестиционных возможностей позволяет ввести ключевую формулу аналитического выражения требуемой (а в равновесии, и ожидаемой) доходности по капиталу инвесторов:

$$k_s = k_f + \text{risk premium}$$

k_s – требуемая доходность по капиталу

k_f - безрисковая ставка доходности на рынке

risk premium – премия за риск (в процентах годовых). Предполагается, что чем выше риск (т.е. меньше вероятность получения ожидаемого финансового результата), тем выше премия.

Вторая возможность, которая предоставляется инвестору развитым рынком капитала – диверсификация вложений, а, следовательно, возможность снижения риска. Более того, грамотный инвестор понимает выгоды инвестирования в рыночный портфель, который рассматривается в финансовой теории как

³ Bruner R.F., Eades K.M., Harris R.S., Higgins R.C. Best Practices in Estimating the Cost of Capital: Survey and Synthesis.// Financial Practice and Education, V.8, N.1, 1998, Graham, Harvey (2001)

⁴ модель ценообразования (оценки доходности) финансовых активов

абсолютно диверсифицированный портфель, включающий все существующие на рынке рисковые активы (акции, облигации, опционы, недвижимость и др.). Важная характеристика рыночного портфеля – наличие только систематического риска, который порождается действием исключительно макроэкономических факторов.

Мерой инвестиционного риска финансового актива в модели CAPM является его ковариация с рыночным портфелем. Как ключевой показатель модели используется стандартизированная мера риска, названная бета-коэффициентом или коэффициентом Шарпа, который рассчитывается как отношение ковариации доходности актива и рыночного портфеля к дисперсии рыночного портфеля. Актив с коэффициентом бета больше единицы имеет более высокую изменчивость (волатильность) по сравнению с рыночным портфелем, а значит, характеризуется более высоким риском. Оценка коэффициента бета, как чувствительности доходности актива к изменениям рыночной (k_M) или среднерыночной доходности ($E(k_M)$), позволяет определить доходность любого финансового актива по CAPM (формула 1).

$$E(k_i) = k_f + (E(k_M) - k_f) \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} \quad (1)$$

$$E(k_i) = k_f + \beta_i (k_M - k_f)$$

$$\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$$

CAPM строится на достаточно жестких предпосылках, которые с трудом могут быть признаны реалистичными. Перечислим их: рациональность с точки зрения портфельной теории Г. Марковица поведения инвесторов; возможность для них занимать и давать в долг деньги по безрисковой ставке процента; одинаковые ожидания инвесторов относительно вероятностных распределений ставок доходности активов; одинаковый однопериодный временной горизонт инвестирования (месяц, год или иной интервал), бесконечная делимость инвестиционных возможностей (финансовых активов); равновесие рынка капитала с наличием правильной (в соответствии с уровнем риска) оценкой стоимости активов. Заметим, что жесткость предпосылок не дискредитирует модель, т.к. 1) часть предпосылок могут быть сняты, что показали дальнейшие модификации модели, 2) ценность модели определяется не ее предпосылками, а возможностью предсказать поведение инвесторов и рынков капитала.

Критика CAPM и альтернативные меры риска

Ряд эмпирических исследований 70-х годов XX века доказывали преимущества CAPM в предсказании доходности акций. К числу классических работ можно отнести: [Black, Jensen, Scholes, 1972], [Fama & MacBeth, 1973], [Solnik, 1974].

Однако, критика CAPM в академических кругах началась практически сразу после публикации работ, посвященных модели. Например, работы Ричарда Ролла [Roll, 1977] акцентируют на проблемы, связанные с определением рыночного портфеля. На практике рыночный портфель заменяется неким максимально диверсифицированным портфелем, который не только доступен инвестору на рынке, но и поддается анализу (например, фондовый индекс). Проблема работы с таким прокси-портфелем заключается в том, что выбор его может существенно повлиять на результаты расчетов (например, на значение бета).

В работах Р. Леви [Levy, 1971], М. Блюма [Blume, 1975] и Шоулза-Виллимса [Scholes, Williams, 1977] акцентируется внимание на проблеме устойчивости ключевого параметра CAPM - коэффициенте бета, который традиционно

оценивается с помощью линейной регрессии на основе ретроспективных данных с использованием метода наименьших квадратов (Ordinary Least Squares, OLS). Это, по сути, вопрос о стационарности экономики и возможности построения оценок риска по прошлым данным. По результатам расчетов и анализа динамики коэффициента бета ряда отдельных акций и портфелей ценных бумаг Р. Леви пришел к выводу о том, что для любой акции ее бета- коэффициент не является устойчивым во времени и поэтому не может служить точной оценкой будущего риска. С другой стороны, бета портфеля, состоящего даже из 10 случайно выбранных акций, достаточно устойчив, и, следовательно, может рассматриваться в качестве приемлемой меры риска портфеля. Исследования М. Блюма показали, что с течением времени коэффициент бета портфеля приближается к единице, а внутренний риск компании приближается к среднеотраслевому или среднерыночному. Как практическая рекомендация этого исследования появились корректирующие поправки к «сырому бета», полученному из регрессионного уравнения, увязывающего динамику рыночной доходности и наблюдаемой премии за риск выбранной акции (OSL beta). Наибольшей популярностью пользуются поправки двух типов:

1) М. Блюма $beta_{Blume} = 0,67 \times (beta_{OSL}) + 0,33 \times 1$ (такого типа корректировку осуществляют Bloomberg, ValueLine)

$$2) \text{ Шоулза-Виллимса } beta_{sw} = \frac{beta^{-1} + beta + beta^{+1}}{(1 + 2\rho_m)}$$

где $beta$ – оцененное значение бета регрессионным методом как коэффициент эластичности доходности акции относительно соответствующих значений рыночной доходности, $beta^{-1}$ - оцененное значение бета регрессионным методом как коэффициент эластичности доходности акции относительно значений рыночной доходности предыдущего периода времени, $beta^{+1}$ - оцененное значение бета регрессионным методом как коэффициент эластичности доходности акции относительно значений рыночной доходности следующего временного периода, ρ_m - коэффициент автокорреляции рыночной доходности.

Альтернативным модельным решением проблемы устойчивости параметров CAPM являются оценки, получаемые на рынке срочных контрактов, когда за основу принимаются ожидания по ценам на финансовые активы. Такой подход реализует MСРМ (Market-Derived Capital Pricing Model)⁵.

В работе Бэнза [[Banz, 1981](#)] и Ролла [[Roll, 1981](#)] поднимается проблема корректности применения CAPM для малых компаний, т.е. акцентируется внимание на проблему размера (size effect, small firm effect).

Еще одна область критики – временные отрезки для расчета параметров CAPM (так называемая проблема горизонта инвестирования). Так как в большинстве случаев CAPM используется для анализа инвестиций с горизонтом больше одного года, то расчеты на основе годовых оценок становятся зависимы от состояния рынка капитала. Если рынок капитала эффективен (будущая доходность не предопределяется прошлой динамикой, цены акций характеризуются случайным блужданием), то горизонт инвестирования не значим и расчеты на базе годовых показателей оправданны. Если же рынок капитала нельзя признать эффективным, то время инвестирования не учитывать нельзя.

