

**БАНКОВСКИЕ РИСКИ:
ТЕОРИЯ, ПРАКТИКА,
МЕТОДОЛОГИЯ**

ФОРМУЛА КОМПЕНСАЦИИ ОСТАТОЧНОГО РИСКА ПОТЕРЬ В СЛУЧАЕ ДЕФОЛТА

В статье представлена формула компенсации несмещенного значения потерь в случае дефолта (LGD), полученного из статистических расчетов восстановления, до величины, которая учитывает остаточный риск разброса данного показателя, обусловленный ярко выраженной бимодальностью эмпирического распределения LGD. Формула актуальна для не скорректированного на остаточный риск и концентрацию продвинутого подхода к расчету требований к капиталу, рекомендованного Базельским комитетом по банковскому надзору.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: остаточный риск, LGD, PD, EAD, ПВР, восстановление после дефолта, разброс LGD

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ОСТАТОЧНОГО РИСКА РАЗБРОСА LGD

Показатель потерь в случае дефолта (Loss Given Default, LGD) — один из важнейших параметров оценки кредитного риска. Наряду с показателями вероятности дефолта (Probability of Default, PD) и величины денежных средств под риском (Exposure at Default, EAD) он представляет собой ключевой параметр при расчете регуляторных требований, а также требований к экономическому капиталу в рамках подхода, основанного на внутренних рейтингах (ПВР) [15]. Целью оценки LGD является точное количественное определение уровня риска восстановления, «унаследованного» в рамках риска дефолта. Для банка стимулом к построению моделей для оценки LGD служит возможность получить разрешение со стороны регулятора использовать ПВР для расчета резервов и требований к экономическому капиталу. Обратной величиной к LGD является ставка восстановления после дефолта (Recovery Rate, RR). Поскольку $RR = 1 - LGD$, моделирование RR является тождественным LGD.



Помазанов Михаил Вячеславович — к. ф. -м. н., руководитель подразделения валидации блока «Риски» ПАО «Промсвязьбанк». Автор более 25 научных работ, в том числе двух монографий (г. Москва)

Показатель RR или его обратная величина $LGD = 1 - RR$ на практике демонстрирует случайную динамику и имеет типичный частотный профиль, изображенный на рис. 1.

Во многих эмпирических исследованиях отмечается его бимодальность с большей концентрацией наблюдений в нуле и около единицы и более высоким значением LGD в периоды экономических рецессий. Об этом свидетельствуют результаты ряда эмпирических работ по ипотечному кредитованию [2, 7] и корпоративному кредитованию, в том числе по рынку корпоративных облигаций [10, 12, 18, 19], поэтому для расчета непредвиденных потерь необходимо учесть волатильность LGD в дополнение к его ожидаемой оценке. Разброс LGD , усиленный бимодальностью

распределения, вносит вклад в непредвиденные потери, которые являются базовой составляющей остаточного кредитного риска¹.

Типовая модель разброса LGD формулируется с помощью следующего общеупотребительного соотношения [14]:

$$D(LGD_i) = \gamma \times E(LGD_i) \times (1 - E(LGD_i)), \quad (1)$$

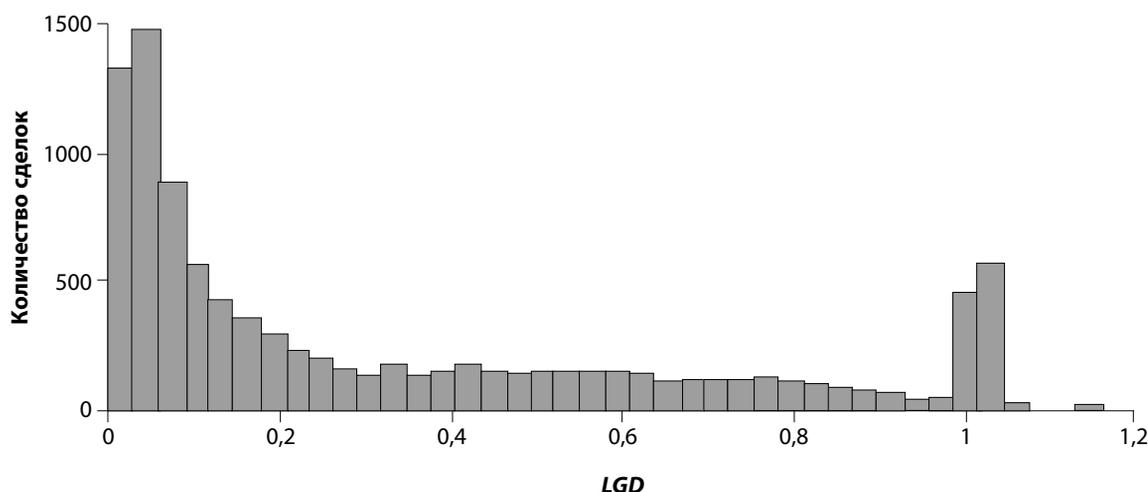
где D — дисперсия (квадрат стандартного отклонения);

E — математическое ожидание;

$i = 1, \dots, N$ — индекс модельно однородной популяции² LGD ;

γ — параметр, теоретически принадлежащий отрезку $[0, 1]$, его типовое значение $\gamma = 0,25$ предлагается, например, при подходе CreditMetrics [9].

