

3.9. СТОХАСТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ОПЕРАЦИОННЫХ РИСКОВ КРЕДИТНЫХ ОРГАНИЗАЦИЙ

Стрелков С.В., аспирант
кафедры прикладной математики

*Московский государственный университет
экономики, статистики и информатики*

В работе исследуется задача вероятностного моделирования убытков кредитных организаций, связанных с операционным риском. Разработан и программно реализован (в пакете MATLAB) стохастический алгоритм генерирования зависимых случайных процессов, позволяющий учитывать эффект диверсификации операционных рисков при оценке величины совокупных потерь. Выигрышем от применения разработанной модели является более точная оценка величины операционного риска, обоснованное снижение необходимой величины рискового капитала на его покрытие.

ВВЕДЕНИЕ

Одним из основных видов рисков кредитных организаций является операционный риск (ОР), обусловленный неопределенностью состояния и функционирования их внутренней и внешней среды. Потери от наступления событий ОР могут приводить к существенным прямым и косвенным убыткам, разорениям компаний и даже гибели людей. Громкие банкротства последних лет, причиной которых в том числе стали ошибки организации системы управления ОР, свидетельствуют о масштабности и недостаточной проработанности вопросов оценки, предупреждения и минимизации потерь от наступления событий, относящихся к операционному риску. Отсутствие репрезентативной статистической информации, неоднородный и индивидуальный для каждой кредитной организации профиль ОР делает невозможным применение общепринятых методов и моделей измерения и управления финансовыми рисками, применяемых в теории риск-менеджмента, для анализа и управления ОР.

В 2006 г. Международным Базельским Комитетом по надзору за банковскими органами (Швейцария) было опубликовано «Новое соглашение об оценке достаточного капитала» (известное как Базель II), содержащее описание базовых принципов и требований к построению системы управления ОР в кредитных организациях. Применимость и способы реализации предложенной системы подходов последние несколько лет стали предметом активных обсуждений среди многих западных экономистов и финансовых математиков (Г. Панжер, Г. Петерс, А. Йохансен, П. Ембрехтс, А. Дусет и др.). Однако пока эти исследования носят больше разрозненный теоретический характер и трудно реализуемы на практике.

Необходимость резервирования капитала под операционный риск (включение ОР в расчет норматива достаточности капитала **Н1**) может стать для российских коммерческих банков реальностью уже в следующем году, так как это отражает стратегию развития банковского сектора и курс Центрального банка РФ (ЦБ РФ) на внедрение риск-ориентированных подходов в оценке кредитных организаций (Положение ЦБ РФ №346-П от 13.12.2009 «О порядке расчета размера операционного риска»). Таким образом, задачи построения эффективной системы измерения, прогнозирования и минимизации ОР, возникающего в ходе деятельности кредитных организаций обуславливают актуальность исследования. Целью работы является разработка экономико-математических методов и моделей оценки и управления операционным риском кредитных организаций.

Научная новизна исследования состоит в разработке комплексного подхода к управлению операционным риском на основе синтеза задач:

- моделирования процессов возникновения убытков;
- моделирования совокупной величины потерь;
- расчета величины рискового капитала на их покрытие.

Разработанная автором вероятностная модель прогнозирования агрегированной величины убытков, в отличие от традиционных методик оценки ОР, позволяет проводить расчет совокупной величины потерь с учетом наличия корреляций между ними. Выигрышем от применения разработанной модели является более точная оценка величины совокупных потерь и как следствие – обоснованное снижение расчетной величины рискового капитала на покрытие ОР кредитной организации (для некоторых видов зависимостей более чем на 30%), что обосновывает экономическую целесообразность реализации и применения данного подхода.

