

Ключевые слова:

финансовые риски, ставки дисконтирования, вероятность дефолта, функция вероятности дефолта, коэффициенты финансовой зависимости, коэффициенты покрытия процентов

П. Е. Жуков, к. э. н.,

доцент кафедры «Финансовый менеджмент»
Финансового университета при Правительстве РФ
(e-mail: joukov@rambler.ru)

Влияние финансовых рисков корпорации на ставку дисконтирования и вероятность дефолта

Резкие колебания стоимости финансовых активов часто приводят к снижению стабильности банковской системы, возникновению маржин-кола (дополнительного залогового требования) для заемщиков, использующих финансовые инструменты как залог, а также в целом влияют на состояние экономики. Повышение волатильности прямо отражается на цене опционов, что создает благоприятные условия для рискованных спекуляций, но одновременно повышает стоимость хеджирования рисков.

Исходя из того, что рыночная стоимость финансовых активов зависит от прогнозируемых денежных потоков и ставок дисконтирования, становится очевидным, что именно эти параметры ответственны за волатильность рыночных цен. В ранних работах Кэмпбелла и Шиллера¹ для обоснования коинтеграционной зависимости между дивидендами и ценой акций была предложена бесконечная по периоду времени стохастическая модель, основанная на ожидаемых денежных потоках и дисконтах:

$$Y_t = \theta(1 - \delta) \sum_{l=0}^{\infty} \delta^l E_t y_{t+l} + c,$$

где Y_t — долгосрочный доход, ожидаемый в момент t ;

$E_t y_{t+l}$ — краткосрочный (одногодичный) доход в момент $t + l$;

δ — дисконтирующий множитель;

θ и c — оцениваемые переменные (масштаба и смещения), которые могут быть известны в момент t , либо оцениваться путем регрессии.

Если исходить из симметричности и взаимозаменяемости дисконтов и денежных потоков, то следовало бы предположить, что волатильность ожидаемых денежных

¹ Campbell J. Y., Shiller R. J. Cointegration and tests of present value models // *Journal of Political Economy*, 1987.

потоков и ставок дисконтирования должны вносить в них примерно одинаковый вклад. Однако ставки дисконтирования традиционно определялись большинством исследователей и практиков в соответствии с требуемой доходностью инвестиций с сопоставимым риском (в смысле CAPM) и связывались с бета-коэффициентом, который предполагался зависящим от длительной экономической статистики денежных потоков². Соответственно, преобладающей точкой зрения была та, что именно ожидаемые денежные потоки являются главным источником волатильности³.

Однако последние результаты эконометрических исследований Кохрэйна, Кэмпбелла и Шиллера (см. фундаментальный доклад Дж. Кохрэйна⁴) показывают, что именно волатильность ставок дисконтирования вносит основной вклад в волатильность рыночных цен, а вклад изменения ожидаемых денежных потоков ниже статистически значимого уровня.

В связи с этим возникает вопрос о том, как именно ставки дисконтирования зависят от оценки финансовых рисков. То, что эта зависимость существует, следует из гипотезы о рациональном поведении инвесторов — при повышении рисков инвесторы должны требовать более высокую доходность, а именно требуемая инвесторами доходность и определяет ставки дисконтирования.

Следует отметить, что бета-коэффициент (равный ковариации доходности финансового актива с доходностью рынка, деленной на дисперсию доходности рынка) оказывается нестабильным из-за гетероскедастичности показателей. В частности, экономические закономерности, действующие на каждом этапе экономического цикла, принципиально различны, поэтому некорректно использовать, например, статистические данные, относящиеся к периоду подъема для прогнозирования доходности и рисков в период стагнации или кризиса. Кроме того, оценки требуемой доходности, предлагаемые теорией CAPM и теорией Модильяни-Миллера, основаны на концепции равновесности рынков. В связи с этим они часто не отражают финансовых рисков в период финансовой нестабильности (и тем более кризиса), даже если применять известные способы уточнения так называемого сырого (исторического) коэффициента бета. Например, как отмечено в исследовании Тепловой и Шутовой⁵, бета-коэффициенты компаний «Лукойл» и «Сургутнефтегаз» практически одинаковы, в то время как их финансовые риски, зависящие от уровня задолженности, существенно различаются.