Рис. 1. Типичное распределение уровня потерь после дефолта LGD по количеству сделок



¹ По определению, данному, например, Банком России (см. указание Банка России от 15 апреля 2015 г. №3624-У «О требованиях к системе управления рисками и капиталом кредитной организации и банковской группы» [5]), остаточный риск — это риск, оставшийся после действий банка по снижению риска, присущего его деятельности. Допустим, для восстановления задолженности после дефолта банк принимает меры (т.е. требует обеспечение), на основании которых статистически справедливо ожидает долю восстановления $RR = 1 - LGD$. Предположим, эта доля восстановления будет иметь место на статистически значимом портфеле. Однако из-за разброса LGD и гранулированности дефолтной части портфеля будут наблюдаться отклонения от ожидаемого значения, в том числе в сторону убытков. Это и дает непредвиденные потери, относящиеся к остаточному риску. — *Здесь и далее прим. авт.*

² Под модельно однородной популяцией следует понимать, например, такие отраслевые сегменты заемщиков, как «Банки», «Физические лица, потребительские кредиты», «Массовый сегмент малого бизнеса», «Крупный корпоративный бизнес», в том числе кредитуемые в определенном банке, и т.п. Разумно классифицировать сегменты LGD кредитных активов по бизнес-моделям или финансовым инструментам. Для каждого сегмента возможны различные параметры γ .

Предполагая, что в рамках ПВР модель LGD соответствует средним статистическим наблюдениям восстановлений, т.е. относительно средних она не завышает и не занижает оценку, полагаем $E(LGD_d) = LGD_d$. На практике параметр γ можно уточнить статистически на этапе валидации внутренней модели LGD , например по следующей формуле:

$$\gamma = \frac{\sum_{d \in D} (\widehat{LGD}_d - LGD_d)^2}{\sum_{d \in D} LGD_d \times (1 - LGD_d)}, \quad (2)$$

где LGD_d — модельная оценка LGD дефолтера до дефолта;

\widehat{LGD}_d — наблюдаемые потери после завершения процесса восстановления дефолтной задолженности.

В работе Б.Н. Антоновой [1] представлен результат оценки LGD российских дефолтных эмитентов по данным информационно-аналитического агентства Cbonds. За период наблюдения с 31 декабря 2002 г. по 31 декабря 2011 г. 124 российских корпоративных эмитента допустили реальный дефолт по рублевым корпоративным облигациям, которые обращались на ММВБ. Под реальным дефолтом понимается неисполнение обязательства эмитентом до истечения льготного периода. На основании выбранного автором метода были рассчитаны RR по дефолтам корпоративных облигаций, выпущенных российскими эмитентами в количестве случаев $n = 59$, которые сформировали статистическую выборку. Общим итогом оценки оказалась средняя ставка $RR = 48,8\%$ ($LGD = 51,2\%$) при стандартном отклонении $\sigma RR = \sigma LGD = 29,2\%$. Для случая нечувствительной к модели оценки LGD на уровне среднего формула (2) примет простой вид:

$$\gamma = \frac{n-1}{n} \times \frac{\sigma RR^2}{(1-RR)RR} = 0,34.$$

Численная оценка γ опирается на результат оценки модельного LGD как среднего LGD без построения уточняющей модели. Эту оценку, данную на эмитентах, можно считать консервативной оценкой параметра γ неопределенности LGD для

российского рынка облигаций. Полезно оценить статистическую погрешность параметра γ , поскольку при разработке модели LGD статистики часто недостаточно. Оценка сверху для $\sigma\gamma$ следующая:

$$\frac{\sigma\gamma}{\gamma} \cong \frac{1}{\sqrt{n}} \left(\sqrt{2} + \sigma LGD \frac{|2LGD - 1|}{LGD(1-LGD)} \right). \quad (3)$$

Оценка (3) среднеквадратического отклонения статистической погрешности γ дается при условии, что модельный LGD равен среднему. Статистическая погрешность (оценка стандартного отклонения погрешности) для вышеуказанной выборки в 59 эмитентов составила $\sigma\gamma = 0,06$.

В вышеупомянутой работе [1] были также отдельно оценены показатели средних RR и стандартных отклонений для нескольких отраслевых сегментов. Результаты оценки отдельных параметров γ представлены в табл. 1.

На рис. 2 даны диапазоны γ с учетом стандартных отклонений, обусловленных статистической погрешностью.

Из рис. 2 видно, что с учетом статистической погрешности для разных отраслевых сегментов диапазоны возможных значений γ существенно пересекаются. Исключением является только легкая промышленность, но в этом сегменте очень мало измерений, и, возможно, это просто экстремальный результат, который принято отбрасывать в статистических измерениях.