Проблематичен и тезис CAPM о значимости только систематических факторов риска. Эмпирически доказано, что несистематические переменные, такие как рыночная капитализация или соотношение цена/прибыль, оказывают влияние на требуемую доходность. Исследования 80-90-х годов XX века показали, что бета-

⁵ [[McNulty, Yeh, Schulze, Lubatkin, 2002](#)]

коэффициент CAPM не в состоянии объяснить отраслевые различия в доходности, в то время как размер и другие характеристики компании в состоянии это сделать⁶.

Другая область, подверженная критике, касается поведения инвесторов, которые часто ориентируются не на спекулятивный, а на чистый риск. Как показывает практика, инвесторы готовы инвестировать в активы, характеризующиеся положительной волатильностью (т.е. превышением доходности над средним уровнем). И напротив, инвесторы негативно воспринимают активы с отрицательной волатильностью. Двусторонняя же дисперсия является функцией отклонения от среднего как в сторону повышения курса акции, так и в сторону понижения. Поэтому, основываясь на расчете двусторонней дисперсии, акция, характеризующаяся изменчивостью в направлении повышения цены, рассматривается как рисковый актив в той же степени, что и акция, цена которой колеблется в направлении снижения. Эмпирические исследования, например, [\[Miller & Leiblein, 1996\]](#) доказывают, что поведение инвесторов мотивируется несклонностью к одностороннему отрицательному риску в противоположность общему риску (или двусторонней дисперсии).

Дисперсия ожидаемой доходности является достаточно спорной мерой риска как минимум по двум причинам:

- двусторонняя дисперсия является корректной мерой риска только для активов, у которых ожидаемая доходность имеет симметричное распределение
- двусторонняя дисперсия может непосредственно использоваться лишь в случае, когда симметричное распределение является нормальным.

Дополнительное подтверждение значимости анализа чистого риска при обосновании требуемой доходности аналитики находят в поведенческих финансах. Во-первых, аргументация строится на обращении к особому виду функции полезности Канемана и Тверски (S-shaped utility function); во-вторых, к особенностям реакции рыночных игроков на информационные сигналы (например, доказано, что рынки более подвержены эффекту паники при негативном развитии событий, чем при позитивном).

Еще одна критическая область связана с предпосылками о вероятностном распределении цен и доходностей ценных бумаг. 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). Такое решение обосновывается следующими доводами:

- 1) использование односторонней дисперсии обоснованно при различных распределениях доходности акций: как симметричных, так и несимметричных.
- 2) односторонняя дисперсия содержит информацию, предоставляемую двумя характеристиками функции распределения: дисперсией и коэффициентом скошенности, что дает возможность использовать однофакторную модель для оценки ожидаемой доходности актива (портфеля).

Проблема асимметрии доходности в работе [\[Bawa, Lindenberg, 1977\]](#) решается через метод lower partial moment (LPM), что позволяет построить равновесную модель ценообразования финансовых активов, известную как LPM-CAPM.

В работе 1974 года Хоганом и Вореном [\[Hogan & Warren, 1974\]](#) было аналитически показано, что замена традиционного отклонения доходности портфеля на одностороннее для оценки риска и переход к конструкции «средняя

⁶ [\[Fama&French, 1996\]](#)

доходность – одностороннее отклонение» (mean-semivariance frameworks) не меняет фундаментальную структуру CAPM.

[Bawa, Lindenberg, 1977] предложили конструкцию по типу CAPM с односторонней оценкой риска, которая использует значение одностороннего коэффициента бета (BL-beta) рассчитываемого по следующей формуле (2):

$$BL - beta = \frac{E[(k_i - k_f), \min(k_M - k_f, 0)]}{E[\min(k_M - k_f, 0)]^2} \quad (2)$$

где k_i - доходность актива i , k_M – доходность рыночного портфеля, k_f – безрисковая ставка.

[Harlow, Rao, 1989] предложили иную конструкцию (3) с использованием одностороннего риска. В их работе предполагается, что инвесторы рассматривают в качестве ситуации риска отклонение доходности от некоего целевого уровня, в качестве которого может быть принята среднерыночная доходность. В конструкции [Harlow, Rao, 1989] используется односторонняя бета (HR-beta), которая вычисляется по формуле (3):

$$HR - beta = \frac{E[(k_i - \mu_i), \min(k_M - \mu_M, 0)]}{E[\min(k_M - \mu_M, 0)]^2} \quad (3)$$

где μ_i – средняя доходность актива (акции), μ_M – среднерыночная доходность.

Хавьер Эстрада [Estrada, 2002] ввел новую конструкцию одностороннего риска, вводя ковариацию доходности актива i с доходностью рыночного портфеля через расчет следующим образом: $E[\min(k_i - \mu_i, 0), \min(k_M - \mu_M, 0)]$. Мерой систематического риска в исследованиях Х. Эстрады является E-beta, формулы расчета которой приведены далее. Интерес к модели Х. Эстрады вызван соответствующими здравой логике результатами тестирования модели в межстрановых сравнениях инвестиционного риска (точнее меры систематического риска).

В эмпирических исследованиях Х. Эстрады коэффициент бета рассчитывается через регрессионную оценку зависимости между односторонней дисперсией доходности актива и односторонней дисперсией доходности рыночного портфеля. В работах 2000 и 2001 гг. Х.Эстрада показал, что данное соотношение, являясь оценкой полного одностороннего риска (total downside risk), обладает хорошей объясняющей способностью доходности собственного капитала на страновом уровне, отраслевом уровне и уровне интернет-компаний развивающихся стран. В работе [Estrada, 2002] доказывается, что на развивающихся рынках для расчета требуемой доходности по собственному капиталу целесообразно использовать модель DСАРМ (downside CAPM), отличие которой от классической модели состоит в замене классического коэффициента бета односторонним, который является мерой систематического одностороннего риска (systematic downside risk). Подтверждая обоснованность своих выводов, автор приводит результаты эмпирического исследования, проведенного на основе наблюдений в 27 странах со слабо развитым рынком капитала.

Обзор эмпирических исследований концепции «риск-доходность» на развивающихся рынках

Специфические проблемы применения CAPM возникают на развивающихся рынках капитала, для которых достаточно сложно обосновать параметры модели (безрисковую доходность, премию за рыночный риск, бета-коэффициент) по

данным локального рынка капитала ввиду отсутствия информационной эффективности и низкой ликвидности обращаемых активов. В ряде эмпирических исследований доказывается некорректность использования CAPM именно на развивающихся рынках по сравнению с развитыми (например, [Estrada, 2000], [Barry, Goldfrey, Lockwood & Rodrigues, 2002], [Serra, 2003]). Отмечаемая особенность развивающихся рынков – значимость специфических рисков, связанных с государственной политикой регулирования экономики, с институциональной защитой инвесторов и с корпоративным управлением. Ввиду наличия корреляции между развивающимися рынками и глобальным рынком капитала эти риски не устраняются диверсификацией капитала глобального инвестора. Еще одна проблема развивающихся рынков – отсутствие стационарности и динамичные изменения, связанные с либерализацией локальных рынков капитала.