СПОСОБЫ РАСЧЕТА КАПИТАЛА НА ПОКРЫТИЕ ОР (ТРЕБОВАНИЯ ЦБР И РЕКОМЕНДАЦИИ БАЗЕЛЬ II)

В соответствии с письмом ЦБ РФ от 23 июня 2006 г. №70-Т операционный риск кредитных организаций определяется как: ОР – риск возникновения убытков в результате несоответствия характеру и масштабам деятельности кредитной организации и (или) требованиям действующего законодательства внутренних порядков и процедур проведения банковских операций и других сделок, их нарушения служащими и (или) иными лицами, недостаточности функциональных возможностей (характеристик) применяемых кредитной организацией информационных, технологических и других систем и (или) их отказов, а также в результате воздействия внешних событий.

Оценка ОР в соответствии с требованиями ЦБ РФ и (Базель II) должна осуществляться кредитными организациями на основе одного из следующих подходов: метод базового индикатора (BIA), стандартизованный подход (TSA) и «усовершенствованный» подход (AMA). В основу базового и стандартизованного подходов заложены в целом схожие модели линейной зависимости величины ОР от валовой годовой прибыли кредитной организации, усредненной за три последних года. Недостатком применения данных подходов является низкая точность оценки величины капитала на покрытие ОР (расчетная величина рискового капитала оказывается неоправданно завышенной), нулевая управленческая ценность (общая величина рискового капитала не дает представления о распределении ОР по направлениям деятельности кредитной организации), необоснованность применения одинаковых коэффициентов для различных кредитных организаций (устанавливаемых ЦБ РФ и Базель II). Кроме того, наибольшие дискуссии в банковской отрасли вызывает предположение о том, что величина ОР прямо пропорциональна объему валовой прибыли. Многочисленные исследования (Fitch, 2004; Mignola, 2006) показывают, что размер организации лишь на 5-10% определяет величину ее годовых операционных потерь.

Основная сложность, возникающая при статистическом оценивании видов и параметров распределений убытков от ОР – отсутствие достаточной исторической информации для калибровки модели по редким категориям событий, имеющих существенные финансовые последствия (техногенные и природные катастрофы, внутреннее и внешнее мошенничество). Для таких событий моделирование величины операционных убытков должно осуществляться на основе данных о собственных потерях в зоне ожидаемых потерь и дополняться масштабированными данными о внешних потерях (других кредитных организаций) в зоне хво-

стов их вероятностных распределений. В качестве источника внешних данных в работе использована международная база данных Operational Risk eXchange – ORX, консолидирующая анонимную информацию о потерях кредитных организаций и страховых компаний, связанных с ОР, по всему миру. Мэппинг (масштабирование) таких данных осуществляется при предположении о выполнении следующей гипотезы (целесообразность ее применения обоснована в работах А. Frachot (2003), Р. Fontnouvelle (2004).

- Гипотеза однородности: выборки данных происходят из одних и тех же вероятностных распределений, но с разными порогами значимости для каждой организации.
- Порог значимости – минимальное значение величины потерь, начиная с которого, кредитная организация предоставляет информацию.

Порог значимости рассмотрен в работе как реализация случайной величины. Моделирование вероятностных распределений величин убытков от ОР, превышающих случайное пороговое значение, реализовано в работе на основе обобщенного распределения Парето (с использованием аппарата теории экстремальных значений: R. Fisher (1928); V. Chavez-Demoulin (2005); J. Neslehova (2006).

Несмотря на то что, возможность использования «усовершенствованных» количественных подходов (АМА) к оценке величины ОР была предложена в стандарте Базель II еще в 2006 г., на настоящий момент работы, посвященные теоретическим и вычислительным аспектам АМА, носят больше разрозненный характер. В соответствии с результатами проведенного исследования существующих моделей и методов анализа и управления финансовыми рисками применительно к специфике операционных рисков автором делается вывод о том, что для успешной реализации количественной модели АМА процесс управления ОР необходимо рассматривать как синтез задач:

- статистического моделирования случайных процессов возникновения убытков;
- стохастического моделирования совокупной (агрегированной) величины убытков и расчета величины рискованного капитала на их покрытие.