В работе Р. Янковича и др. [16] представлен расчет уровней восстановления по дефолтным облигациям США в период с июля 2002 г. по октябрь 2010 г., а также стандартных отклонений, собрана достоверная статистика. Аналогичный расчет γ для компаний нефинансового сектора показан в табл. 2 в отраслевом разрезе и в целом.

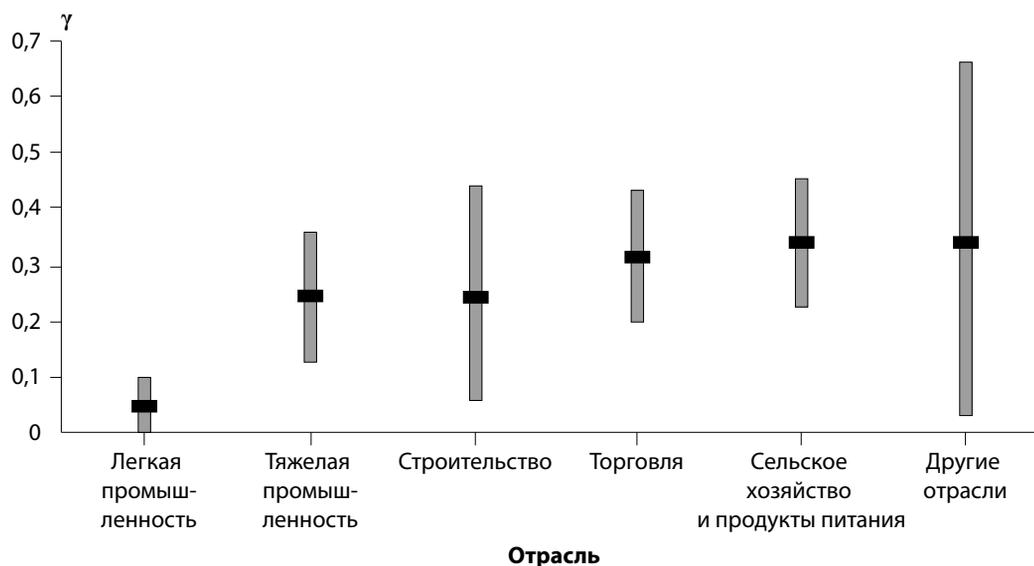
На рис. 3 показаны диапазоны γ с учетом стандартных отклонений, обусловленных статистической погрешностью.

Если сравнить результаты восстановления дефолтных облигаций США и России, полученные на аналогичных периодах наблюдений, то очевидно, что средний уровень восстановления в США

Таблица 1. Параметры γ для различных отраслевых сегментов дефолтных облигаций России

Отрасль	Среднее восстановление, %	Стандартное отклонение, %	Количество наблюдений	γ
Легкая промышленность	19,4	10	4	0,05
Тяжелая промышленность	63,3	25	11	0,24
Торговля	48,5	29	15	0,31
Строительство	57,2	27	6	0,25
Сельское хозяйство и продукты питания	50,6	30	18	0,34
Другие отрасли	24,4	28,2	5	0,34
Итого	48,8	29,2	59	0,34

Рис. 2. Диапазоны γ для разных отраслевых сегментов России с учетом стандартных отклонений, обусловленных статистической погрешностью

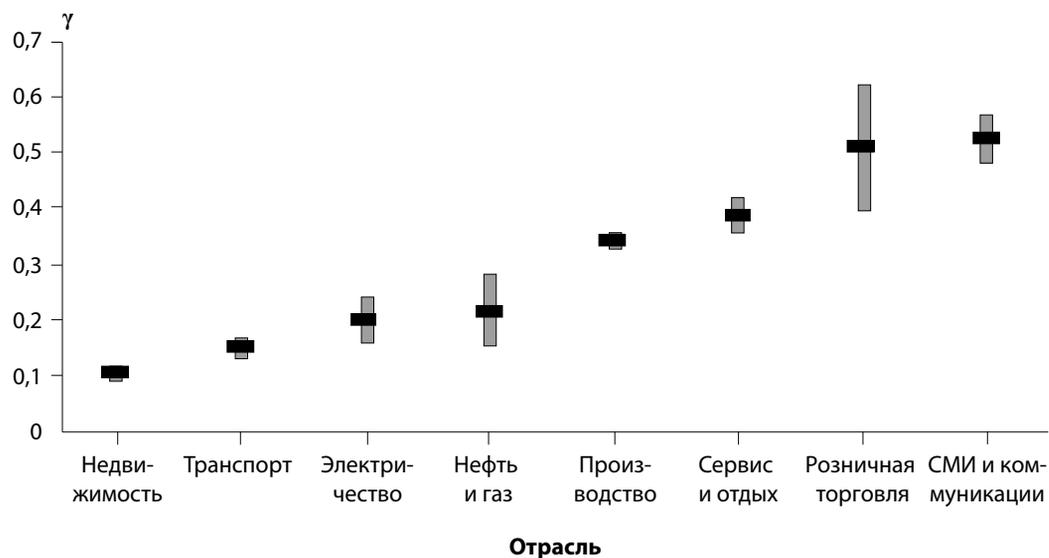


оказался на 10% ниже российского, однако средний параметр волатильности γ практически совпал с российским на уровне $\gamma = 0,34$. Однако выявляется четкая стратификация значений γ по отраслевым сегментам, в частности, минимальный