Бекерт и Харвей [Bekaert & Harvey, 1995] доказывают, что при оценке требуемой доходности развитые и развивающиеся рынки надо рассматривать с разных позиций, так как следует учитывать степень интеграции локального рынка в мировой финансовый рынок. Степень интеграции является не постоянной величиной, меняется с течением времени. Это накладывает отпечаток на формирование ставок доходности. В работе 1995 года Бекерт утверждает, что наличие барьеров при движении капитала и осуществлении международных инвестиций автоматически означает, что факторы риска на развивающихся рынках отличны от факторов риска развитых стран.

В работе [De Swaan & Liubych, 1999] доказывается, что уровень интеграции в мировой рынок капитала (или наличие барьеров на движение капитала) должен определять выбор модели обоснования затрат на собственный капитал. Альтернативная точка зрения доказывается в работе Роувенхорста [Rouwvenhorst, 1999]. Автор пришел к выводу, что с точки зрения факторов влияния разницы между развитыми и развивающимися рынками нет. Факторы, объясняющие доходность собственного капитала, которые оказались значимыми на развитых рынках, существенны и на развивающихся. К числу таких факторов относятся: размер компании; переменные, отражающие степень операционного и финансового риска; ликвидность акций; перспективы роста.

Активные исследования по тестированию модификаций CAPM с учетом неразвитости рынков капитала проведены в странах Южной Америки (Аргентина, Бразилия, Венесуэла). Выбор модификации рекомендуется увязывать со степенью развития локального финансового рынка и его интегрированностью в глобальный рынок капитала.

Схема 1 систематизирует модификации CAPM, используемые для определения требуемой доходности на собственный капитал на развивающихся рынках.⁷

⁷ Модель Godfrey- Espinosa [Godfrey. & Espinosa, 1996] ориентируется на расчет бета-коэффициента и рыночной премии за риск по данным локального рынка с введением страновой премии за риск (CRP) в корректировку глобальной ставки безрисковой доходности, а также с целью избежания двойного учета риска вводит в премию за риск инвестирования поправочный множитель $(1-R^2)$, где R^2 - коэффициент детерминации регрессионного уравнения, связывающего доходность компании на локальном рынке с изменчивостью премии за страновой риск. Формула требуемой доходности компании принимает вид: $k_{GE} = (k_{fg}I + CRP) + \beta_{II} \times (k_{ml} - k_{fl}) \times (1 - R^2)$

	Степень интеграции рынка		
		Высокая	Низкая
Надежность локальных данных для расчета премии за риск и бета	Высокая	Глобальная CAPM	Локальная CAPM
			Скорректированная локальная CAPM
	Низкая	Гибридная CAPM	
		Модель Godfrey- Espinosa	

Модификации CAPM в зависимости от степени интеграции и сегментации рынка. Источник: [\[Pereiro, 2001\]](#)

В работе Гонзалеса [\[Gonzalez, 2001\]](#) тестируется модель CAPM на выборке компаний, акции которых торгуются на фондовой бирже Каракаса (Венесуэла). Используя регрессионный метод на данных за 6-летний период (1992-1998гг.), автор приходит к выводу о том, что на рынке Венесуэлы модель CAPM не работает. Это заключение, главным образом, было сделано вследствие отвержения гипотезы о наличии положительной зависимости между риском и доходностью акций. Однако результаты исследования Gonzalez F. показали, что, во-первых, зависимость между риском (в качестве показателя которого использовался коэффициент бета) и доходностью является линейной, и, во-вторых, систематический риск - это не единственный фактор, оказывающий влияние на ожидаемую доходность на собственный капитал. Схожие результаты были получены в ходе исследования М. Омрана [\[Omran, 2007\]](#) на египетском рынке капитала. В выборку вошли 41 компания с наиболее ликвидными акциями. Панель данных была сформирована за период декабрь 2001- декабрь 2002гг. на основе логарифмических доходностей акций, полученных на недельных наблюдениях. Эмпирические тесты Omran M. свидетельствуют о том, что рыночный риск является существенным фактором, объясняющим ожидаемую доходность акций египетских компаний. Выявленный парадокс исследования - доходность портфеля, составленного из акций компаний с низкими коэффициентами бета (в основном, это компании, которые производят товары народного потребления и предоставляющие финансовые услуги) выше, чем доходность портфеля из акций компаний строительной, текстильной отрасли и сектора гостиничного бизнеса с более высокими значениями коэффициента бета. По мнению автора, причиной такого несоответствия является государственная национализация 1950-1960-х гг., которая в большей степени отрицательно повлияла на риски промышленного и строительного секторов экономики, чем на компании, производящие потребительские товары, а также на финансовые организации.

Интересны исследования на развивающихся рынках, посвященные выбору меры инвестиционного риска. Как правило, в таких работах тестирование проводится в рамках нескольких моделей: CAPM и ее альтернативных вариантов. Например, Хванг и Педерсен [\[Hwang & Pedersen, 2002\]](#) тестируют три модели: классическую CAPM и две модели, в которых используются асимметричные меры риска - LPM-CAPM (Lower Partial Moment CAPM) и ARM (Asymmetric Response Model). Особенность альтернативных моделей заключается в том, что они, по мнению авторов, подходят для случаев ненормального распределения доходностей и неликвидного локального рынка капитала. Исследование проводилось на выборке из 690 компаний растущих рынков на 10-летнем временном периоде

(апрель 1992- март 2002гг.). По результатам проведенной работы, Hwang S. и Pedersen С. сделали вывод о том, что по своей объясняющей способности CAPM не уступает альтернативным моделям. На перекрестной выборке объясняющая способность CAPM достигла 80% на панели данных недельной и месячной доходности, и 55% - на данных дневной доходности. Значимых преимуществ асимметричных мер риска не было выявлено. Кроме того, проводя анализ, авторы разделили выборку 26 развивающихся стран по регионам, а затем разбили весь временной период наблюдений на два промежутка- до и после азиатского кризиса 1997г. Благодаря этому, Hwang S. и Pedersen С. выявили значимое влияние локальных рисков на развивающихся рынках капитала, что согласуется с результатами работ, приведенных выше.