Более того, возникают глубокие сомнения, что какие-либо показатели, рассчитанные по прошлой статистике, в долгосрочном периоде могут надежно предсказывать будущее, несмотря на широко распространенное заблуждение, что можно улучшить значимость коэффициентов регрессии путем увеличения периода наблюдений. Эта проблема решается, в частности, в последней ревизии стандартов Базель III⁶ путем подбора выборки данных, соответствующих реальной экономической ситуации и финансовым рискам, но при этом возникает новая проблема — как правильно выбрать выборку?

Одним из наиболее очевидных механизмов зависимости ставок дисконтирования от финансовых рисков является зависимость требуемой доходности облигации от вероятности дефолта.

² Campbell J. Y., Jianping Mei. *Where do betas come from? Asset pricing dynamics and the sources of systematic risk* // *Review of Financial Studies*, 1993.

³ См. Campbell J. Y., Ammer J. *What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns* // *Journal of Finance*, 1993. — 48, 3–37.

⁴ Cochrane J. H. *Presidential Address: Discount Rates* // *Journal of Finance*, 2011. — vol. LXVI.

⁵ Теплова Т., Шутова Е. *A higher moment downside framework for conditional and unconditional CAPM in the Russian stock market* // *Eurasian Economic Review*, 2011.

⁶ Basel III: *A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems* (www.bis.org/publ/bcbs189.htm).

ЗАВИСИМОСТЬ ДИСКОНТА ОТ ВЕРОЯТНОСТИ ДЕФОЛТА

Для вычисления этой зависимости Шарп, Александер и Бэйли⁷ предложили формулу:

$$y = (y^* + \lambda p_d) / (1 - p_d), \quad (1)$$

где y — доходность облигации с риском дефолта (с вероятностью p_d);

λ — часть основного долга, которая будет утеряна при дефолте;

y^* — доходность безрисковых облигаций.

Далее будет показано, что эта формула верна только для случая $\lambda = 1$, $y^* = 0$, а в остальных случаях требует уточнения. Будет проведено уточнение этой формулы и построена модель для оценки вероятности дефолта.

По-видимому, Шарп, Александер и Бэйли исходили из того, что коэффициент дисконтирования выпадающих доходов $1/(1 - p_d)$ должен зависеть только от вероятности дефолта и, следовательно, он должен быть одинаков для всех утрачиваемых в случае дефолта доходов y^* и λp_d . Однако это предположение в общем случае представляется ошибочным, в частности потому, что коэффициент дисконтирования должен зависеть от чувствительности инвестора к риску. Кроме того, поскольку долг состоит из основного долга и процентов, имеющих равный юридический статус, то логично применять коэффициент λ и к процентной задолженности.

Чувствительность инвестора к риску может определяться функцией полезности $U(w)$, позволяющей привести рискованный результат с известной вероятностью выигрыша или потерь p_d к его безрисковому эквиваленту $p_d U(w)$. Формула Шарпа, Александера и Бэйли исходит из того, что инвестор требует компенсации за риск, равной математическому ожиданию потерь p_d , т. е. из линейной функции полезности $U(w) = w$. Заметим, что при $\lambda = 1$ и $y^* = 0$ формула имеет вид $y = p_d / (1 - p_d)$, аналогичный декурсивной доходности векселя с антисипативной доходностью p_d . В этом случае формула (1) верна.

Однако даже в этом частном случае величины $p_d \lambda y^*$ и λp_d должны рассматриваться в качестве безрискового эквивалента математического ожидания потерь в результате дефолта, следовательно, антисипативная доходность условного векселя должна быть $\lambda p_d + p_d \lambda y^*$; коэффициент дисконтирования для этих величин должен быть не $1/(1 - p_d)$, а $1/(1 - \lambda p_d - \lambda p_d y^*)$.