уровень параметра волатильности имеет сегмент «Недвижимость» ($\gamma = 0,1$), максимальный — сектора «Розничная торговля» и «СМИ и коммуникации» ($\gamma = 0,5$). Учет статистической погрешности, очевидно, отвергает гипотезу о независимости γ ,

Таблица 2. Параметры γ для различных отраслевых сегментов дефолтных облигаций США

Отрасль	Среднее восстановление, %	Стандартное отклонение, %	Количество наблюдений	γ
Недвижимость	41,97	16,05	71	0,10
Транспорт	38,17	18,85	70	0,15
Электричество	48,03	22,67	39	0,20
Нефть и газ	44,37	23,68	21	0,22
Производство	38,93	28,55	573	0,34
Сервис и отдых	38,65	30,37	190	0,39
Розничная торговля	33,4	34,19	33	0,51
СМИ и коммуникации	34,7	34,56	163	0,52
Итого	38,68	28,22	1160	0,34

Рис. 3. Диапазоны γ для разных отраслевых сегментов США с учетом стандартных отклонений, обусловленных статистической погрешностью

в частности, от отраслевого сегмента, поэтому при построении модели LGD имеет смысл также строить отраслевую модель для параметра волатильности γ . При недостатке наблюдений возможно остановиться на предположении, что $\gamma = \text{const}$ для всех измерений внутри модельно однородной популяции, но это закрепит модельную ошибку.

МОДЕЛЬ ОСТАТОЧНОГО РИСКА РАЗБРОСА LGD

Проблема корреляции PD и LGD (или RR) является одной из ключевых при оценке кредитного риска. Например, в обзорной работе Л. Аллен и Э. Сондерса [6] демонстрируются расчеты, согласно которым взаимодействие PD и LGD увеличивает ожидаемые потери и требования к капиталу почти до 30%. Однако модели оценки кредитного риска портфеля зачастую базируются на предположении о том, что показатель LGD фиксирован и независим от PD . П. Миу и Б. Оздемир [17] отмечают, что при игнорировании в модели корреляции PD и LGD последний в среднем должен быть увеличен на 6% (с 35% до 41%) для компенсации эффекта данной корреляции.

Вместе с тем результаты исследований М. Ермоловой и Г. Пенникаса [11] не позволяют утверждать, что существует зависимость между данными компонентами кредитного риска для российского рынка корпоративных облигаций. Обобщение риск-метрик, учитывающее зависимость LGD от PD в рамках предлагаемого подхода, возможно представить в виде зависимости LGD от нормально распределенной случайной величины, подразумевая, что параметр γ — это константа. В таком случае рекомендуется воспользоваться одной из моделей $LGD(PD(Y))$, представленных в работе Дж. Фрая и М. Якобса [13], но следует иметь в виду, что определение базовых требований к экономическому капиталу бесконечно гранулированного портфеля в рамках скорректированной однофакторной модели будет отличаться от расчета

по формуле, рекомендуемой Базельским комитетом по банковскому надзору.

В рамках подхода (1), моделирующего разброс LGD , возможен самый простой, непрерывный вариант моделирования распределения потерь после дефолта — это потери $Loss = L \times EAD$ с вероятностью pL и потери $Loss = 0$ с вероятностью $1 - pL$. Параметры L и pL можно определить из следующих условий:

$$\begin{cases} E(Loss) = LGD \times EAD \\ D(Loss) = \gamma \times LGD \times (1 - LGD) \times EAD^2. \end{cases}$$

Эти условия дают единственное для L и pL решение:

$$\begin{cases} L = \gamma + (1 - \gamma) \times LGD \\ pL = \frac{LGD}{\gamma + (1 - \gamma) \times LGD}. \end{cases}$$

Тогда метрики, в которых могут быть определены скорректированные PD и EAD , будут установлены в следующем виде:

$$\begin{aligned} E_{\gamma} &= EAD \times (\gamma + (1 - \gamma) \times LGD), \\ PD_{\gamma} &= PD \times \frac{LGD}{\gamma + (1 - \gamma) \times LGD}. \end{aligned} \quad (7)$$