Наибольшие трудности как практического, так и теоретического характера вызывает вторая задача – моделирование агрегированной величины убытков. В общем виде эта задача сводится к оценке совокупного вероятностного распределения случайной суммы зависимых случайных величин, решение которой возможно только при помощи численной аппроксимацией свертки их вероятностных распределений. В целях упрощения расчетов при реализации модели АМА Базельский комитет рекомендует использовать предположение об идеальной зависимости убытков по всем категориям риска (perfect correlation, метод LDA), что позволяет получить верхнюю оценку агрегированной величины убытков суммированием убытков по каждой категории риска отдельно. Данный подход, благодаря простоте реализации и консервативной (завышенной) оценке совокупной величины риска, широко используется в актуарной математике (Мак, 2005) для моделирования коллективного страхового риска. Однако отказ от учета эффекта диверсификации убытков ведет к завышению реальной суммы понесенных потерь и как следствие – завышению расчетной величины рискованного капитала на их покрытие. В отличие от страховых компаний, для которых консервативная (завышенная) оценка совокупной вели-

чины рисков страхователя ведет к увеличению премии и уменьшению принимаемого риска, кредитным организациям напротив выгодно в полной мере использовать эффект диверсификации для уменьшения величины страховой премии и высвобождения части рискованного капитала для осуществления текущей финансовой деятельности.

В настоящей работе впервые для ОР автором реализован алгоритм моделирования совокупной величины убытков с учетом эффекта диверсификации и расчета величины рискованного капитала на их покрытие. Для вероятностного моделирования зависимых случайных процессов возникновения убытков был применен аппарат копульных функций (используемых в теории риска для моделирования процессов дефолтов связанных заемщиков).

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ ПОСТАНОВКА МОДЕЛИ АМА

Поскольку убытки, понесенные кредитной организацией в некоторой стохастической ситуации, до осуществления этой ситуации неизвестны, естественно их рассматривать как случайные величины. В целях проведения количественного анализа убытки от наступлений ОР интерпретируются в работе как случайные величины, определенные на одном и том же вероятностном пространстве.

При вероятностном моделировании процессов возникновения убытков от ОР основными источниками неопределенности являются частота наступления и величина убытков, которые исследуются в работе отдельно.

Рассмотрим матрицу $M^{i \times j}$ всевозможных событий ОР вида «направление деятельности/тип рискованного события» (Базель II), где i – число направлений деятельности, j – число типов рискованного события ($i \in \{1..8\}$, $j \in \{1..7\}$). Введем следующие обозначения для убытков, произошедших в течение одного года:

$L_k(i, j), N(i, j)$ – величина и число убытков категории (i, j) соответственно ($k \in \{1, 2, N(i, j)\}$);

$S(i, j) = \sum_{k=1}^{N(i, j)} L_k(i, j)$ – суммарная величина убытков категории (i, j) ;

AggLoss – агрегированная величина убытков по всем категориям (i, j) ;

$EL(S(i, j))$ – математическое ожидание величины $S(i, j)$ (ожидаемые убытки);

$UL_{1-\alpha}(S(i, j)) = VaR_{1-\alpha}(S(i, j))$ – квантиль совокупного вероятностного распределения величины $S(i, j)$ уровня значимости $1 - \alpha$ (неожидаемые убытки):

$$VaR_{1-\alpha}(S) \stackrel{Def}{=} \sup\{x : P(S \geq x) \leq \alpha\}$$

(в качестве уровня значимости Базель II устанавливает $1 - \alpha = 99.9\%$);

$K(i, j)$ – капитал на покрытие убытков категории (i, j) :

$$K(i, j) = \rho(S(i, j)) = UL_{1-\alpha}(S(i, j)) - EL(S(i, j)). \quad (1)$$

CaR(Capital at Risk) – капитал на покрытие ОР всей кредитной организации:

$$CaR = \rho(\text{AggLoss}) = UL_{1-\alpha}(\text{AggLoss}) - EL(\text{AggLoss}). \quad (2)$$