Для линейной функции полезности $U(w) = w$ формула (1) должна иметь вид, аналогичный декурсивной доходности векселя с антисипативной доходностью $\lambda p_d y^* + \lambda p_d$:

$$\Delta y = (\lambda p_d (y^* + 1)) / (1 - \lambda p_d (y^* + 1)), \quad (2)$$

где Δy — дополнительный доход (сверх безрискового дохода y^*) который должен потребовать инвестор, чтобы безрисковый эквивалент его компенсации за риск равнялся потерям в случае дефолта.

В общем случае инвестор будет требовать компенсацию за риск $p_d U(\lambda y^* + \lambda)$, равную безрисковому эквиваленту дохода, компенсирующему возможные потери $\lambda y^* + \lambda$, откуда получаем:

$$\Delta y = p_d U(\lambda y^* + \lambda) / (1 - U(\lambda y^* + \lambda)) \quad (3)$$

Заметим, что помимо оценки функции полезности U формула требует оценки вероятности дефолта p_d и величины потерь λ при возможном дефолте.

⁷ Шарп У., Александер Г., Бэйли Дж. Инвестиции / М.: Инфра-М, 2006. — С. 432.

ОЦЕНКА ВЕРОЯТНОСТИ ДЕФОЛТА

Вопрос об оценке вероятности дефолта компании (фирмы) имеет высокую практическую значимость для широкого круга инвесторов, и ему посвящена достаточно обширная литература⁸. В прошлом для такой оценки применялись в основном дискриминантные методы, история которых восходит к известным моделям Альтмана⁹.

В настоящее время для оценки вероятности банкротства широко применяются логит- и пробит-модели, а для оценки кредитоспособности и определения кредитного рейтинга — скоринговые модели. Есть также модели, оценивающие зависимость кумулятивной вероятности дефолта от времени¹⁰ на основе предположения о том, что интенсивность процесса появления дефолтов постоянна во времени (процесс наступления банкротства считается пуассоновским).

Эти модели могут показывать прекрасные результаты в отдельные периоды времени и для отдельных отраслей, но у них есть общий недостаток — они носят чисто эмпирический характер. Выбор важных факторов, от которых зависит вероятность банкротства, производится на основе статистических данных по некоторой выборке предприятий.

Здесь мы снова сталкиваемся с той же проблемой, что и при оценке требуемой доходности по теории CAPM. Связь этих показателей с вероятностью банкротства обосновывается только статистически. В результате точность этих моделей существенно зависит от того, насколько модель бизнеса исследуемой компании близка к использованной выборке. Но даже если эта близость установлена, всегда остается вопрос о том, насколько модель, построенная, например, в период экономического роста, будет точна в период рецессии или, тем более, кризиса.

Поскольку очевидно, что в период стагнации и кризиса действуют принципиально другие экономические закономерности, чем в период роста, то и применение в период стагнации и кризиса моделей, построенных на статистических данных периода роста, будет, очевидно, ошибочным.

Не менее важно и то, что эмпирические модели не дают понимания механизма зависимости вероятности дефолта от избранных факторов. Теоретически обоснованной, с точки зрения выбора факторов, моделью можно назвать только самую первую двухфакторную модель Альтмана, но ее точность оказалась настолько низкой, что это направление было оставлено в пользу чисто эмпирических моделей. В то же время очевидно, что никакая эмпирическая модель не может быть убедительной, если не предложены ясные объяснения значимости ее факторов.

В данной работе используется модификация модели автора¹¹, описывающей зависимость кредитоспособности организации от двух параметров — отношения долга к активам организации и отношения процентных платежей по кредитам к свободному денежному потоку.

МОДЕЛЬ ДЛЯ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТИ ДЕФОЛТА

Модификация модели требуется для оценки вероятности банкротства коммерческой организации в течение одного периода. В преобразованной модели временная переменная t всегда равна 1 (при сохранении основных допущений и теоретических

⁸ См. напр.: Clive Lennox, *Identifying Failing Companies: A Revaluation of the Logit, Probit and MDA Approaches* // *Journal of Economics and Business*, 1999.

⁹ Altman E. I. *Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy* // *Journal of Finance*, 1968.

