

## **АДАПТАЦИЯ «ПРОДВИНУТОГО» ПОДХОДА «БАЗЕЛЬ II» ДЛЯ УПРАВЛЕНИЯ КРЕДИТНЫМИ РИСКАМИ В РОССИЙСКОЙ БАНКОВСКОЙ СИСТЕМЕ**

В статье представлен наиболее практичный, с точки зрения автора, выбор параметров для формулы расчета требований к капиталу по «продвинутому» подходу «Базель II», актуальной для портфеля российских заемщиков, а также предложено обобщение подхода для учета конечной диверсификации кредитного портфеля банка.

**КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА:** кредитный риск, дефолт, ожидаемые потери, непредвиденные потери, «Базель II», диверсификация, CreditRisk+, однофакторная модель, горизонт риска, уровень надежности



**Помазанов Михаил Вячеславович** — к. ф.-м. н., заместитель начальника управления кредитными рисками департамента рисков ОАО «Банк ЗЕНИТ» с 2005 г., доцент кафедры управления рисками и страхования ГУ-ВШЭ. С 2000 г. область интересов тесно связана с финансовыми технологиями. Автор более 25 научных работ по оптимальному управлению, космологии, финансовой инженерии, опубликованных в ведущих российских и мировых журналах (г. Москва)

### **ВВЕДЕНИЕ**

«Продвинутый» подход «Базель II» (Basel II IRB Approach) [1] был создан с целью сближения требований к регулятивному капиталу для покрытия кредитных рисков и к экономическому капиталу под риск, величина которого непосредственно зависит от качества каждого из активов банка. Однако, согласно рекомендациям Базельского комитета, регулятор может производить расчет рискового капитала по внутренним рейтинговым методикам банка только в том случае, если банк удовлетворяет требованиям стандартизованного подхода «Базель II» и имеет одобренные регулятором качественные внутренние методики оценки всех компонентов кредитного риска по ссудным и приравненным к ним сделкам.

В качестве основных компонентов риска в подходе IRB рассматриваются следующие параметры:

- PD (Probability of Default) — вероятность дефолта заемщика, зависящая от его рейтинга кредитоспособности;
- LGD (Loss Given Default) — доля потерь по сделке в случае дефолта заемщика (1–LGD)

является вероятной ставкой восстановления, зависящей от приоритета кредитных требований, суммы обеспечения и качества заемщика;

- EAD (Exposure at Default) — возможная сумма потерь;

- M (Maturity) — эффективный временной горизонт риска по сделке.

Одно из минимальных требований Базельского комитета к принятию регулятором внутренней методики расчета PD из рейтинга заемщика — это статистика за достаточно длительный период (более пяти лет накопления данных по дефолтам) и калибровка моделей на основе этой статистики.

В настоящий момент принятие российским регулятором (ЦБ РФ) «продвинутых» внутренних подходов для оценки требований к капиталу является лишь отдаленной перспективой, однако разработка методов расчета капитала под риск, основанных на PD / LGD, очень актуальна для внутренних целей управления кредитным риском, оптимизации распределения ресурсов, лимитирования операций. Более того, многие российские банки имеют собственные, пусть и нелегитимные, методики рейтингования заемщиков, которые используются на этапе принятия решения о кредитовании, для внутренней оценки ожидаемых потерь, для учета управленческих резервов и т.д.

Целью данной статьи является демонстрация возможности применения методологии расчета требований к капиталу (неожидаемых потерь), предлагаемой в соглашении «Базель II», для внутренних целей банка, а также приводится независимая оценка внутренних параметров модели, показываются примеры расчета, моделирующего реальный портфель, дается метод учета ограниченной диверсификации портфеля из расчета требований для крупных концентраций.

## РАСЧЕТ ОСНОВНЫХ КОМПОНЕНТОВ РИСКА

В рамках данной статьи невозможно подробно проанализировать все требования Базельского комитета к расчету основных компонентов

риска, которые изложены в соглашении «Базель II», поэтому стоит пояснить только основные принципы.

При расчете EAD необходимо учесть все обязательства, способствующие возникновению кредитного риска, с учетом дисконтов. Балансовые текущие обязательства учитываются с весом, равным 1, забалансовые обязательства — с весом CCF (Credit Conversion Factor), зависящим от вида обязательства и определяемым на основании статистики потерь за долгий период времени. При наличии приемлемых финансовых залогов фундаментальный подход допускает коррекцию стоимости под риском на величину залогов, дисконтированную на величину потери стоимости в результате реализации.

Для расчета LGD необходимо учесть качество и количество иного обеспечения, коим может являться коммерческая и жилая недвижимость, дебиторская задолженность и прочие физические активы. В зависимости от вида обеспечения принимаются разные значения минимальной LGD, которое может быть принято при условии повышенного обеспечения. Старшие необеспеченные требования получают LGD, равную 45%. IRB Approach допускает введение собственных более точных методик расчета LGD при условии их обоснования за счет статистики потерь за пятилетний период.

Расчет PD подразумевает наличие внутренней рейтинговой модели, верифицированной на основании исторических данных, со статистически обоснованной функцией зависимости PD-рейтинга [2]. Допускается коррекция PD-сделки при наличии обеспечения, имеющего характер гарантии. Если требования к рейтингу гаранта выше, чем к рейтингу заемщика, тогда допускается коррекция PD до уровня не ниже PD гаранта. Коррекция PD на длину сделки учитывает факт увеличения кумулятивной вероятности дефолта при расширении горизонта риска. Корректирующая функция в «Базеле II» имеет параметры, которые определяются согласно статистике изменения кумулятивной вероятности дефолта в зависимости от горизонта риска.

## ОДНОФАКТОРНАЯ МОДЕЛЬ. НЕПРЕДВИДЕННЫЕ ПОТЕРИ

Согласно общепринятому подходу, ожидаемые среднегодовые потери (Expected Loss, EL) и соответствующие управленческие резервы под них рассчитываются для каждой сделки по следующей формуле:

$$EL = EAD \times LGD \times PD(M), \quad (1)$$

где  $PD(M)$  — среднегодовая вероятность дефолта с учетом поправки на длину сделки  $M$ .

Далее они суммируются по всем сделкам для расчета уровня ожидаемых потерь по портфелю.

Для определения уровня требований к экономическому капиталу, покрывающему непредвиденные потери, Базельский комитет предлагает использовать однофакторную модель, впервые представленную в работах О. Васичека [3]. Основная методика построения модели уже стала традиционной, ее давно и успешно использует, например, CreditMetrics. Базовое решение основано на упрощенной модели представления величины активов компании в виде нормированной гауссовой случайной величины  $A$ , имеющей две независимых компоненты:

$$A = \sqrt{R} \times Y + \sqrt{1-R} \times \xi, \quad (2)$$

где  $Y$ -фактор — случайная величина общая для всех компаний, стандартно нормально (гауссово) распределенная и принимающая раз в год разные значения согласно распределению;

$\xi$  — случайная стандартная нормальная величина, индивидуальная для каждой компании (идиосинкратическая компонента) и не зависящая ни от  $Y$ , ни от идиосинкратических компонент других компаний портфеля;

$R$  — величина корреляции между активами двух разных компаний.

Под дефолтом в рамках этой модели понимается событие, при котором величина активов  $A$  падает ниже некоторого уровня  $D$ , имеющего

значение величины финансовой (в том числе долговой) нагрузки:

$$PD = P(A < D) = N(D),$$

где  $N(\dots)$  — стандартная функция нормального распределения;

$PD$  — средняя вероятность дефолта.

Тогда  $D = N^{-1} \times (PD)$ , а вероятность дефолта  $PD_Y(Y, PD)$  при условии фиксированной компоненты  $Y$  определяется вероятностью события:

$$\sqrt{R} \times Y + \sqrt{1-R} \times \xi < N^{-1}(PD),$$

т.е.