В исследовании Дейрила Коллинза [[Collins, 2002](#)] тестируются различные меры риска для 42 стран развивающегося рынка: систематического (коэффициент бета), общего (стандартное отклонение), идиосинкратического, одностороннего (одностороннее отклонение, односторонний коэффициент бета и VaR⁸), а также размер рынка (определяется по средней капитализации страны), показатели скошенности и эксцесса. Тестирование проводилось с помощью эконометрического подхода (так же как и в большинстве подобных работ) с позиции международного инвестора на 5-летнем временном промежутке (январь 1996- июнь 2001гг) по недельным доходностям. В зависимости от размера рынка капитала, ликвидности и степени развития первоначальная выборка из 42 стран была разделена на три группы: первый уровень- страны с большим размером рынка капитала (например, Бразилия, ЮАР, Китай), а также с небольшим размером рынка, но экономически и информационно развитым; второй уровень - менее крупные развивающиеся рынки (сюда попала Россия), третий уровень - небольшие рынки (такие как Латвия, Эстония, Кения, Литва, Словакия и др.). Согласно полученным результатам исследования, для некоторых рынков значения коэффициентов бета получились меньше ожидаемых, что дает ложный сигнал о существовании низкого риска для инвесторов. Вывод работы - коэффициент бета (а следовательно, и модель CAPM) некорректно применять для всей совокупности развивающихся стран. Д. Коллинз утверждает, что нет единого показателя риска, который подходил бы для любой страны из группы развивающихся. Для стран первого уровня наиболее подходящим показателем риска является коэффициент, учитывающий размер рынка, для второго уровня - показатели одностороннего риска (в сравнении с другими лучшие результаты продемонстрировал показатель VaR), третьего уровня - либо стандартное отклонение, либо идиосинкратический риск.

Схожий вывод о приемлемости различных мер систематического одностороннего риска для стран с отличными характеристиками фондового рынка делается в работе [[Don U.A. Galagedera, 2007](#)]. Проведен анализ применимости ряда односторонних мер риска (BL, NB, E-beta) для 27 развивающихся рынков (в выборку вошли азиатские и латиноамериканские рынки, африканские и восточноевропейские, включая Россию) на отрезке 1995-2004гг. В качестве глобального портфеля используется индекс MSCI по развивающимся рынкам, в качестве безрисковой ставки фигурируют десятилетние государственные облигации США (Tbond). Показано, что для рынков с большой асимметрией распределения доходности (высокий коэффициент скошенности) наиболее приемлемой мерой систематического риска является NB-beta (формула 3). Для

⁸ VaR- value at risk. Это максимально возможная сумма потерь инвестора, оцененная за некоторый промежуток и с определенной вероятностью

рынков с наблюдаемыми существенными сверхнормальными доходностями преимущество над другими мерами риска имеет BL-beta (формула 2).

По странам со схожими географическими и макроэкономическими характеристиками Центральной и Восточной Европы проведено эмпирическое исследование преимуществ DСАРМ [Devyris&Jankauskas, 2004]. Проведен анализ факторов, формирующих доходность по компаниям из 8-ми стран бывшего соцлагеря: Чехия, Словакия, Венгрия, Польша, Словения, Эстония, Латвия и Литва на временном отрезке 1998-2003гг.. Авторы показывают значимость односторонних мер риска наряду с сохранением влияния факторов специфического риска.

Влияние сегментированности рынка на уровень требуемой доходности инвесторов исследовал Кэмпбелл Харвей [Harvey, 1995]. В работе доказывается, что затраты на капитал на сегментированных рынках будут выше, чем на интегрированных рынках, так как инвесторы потребуют большей компенсации за то, что они несут локальный, идиосинкратический риск. Это предполагает, что любое увеличение в степени финансовой интеграции должно привести к снижению затрат на собственный капитал. Рене Штульц [Stulz,1999] предложил диагностирующие параметры, позволяющие включать в модель «риск-доходность» глобального инвестора премию за страновой риск (country risk premium, CRP). Следует учитывать степень интеграции (наличие барьеров в движении капитала) и ковариацию доходности на локальном и глобальном рынках. Характеристика формальных и неформальных барьеров в движении капитала, наблюдаемых на сегментированных рынках дана в работе [Serra, 2003].

Ряд исследований предметно изучают влияние либерализации рынка капитала на величину затрат на собственный капитал. Например, в работе [Bekaert & Harvey, 2000], базируясь на модели дивидендной доходности (модель Гордона) авторы показывают, что либерализация сегментированных рынков капитала приводит к сокращению затрат на собственный капитал в среднем на 50%. Аналогичное исследование на базе анализа изменений в дивидендной доходности и в темпах роста по 20 развивающимся рынкам (вошли страны Южной Америки, Азии и Африки) представлено в работе [Henry, 2003]. Внешним признаком либерализации автор выбрал временную дату, когда иностранные инвесторы получают возможность покупать акции компаний локального рынка. В работе показано снижение затрат на капитал в результате либерализации в среднем почти на 50%.

Метод событийного анализа (event study) с оценкой накопленной сверхнормальной доходности по динамике цен депозитарных расписок (ADR) 126 компаний из 32 локальных рынков позволил показать для временного отрезка 1985 – 1994 гг. в работе [Egtonza & Miller, 2000] снижение затрат на собственный капитал на 42%.

В работе Дейрила Коллинза и Марка Абрахамсона [Collins & Abrahamson, 2006] проводится анализ затрат на собственный капитал по модели САРМ на 8 рынках капитала африканского континента (Египет, Кения, Марокко и др.) с позиции глобального инвестора. Исследование проведено с выделением 10 основных секторов экономики. Выделено два временных периода, характеризующих разную степень открытости экономик (1995-1999 и 1999-2002). Авторы показывают снижение со временем премии за риск на африканских рынках капитала. Наибольшие изменения произошли в Зимбабве и Намибии, наименьшие – в Египте, Марокко и Кении. Среднее значение величины затрат на собственный капитал на 2002 год составляет порядка 12% в долларах США. Сектора с наибольшим весом в экономике демонстрируют наименьшую дороговизну капитала.

Модель DCAPM Х. Эстрады

В рамках модели DCAPM Х.Эстрады полезность инвестора зависит от среднего значения $E(k_i)$ и односторонней дисперсии ожидаемой доходности портфеля $U = U(\mu_p, \Sigma_p^2)$, где Σ_p^2 обозначает одностороннюю дисперсию доходности инвестиционного портфеля. Соответственно риск отдельно взятого актива измеряется односторонним стандартным отклонением доходности данного актива, которое определяется в соответствии со следующей формулой:

$$\Sigma_i = \sqrt{E\{\min[k_i - \mu_i, 0]^2\}}$$

Заметим, что данное уравнение является частным случаем для одностороннего стандартного отклонения, которое может быть выражено с использованием любого целевого параметра ожидаемой доходности:

$$\Sigma_{Bi} = \sqrt{E\{\min[k_i - B, 0]^2\}}$$

Аналогом коэффициента ковариации между доходностью по активу i и доходностью рыночного портфеля в модели DCAPM является односторонний коэффициент ковариации, обозначаемый Σ_{im} , который определяется по формуле:

$$\Sigma_{im} = E\{\min[(k_i - \mu_i), 0], \min[(k_M - \mu_M), 0]\}$$

Как и традиционная ковариация, односторонняя ковариация является неограниченной и зависит от масштаба данных, но она, также как и традиционная ковариация, может быть стандартизирована делением на произведение одностороннего стандартного отклонения доходности актива i и одностороннего стандартного отклонения доходности рыночного портфеля. Таким образом, в результате получаем односторонний коэффициент корреляции актива i и рыночного портфеля, определяемый по следующей формуле:

$$\Theta_{im} = \frac{\Sigma_{im}}{\Sigma_i \Sigma_M} = \frac{E\{\min[(k_i - \mu_i), 0] \min[(k_M - \mu_M), 0]\}}{\sqrt{E\{\min[(k_i - \mu_i), 0]^2\} E\{\min[(k_M - \mu_M), 0]^2\}}}$$