¹⁰ Федорова А. А. Использование моделей ARIMA для прогнозирования кумулятивной вероятности дефолта // *Известия Санкт-Петербургского университета экономики и финансов*. — 2010 — № 5.

¹¹ См. Жуков П. Е. *Управление финансовыми рисками корпорации — структуры капитала и свободного денежного потока* // *Государственный университет Минфина России. Финансовый журнал*. — 2012. — № 4.

предпосылок). По умолчанию за прогнозный период принимается период от исходной даты до конца календарного года, однако модель может применяться и для любого другого прогнозного периода без принципиальных изменений. Будущий (постпрогнозный) период также может быть произвольным, но по умолчанию он традиционно предполагается равным одному году после завершения прогнозного периода.

Модель описывается следующим главным уравнением:

$$p_d = Z(x_0, y_0, x_1, y_1)E(\hat{\epsilon}), \quad (4)$$

где $p_d(x_0, y_0, x_1, y_1, \hat{\epsilon})$ — функция вероятности дефолта корпорации при $E(\hat{\epsilon}) = 1$, $p_d = Z(x_0, y_0, x_1, y_1)$ в течение временного периода (например, календарного года), которая зависит от внешних параметров модели. Опишем эти параметры.

1. x_0 (в нормальной ситуации от 0 до 1) — фактическое отношение долга к рыночной стоимости имущества корпорации. Характеризует способность организации обеспечить кредит в начале прогнозного периода.

2. y_0 (в нормальной ситуации от 0 до 1) — ожидаемое отношение процентных платежей к свободному денежному потоку корпорации за прогнозный период. Характеризует способность корпорации уплачивать проценты, не совершая новых заимствований для этой цели.

3. x_1 (в нормальной ситуации от 0 до 1) — ожидаемое отношение долга к рыночной стоимости имущества корпорации к концу прогнозного периода. Характеризует, во-первых, оценку инвестором принципиальной способности эмитента погасить свои обязательства в конце прогнозного периода, а во-вторых, долю обязательств, которую инвестор потеряет в случае дефолта.

Очевидно, что параметр λ явно зависит от x_1 . В формулах (2) и (3) параметр $\lambda = 0$, если $x_1 \leq 1$ и $\lambda = 1 - 1/x_1$, если $x_1 > 1$.

4. Последний параметр модели, носящий прогнозный характер y_1 (в нормальной ситуации от 0 до 1) — ожидаемое отношение процентных платежей к свободному денежному потоку корпорации в периоде, следующем за прогнозным (этот период также может иметь любую длительность).

Этот параметр характеризует способность корпорации в будущем уплачивать проценты, не совершая новых заимствований для этой цели. Прогноз для будущего периода важен при принятии решения о ликвидации организации и призван дать ответ на вопрос о жизнеспособности бизнеса. Если ответ на этот вопрос отрицателен, то исключается возможность привлечения организацией дополнительного финансирования из каких-либо источников и возрастает вероятность ее ликвидации, что увеличивает вероятность дефолта.

5. Эмпирическая поправка $E(\hat{\epsilon})$ учитывает влияние ожидаемого значения вектора внешних нерыночных факторов $\hat{\epsilon}$, не являющихся параметрами модели. Эти параметры связаны с возможностью для данной компании привлечь поручительства либо дополнительное финансирование со стороны материнской компании, стратегических инвесторов или государства.

Параметры x_0 и x_1 характеризуют соответственно фактическое и ожидаемое отношение долга к рыночной стоимости имущества в начале и конце прогнозного периода, а параметры y_0 и y_1 — ожидаемое отношение процентных платежей к прогнозируемому свободному денежному потоку на фирму на прогнозный и постпрогнозный временной период соответственно. По параметрам модели x_0, y_0, x_1, y_1 необходимо сделать два уточнения.

Во-первых, для параметров x_0 и x_1 , в связи с тем, что определяется вероятность дефолта за прогнозный временной период, при вычислении долга необходимо учитывать только кредиты, погашаемые в течение этого периода (например, краткосрочные), а при определении имущества следует учитывать только ту часть имущества, которая не является залогом для более долгосрочных кредитов (например, более года).