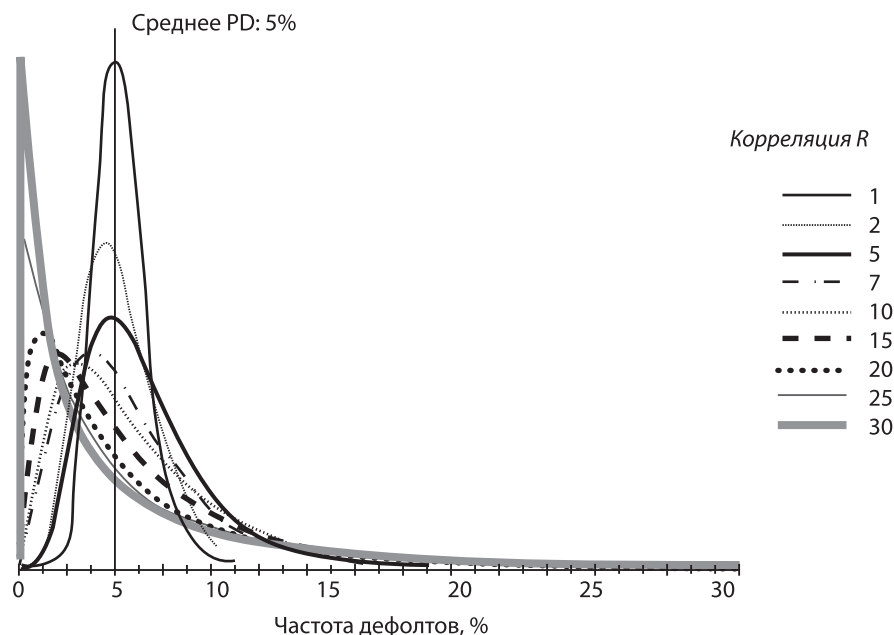
$$PD_Y(Y, PD) = N\left(\frac{N^{-1}(PD) + \sqrt{R} \times Y}{\sqrt{1-R}}\right), \quad (3)$$

причем  $+Y$  взято для удобства представления в силу симметрии распределения  $Y$ .

Можно доказать, что усреднение функции  $PD_Y(Y, PD)$  случайной величины  $Y$  даст ожидаемое значение  $PD$  для любого  $R$  (т.е.  $E_Y[PD_Y(Y, PD)] = PD$ ), однако стандартное отклонение  $PD_Y(Y, PD)$  от среднего будет сильно зависеть от корреляции  $R$ . На рис. 1 показано, как зависит форма распределения от значения  $R$ .

Частота дефолтов, измеренная по количеству дефолтов в год в широкой группе компаний (например, все промышленные компании или компании определенного рейтинга и т.д.), изменяется из года в год. Это обусловлено фактором  $Y$ . Если бы риск каждой компании имел только идиосинкратическую природу, то в силу закона больших чисел частота дефолтов для большой группы изменялась бы незначительно, однако это не так. Например, в группе компаний, имеющей рейтинг Moody's Speculative Grade, частота дефолтов колеблется из года в год в широком диапазоне, например: 0,7% (1981 г.), 10,1% (1991 г.), 10,5% (2001 г.), 1,9% (2005 г.) и т.д. Такая неустойчивость связана с наличием общего макроэкономического фактора, влияющего на частоту в целом. Ограничение модели только одним

**Рис. 1.** Плотность распределения частоты дефолта для разных значений параметра корреляции



фактором является лишь первым шагом, но этого вполне достаточно для расчета базовой величины требований к капиталу. Введение большего количества факторов приведет к необходимости идентификации большего количества параметров корреляции, что снизит точность калибровки. На рис. 2 представлены годовые частоты дефолтов среди всех компаний, попавших в рейтинг агентства агентством Moody's за период 1920–2005 гг.

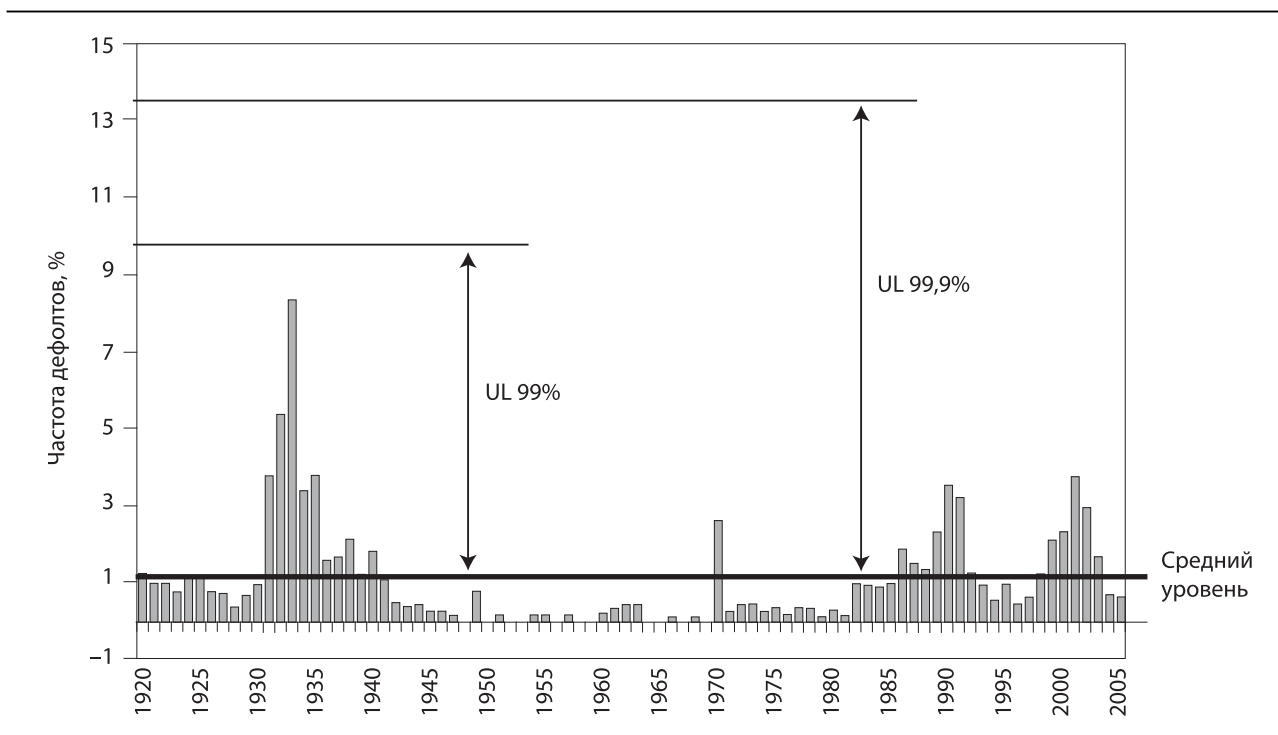
В рамках однофакторной модели величину непредвиденных потерь (UL, Unexpected Loss) можно представить как разницу между наихудшим и средним сценариями. Под наихудшим сценарием следует понимать частоту дефолтов, которая может возникнуть с вероятностью, понимаемой как «невозможная». В общепринятых представлениях такая вероятность равна обратной величине надежности, которая привязана к требованию регулятора или к рейтингу банка (об этом см. ниже).

Соглашение «Базель II» требует для достаточной надежности брать  $\alpha = 99,9\%$ , подразумевая, что «продвинутый» подход внедряется в банках и странах, имеющих рейтинг не ниже уровня «А–», поэтому в формуле 3 для определения частоты дефолтов для наихудшего сценария фактор  $Y$  равен квантилю нормального распределения для уровня  $\alpha - Y = N^{-1}(\alpha)$ . Тогда неожиданные потери, согласно «продвинутому» подходу, будут вычисляться по следующей формуле:

$$UL_{Basel} = EAD \times LGD \times (PD_y(N^{-1}(\alpha), PD) - PD) \times MatAd, \quad (4)$$

где *MatAd* (*Maturity Adjustment*) — поправка на горизонт риска  $M$  (штраф за превышение годового горизонта риска), которая учитывает увеличение вероятности дефолта при увеличении горизонта риска  $M$  при годовой вероятности дефолта  $PD$  так, чтобы выполнялось следующее соотношение:

**Рис. 2.** Годовые частоты дефолтов по данным агентства Moody's за 1920–2005 гг. с иллюстрацией уровня неожиданных потерь (доверительного интервала) при разном уровне надежности



$$(PD_y(N^{-1}(\alpha), PD(M_{year})) - PD(M_{year})) = (PD_y(N^{-1}(\alpha), PD(1_{year})) - PD(1_{year})) \times MatAd(PD, M).$$

В результате калибровки зависимости кумулятивной вероятности дефолта от рейтинга и горизонта риска  $M$  (рис. 3) для  $MatAd$  «Базель II» рекомендует следующую зависимость:

$$MatAd(PD, M) = \frac{1 + (M - 2,5) \times b(PD)}{1 - 1,5 \times b(PD)},$$

где  $b(PD) = (0,11852 - 0,05478 \times \ln(PD))$ .