Альтернативным путём стандартизации является деление односторонней ковариации на величину односторонней дисперсии доходности рыночного портфеля, таким образом, получаем односторонний коэффициент бета β_i^D , заданный уравнением:

$$E\text{-beta} = \beta_i^D = \frac{\Sigma_{im}}{\Sigma_M^2} = \frac{E\{\min[(k_i - \mu_i), 0] \min[(k_M - \mu_M), 0]\}}{E\{\min[(k_M - \mu_M), 0]^2\}}$$

Односторонний коэффициент бета может быть также записан с использованием коэффициента корреляции:

$$\beta_i^D = (\Sigma_i / \Sigma_M) \Theta_{im}$$

Основное уравнение модели Х. Эстрады DCAPM выглядит следующим образом:

$$E(k_i) = k_f + (k_m - k_f) \times \beta_i^D$$

Очевидно, что основная идея модели DCAPM соответствует идее классической модели оценки капитальных активов: премия инвестора находится в линейной зависимости от систематического риска, но в данном случае измеряемого односторонним коэффициентом бета.

В модели DCAPM односторонний коэффициент бета может быть получен и в рамках регрессионной модели. Однако в этом случае необходимо учесть одну особенность. Напомним, что для нахождения классического коэффициента бета строится регрессия: $k_{it} = \alpha + \beta_i k_{mt} + \varepsilon_{it}$

Для получения корректной оценки одностороннего коэффициента бета оценивается регрессия без свободного члена: $\gamma_i = \lambda x_i + \varepsilon_i$

При этом зависимая переменная регрессии определяется как $\gamma_i = \min[(k_{it} - \mu_i), 0]$, независимая как $x_i = \min[(k_{Mt} - \mu_M), 0]$, а значение одностороннего коэффициента бета соответствует значению коэффициента λ .

Исследование применимости модели DCAPM для развивающихся рынков, включая рынок России

Ряд интересных исследований проведены с целью анализа факторов, формирующих доходность на российском рынке (например, [\[Goriaev & Zabolkin, 2006\]](#)). Интересны исследования корректности применения гипотезы «риск-доходность» (например, [\[Айзин & Лившиц, 2006\]](#)). Однако, совершенно не исследован вопрос о преимуществах односторонней оценки риска в моделировании доходности российских компаний или в выявлении через односторонние меры риска страновых различий в доходности. Изложим интересные результаты, полученные нами.

Тестирование гипотезы «риск-доходность» на российском рынке проведено на временном отрезке 2003-2006гг. по 25 крупнейшим компаниям российского рынка, акции которых котируются на бирже РТС. В таблице 1 представлены основные характеристики распределения недельной доходности акций российских компаний, вошедших в выборку, а именно:

1) средняя (арифметическая) недельная доходность акций за период исследования (MR)

показатели общего риска - классическое и одностороннее отклонения доходности от среднего значения,

2) показатели систематического риска - классический и односторонний коэффициенты бета⁹

3) стандартизированный коэффициент скошенности (SSkw).

Как показали расчеты, распределение доходности акций компаний не является нормальным: оно характеризуется относительно высокой степенью скошенности, о чем свидетельствует соответствующий коэффициент SSkw¹⁰. Напомним, что для нормального распределения коэффициент скошенности равен нулю. Разумеется, совершенно нормального распределения доходности акций компаний трудно найти даже на развитых рынках капитала. Однако коэффициент скошенности выбранных российских компаний значительно отличается от нуля: он варьируется от 0,1 до 21,78. Это означает, что для российских компаний характерна положительная скошенность. Соответственно, это является математически обоснованным препятствием для использования традиционной модели CAPM, одной из основных предпосылок которой является нормальность распределения доходности финансовых активов.

⁹ Коэффициенты бета были также оценены на основе средних месячных значений.

¹⁰ Стандартизированный коэффициент скошенности (3-й момент распределения). Он

рассчитывается по формуле $SSkw = 0.01 \times \frac{\sum (X_i - X_{av})^3}{N}$

Таблица 1 Основные характеристики распределения доходности акций российских компаний: расчет по недельным наблюдениям на отрезке 2003-2006

		Средняя дох-ть, MR, %	Стандарт-е откл-е, %	Коэф-т бета	Одностор-е откл-е, %	Одностор-й коэф-т бета	SSkw
1	РАО ЕЭС	1,102	6,819	1,002	3,593	1,025	3,17
2	Лукойл	1,011	5,897	0,999	3,308	0,985	1,19
3	Ростелеком	0,906	6,302	0,926	3,371	0,962	2,14
4	Татнефть Шашина	-0,673	6,874	0,130	3,996	0,496	2,29
5	Уралсвязьинформ	0,697	5,848	0,830	3,323	0,837	1,43
6	Аэрофлот	1,156	6,253	0,706	3,311	0,764	1,03
7	Сибирьтелеком	0,787	5,973	0,833	3,335	0,859	1,82
8	Иркутскэнерго	1,213	7,129	0,868	3,501	0,956	5,31
9	ЮТК	0,444	5,813	0,751	3,528	0,738	1,17
10	Мосэнерго	1,292	9,224	0,917	4,452	0,923	12,67
11	Волгателеком	0,750	5,919	0,838	3,314	0,855	1,60
12	ОМЗ	0,422	6,500	0,770	3,521	0,720	3,19
13	РБК	1,631	6,415	0,807	3,121	0,888	2,25
14	РИТЭК	1,289	5,802	0,837	3,345	0,915	0,10
15	Северо-Западный Телеком	0,745	6,107	0,864	3,444	0,898	1,36
16	ДВМП	1,335	9,185	0,789	4,055	0,813	21,78
17	ГМК Норникель	1,203	6,632	1,016	3,645	1,076	1,11
18	Камаз	1,087	6,965	0,773	3,568	0,831	3,21
19	НТМК	1,879	6,837	0,853	3,221	0,923	3,77
20	Балтика	0,705	5,273	0,669	2,974	0,668	1,57
21	Газпромнефть	-0,099	6,649	0,248	3,658	0,513	3,21
22	Сургутнефтегаз	0,902	6,255	0,995	3,446	1,019	1,00
23	Уралкалий	2,143	6,908	0,775	2,926	0,792	4,19
24	ВБД	0,598	6,635	0,832	3,278	0,706	8,06
25	Зейская ГЭС	1,341	6,976	0,861	3,391	0,890	3,59

Для российских компаний (кроме Газпромнефть (бывшая НК Сибнефть) и ОАО Татнефть) адекватность регрессионных зависимостей доходности от меры систематического риска выше при использовании недельных, а не месячных данных. Для нескольких компаний (Мосэнерго, Балтика и ДВМП) на месячных данных коэффициент детерминации при использовании альтернативной модели ДСАРМ оказался отрицательным, а при переходе к недельным наблюдениям адекватность оцененных регрессий значительно возросла.