Граничные значения для двух случаев: $\gamma = 0$ (отсутствие неопределенности LGD) и $\gamma = 1$ (максимальная неопределенность LGD) будут означать следующее. Для первого случая:

$$\begin{aligned} PD_0 &= PD; \\ E_0 &= EAD \times LGD \end{aligned}$$

Для второго случая:

$$\begin{aligned} PD_1 &= PD \times LGD; \\ E_1 &= EAD. \end{aligned}$$

Очевидно, что второй случай подразумевает большую экспозицию к дефолту и для него должно быть выше требование к капиталу, несмотря на то что вероятность потерь снизится. Этот вопрос был исследован в статье Й. Витзаны [22]. Автор использовал однофакторный подход расчета капитала, рекомендуемый Базельским комитетом по банковскому надзору, с учетом параметра LGD ,

впервые представленный в работе О. Васичека [21]. На основе крайних сценариев, представленных выше, удалось оценить VaR (Value at Risk) LGD как разницу между требованием к капиталу в этих двух случаях. Разница оказалась положительной и монотонной по отношению к параметрам модели, в том числе ожидаемого уровня LGD .

Мы будем действовать аналогично в парадигме рекомендованного соглашением «Базель II» подхода к оценке требований к экономическому капиталу, созданного на основе формулы Васичека [21], а именно:

$$UL_{\gamma} = E_{\gamma} \times \left(N \left(\frac{N^{-1}(PD_{\gamma}) + \sqrt{R} \times N^{-1}(0,999)}{\sqrt{1-R}} \right) - PD_{\gamma} \right),$$

где UL — оценка непредвиденных потерь при рекомендуемом уровне надежности 0,999 (может быть изменен);

N и N^{-1} — стандартное нормальное и обратное распределение соответственно;

R — параметр корреляции.

Очевидно, UL_0 превращается в стандартную рекомендованную форму оценки капитала в соответствии с продвинутым подходом соглашения «Базель II». Определим $ULGD_{\gamma}$ как вклад в капитал по отношению к EAD :

$$ULGD_{\gamma} = \frac{UL_{\gamma} - UL_0}{EAD},$$

который и будет ответствен за влияние параметра γ разброса LGD на требования к капиталу (т.е. непредвиденные потери).

$$ULGD_{\gamma} = (\gamma + (1-\gamma) \times LGD) \times \left(N \left(\frac{N^{-1}(PD_{\gamma}) + \sqrt{R} \times N^{-1}(0,999)}{\sqrt{1-R}} \right) - LGD \times N \left(\frac{N^{-1}(PD) + \sqrt{R} \times N^{-1}(0,999)}{\sqrt{1-R}} \right) \right). \quad (8)$$

Очевидно, $ULGD_0 = 0$. На рис. 4 представлены графики поведения $ULGD_{\gamma}$ на всем диапазоне значений $\gamma \in [0, 1]$.

На рис. 4 видно, что в представленных примерах значений корреляции R , надежности 0,999 и PD требования капитала монотонно возрастают с ростом коэффициента неопределенности γ .

ФОРМУЛА LGD С УЧЕТОМ КОМПЕНСАЦИИ ОСТАТОЧНОГО РИСКА

Компенсация остаточного риска в части, обусловленной разбросом LGD , может быть заложена в резервы через коррекцию LGD на остаточный риск. В этом случае для расчета капитала можно использовать стандартную формулу продвинутого подхода, не учитывающую остаточный риск.

Приравнявая $ULGD_{\gamma}$ к нулю и предполагая, что:

$$UL_0 = UL^{\gamma} = LGD_{\gamma} \times \left(N \left(\frac{N^{-1}(PD) + \sqrt{R} \times N^{-1}(0,999)}{\sqrt{1-R}} \right) - PD \right),$$

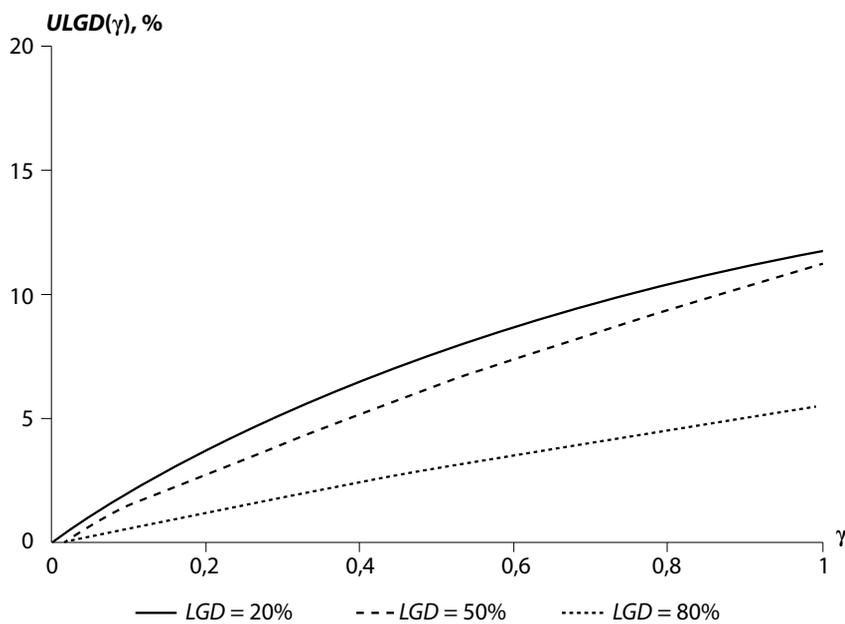
получим формулу для $ULGD_{\gamma}$ учитывающую остаточный риск в стандартной формуле, рекомендованной соглашениями «Базель I» и «Базель III»:

$$LGD_{\gamma} = \frac{N \left(\frac{N^{-1}(PD_{\gamma}) + \sqrt{R} \times N^{-1}(0,999)}{\sqrt{1-R}} \right)}{N \left(\frac{N^{-1}(PD) + \sqrt{R} \times N^{-1}(0,999)}{\sqrt{1-R}} \right) - PD} \times \frac{(\gamma + (1-\gamma) \times LGD) - PD \times LGD}{N \left(\frac{N^{-1}(PD) + \sqrt{R} \times N^{-1}(0,999)}{\sqrt{1-R}} \right) - PD}. \quad (9)$$

График LGD_{γ} представлен на рис. 5.

Из рис. 5 видно, что типичное для неадекватных рейтингов значение штрафной надбавки составляет 3–15%. Это оказалось близко к рекомендациям П. Миу и Б. Оздемира [17], однако такая надбавка имеет другой экономический смысл.

Рис. 4. График зависимости дополнительного требования к капиталу $ULGD$ от значений γ



Примечание: $PD = 10\%$, корреляция $R = 0,2$, уровень надежности — 99,9%.

ЗАВИСИМОСТЬ СТАВКИ ВОССТАНОВЛЕНИЯ ПОСЛЕ ДЕФОЛТА ОТ КРЕДИТНОГО РЕЙТИНГА СТРАНЫ-ДЕФОЛТЕРА

Одной из важных методологических проблем является связь PD и LGD для различных сегментов кредитования модельно однородных популяций. В частности, при кредитовании суверенных долгов оказался важным вопрос о том, есть ли зависимость LGD от рейтингового разряда.

На основе имеющихся статистических данных [20] зависимость уровня восстановления

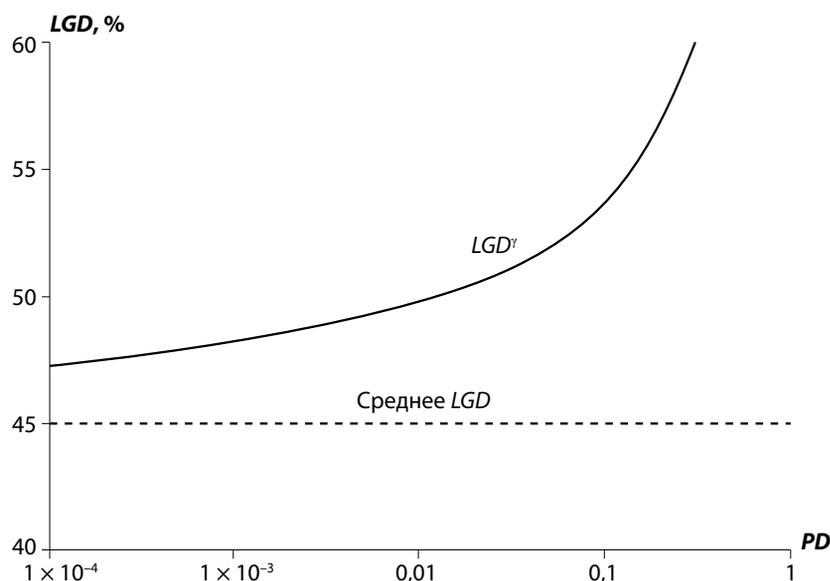
от рейтинга страны не подтверждается (рассматривались 25 событий дефолта, рейтинги Moody's 1999–2018 гг.³, зависимость измерялась ценовым методом оценки восстановления⁴) и не сможет пройти статистический тест на отвержение гипотезы H_0 об отсутствии корреляции (рис. 6).

С экономической точки зрения можно предположить, почему нет связи между PD и LGD для суверенных долгов, в то время как для корпоративных долгов она присутствует. С увеличением PD для корпоративных долгов в зависимости от рейтинга растёт LGD , поскольку дефолты в основном

³ См. отчет Moody's Sovereign Default and Recovery Rates за 1983–2018 гг. [20, с. 32–35].

⁴ Часто такой подход называется рыночным. Согласно данному подходу ставка восстановления может быть рассчитана как отношение рыночной цены облигации через некоторое время после дефолта к номинальной стоимости облигации (E), к аналогичной безрисковой облигации, к рыночной стоимости облигации до наступления дефолта. Результаты расчетов этими тремя способами незначительно различаются. Преимуществом расчета ставки восстановления с помощью рыночного подхода является то, что данная ставка определяется непосредственно на основе наблюдаемых на рынке котировок. Рыночная цена облигации, являющаяся результатом торговых операций с данной бумагой, отражает ожидания участников рынка относительно ставки восстановления, которая учитывает неопределенность, связанную с получением платежей по восстановлению, расходы на взыскание платежей и ставку дисконтирования.