Если горизонт риска  $M$  меньше одного года, то  $MatAd$  равен единице, если же он больше пяти лет, то значение горизонта риска полагается равным

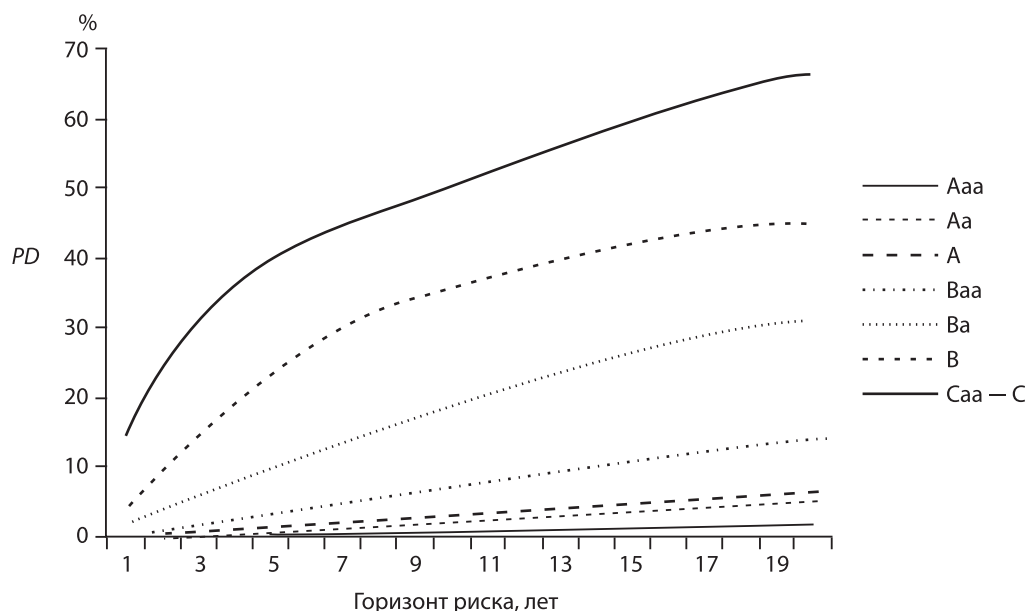
максимальному значению — пяти годам. На рис. 4 представлено абсолютное значение поправки на горизонт риска для рейтингов Speculative Grade.

Проверка этой зависимости показала, что она удовлетворительно согласуется с опытными данными, предоставленными агентством Moody's, относительно вида функции, но абсолютное значение штрафа за превышение годового горизонта, рекомендованное соглашением «Базель II», может оказаться несколько заниженным<sup>1</sup>.

Как видно из рис. 1, зависимость распределения частоты дефолта очень чувствительна к абсолютному значению корреляционного параметра  $R$ , поэтому его определение играет ключевую роль для использования формулы 4 в практическом расчете экономического капитала.

<sup>1</sup> Результаты наших исследований этого вопроса будут опубликованы позже. Получение формулы  $MatAd$  можно также посмотреть в рабочей статье М. Гюртлера и Д. Хайтекера [4]. — Прим. авт.

**Рис. 3.** Зависимость кумулятивной вероятности дефолта  $PD(M)$  от горизонта риска по данным о дефолтах 1920–2005 гг. для всех компаний, попавших в рейтинг агентства Moody's



Соглашение «Базель II» рекомендует диапазон значений параметра  $R$  от 0,12 до 0,24 для корпораций, банков, малого и среднего бизнеса, причем для малого и среднего бизнеса возможна коррекция в сторону понижения на 0,04 при оборотах заемщика менее €5 млн / год и от 0,04 до 0 при оборотах от €5 млн / год до €50 млн / год (зависимость линейная). Кроме того, в документе «Базель II» полагается, что изменение  $R$  в основном диапазоне зависит от вероятности дефолта  $PD$ ,  $R$  экспоненциально падает при увеличении  $PD^2$  (рис. 5).

В отношении других видов ссуд складывается следующая ситуация. Для ипотеки «Базель II» рекомендует  $R = 0,15$ , для кредитных карт —  $R = 0,04$ , для кредитов под прочие нужды физических лиц —  $R$  в диапазоне от 0,03 до 0,16, где верхней границы достигают заемщики с низким риском,

нижней — заемщики с вероятностью дефолта более 10–15%.

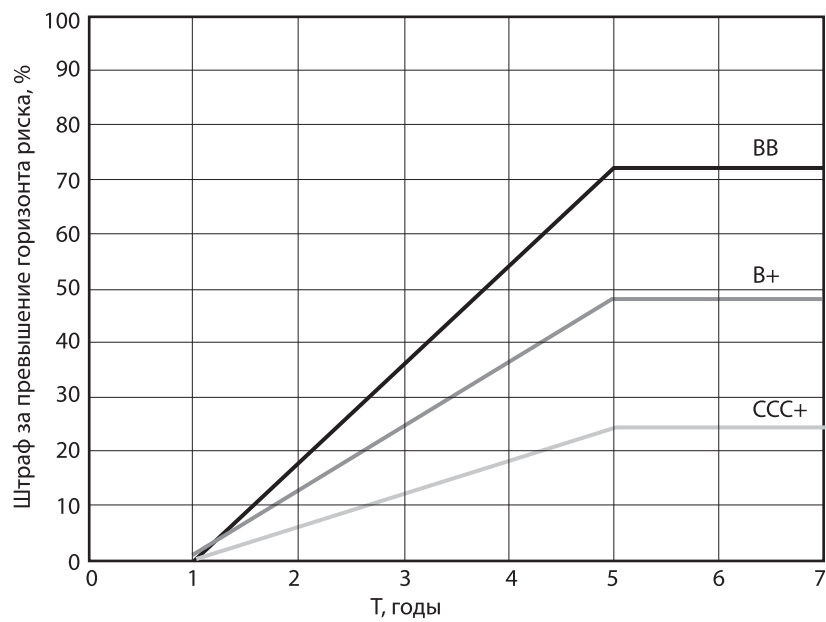
Такой вид зависимости [6] можно прокомментировать предположением о том, что чем выше вероятность дефолта, тем больше значение идосинкратической составляющей в кредитном риске компании и, соответственно, меньше значение фактора корреляции.

### НЕЗАВИСИМАЯ ПРОВЕРКА ПАРАМЕТРА КОРРЕЛЯЦИИ

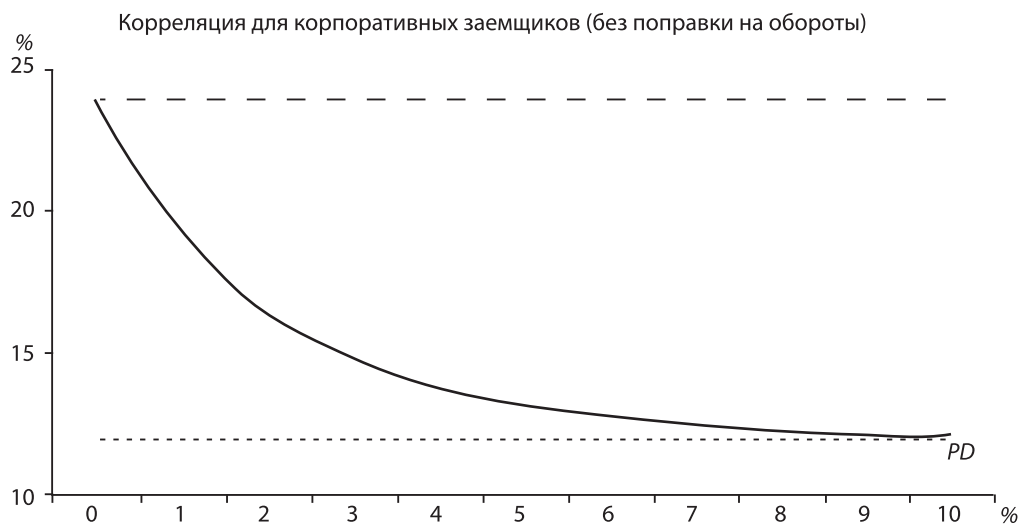
Как уже упоминалось, параметр корреляции  $R$  отвечает за разброс среднегодовой вероятности дефолта компании относительно среднего значения. Этот разброс можно оценить при помощи стандартного отклонения измеренной

<sup>2</sup> Обоснование такого вида зависимости через регрессию доходности акций (как индикатора изменения величины активов в упрощающих предположениях) на композитные отраслевые индексы сделано в работе Х. Лопеса [5]. — Прим. авт.