Исключая из выборки две «проблемные» компании (Газпромнефть и Татнефть), по оставшейся выборке можно обсуждать две группы компаний:

1) Компании (17 из 23: РАО ЕЭС, Ростелеком, Аэрофлот, РБК и другие), у которых значение одностороннего коэффициента бета превышает (или нет значительного отличия¹¹) значение классического, и объясняющая способность первого выше, чем объясняющая способность бета, определенного в рамках САРМ. В отношении данной группы компаний можно утверждать, что ДСАРМ

¹¹ речь идет о десятых и сотых долях

демонстрирует лучшие результаты, чем классическая модель. Однако нельзя сказать, что для большинства компаний разница между оцененными коэффициентами бета в рамках моделей CAPM и DCAPM существенна. Это означает, что ожидаемая доходность, оцениваемая с помощью модели DCAPM, не столь существенно будет отличаться от доходности, полученной по традиционной модели CAPM.

2) Компании (5 из 23), для которых не выявлено превосходства DCAPM: Лукойл, ЮТК, Мосэнерго, ОМЗ, Вимм-Билль-Данн. Здесь есть варианты, когда односторонний коэффициент выше классического, но его объясняющая способность ниже или когда классическая модель CAPM демонстрирует лучшие результаты по перечисленным выше критериям.

Вторым этапом тестирования модели DCAM по компаниям российского рынка стал регрессионный анализ на основе перекрестной выборки. Вначале были оценены линейные однофакторные регрессионные модели, тестирующие взаимосвязь средней доходности и каждого фактора риска, а именно:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 RV_i + e_i$$

где MR_i - средняя доходность за исследуемый период, RV_i - фактор риска, γ_0 и γ_1 - соответствующие оцениваемые коэффициенты регрессии, e_i - случайная ошибка, i - индекс компании. Результаты по четырем регрессионным моделям представлены в табл. 2

Таблица 2

Перекрестная выборка (25 российских компаний): простые однофакторные регрессии типа

$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 RV_i + e_i$						
RV	γ_0	P-value	γ_1	P-value	R-square	Значимость
Стандартное откл-е	-0,10	0,91	0,16	0,23	0,06	незначимый
Бета	-0,53	0,16	1,87	0,00	0,43	значимый
Одностороннее откл-е	2,83	0,03	-0,54	0,14	0,09	значимый
Односторонний бета	-1,21	0,04	2,57	0,00	0,41	значимый

Расчеты показывают, что при оценке однофакторных регрессий на 20%-м уровне доверия незначимой переменной оказывается стандартное отклонение, а одностороннее отклонение имеет отрицательный знак. Коэффициенты бета (и классический, и односторонний) являются значимыми.

С целью выявления значимости факторов риска двух разных «семейств» - семейства классических показателей риска и семейства показателей одностороннего риска оценены также многофакторные регрессии трех видов (таблицы 3, 4), где в качестве объясняющих переменных использовались:

- стандартные отклонения (классическое и одностороннее)
- коэффициенты бета (классический и односторонний)
- стандартные отклонения (классическое и одностороннее) и коэффициенты бета (классический и односторонний).

Таблица 3

Перекрестная выборка (25 российских компаний): множественные регрессии с двумя факторами риска

$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 RV_{1i} + \gamma_2 RV_{2i} + e_i$								
RV	γ_0	P-value	γ_1	P-value	γ_2	P-value	R-square	Значимость факторов риска
Станд.откл./ одностор.откл.	3,21	0,00	0,68	0,00	-1,96	0,00	0,605168	оба значимы
бета/ одностор.бета	-0,88	0,18	1,18	0,29	1,06	0,50	0,441331	оба незначимы

На том же 20%-м уровне доверия коэффициенты бета в двухфакторных моделях стали незначимыми. Это может объясняться коррелированностью переменных: по перекрестной выборке корреляция коэффициентов бета составила 0,91. В аналогичных регрессиях меры общего риска (волатильность) значимы, но их связь с доходностью отрицательная. При использовании всех четырех показателей риска в регрессионной модели значимыми переменными с положительным знаком являются стандартное отклонение и односторонний коэффициент бета, что демонстрирует таблица 4.

Таблица 4

Перекрестная выборка (25 компаний): множественная регрессия с четырьмя факторами риска

$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 RV_{1i} + \gamma_2 RV_{2i} + \gamma_3 RV_{3i} + \gamma_4 RV_{4i} + e_i$			
R-square	0,87		
RV		P-value	Значимость
γ_0	1,21	0,05	значим
Стандартное откл-е	0,61	0,00	значим
Бета	-0,22	0,71	незначим
Одностороннее откл-е	-1,77	0,00	значим
Односторонний бета	2,38	0,01	значим

Обобщая результаты проведенного исследования по выборке компаний российского рынка, можно сделать следующие выводы. 1) Потенциальное использование однофакторных портфельных моделей на российском рынке возможно при использовании исторических данных за несколько лет, так как на годовых временных интервалах расчета меры систематического риска может не выполняться принцип «большой риск- большая доходность», лежащий в основе модели CAPM и ее модификаций. Коэффициент корреляции средней доходности и риска, оцениваемого по стандартному отклонению доходности, является по годам нестабильным на российском рынке. На отрезке 2003-2006гг значения корреляции колебалось по годам от -0,09 до 0,60. Отрицательным значение оказалось лишь в 2005 году. В целом на отрезке 2003-2006гг коэффициент корреляции составил 0,25.

2) Преимущества модели DCAPM для оценки требуемой доходности инвестирования в собственный капитал отдельных компаний не очевидны.

Для исследования применимости DCAPM в диагностировании страновых рисков была сформирована панель значений доходности локальных индексов

развивающихся стран и прокси-рыночных портфелей за 5 лет (апрель 2002-март 2007гг.). На основе данных базы Morgan Stanley Capital Investment (MSCI)¹² выборка сформирована по 15 странам Центральной и Восточной Европы и Азии. Значения недельной доходности локальных индексов оценены по котировкам в долларах США по дневным данным. На первом этапе анализ проводился по каждой стране в отдельности. По регрессионной модели определены показатели систематического риска. В качестве прокси-рыночного портфеля использовался глобальный индекс. Так, MSCI рассчитывает несколько глобальных индексов (для большого набора стран мира, для сектора развитых/ развивающихся стран, региона Европы, Тихоокеанского региона и т.д.), то в работе была произведена оценка с использованием двух индексов MSCI- для сектора развивающихся стран и всего мира в целом. В качестве безрисковой доходности приняты котируемые государственные облигации с наименьшим риском (показателем риска). Доходность индекса локального рынка является объясняемой переменной в тестируемой модели.

Таким образом, классический коэффициент бета - это параметр оценки следующей регрессии:

$$k_{it} - k_{ft} - \mu_i = \alpha + \beta_i (k_{mt} - k_{ft} - \mu_m) + \varepsilon_{it},$$

где k_{it} - недельная доходность национального индекса;

k_{ft} - безрисковая ставка (процентное изменение за неделю), в качестве которой использовалась доходность к погашению 20- летних казначейских облигаций США¹³;

k_{mt} - доходность глобального индекса;

μ_i и μ_m - средние значения рядов $(k_{it} - \mu_i)$ и $(k_{mt} - k_{ft})$ соответственно;

ε_{it} - ошибка регрессии.