Во-вторых, для параметров y_0 и y_1 , при прогнозировании свободного денежного потока, необходимыми для сохранения бизнеса капиталовложениями считаются только те, без проведения которых невозможно поддержание операционной прибыли на текущем уровне (а не те, которые необходимы для ее увеличения, например, для быстрорастущих компаний).

ОСНОВНЫЕ ПРЕДПОЛОЖЕНИЯ

Основные предположения модели вытекают из фундаментальной гипотезы о рациональном поведении инвесторов. Заметим, что общую качественную оценку всеми инвесторами вероятности дефолта можно считать объективной, поскольку она является самосбывающимся предположением.

Сформулируем ряд предположений и допущений, вытекающих из экономического смысла функции вероятности дефолта $Z(x_0, y_0, x_1, y_1)$, позволяющих провести анализ ее свойств в типичной ситуации.

Предположение 1. В нормальной ситуации, когда деятельность компании экономически целесообразна, ожидаемые процентные платежи как для прогнозного, так и для будущего периодов не превышают свободного денежного потока на фирму. Поэтому ограничимся рассмотрением модели в интервале $0 < y_0 \leq 1$ и $0 < y_1 \leq 1$.

Предположение 2. Переменные x_0, x_1 представляют собой отношение долга к рыночной стоимости имущества, а следовательно, они положительны и, как правило, меньше 1.

Предположение 3. Будем предполагать, что функция (x_0, y_0, x_1, y_1) является непрерывной.

Предположение 4. Нетрудно видеть, что функция $Z(x_0, y_0, x_1, y_1)$ — монотонно неубывающая по каждой из переменных. Это вытекает из экономического смысла переменных — поскольку увеличение любой переменной означает ухудшение экономического состояния компании, вероятность дефолта при увеличении любой переменной может только возрасти.

Предположение 5. Исходя из гипотезы рационального поведения инвесторов, предположим, что чувствительность инвесторов к риску (определяемая, как изменение вероятности дефолта в % при изменении параметра на 1% от 1) повышается при увеличении параметров риска. Тогда вторая частная производная функции $Z(x_0, y_0, x_1, y_1)$ по любой из переменных должна быть неотрицательной в закрытой области $0 < x_0 \leq 1$, $0 < x_1 \leq 1$, $0 < y_0 \leq 1$, $0 < y_1 \leq 1$. Предположение 5 может не выполняться в некоторых случаях, когда не выполняется гипотеза рационального поведения инвесторов.

Предположение 6. Нетрудно показать, что существует линейная (в общем случае — степенная) мажоритарная аппроксимация $Z_M(x_0, y_0, x_1, y_1)$ для $Z(x_0, y_0, x_1, y_1)$, совпадающая с ней в конечных точках при $x_0 = 0$ и $x_0 = 1$:

$$Z_M(x_0, y_0, x_1, y_1) > Z(x_0, y_0, x_1, y_1).$$

Следует признать, что повышение аппетита инвесторов к риску при его увеличении теоретически возможно и, по-видимому, иногда наблюдается на практике. Например, подобное явление происходило при образовании «ценового пузыря» ипотечных облигаций США в 2007-2008 гг. Кроме того, на фондовом рынке неоднократно наблюдался неоправданно высокий спрос на необеспеченные облигации, который всегда заканчивался падением рынка при ухудшении экономической ситуации. А для акций, спрос на которые часто связан с оценкой будущих доходов (в данной модели их отражает переменная y_1) такая ситуация вообще возникает весьма часто (последний пример — завышенная цена акций Facebook). Однако это не согласуется с гипотезой рационального поведения инвесторов, т. к. оценки инвесторов при этом не отражают объективную вероятность дефолта. А значит, такое предположение противоречит основным допущениям модели.

ЛИНЕЙНАЯ АППРОКСИМАЦИЯ ФУНКЦИИ ВЕРОЯТНОСТИ ДЕФОЛТА

Далее, в целях простоты изложения, будем рассматривать линейную аппроксимацию (хотя все рассуждения будут также справедливы для любой степенной аппроксимации).