**Рис. 4.** Функция штрафа за превышение горизонта риска в один год, рекомендуемая в соглашении «Базель II»



**Рис. 5.** Зависимость корреляционного параметра R от вероятности дефолта для корпоративных заемщиков без поправки на величину годовых оборотов для малого и среднего бизнеса



годовой частоты дефолтов для разных годовых периодов. Строго говоря, чтобы определить параметр  $R$  для выделенной группы компаний, необходимо найти стандартное отклонение временного ряда годовых частот дефолтов и приравнять его к квадратному корню из дисперсии случайной величины  $PDu(Y, PD)$  при условии, что случайная величина  $Y$  распределена по нормальному закону, а значение  $PD$  соответствует среднегодовой частоте дефолтов в группе за весь взятый период. Результат решения такого уравнения и есть оценка параметра корреляции  $R$ . В случае наличия только абсолютной величины банкротств компаний в группе при решении подобного уравнения необходимо приравнять дисперсии натуральных логарифмов  $PDu(Y, PD)$  и дисперсии временного ряда логарифмов количества банкротств за год (процедура логарифмирования необходима для выделения только частотной составляющей).

Если применить уравнение на эквивалентность измеренных и теоретических (по формуле 3) стандартных отклонений частот дефолтов к данным по иностранным компаниям, предоставленным в обзоре агентства Moody's под названием 19th Annual Survey (2006). Default and Recovery Rates of Corporate Bond Issuers, 1920–2005, то мы получим следующие результаты (табл. 1, 2).

Из табл. 1 и 2 следует, что параметр  $R$  имеет незначительную тенденцию к снижению в рейтинговом диапазоне AAA — B, хотя для спекулятивного рейтинга Caa — C параметр  $R$  принимает большие значения. Кроме того, наблюдается заметная редукция численной величины параметра  $R$  на меньшем временном горизонте, чем с 1920 г. (объясняемая, видимо, сужением статистической базы).

Для России имеются достоверные данные о ежегодном количестве принятых заявлений о несостоятельности (банкротстве) в Высший Арбитражный Суд РФ (рис. 6) за 1998–2007 гг., публикуемые в открытом доступе [7].

Полагая, что за указанный промежуток времени общее количество компаний меняется незначительно и среднегодовая частота дефолтов составляет порядка 4%, используя для расчета параметра уравнение стандартных отклонений логарифмов теоретического  $PD$  формулы 3 и практических (рис. 6) величин корреляции, для среднего параметра корреляции  $R$  мы получаем следующий доверительный диапазон значений, учитывающий скудность статистики (10 лет наблюдений, уровень доверия — 66%):

$$R_{rus} = 0,08 - 0,20.$$

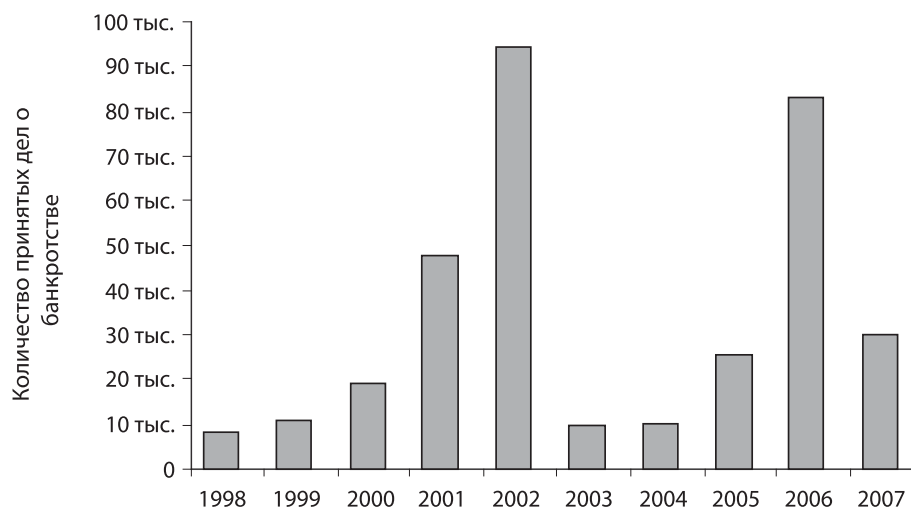
**Таблица 1.** Эквивалентность отклонений частот дефолтов иностранных компаний (за период 1920–2005 гг.)

	<b>Aa</b>	<b>A</b>	<b>Baa</b>	<b>Ba</b>	<b>B</b>	<b>Caa — C</b>	<b>Inv. Gr.</b>	<b>Spec. Gr.</b>	<b>All</b>
Среднее значение, %	0,05802	0,0907	0,27443	1,078	3,606	13,534	0,148	2,696	1,0888
Стандартное отклонение, %	0,17802	0,2658	0,47643	1,658	4,2522	16,952	0,278	3,007	1,3665
$R$	0,24	0,242	0,168	0,203	0,209	0,466	0,16	0,172	0,153

**Таблица 2.** Эквивалентность отклонений частот дефолтов иностранных компаний (за период 1985–2005 гг.)

	<b>Baa</b>	<b>Ba</b>	<b>B</b>	<b>Caa — C</b>	<b>Inv. Gr.</b>	<b>Spec. Gr.</b>	<b>All</b>
Среднее значение, %	0,20919	1,324	6,3725	21,788	0,074	4,98	1,694
Стандартное отклонение, %	0,38986	1,339	4,1863	12,679	0,132	2,809	1,0222
$R$	0,167	0,118	0,101	0,176	0,14	0,068	0,05



**Рис. 6.** Временной ряд количеств дел о банкротстве, принятых в Высший Арбитражный Суд РФ за 1998–2007 гг.

Источник: данные Высшего Арбитражного Суда.

Из полученного результата можно сделать вывод о том, что средний уровень корреляции для корпоративных компаний и банков попадает в диапазон, рекомендуемый соглашением «Базель II». Однако для более точного определения уровня корреляции различных компаний необходимо провести дальнейшее исследование зависимости уровня корреляции от различных характеристик компании, например  $PD$ , годовой выручки, отраслевого фактора, фактора государственного участия. Поскольку такое исследование нельзя провести в рамках подхода, связанного с анализом частот дефолтов в подгруппах, из-за скудности данных и невозможности их разделения, то необходимо привлечь другую трактовку образования риск-фактора  $A$  формулы 2, а именно трактовку, изначально предложенную основоположником однофакторной модели О. Васичека [8].

## ИССЛЕДОВАНИЯ КОРРЕЛЯЦИИ АКТИВОВ

Согласно модели О. Васичека, случайной характеристике  $A$  приписывается значение величины

активов компании, а вывод формулы 3 базируется на общепринятом предположении о диффузионном характере изменения  $\ln(A)$ :

$$dA = rAdt + A\sigma dz, \quad (7)$$

где  $r$  — средний рост компании;  
 $\sigma$  — разброс.

Дефолт компании происходит при падении этой величины ниже некоторого барьера, определяемого долгом компании. Определяющий случайное поведение  $A$  случайный процесс  $z(t)$  имеет две случайные независимые составляющие, распределенные по нормальному закону:

$$z = \sqrt{R} \times x + \sqrt{1-R} \times \varepsilon,$$

где  $x$  — общий фактор;  
 $\varepsilon$  — идиосинкратический фактор;

Корреляционный параметр  $R$  в этом случае будет равен корреляции между изменением  $\ln(A)$  и рынком.

В качестве  $A_i$  берется рыночная капитализация компании вместе с ее долгом (по балансу). Корреляция вычисляется из коэффициента качества регрессии ( $R^2$ ) изменений логарифма активов одной компании по отношению к остальным. Мы рассмотрели группу из 41 российской компании, 20 из которых имеют международный рейтинг S&P и соответствующую вероятность дефолта (рис. 7). В качестве сравнения мы проанализировали перечень из 20 европейских биржевых индексов<sup>3</sup>, характеризующих размер капитализации рынка акций (Великобритания, Франция, Нидерланды, Германия и т.д.) (рис. 8). Целью анализа было выявить зависимость корреляции от годового оборота (размера) компании, а также от вероятности дефолта.

Из рис. 7 следует, что зависимость от  $PD$  не прослеживается, зависимость от размеров прослеживается с невысокой достоверностью.

Из рис. 8 следует, что зависимость от  $PD$  (рейтинга) также не прослеживается, тогда как зависимость от размеров прослеживается с высокой достоверностью. Чем меньше объем фондового рынка страны, тем меньше ее корреляция со всем рынком, т.е. поведение индекса фондовой капитализации для рынка меньшего объема в меньшей степени определяется индексами большинства стран.