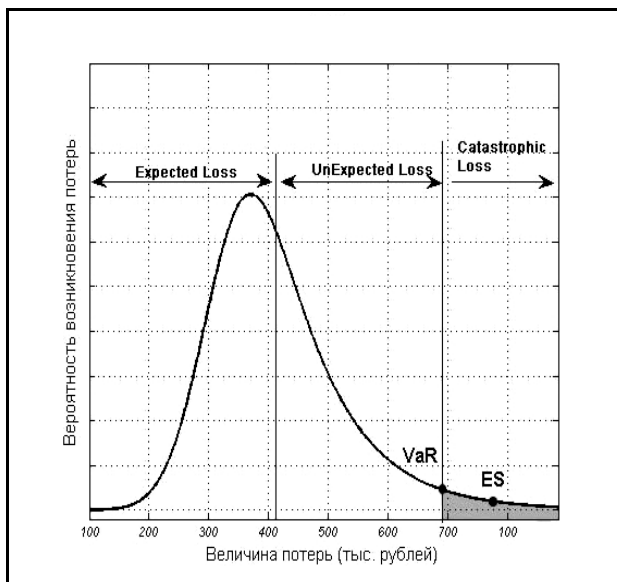


Рис. 1. Плотность распределения потерь от ОП

Величина капитала на покрытие убытков является функцией от величины самих убытков. При предположении о наличии идеальной корреляции между убытками (метод LDA) величина **AggLoss** представляет сумму величин $S(i, j)$ по всем категориям (i, j) . При данном подходе величина рискованного капитала CaR может быть получена суммированием величин $K(i, j)$ по всем категориям (i, j) (рис. 1).

В общем случае величина **AggLoss** представляет случайную сумму случайных величин вида:

$$S = X_1 + \dots + X_N, \tag{3}$$

совокупное вероятностное распределение которой, описано в работе через n -кратную свертку их распределений.

В целях упрощения расчетов, в рамках реализованного в работе подхода AMA были учтены корреляции между частотами возникновения убытков. В работе (V. Chavez-Demoulin, 2005) показано, что корреляции между величинами наступления событий могут быть смоделированы за счет корреляций между частотами их возникновения.

Для моделирования зависимых частот наступления убытков использован аппарат копульных функций или копулы (copula). По сути копулы позволяют моделировать произвольные многомерные распределения из одномерных с заранее установленными параметрическими зависимостями.

Копулой C называется совместное многомерное распределение k равномерно распределенных случайных величин:

$$C(u_1, \dots, u_k) = P(U_1 \leq u_1, \dots, U_k \leq u_k).$$

В качестве инвариантной к копульным преобразованиям мерой зависимости случайных величин в работе выбран коэффициент τ Кендалла:

$$\tau(X, Y) = E[\text{sign}(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2)],$$

где $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2)$ две пары непрерывных случайных величин с функциями распределения $F_X(x), F_Y(y)$.

Приведем кратко основные этапы алгоритма генерирования двух зависимых случайных процессов с из-

вестными параметрами распределений $F_X(x), F_Y(y)$ и предопределенной структурой зависимости τ , использованного для моделирования зависимых частот убытков.

1. Привести корреляцию Кендалла к линейной корреляции Пирсона.
2. Выполнить преобразование Холецкого корреляционной матрицы Σ к нижнетреугольному виду:

$$B^{2 \times 2} = \text{Chol}(\Sigma), \Sigma^{2 \times 2} = (\rho_{xy}) = \sin\left(\frac{\pi}{2} \tau_{xy}\right).$$

3. Генерировать пару $Z = (Z_1, Z_2)$ – независимых стандартно-нормальных случайных величин ($Z_i \approx N(0,1)$).
4. Получить пару $Y = (B * Z)'$ зависимых стандартно-нормальных случайных величин ($Y_i \approx N(0,1)$) с параметром корреляции τ .
5. Получить пару $U = (\Phi^{-1}(Y_1), \Phi^{-1}(Y_2))$ зависимых равномерно распределенных случайных величин с параметром корреляции τ .
6. Выполнить обратное преобразование $(X_1, Y_1) = (F_X^{-1}(U_1), F_Y^{-1}(U_2))$, получить искомую пару (X, Y) – выборку из зависимых случайных процессов $(F_X(x), F_Y(y))$ с параметром корреляции τ .
7. Повторить данный алгоритм, начиная с п. 3 q раз, для того чтобы получить искомую выборку объемом q : $(X_1, Y_1), \dots, (X_q, Y_q)$.