Рис. 5. График зависимости LGD_{γ} от вероятности дефолта для фиксированных значений $R = 0,2$, $\gamma = 0,27$, $LGD = 45\%$



происходят в период кризиса, падения цен, ликвидности и т.д. Дефолтеры с более низким рейтингом быстрее других переходят в дефолт в основном в период кризиса, который непредсказуем, но статистически получается, что у них показатель PD_{TTC}^5 выше. В кризис же уменьшается возможность восстановления у всех дефолтеров, поскольку никто не может купить активы за адекватную цену. Здесь связь понятна, и она статистически подтверждается во многих исследованиях, представленных выше. Для суверенных долгов дефолты стран несущественно взаимозависимы, и восстановление зависит от их внутренних ресурсов и возможностей, поэтому происходит случайно (равновероятно). Действительно, в представленном Moody's распределении дефолтов стран по периодам нет существенных пиков, все равномерно, суверенно, примерно один-три дефолта в год. При этом отсутствует

(или почти отсутствует) одновременная нехватка у всех дефолтеров ресурсов на восстановление.

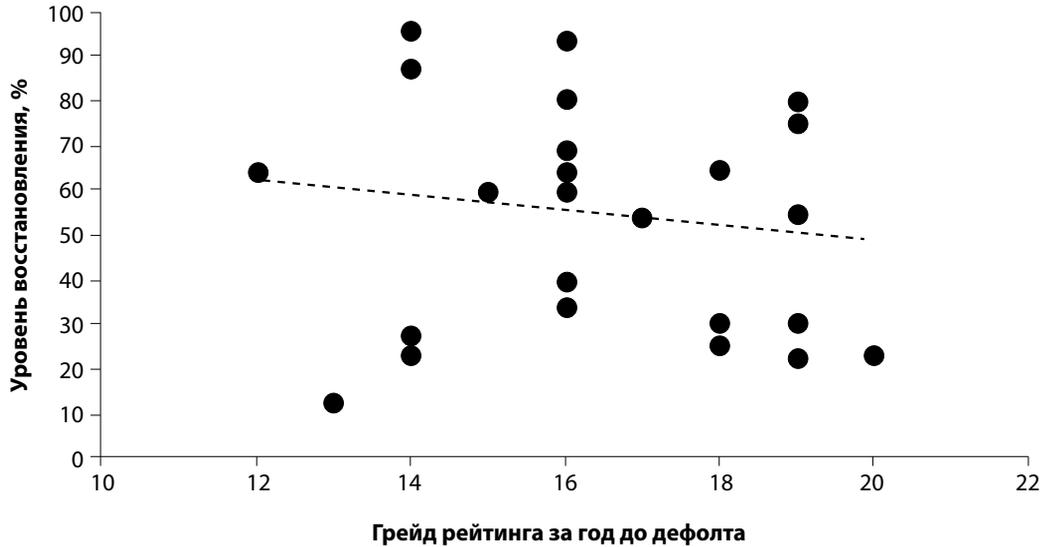
Однако есть другой механизм увеличения оценки LGD с ухудшением рейтинга. Этот механизм был описан выше, и он связан с компенсацией через резервирование остаточного риска в части компонента LGD (формула (9)). Имеющиеся данные об уровнях восстановления стран-дефолтеров позволяют установить рекомендуемые параметры для среднего $LGD = 45\%$, $\gamma = 0,27$. Зависимость LGD от PD с учетом компенсации остаточного риска задается формулой (9).

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

При использовании формулы, представленной в данной статье, распределение разброса

⁵ PD_{TTC} (Through-the-Cycle) — усредненная по экономическому циклу вероятность дефолта.

Рис. 6. Зависимость уровня восстановления стран-дефолтеров от рейтингового грейда страны за один год до дефолта, измеренная ценовым методом



Примечание: $y = -0,0171x + 0,8294$, $R^2 = 0,0201$.
 Источник: [20].

LGD моделируется двумя пиками, а именно: в нуле и в точке $\gamma + (1 - \gamma) \times LGD$. Эта модель корректирует вероятность дефолта (предполагается, что ее значение эквивалентно вероятности полных потерь PD_γ , а также корректирует экспозицию в дефолте E_γ (формула (7)). После этой коррекции принимается $LGD = 1$. Далее, применяя формулу О. Васичека [21], рекомендованную Базельским комитетом по банковскому надзору, к оценке непредвиденных потерь [15], к скорректированным значениям *PD* и *EAD*, получаем надбавку к требованию к капиталу под непредвиденные потери, которая полностью объясняется эффектом остаточного риска, связанного с разбросом *LGD*.