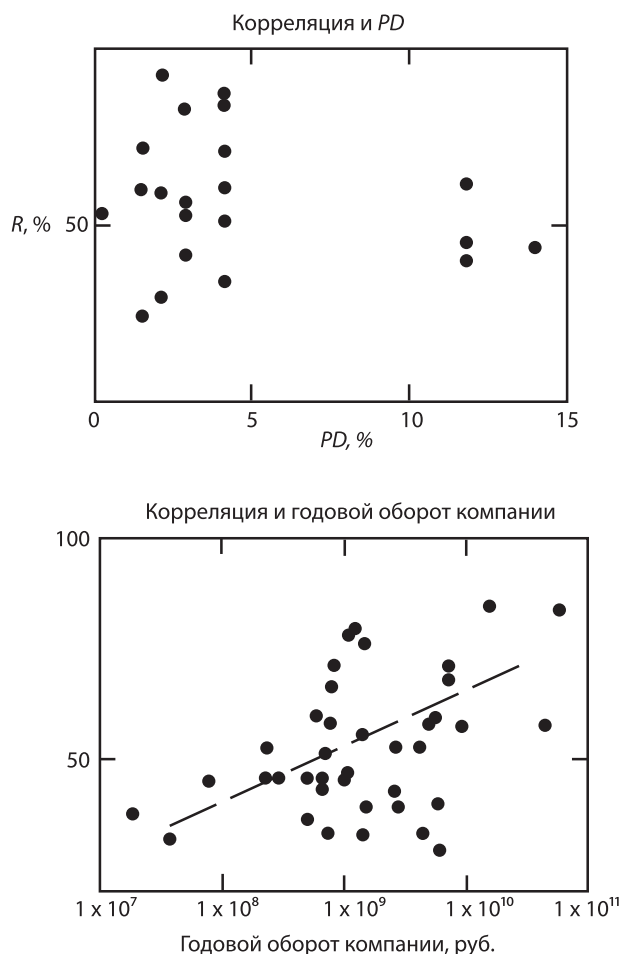
Статистический анализ зависимости корреляции российских компаний от размера годовой выручки представлен в табл. 3.

Усреднение параметра корреляции по отраслевому признаку приводит к зависимости, представленной в табл. 4.

Результаты усреднения по признаку долевого участия государства в долях компании приведены в табл. 5.

Из табл. 3–5 можно сделать предварительный вывод о том, что при выборе параметра корреляции важным является учет годовой выручки, а также отраслевой принадлежности компании.

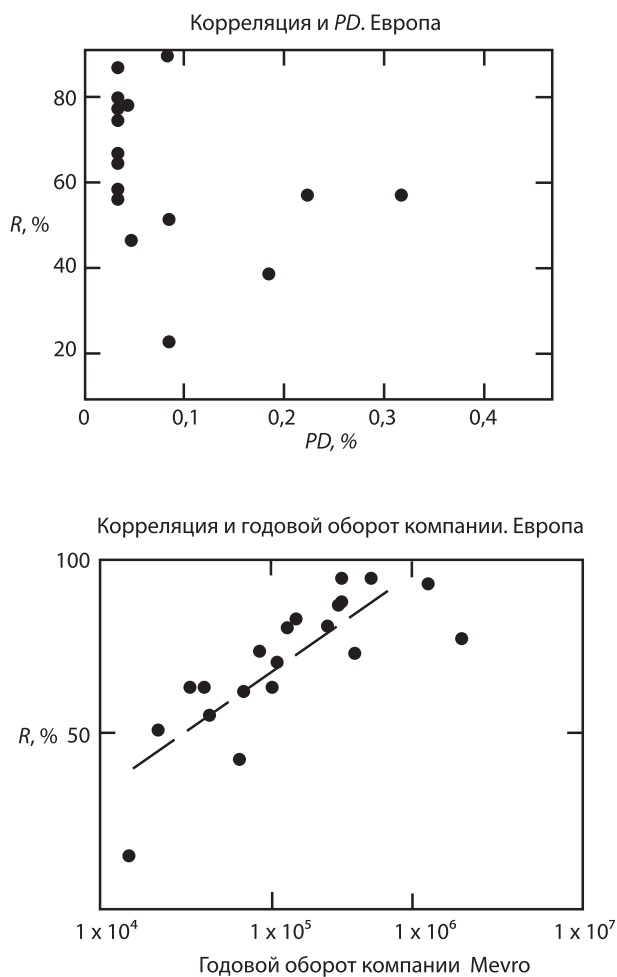
**Рис. 7.** Зависимость корреляционного параметра  $R$  от вероятности дефолта  $PD$  (соответствующей рейтингу) и от годового оборота компании



Влияние «близости» к государству на параметр корреляции, как показал анализ, незначительно. Влияние объема бизнеса подтверждается анализом зависимости корреляции от объема фондового рынка европейских государств — здесь зависимость в сторону роста прослеживается с высокой достоверностью. Зависимость от отрасли

<sup>3</sup> NMX Index (FTSE 350 — UK), DAX Index (Germany), MDAX Index, SBF250 Index (France — Paris Bourse), IBEX Index (Spain), SMI Index (Swiss), MIB30 Index (Milan Stock Exchange Italy), PSI20 Index (Lisbon Stock Exchange), ISEQ Index (Ирландия), ICEX115 Index (Исландия), AEX Index (Голландия). — Прим. авт.

**Рис. 8.** Зависимость корреляционного параметра  $R$  от вероятности дефолта  $PD$  (соответствующей рейтингу) и от капитализации фондового рынка страны



прослеживается со значительным отрывом от других отраслей в основном для банков. Это можно объяснить заметным влиянием общерыночного фактора на фондовый индекс банков в силу, видимо, существенной зависимости их бизнес-деятельности от состояния экономики в целом и фондового рынка в частности. Подобное положение естественно, поскольку банки обслуживают реальный сектор экономики с достаточной диверсификацией и в целом зависят от его

состояния сильнее, чем компании, расположенные в индивидуальных секторах.

Отдельным вопросом является поиск оправданного параметра корреляции для рынка кредитных услуг, предоставляемых физическим лицам. Этот рынок в России на данный момент только развивается, и невозможно провести достоверную калибровку параметра корреляции  $R$  по среднегодовым частотам невозвратов кредитов физическими лицами, поскольку для подобных расчетов необходима статистика за длительный период. Соглашение «Базель II» рекомендует устанавливать верхнюю границу параметра  $R$  на уровне 0,16. Наши предварительные расчеты по внутренним базам данных долей просрочек по отношению к объему задолженности за последние два года показывают, что параметр  $R$  в данном случае следует брать единым для физических лиц и на уровне 0,18. Это несколько выше, чем рекомендуется для развитых стран, но оправдано тем, что в переходный период рынок кредитных услуг, предоставляемых населению, может быть подвержен массовым кризисам из-за недостаточно разработанной юридической базы, отсутствия культуры восприятия потребителями подобного рода услуг, агрессивных методов захвата кредитного рынка и т.д.

В итоге при формировании значений коэффициента корреляции  $R$  для каждой корреляционной группы наиболее практичным, с учетом рекомендации документа «Базель II» о минимальной границе корреляции, будет распределить значения  $R$  в интервале от 0,12 до 0,20 (пропорционально их распределению в табл. 3 и 4) (табл. 6).

Табл. 6 не является абсолютным эталоном применения параметров «продвинутой» модели для определения требований к капиталу на российском кредитном рынке, она лишь отражает наше мнение, сложившееся в результате исследования вопроса зависимостей, которое, в свою очередь, тоже не претендует на полноту. Более тщательное исследование может выявить и более многозначную зависимость.

**Таблица 3.** Зависимость корреляции активов с рынком от годовой выручки компании

<b>Размер компании-эмитента в соответствии с объемом годовой выручки</b>	<b>Усредненный по классу уровень корреляции актива с остальными активами в выборке, %</b>	<b>Усредненный по классу уровень корреляции актива с индексом РТС, %</b>
Выручка < \$1 млрд	47	23
Выручка от \$1 до \$10 млрд	52	30
Выручка > \$10 млрд	75	54
Среднее значение для всех компаний	51,9	28,5

**Таблица 4.** Зависимость корреляции активов с рынком от отраслевой принадлежности

<b>Отрасль</b>	<b>Усредненный по классу уровень корреляции актива с остальными активами в выборке, %</b>	<b>Усредненный по классу уровень корреляции актива с индексом РТС, %</b>
Химия	36	16
Транспорт	36	6
Пищевая	38	12
Машиностроение	44	18
Услуги	45	24
Металлургия	49	28
Энергетика	57	40
Связь	59	31
Нефтегазовая	61	41
Банки	71	48
Среднее значение для всех отраслей	51,9	28,5

**Таблица 5.** Зависимость корреляции активов с рынком от участия государства

<b>«Близость» к государству</b>	<b>Усредненный по классу уровень корреляции актива с остальными активами в выборке, %</b>	<b>Усредненный по классу уровень корреляции актива с индексом РТС, %</b>
Нет	49	25
Контроль	53	31
Участие	54	30
Среднее значение для всех категорий	51,9	28,5

**Таблица 6.** Рекомендуемые значения параметров корреляции однофакторной модели IRB Approach по состоянию российского рынка периода 1998–2006 гг.