В современных специализированных программных продуктах часть приведенных преобразований интегрированы в пакет расчета копул. В частности, в пакете MATLAB, использованного в работе, п. 2-5 данного алгоритма объединены в рамках одной копульной функции: $U = \text{copularnd}('Gaussian', \Sigma, k)$, позволяющей сразу получать q пар зависимых равномерно распределенных на $[0,1]$ случайных величин $(U_1, U_2), \dots, (U_1, U_{2q})$, $U_i \approx U[0,1]$ с корреляционной матрицей Σ .

Для увеличения вычислительной скорости аппроксимации совокупного вероятностного распределения убытков, в рамках реализованной в работе модели AMA был использован алгоритм быстрого преобразования Фурье, позволяющий получить дискретное распределение суммы N (N – фиксированная величина) независимых и одинаково распределенных случайных величин.

Опишем кратко основные этапы реализованной модели стохастической аппроксимации распределения совокупной величины агрегированных убытков AggLoss, произошедших за период времени один год. Предполагается, что по каждой категории риска (i, j)

величины убытков L_k независимые и одинаково распределенные случайные величины (с функциями распределений $F_1(x), \dots, F_p(x), p = i * j$ соответственно). Частоты убытков распределены одинаково (с функциями распределений $N_1(x), \dots, N_p(x), p = i * j$ соответственно) и имеют структуру зависимости, определяемую коэффициентом $\tau^{p \times p}$ Кендалла.

На первом этапе построения вероятностной модели при помощи копул проведем моделирование M век-

торов $N^{M \times p}$ случайных частот наступления убытков с параметром зависимости τ :

$$N_r^{1 \times p} = (N_r^1, \dots, N_r^p); \quad p = i^*j, \quad r = 1, \dots, M.$$

Далее проведем дискретизацию функций распределения величины убытков и разложим их в ряд Фурье (y – число точек дискретизации):

$$\begin{aligned} \tilde{f}_x^{p \times y} &= FFT(f_x^{p \times y}) / f_x^{p \times y} = \\ &= (f_x^w, \dots, f_x^{w_{y-1}}, 0, \dots, 0), \quad w = 1, \dots, p. \end{aligned}$$

На втором этапе для каждой категории риска (i, j) для каждой сгенерированной траектории частот наступления убытков N_t^i ($1 \leq r \leq p, 1 \leq t \leq M$) возведем вектор $\tilde{f}_x^{p \times y}$ в степень N_t^i и применим к нему обратное преобразование Фурье ($IFFT$):

$$f_{L_r} = IFFT(\tilde{g}); \quad \tilde{g} = \tilde{f}_x^{N_t^1} \cdot \dots \cdot \tilde{f}_x^{N_t^p} = \tilde{f}_x^{N_t^r}.$$

Полученный вектор f_{L_r} задает дискретное распределение агрегированной суммы $S(i, j)$ убытков категории (i, j) для числа слагаемых N_t^i .

Выполним второй этап для каждой категории (i, j) и для всех точек траектории частот $N_r^{1 \times p}$. В результате будут получены M векторов, задающих дискретное распределение случайных сумм $S(i, j)$ для каждой точки траектории частот наступления убытков. На основании полученного набора дискретных распределений случайных сумм $S(i, j)$ были рассчитаны величины ожидаемых агрегированных убытков $EL[AggLoss]$ и $UL_{1-\alpha}(AggLoss)$, необходимые для расчета величины рискового капитала.

ОЦЕНКА УСТОЙЧИВОСТИ И ЭКОНОМИЧЕСКОЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ РЕАЛИЗОВАННОЙ МОДЕЛИ

На основании данных международной базы ORX основными факторами операционного риска являются «Внешнее мошенничество» и «Внутреннее мошенничество» (более 75% убытков за последние 5 лет приходится именно на них). В целях демонстрации разработанных моделей AMA и LDA в работе рассмотрена упрощенная реализация моделирования убытков по трем следующим категориям:

- «Внешнее мошенничество» (1);
- «Внутреннее мошенничество» (2);
- «Прочие» (3).