Модель регрессии для оценки одностороннего коэффициента бета строится без свободного члена по следующим формулам:

$$k_{it} - k_{ft} - \mu_i = \beta_i (k_{mt} - k_{ft} - \mu_m) + \varepsilon_{it},$$

где $k_{it} = \min [(k_{it} - \mu_i); 0]$

$k_{mt} = \min [(k_{mt} - \mu_m); 0]$.

Как показывают результаты регрессионного анализа, для большинства анализируемых локальных рынков значение одностороннего коэффициента бета превышает значение классического бета. Такое соотношение сохраняется и в отношении объясняющей способности этих показателей. Однако для двух стран (Шри Ланка и Пакистан) трудно вообще сделать какие-то заключения, так как адекватность оцениваемых регрессий получилась крайне низкая (R-квадрат отрицательный), хотя значение одностороннего коэффициента бета превышает значение классического. Стоит отметить, что если сравнить коэффициенты беты, полученные в рамках данного исследования и исследования Хавьера Эстрады [Estrada, 2002], то разница оказывается существенной: для большинства стран (они выделены в табл. 5), попавших в выборки обоих исследований (Азия и Центральная и Восточная Европа), коэффициенты бета значительно уменьшились. Так, для России коэффициенты бета (классический и односторонний) сократились более, чем в два раза. Это говорит о двух фактах. Во-первых, снижение систематического риска развивающихся стран. Во-вторых, на математическом языке существенное снижение коэффициентов бета снова поднимает вопрос об их устойчивости и возможности использования для оценки ожидаемой (или требуемой) доходности на собственный капитал.

¹² <http://www.msibarra.com>

¹³ <http://www.ustreas.gov/offices/domestic-finance/debt-management/interest-rate/yield.shtml>

Таблица 5 Сопоставление исследований применимости DСАРМ для диагностики страновых рисков на разных временных промежутках

Страна	Период: 1988-2001гг.(Эстрада) ¹⁴		Период: 2002-2007гг. (Теплова, Селиванова)	
	Бета	Одностор.бета	Бета	Одностор.бета
Чехия	0,66	1,29	0,73	1,00
Китай	1,13	1,39	1,00	1,14
Венгрия	1,53	1,91	0,89	1,25
Индия	0,54	1,10	0,77	1,02
Индонезия	0,97	1,60	0,76	1,31
Корея	1,25	1,34	1,18	1,37
Малайзия	1,02	1,33	0,42	0,63
Пакистан	0,49	1,00	0,28	0,72
Филиппины	1,10	1,40	0,66	0,96
Польша	1,66	2,02	1,05	1,29
Россия	2,69	2,85	0,94	1,39
Шри Ланка	0,61	1,11	-0,05	0,5
Тайвань	0,87	1,49	1,11	1,20
Тайланд	1,41	1,75	0,77	0,93
Турция	1,04	2,13	0,99	1,58

Заметим, что адекватность регрессий при использовании индекса развивающихся стран в качестве рыночного портфеля выше, чем при использовании мирового индекса. Поэтому дальнейший анализ проводился по недельным значениям доходности с прокси-рыночным портфелем, построенным на базе индекса сектора развивающихся стран MSCI.

Регрессионный анализ на основе перекрестной выборки, в рамках которого, как и для случая тестирования модели DСАРМ на российском рынке, оцениваются регрессии трех видов, показал, что: 1) при оценке однофакторных регрессий на 20%-м уровне доверия значимыми являются показатели общего риска (стандартное отклонение и одностороннее отклонение). Они имеют положительный знак в регрессии. 2) При оценке двухфакторных регрессий (с двумя факторами риска)- значимыми становятся показатели систематического риска (коэффициенты бета), но лишь односторонний коэффициент бета имеет ожидаемый знак (положительный). 3) в четырехфакторной модели на том же уровне доверия единственной значимой переменной риска, которая к тому же имеет положительную связь с доходностью является односторонний коэффициент бета.

Это означает, что для оценки средней доходности локального рынка модель DСАРМ подходит в большей степени, чем классическая САРМ. Покажем различия в оценках требуемой доходности по собственному капиталу для компании среднерыночного риска на базе двух тестируемых моделей:

$$k_{\text{САРМ}} = 4,89\%^{15} + 4,91\% * 1 = 9,8\%^{16}$$

$$k_{\text{DСАРМ}} = 4,89\% + 4,91\% * 1,19 = 10,7\%$$

¹⁴ Estrada J., 2002

¹⁵ Безрисковая ставка: доходность к погашению 20-летних казначейских облигаций США <http://www.ustreas.gov/offices/domestic-finance/debt-management/interest-rate/yield.shtml>

¹⁶ Коэффициент бета, оцененный в рамках модели САРМ по недельным данным. В качестве рыночного портфеля принят индекс развивающихся стран, так как использовано допущение о том, что инвестор диверсифицирует свой портфель по компаниям развивающихся рынков.

Ставка требуемой доходности по модели DСАРМ превышает аналогичный показатель, полученный по САРМ на 0,9% годовых. Так как речь идет об инвестициях в конкретную российскую компанию с покупкой определенной доли контроля, то необходимо добавить к рассчитанной выше ставке премии за специфические риски (низкой ликвидности на рынке капитала, премии за контроль и т.п.).

Список литературы

1. [Теплова, 2007] Теплова Т.В. Инвестиционные рычаги максимизации стоимости компании. Практика российских предприятий. - Москва: Вершина, 2007.
2. [Айзин & Лившиц, 2006] 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. [Banz, 1981] Banz R. The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks// Journal of Financial Economics, 1981, March, 9, pp. 3-18
4. [Barry, Goldfrey, Lockwood и Rodrigues, 2002] Barry С., Goldreyer E., Lockwood L., Rodrigues M. Robustness of Size and Book-to-Market Effects: Evidence from Emerging Equity Markets// Emerging Markets Review, 2002, №3
5. [Bawa &Lindenberg, 1977] Bawa V., E. Lindenberg Capital market equilibrium in a mean lower partial moment framework// Journal of Financial Economics, V. 5, 1977, pp. 189–200
6. [Bekaert, 1995] Bekaert, G. Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets// World Bank Economic Review, №9, 1995.
7. [Bekaert & Harvey, 1995] Bekaert, G., C.R. Harvey Time-Varying World Market Integration//, V.50, № 2, 1995.
8. [Bekaert & Harvey, 2000] Bekaert G.eert, Harvey, C Foreign speculators and emerging equity markets// Journal of Finance, V. 55, 2, 2000, pp 565-613
9. [Bekaert & Harvey, 2003] Bekaert G., Harvey C. Capital Flows and the Behavior of Emerging Market Equity Returns// Unpublished Working Paper 6669, 2003
10. [Black, Jensen, Scholes, 1972] Black, F., Jensen, M., Scholes, M., The CAPM: some empirical test// Studies in the theory of capital markets, 1972, pp 79-121
11. [Blume, 1975] Blume M.E. Betas and Their regression Tendencies //Journal of Finance, Vol. 30, 1975, June, pp. 785-795
12. [Collins, 2002] Collins D. Measuring the Cost of Equity in Frontier Financial Markets // Working paper. University of Cape Town, 2002.
13. [Collins &Abrahamson, 2006] Collins, D., M. Abrahamson Measuring the cost of equity in African financial markets// Emerging Markets Review, V 7, 2006, pp 67-81
14. [De Swaan&Liubych, 1999] De Swaan J., A. Liubych, 1999 Determining the cost of equity in emerging markets// WP, №28, Oct. 2003, www.ksg.harvard.edu/PAE
15. [Devyris & Jankauskas, 2004] Devyris L., G. Jankauskas Explaining the cost of equity in Central and Easten Europe// Stockholm School of Economics in Riga, SSE, Riga Working Papers, 2004, 13(68)
16. [Galagedera, 2007] Don U.A. Galagedera An alternative perspective on the relationship between downside beta and CAPM beta //Emerging Markets Review, V 8, Iss.1, 2007, pp.4-19
17. [Fama & French, 1996] Fama, E. F., K. R. French The CAPM is Wanted, Dead or Alive// The Journal of Finance, December 1996, V. 51, Issue 5, pp. 1947-1958
18. [Estrada, 2000] Estrada, J. The Cost of Equity in Emerging Markets: a downside risk approach// Emerging Markets Quarterly, 2000, pp.19-30