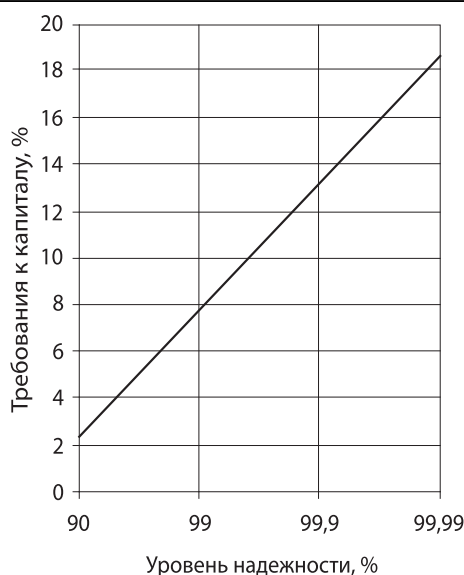
<b>Корреляционная группа</b>	<b>Значение параметра корреляции</b>
Финансовая организация	0,20
Очень крупная компания (группа) с оборотом более \$10 млрд / год	0,20
Крупная компания (группа) с оборотом от \$1–10 млрд / год	0,15
Компания с оборотом до \$1 млрд / год	0,12
Физические лица	0,18

## К ВОПРОСУ О ВЫБОРЕ АДЕКВАТНОГО УРОВНЯ НАДЕЖНОСТИ

Следующий важный параметр, который требует дополнительного определения, — это уровень надежности  $\alpha$  формулы 3. Базельский комитет рекомендует, без обоснования причин выбора, уровень  $\alpha = 99,9\%$ . Но насколько такой уровень оправдан для расчета требований к капиталу банка, если рейтинг этого банка ниже, чем в развитых странах, предполагается иметь при внедрении «продвинутого» подхода «Базель II» на уровне одобрения регулятором? График зависимости требований к капиталу (в процентах от объема ссуды под риском) от требований уровня надежности для «среднего» заемщика, согласно формуле 3 «продвинутого» подхода, изображен на рис. 9.

На рис. 9 показано, что в диапазоне требований к надежности от 99,0% до 99,9%, при неизменных параметрах сделки требования к капиталу увеличиваются в 1,7 раза, достигая при надежности

**Рис. 9.** График зависимости требований к капиталу от требований к уровню надежности для заемщика



Примечание:  $PD = 4\%$ ,  $LGD = 45\%$ , горизонт риска — 1 год.

99,9% значения 13,5%. Такое положение является критическим с учетом общего объема сделок среднего банка, тем более что схожий регулятивный показатель Н.1 (рассчитанный по методике ЦБ [9]) отношения собственных средств банка к объему совокупного риска устанавливается на уровне 10–11% (для банка с капиталом не менее €10 млн).

Определенный рейтинг, присваиваемый независимыми рейтинговыми агентствами (например Moody's, S&P, Fitch), предполагает отождествление его с определенной среднегодовой вероятностью дефолта  $PD$ , вычисленной с использованием собранных подобным агентством [10] статистических данных о дефолтах в соответствующих рейтинговых группах. Надежность компании, имеющей определенный актуальный рейтинг (и  $PD$ ), должна соответствовать уровню  $1 - PD$  (текущий рейтинг), в крайнем случае точно не превышать величину  $1 - PD$  (следующая ступень рейтинга). Это положение взято за основу таблицы требований к надежности банков, расположенных в развивающихся странах, которая используется BBVA и рекомендована соглашением «Базель II» [12] (табл. 7).

В данном случае, например, для банка имеющего текущий рейтинг В+ и претендующего на повышение рейтинга до ВВ-, максимально возможный уровень надежности целесообразно брать на уровне 99,1% (на уровне рейтинга ВВ).

## МЕТОДИКА УЧЕТА КОНЕЧНОЙ ДИВЕРСИФИКАЦИИ ПОРТФЕЛЯ. ШТРАФ ЗА КОНЦЕНТРАЦИЮ

Основная слабость подхода документа «Базель II» в распределении капитала заключается в том, что капитал не распределяется, а разбивается на некоторое количество долей, которые закрепляются за каждой сделкой независимо от ее суммы. Например, необеспеченная сделка одного заемщика на сумму \$1 млн потребует, по «Базель II», капитала, предположим, в 10%. Сделка

Таблица 7. Соответствие рейтинга и уровня надежности

Рейтинг	Уровень надежности, %
A- and above	99,90
BBB+	99,86
BBB	99,80
BBB-	99,70
BB+	99,50
BB	99,10
BB-	98,50
B+	97,50
B	95,50
B-	92,50
CCC+	88,09

на сумму \$100 млн потребует те же 10%, хотя она может оказаться настолько крупной, что ее риск никак не сможет обеспечить портфелю банка требуемую надежность. Это означает, что требования к капиталу по этой сделке могут возрасти и до 50% или даже до 100%. Таким образом, инвариантный подход к составлению портфеля может оказаться недостаточным для портфеля банка с невысоким уровнем диверсификации, тем более его некорректно применять к кредитному портфелю практически любого российского банка.

Непредвиденные потери, описываемые расчетной формулой 4, образовались в результате наихудшего сценария одновременного увеличения  $PD$  для всех заемщиков. Степень этого увеличения зависела от уровня корреляции каждой из компаний-заемщиков с общим фактором риска. Иными словами, непредвиденные потери были равны разнице между ожидаемыми потерями при условии реализации «наихудшего» сценария и ожидаемыми потерями, диктуемыми средним уровнем  $PD$  для каждого заемщика. Такой подход является точным для портфеля с неограниченным числом заемщиков, поскольку, согласно ему, при отсутствии корреляции компаний-заемщиков непредвиденных потерь не будет (при фиксированной сумме портфеля). Это возможно только при выполнении условия применимости закона «больших чисел», однако даже при условии

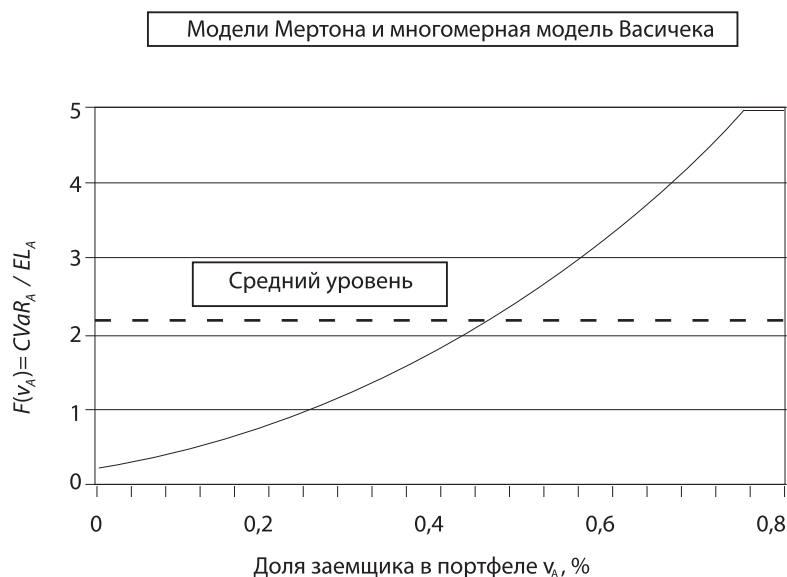
отсутствия корреляции возможно случайное банкротство значительно большей, чем ожидается, группы заемщиков. Следовательно, под такие непредвиденные потери необходим дополнительный резерв капитала, учитывающий конечную диверсификацию. Этот учет особенно актуален для относительно небольших (в мировых масштабах) банков т.е. для всех российских банков за исключением таких лидеров, как, например, Сбербанк РФ.

Известно, что доля требования к капиталу увеличивается при росте вклада сделки в портфель. Например, в докладе Götz Giese (Commerzbank AG, 14 апреля 2005 г.) он описан как «фактор штрафа» (penalty-factor) и проиллюстрирован графиком, в котором под параметром  $CVaR_A$  подразумевается неожиданные потери, а под  $EL_A$  — ожидаемые. По оси абсцисс отложена доля вклада  $EAD$  заемщика в портфель (рис. 10).