Однако если для непредвиденных потерь использовать оценку, рекомендованную Базельским комитетом по банковскому надзору (т.е. оставить ее без учета остаточного риска), то для компенсации этого риска необходимо увеличить

долю резервов через коррекцию *LGD* по формуле (9). Скорректированная таким образом зависимость *LGD* от *PD* становится возрастающей, но экономическая природа такого роста связана только с компенсацией остаточного риска, а не с эмпирическими наблюдениями положительной корреляции *PD* и *LGD*, которой может и не быть для определенных моделью однородных сегментов. Эту компенсацию необходимо учитывать при использовании продвинутого подхода и формул, рекомендованных соглашениями «Базель II» и «Базель III». Однако, если для требований к капиталу использовать подходы, основанные на портфельных методах расчетов, учитывающих риск разброса *LGD*, например, изложенных в работе М.В. Помазанова [3, 4], то такая компенсация уже не требуется, т.к. остаточный риск разброса *LGD* (впрочем, как и риск концентрации) будет полностью учтен в капитале.

ЛИТЕРАТУРА

1. Антонова Б.Н. Оценка ставки восстановления по российским корпоративным облигациям // Корпоративные финансы. — 2012. — №4(24). — С. 130–143.
2. Карминский А.М., Лозинская А.М., Ожегов Е.М. Методы оценки потерь кредитора при ипотечном жилищном кредитовании // Экономический журнал ВШЭ. — 2016. — Т. 20. — №1. — С. 9–51.
3. Помазанов М.В. Практичный метод оценки непредвиденных потерь кредитного портфеля, аллокации экономического капитала с учетом концентраций и остаточного риска (часть 1) // Управление финансовыми рисками. — 2019. — №2(58). — С. 82–98.
4. Помазанов М. В. Практичный метод оценки непредвиденных потерь кредитного портфеля, аллокации экономического капитала с учетом концентраций и остаточного риска (часть 2) // Управление финансовыми рисками. — 2019. — №3(59). — С. 166–182.
5. Указание Банка России от 15 апреля 2015 г. №3624-У «О требованиях к системе управления рисками и капиталом кредитной организации и банковской группы». — <https://base.garant.ru/71057396/>.
6. Allen L., Saunders A. (2005). *A Survey of Cyclical Effects in Credit Risk Measurement Models*. — https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1295817.
7. Araten M., Jacobs M., Varshney P. (2004). «Measuring LGD on commercial loans: an 18-year internal study». *RMA Journal*, Vol. 86(8), pp. 96–103.
8. *Basel III: a Global Regulatory Framework for More Resilient Banks and Banking Systems*. — <https://www.bis.org/publ/bcbs189.pdf>.
9. *CreditMetrics. Technical Document*. — <https://www.msci.com/documents/10199/93396227-d449-4229-9143-24a94dab122f>.
10. Dermine J., Carvalho de C.N. (2006). «Bank loan Losses-Given-Default: a case study». *Journal of Banking and Finance*, Vol. 30(4), pp. 1219–1243.
11. Ermolova M.D., Penikas H.I. (2017). «PD-LGD correlation study: evidence from the Russian corporate bond market». *Model Assisted Statistics and Applications*, Vol. 12 (4), pp. 335–358.
12. Felsovalyi A., Hurt L. (1998). «Measuring loss on Latin American defaulted bank loans: a 27-year study of 27 countries». *Journal of Lending and Credit Risk Management*, Vol. 80, pp. 41–46.
13. Frye J., Jacobs M. Jr. (2012). «Credit loss and systematic loss given default». *The Journal of Credit Risk*, Vol. 8(1), pp. 109–140.
14. Gordy B., Lutkebohmert E. (2013). «Granularity adjustment for regulatory capital assessment». *International Journal of Central Banking*, Vol. 9, pp. 33–71.
15. *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: a Revised Framework*. — <https://www.bis.org/publ/bcbs107.pdf>.
16. Jankowitsch R., Naglerb F., Subrahmanyam M.G. (2014). «The determinants of recovery rates in the US corporate bond market». *Journal of Financial Economics*, Vol. 114(1), pp. 155–177. — <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.06.001>.
17. Miu P., Ozdemir B. (2006). «Basel requirement of downturn LGD: modeling and estimating PD & LGD correlations». *Journal of Credit Risk*, Vol. 2(2), pp. 43–68.
18. Qi M., Zhao X. (2011). «Comparison of modeling methods for Loss Given Default». *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35 (11), pp. 2842–2855.
19. Schuermann T. (2004). *What Do We Know About Loss Given Default?* — <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.525702>.
20. *Sovereign Default Research*. — https://www.moodys.com/Pages/Sovereign-Default-Research.aspx?stop_mobi=yes.
21. Vasicek O. (1987). *Probability of Loss on a Loan Portfolio*. — <https://www.moodysanalytics.com/-/media/whitepaper/before-2011/02-12-87-probability-of-loss-on-loan-portfolio.pdf>.
22. Witzany J. (2009). «Unexpected recovery risk and LGD discount rate determination». *European Financial and Accounting Journal*, Vol. 4(1), pp. 61–84. — <http://dx.doi.org/10.18267/j.efaj.63/>.