19. [Estrada, 2001] Estrada, J. The Cost of Equity in Emerging Markets: a downside risk approach (II)// *Emerging Markets Quarterly*, 2001, pp.63-72
20. [Estrada, 2002] Estrada, J. Systematic Risk in Emerging Markets: the D-CAPM// *Emerging Markets Review*, V.3, 2002, pp.365-379
21. [Estrada, 2002] Estrada, J. Mean-Semivariance behavior (II): The DCAPM// WP, Sept. 2002, IESE Business School, <http://webprofesores.iese.edu/JEstrada/Research.html>
22. [Errunza & Miller, 2000] Errunza, Vihang R., Darius P. Miller Market Segmentation and the Cost of Capital in International Equity Markets// *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, V.35, 4, 2000, pp. 577-600
23. [Godfrey & Espinosa, 1996] Godfrey, S., R. Espinosa A Practical Approach to Calculating Costs of Equity for Investments in Emerging Markets // *Journal of Applied Corporate Finance*, Fall, 1996, pp. 80-89.
24. [Gonzalez, 2001] Gonzalez M. CAPM Performance in the Caracas Stock Exchange from 1992 to 1998// *International Review of Financial Analysis*, № 10, 2001, pp. 333–341
25. [Goriaev & Zobotkin, 2006] Goriaev Alexei and Alexei Zobotkin Risks of investing in the Russian stock market: Lessons of the first decade // *Emerging Market Review*, V. 7, Iss 4, 2006, pp. 380-397
26. [Graham & Harvey, 2001] 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.
27. [Harvey, 1995a] Harvey C. R. Predictable risk and return in emerging markets// *Review of Financial Studies*, V. 8, 1995, pp. 773-816
28. [Harvey, 1995b] Harvey, C. The risk exposure of emerging equity markets. // *World Bank Economic Review*, № 9 (1), 1995, pp.19– 50.
29. [Henry, 2003] Henry, Peter B. Capital-Account Liberalization, the Cost of Capital, and Economic Growth// *The American Economic Review*, V 93, 2, pp 91-96, 2003
30. [Hogan & Warren, 1974] 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.
31. [Homaifar & Graddy, 1990] Homaifar G., D.B. Graddy, Variance and lower partial moment betas as alternative risk measures in cost of capital estimation: a defense of the CAPM beta // *Journal of Business Finance Account*, V. 17, 1990, pp. 677–688.
32. [Hwang & Pedersen, 2002] Hwang, S., Christian S. Pedersen Best Practice Risk Measurement in Emerging Markets: Empirical Test of Asymmetric Alternatives to CAPM.// Working paper, August 29, 2002
33. [Jensen, 1972] Jensen M. Capital Markets: Theory and Evidence// *Bell Journal Econ.a. Management Science*, 1972, pp.357-391
34. [Keck, Levengood & Longfield, 1998] Keck T., Levengood E., and Longfield Using Discounted Cash Flow Analysis in an International Setting: A Survey of Issues in Modeling the Cost of Capital// *Journal of Applied Corporate Finance*, Volume 11, №3, 1998, pp. 11-28
35. [Levy, 1971] Levy R.A. On the Short-Term Stationarity of Beta Coefficients // *Financial Analysts Journal*, 1971, 27 (Nov.-Dec.), pp.55-62
36. [Lintner, 1965] 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
37. [Markowitz, 1959] Markowitz H. Portfolio selection: Efficient diversification of investments// Wiley, 1959

38. [Miller & Leiblein, 1996] Miller K., Leiblein M. Corporate Risk- Return Relations: Returns Variability versus Downside risk. *Academy of Management Journal*. 1996, V. 39, №1
39. [McNulty, Yeh, Schulze, Lubatkin, 2002] McNulty J., Yeh T., Schulze W., and Lubatkin M. What's Your Real Cost of Capital?// *Harvard Business Review*, №45, 2002
40. [Omran, 2007] 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
41. [Pedersen & Hwang, 2003] Pedersen C.S. and S. Hwang, Does downside beta matter in asset pricing?// Working Paper, Cass Business School, London, UK, 2003.
42. [Pereiro, 2001] Pereiro, L. The valuation of closely-held companies in Latin America. // *Emerging Markets Review*, № 2, 2001, pp.330–370.
43. [Price, Price & Nantell, 1982] 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.
44. [Roll, 1981] Roll R. A Possible Explanation of Small Firm Effect// *The Journal of Finance*, V.36, 4 (Sep.), 1981, pp. 879-888
45. [Roll, 1977] Roll R. A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests// *Journal of Financial Economics*, V.4, 1977, pp.129-176
46. [Rouwenhorst, 1999] Rouwenhorst, K.Geert Local Return Factors and Turnover in Emerging Markets// *Journal of Finance*, V. 54., 1999
47. [Sharpe, 1964] Sharpe W.F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk // *Journal of Finance*, 19 (3), 1964, pp. 425-442.
48. [Sharpe, 1991] Sharp, William F. Capital asset prices with and without negative holdings// *The Journal of Finance*, June 1991, Volume 46, Issue 2, 489-509
49. [Serra, 2003] Serra A. The Cross Sectional Determinants of Returns: Evidence from Emerging Markets' Stocks// Working Paper, 2003. University of Porto, Faculty of Economics Home Page. №28, Oct.2003
50. [Solnik, 1974] Solnik, B. An equilibrium model of the international capital market// *Journal of Economic Theory*, 1974, V. 8, pp 500-524
51. [Stulz,1999] Stulz, R. Globalisation, corporate finance, and the cost of capital // *Journal of Applied Corporate Finance*, V. 36, 1999, pp. 8 – 25.