Зависимость штрафа от размера сделки носит экспоненциальный характер, что также имеет строгое научное обоснование [12]. Однако в этом исследовании авторы при расчете формулы распределения капитала не учитывали влияние общего фактора, а исходили только из величины капитала под риск, рассчитанного с использованием модели CreditRisk+ [13].

Наиболее простое обобщение формулы (4), учитывающее штраф за концентрацию, будет выглядеть следующим образом:

**Рис. 10.** Фактор штрафа за концентрацию, изменение отношения неожиданных потерь к ожидаемым при увеличении доли заемщика в портфеле



Примечание: кривая фактора штрафа имеет экспоненциальную форму.

$$UL_{real} = EAD \times LGD \times (PD_y(N^{-1}(\alpha), PD) \times \frac{\sum_G EAD}{\sum_P EAD} - PD) \times MatAd, \quad (5)$$

где  $\sum_G EAD$  — совокупный объем задолженности под дефолтом на сделки связанных в группу G заемщиков; P — портфель.

За степень значимости величины штрафа отвечает коэффициент штрафа *pf*. Значение этого параметра зависит от структуры портфеля, уровня требуемой надежности для портфеля с низкой диверсификацией требования к капиталу  $\sum UL_{real}$  и может значительно превосходить требования  $\sum UL_{Basel}$ . Для определения значения параметра *pf* необходимо определить совокупный риск  $CAR_\alpha$  и решить следующее уравнение:

$$CAR_\alpha = \sum_P e^{pf \times \frac{\sum_G EAD}{\sum_P EAD}} \times EAD_p \times LGD_p \times PD_y(N^{-1}(\alpha), PD_p(M_p)). \quad (6)$$

Определить совокупный риск можно многими способами, единого общепризнанного наиболее эффективного подхода нет. Например, одним из методов может быть моделирование портфеля CreditMetrics [14], или моделирование с помощью CreditRisk+.

### РАСЧЕТ КАПИТАЛА ПОД РИСК С ПРИМЕНЕНИЕМ ГИБРИДНОГО МЕТОДА «CREDITRISK+ ОДНОФАКТОРНАЯ МОДЕЛЬ»

Для нахождения справедливого уровня капитала под риск формулы 5 необходимо одновременно

учесть два процесса его формирования. Первый процесс отвечает за непредвиденные потери, вызванные возможностью одновременного ухудшения кредитоспособности (роста  $PD$ ) под воздействием общего фактора риска, совокупный риск в этом процессе не зависит от структуры портфеля и является асимптотическим по количеству единиц риска (бесконечная гранулированность). Второй процесс связан с конечным числом рискованных единиц портфеля и дает прирост требований к капиталу из-за возможности отклонения относительного числа дефолтов от ожидаемой величины, при предельном значении фактора риска, в сторону ухудшения всех значений  $PD$  портфеля. Иными словами, непредвиденные потери такого процесса объясняются дополнительной вероятностью неудачного выпадения числа дефолтов выше среднестатистического уровня вследствие ограниченного числа единиц риска. Построение модели учета влияния этих двух процессов даст возможность определения значения параметра  $pf$  [5].

Мы предлагаем метод учета влияния указанных процессов в расчете непредвиденных потерь (а также и требований к капиталу), заключающийся в сочетании расчета капитала с помощью упрощенного варианта модели CreditRisk+, который предполагает независимость банкротств заемщиков, и вариации величин вероятности дефолтов для возможных значений общего фактора  $Y$  формулы 3<sup>5</sup>. Назовем это гибридной методикой, суть которой заключается в следующем:

1) построить базовую последовательность значений  $Y_k$ ,  $k = 1 \dots M$ , подчиняющуюся стандартному нормальному распределению (вариант последовательности и метод ее построения приведен в Приложении), а также последовательность весов  $W_k$  каждого значения  $Y_k$ ;

2) сгенерировать  $M$  возможных векторов вероятностей дефолтов для каждого заемщика /

группы кредитного портфеля, однако эти векторы не равнозначны, а имеют веса  $W_k$ ;

3) для каждого из векторов вероятностей дефолтов построить распределение вероятностей потерь по методике CreditRisk+;

4) построить суммарное распределение путем сложения  $M$ -распределений с весами  $W_k$ ;

5) при заданном уровне надежности найти VaR построенного распределения, который является мерой капитала под риск, состоящей из ожидаемой и непредвиденной частей;

6) обращая VaR в денежный эквивалент капитала под риск (CaR), решить уравнение 6, которое даст значение параметра  $pf$  фактора штрафа за концентрацию.

Значения  $Y_k$  и веса необходимо выбрать так, чтобы наиболее тщательный расчет осуществить для наихудших значений  $Y$  формулы 3. Безусловно, вес наихудших значений будет уменьшаться, но, тем не менее, в оценке меры хвоста распределения вероятностей потерь (VaR) эти значения наиболее важны.

В предельных случаях, при стремлении к нулю корреляционного параметра  $R$ , все векторы вероятностей дефолтов станут эквивалентными исходному вектору средних вероятностей для каждого заемщика, и данный подход даст обычное решение как для независимых заемщиков, в котором VaR будет определяться только распределением совместных непредвиденных банкротств числа заемщиков выше среднего. В случае количества заемщиков, стремящегося к бесконечности<sup>6</sup> (бесконечная гранулированность), для каждой новой генерации бесконечного вектора вероятностей дефолтов распределение будет близко к дельта-функции<sup>7</sup> с центром, близким к среднему значению уровня потерь для такого вектора (доля непредвиденных потерь неудачного выпадения числа дефолтов выше среднего близка к нулю). Результирующее

<sup>5</sup> Несмотря на некоторое допущение независимости, в целом по портфелю заемщики будут зависимы, поскольку вероятна возможность одновременного увеличения  $PD$  вследствие связи через корреляцию с общим фактором риска. — Прим. авт.

<sup>6</sup> Предполагается, что распределение EAD таких заемщиков близко к равномерному. — Прим. авт.

<sup>7</sup> Дельта-функция является пределом нормального распределения с центром в заданной точке и стандартным отклонением, стремящимся к нулю. — Прим. авт.



распределение, содержащее непредвиденную составляющую, будет в данном случае полностью определяться формулой 4 «продвинутого» подхода, и результат будет соответствовать рекомендованному документом «Базель II» распределению случайной частоты дефолтов, а относительный уровень капитала будет стремиться к инвариантному принципу составления портфеля.

Пересчет коэффициента штрафа за концентрацию должен проводиться не реже одного раза в квартал и является обязательным при изменении 20% состава или суммы кредитного портфеля с момента последнего пересчета.

При расчете требований к капиталу на однородные портфели и на ссуды малому и среднему бизнесу (ниже 1% капитала банка) штраф за концентрацию можно не учитывать.

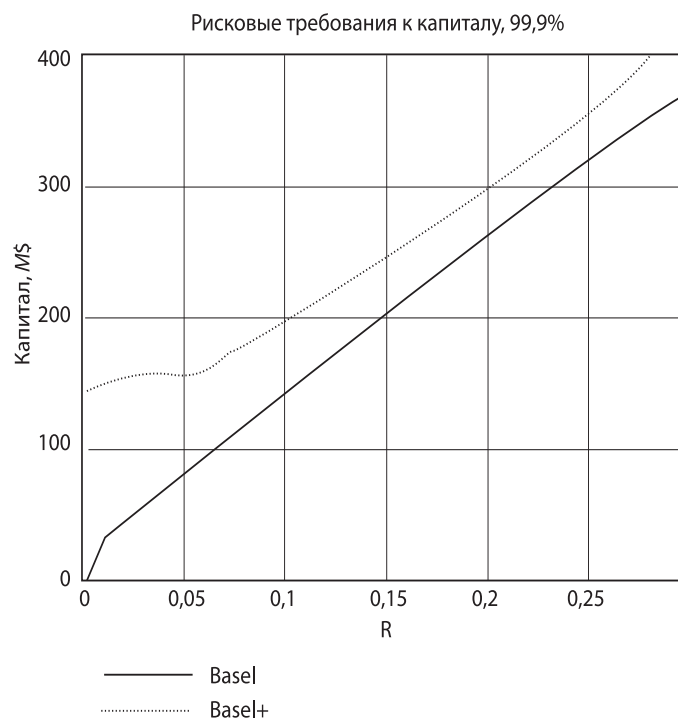
На рис. 11 представлен пример расчета кредитного риска для портфеля банка, близкого к реальному, имеющему совокупный EAD = \$3 млрд. Портфель имеет средний уровень диверсификации — около 20 крупных, 50 средних и 200 мелких заемщиков.

На рис. 11 показано, что штраф за концентрацию для  $R = 0,1-0,25$  составляет около \$40–50 млн.