Проведем декомпозицию $Zm(x_0, y_0, x_1, y_1)$, используя предположение о ее линейной зависимости от каждой переменной (аналогичное разложение применимо и для случая степенной зависимости).

Из линейной зависимости Zm от x_0 получаем:

$$Zm(x_0, y_0, x_1, y_1) = F_0(y_0, x_1, y_1) + x_0 F_1(y_0, x_1, y_1).$$

Разлагая далее эту зависимость по x_1 , получим:

$$F_0(y_0, x_1, y_1) = F_{0,0}(y_0, y_1) + x_1 F_{0,1}(y_0, y_1)$$

$$F_1(y_0, x_1, y_1) = F_{1,0}(y_0, y_1) + x_1 F_{1,1}(y_0, y_1).$$

Продолжаем процесс декомпозиции по y_0 и y_1 :

$$F_{i,j}(y_0, y_1) = F_{i,j,0}(y_1) + y_0 F_{i,j,1}(y_1), \text{ где } i, j = 0, 1$$

$$F_{i,j,k}(y_1) = a_{i,j,k} + b_{i,j,k} y_1, \text{ где } i, j, k = 0, 1$$

Выведем ряд свойств $Zm(x_0, y_0, x_1, y_1)$.

Свойство 1. Поскольку функция Zm монотонно возрастающая, все коэффициенты $a_{i,j,k}$ и $b_{i,j,k}$ либо положительны, либо равны нулю.

Свойство 2. $Zm(x_0, y_0, x_1, y_1) = 0$, когда все переменные равны нулю. Отсюда получаем $a_{0,0,0} = 0$.

Свойство 3. Если $x_0 = 0$ и $x_1 = 0$, то это соответствует случаю, когда у организации нет и не прогнозируется долга. Тогда очевидно, что вероятность дефолта равна 0. Отсюда получаем $F_{0,0}(y_0, y_1) = 0$. В результате упрощения (исключая члены, не зависящие от x_1 и x_0 и раскрывая остальные возможные комбинации) получаем вид функции:

$$Zm(x_0, y_0, x_1, y_1) = a_0 x_0 + a_1 x_1 + x_0 (b_1 x_1 + b_2 y_0 + b_3 y_1 + c_1 y_0 y_1) + x_1 (b_4 y_0 + b_5 y_1 + c_2 y_0 y_1) + c_3 x_0 x_1 y_0 y_1 \quad (5)$$

Свойство 4. В частном случае $y_0 = 0$ и $y_1 = 0$ вся задолженность как в прогнозном, так и в будущем периоде носит беспроцентный характер. В этом случае функция имеет упрощенный вид (все члены, содержащие y_0 и y_1 , опускаются): $Zm(x_0, y_0, x_1, y_1) = a_0 x_0 + a_1 x_1 + b_1 x_0 x_1$.

Если при этом условии $x_0 = 0$, $a_1 x_1 = 1$, то вероятность дефолта (обозначим ее p_0) довольно высокая, т. к. это означает рост долга в прогнозном периоде до 100% от активов и $Zm = a_1 = p_0$. Если же, напротив, $x_0 = 1$, а $x_1 = 0$, то вероятность дефолта крайне низкая, т. к., несмотря на высокий долг в начале периода, компания полностью избавляется от долга в его конце $Zm = a_0$.

Предполагая, что прогноз абсолютно точен, получаем: $a_0 = 0$ (если прогноз нельзя считать точным, то этот вывод будет неверен).

Свойство 5. Рассмотрим случай, когда $x_0 = 0$, $x_1 = 1$, $y_0 = 0$, $y_1 = 1$.

В этом случае мы ожидаем, что к концу периода все имущество организации будет финансироваться за счет долга, а будущие денежные потоки будут лишь покрывать процентные платежи. Существование такой компании экономически бессмысленно и вероятность ее дефолта равна 1.

Отсюда получаем: $a_1 + b_5 = 1$, $b_5 = 1 - p_0$.