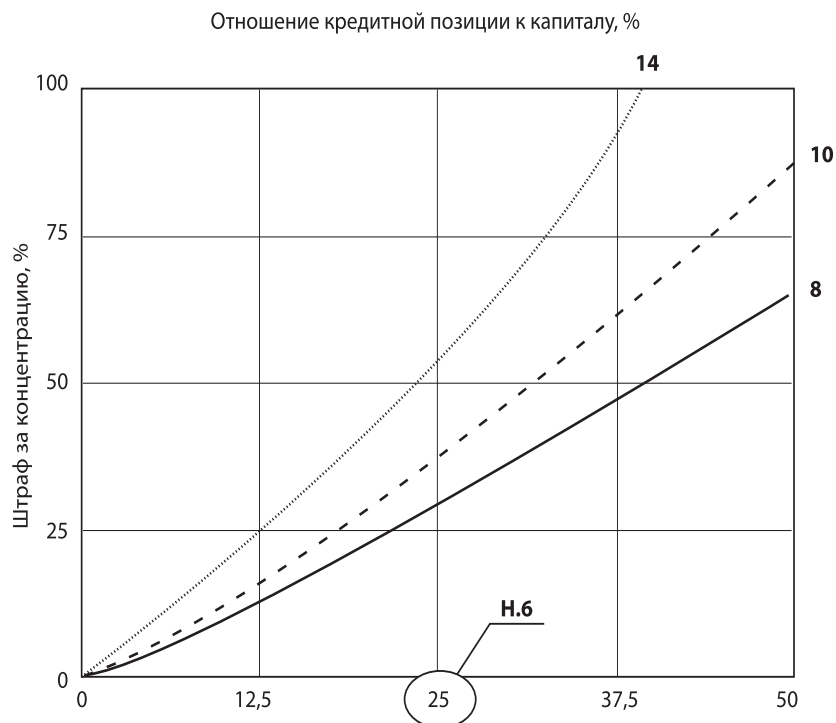
Расчеты по различным портфелям показывают, что значение фактора штрафа  $pf$  в основном лежит диапазоне 8–14 единиц, в зависимости от диверсификации портфеля. На рис. 12 для собственного капитала в 12,5% от позиции портфеля показаны графики зависимости величины штрафа от отношения величины совокупной задолженности на группу связанных заемщиков.

На рис. 12 показано, что при достижении концентрации в 25% капитала (на границе показателя Н.6) штраф составляет 30–50%. При

**Рис. 11.** Зависимость требований к капиталу от уровня однофакторной корреляции для «инвариантной» и гибридной методик



**Рис. 12.** Типичные нормы штрафов за концентрацию для среднего банка по отношению EAD к капиталу (подразумевался капитал на уровне 12,5% кредитных активов)



превышении концентрации в 2 раза от официальной нормы<sup>8</sup> штраф может достигать 70–200%.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

«Продвинутый» подход, рекомендуемый Базельским комитетом, является эффективным инструментом управления и измерения кредитного риска, модель, заложенная в его основу, является конструктивной, однако требует внимательной проработки параметров. Рекомендуемые значения могут оказаться неверными, и это приведет к искажению окончательных результатов и неоправданности применения модели для нужд кредитного

риск-менеджмента. Кроме того, факт ограниченной диверсификации реального портфеля может «добавить» к требованиям еще 20–40% от значений, рекомендуемых «продвинутым подходом». Более реалистично следует подходить и к выбору параметра надежности, т.к. уровень в 99,9% явно завышен для расчета требования к капиталу банка, не принадлежащего к мировым лидерам.

Рекомендации по параметрам, данные в настоящей статье, являются предварительными. Для их уточнения требуется ряд дополнительных исследований. Безусловно, рекомендации, данные в соглашении «Базель II», не являются безукоризненными, в частности для российского кредитного рынка, и требуют серьезного пересмотра.

<sup>8</sup> В целях повышения эффективности управления кредитными рисками группу связанных заемщиков необходимо понимать более широко, чем предписывает официальная норма Инструкции 110-И ЦБ РФ. — Прим. авт.

## ИСТОЧНИКИ

1. Basel II: International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: a Revised Framework. — <http://www.bis.org/publ/bcbs107.htm>.
2. Петров Д.А., Помазанов М.В. Кредитный риск-менеджмент как инструмент борьбы с возникновением проблемной задолженности. // Банковское кредитование. — 2008. — №6.
3. Vasicek O. (1987). Probability of Loss on Loan Portfolio. Moody's KMV. — [http://www.defaultrisk.com/pp\\_model\\_60.htm](http://www.defaultrisk.com/pp_model_60.htm).
4. Gürtler M., Heithecker D. (2005). Multi-Period Defaults and Maturity Effects on Economic Capital in a Ratings-Based Default-Mode Model. — [http://www.fwi.tu-bs.de/forschung/working\\_paper/FW19.pdf](http://www.fwi.tu-bs.de/forschung/working_paper/FW19.pdf).
5. Lopez J.A. (2002). *The empirical relationship between average asset correlation, firm probability of default and asset size*. San Francisco: Economic Research Department, Federal Reserve Bank of San Francisco.
6. An Explanatory Note on the Basel II IRB Risk Weight Functions (2005). — Basel Committee on Banking Supervision. — <http://www.bis.org>.
7. Официальный сайт Высшего Арбитражного Суда РФ. — <http://www.arbitr.ru>.
8. Vasicek O. (1987). Probability of Loss on Loan Portfolio. KMV Corporation. — [http://www.defaultrisk.com/pp\\_model\\_60.htm](http://www.defaultrisk.com/pp_model_60.htm).
9. Инструкция от 16 января 2004 г. №110-И «Об обязательных нормативах банков». Центральный банк РФ. [http://www.cbr.ru/pwa.asp?file=040115\\_1659\\_Norm\\_bank.htm](http://www.cbr.ru/pwa.asp?file=040115_1659_Norm_bank.htm).
10. Annual 2006 Global Corporate Default Study And Rating Transitions, S&P. — <https://creditpro.standardandpoors.com/pdf/Default%20Study%20-%20Shortest%20Version.pdf>.
11. Martin R., Thompson K., Browne Ch. (2001). «VaR: who contributes and how much?». *Risk*, Vol. 14(8), pp. 99–102.
12. Comments on the Consultative Document «The New Basel Capital Accord» (CP3): Impact of BIS II on Capital Requirements in Emerging Markets: Diversification Effects and Implicit Confidence Level. — <http://www.bis.org/bcbs/cp3/spabanass.pdf>.
13. CreditRisk+: A Credit Risk Management Framework. — [http://www.creditrisk.ru/publications/files\\_attached/creditrisk.pdf](http://www.creditrisk.ru/publications/files_attached/creditrisk.pdf).
14. CreditMetrics™ — Technical Document. — [http://www.creditrisk.ru/publications/files\\_attached/creditmetrics\\_techdoc.pdf](http://www.creditrisk.ru/publications/files_attached/creditmetrics_techdoc.pdf).

**ПРИЛОЖЕНИЕ.**

Определение последовательности значений общего фактора риска  $Y_k$  и соответствующих весов  $W_k$

Найти эту последовательность можно с помощью стандартного нормального распределения:

$$N(x) = \int_{-\infty}^x \rho(\xi) d\xi, \quad \rho(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

и обратной величины нормального распределения  $x = N^{-1}(p)$ . Для этого необходимо:

- 1) задать конечную последовательность  $g_k, k = 1 \dots M - 1$  сумм весов  $W_k, g_k = 1 - 1/2^k, g_M = 1$ , при этом, очевидно,  $W_k = 1 / 2^k$ ;
- 2) найти точки  $x_k$  границ отрезков, в которых расположены искомые значения  $Y_k$ , по формуле  $x_k = N^{-1}(g_k)$ ,

$k = 1 \dots M - 1$ , при этом  $x_M = +\infty, x_0 = -\infty$ ;

3) значения  $Y_k$  определяются как средние на отрезках  $(x_{k-1}, x_k)$  по нормальному распределению, т.е. по формуле:

$$Y_k = \frac{\int_{x_{k-1}}^{x_k} x \times \rho(x) dx}{W_k} .$$

В таблице приведен один из возможных вариантов выбора значений общего фактора риска  $Y_k$  и соответствующих весов  $W_k$  для  $M = 11$ .

№	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
$Y_k$	-0,798	0,325	0,895	1,326	1,683	1,994	2,273	2,526	2,761	2,98	3,374
$W_k$	0,5	0,25	0,125	0,062	0,031	0,016	0,007813	0,003906	0,001953	0,000977	0,000977