Свойство 6. Аналогично рассматривается случай, когда $x_0 = 1$, $x_1 = 1$, $y_0 = 1$, $y_1 = 1$. В этом случае вероятность банкротства также можно принять равной 1, так как организация, все имущество которой сегодня и в будущем состоит из долга и все

деньги уходят на проценты кредиторам, не представляет ценности для ее владельцев:

$$Z_M = a_1 + b_1 + b_2 + b_3 + c_1 + b_4 + b_5 + c_2 + c_3 = 1.$$

$$\text{Отсюда получаем } b_1 + b_2 + b_3 + c_1 + b_4 + c_2 + c_3 = 0.$$

Поскольку все эти коэффициенты неотрицательны, они равны нулю.

Итак, приходим к окончательному виду линейной функции вероятности (напомним, что она является также мажоритарной для произвольной функции $Z(x_0, y_0, x_1, y_1)$, удовлетворяющей сделанным предположениям):

$$Z_M(x_0, y_0, x_1, y_1) = p_0 x_1 + (1 - p_0) x_1 y_1. \quad (6)$$

Заметим, что эти же рассуждения будут справедливы для любой степенной аппроксимации. Для общего случая степенной зависимости с показателями степени k_1 и k_2 (большими 1):

$$Z_M(x_0, y_0, x_1, y_1) = p_0 x_1^{k_1} + (1 - p_0) x_1^{k_1} y_1^{k_2}. \quad (7)$$

Чтобы оценить p_0 для конкретной организации, нужно предположить, что она переходит к политике нулевого собственного капитала (как известно, это — предельный случай в теории Модильяни-Миллера) и оценить вероятность ее банкротства в этой ситуации.

ВЫВОДЫ

В работе приведено уточнение формулы Шарпа, Александра, Бэйли для требуемой доходности облигаций. Для оценки вероятности дефолта строится теоретическая модель, описывающая зависимость функции вероятности дефолта от балансовых переменных x_0 и x_1 (отношения долга к активам в начале и конце прогнозного периода), а также переменных денежных потоков y_0 и y_1 (ожидаемого отношения процентных платежей к свободному денежному потоку на фирму в прогножном и будущем периоде).

Коэффициенты аппроксимации используют единственный эмпирический параметр p_0 — вероятность банкротства организации, у которой все имущество состоит из задолженности, носящей беспроцентный характер. Построенная модель позволяет оценить вероятность дефолта и требуемую доходность облигаций.

Библиография

1. Campbell, J. Y., Shiller, R. J. Cointegration and tests of present value models // *Journal of Political Economy*, 1987.
2. Campbell, J. Y., Jianping Mei. Where do betas come from? Asset pricing dynamics and the sources of systematic risk // *Review of Financial Studies*, 1993.
3. Campbell, J. Y., Ammer, J. What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns // *Journal of Finance*. — 1993. — 48(1).
4. Cochrane, J. H. Presidential Address: Discount Rates // *The Journal of Finance*. — 2011. — vol. LXVI.
5. Teplova, T., Shutova, E. A higher moment downside framework for conditional and unconditional CAPM in the Russian stock market // *Eurasian Economic Review*. — 2011.
6. Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems / [Электронный ресурс]. — Режим доступа: www.bis.org/publ/bcbs189.htm.
7. Шарп, У., Александер, Г., Бэйли, Дж. Инвестиции. — М.: Инфра-М, 2006. — С. 432.
8. Lennox, C. Identifying Failing Companies: A Revaluation of the Logit, Probit and MDA Approaches // *Journal of Economics and Business*, 1999.
9. Altman, E. I. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy // *Journal of Finance*, 1968.
10. Федорова, А. А. Использование моделей ARIMA для прогнозирования кумулятивной вероятности дефолта // *Известия Санкт-Петербургского университета экономики и финансов*. — 2010. — № 5.
11. Жуков, П. Е. Управление финансовыми рисками корпорации — структуры капитала и свободного денежного потока // *Государственный университет Минфина России. Финансовый журнал*. — 2012. — № 4.