Оценка параметров вероятностных распределений частот и величин убытков при предположениях о постоянном, нормальном и логистическом распределениях порога значимости проводилась в пакете MATLAB.

Моделирование набора зависимых частот осуществлялось при помощи копулы Гаусса и t -копул Стьюдента для $\nu = 1, 3, 5$ степеней свободы. Корреляционное поле равномерно распределенных зависимых случайных величин в двух- и трехмерном разрезе, смоделированных при помощи копулы Гаусса, приведено на рис. 2 и 3.

Чувствительность модели к структуре корреляций приведена в табл. 1, демонстрирующей соотношение величин CaR при различных структурах зависимостей убытков.

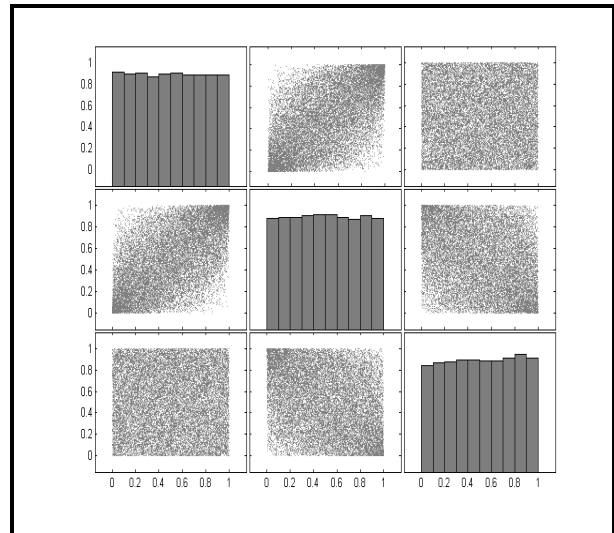


Рис. 2. Корреляционное поле (двумерный случай)

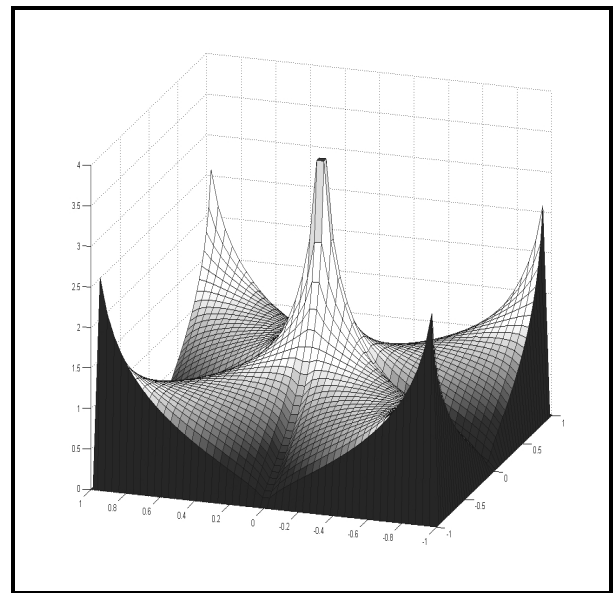


Рис. 3. Корреляционное поле (трехмерный случай)

В соответствии с полученными результатами расчетная величина $CaR_{99.9\%}$ принимает наибольшее значение при предположении об идеальной зависимости убытков (модель LDA, уровень значимости: 99.9%): 243,7 млн. руб. Наименьшее значение величина $CaR_{99.9\%}$ принимает при предположении о независимости убытков (208.1 млн. руб.). При моделировании зависимостей убытков с использованием копулы Гаусса величина $CaR_{99.9\%}$ составляет 213,2 млн. руб. Использование t -копул Стьюдента приводит к более высоким расчетным значениям величины CaR : 241,5, 238,6, 231,6 млн. руб. для $t1, t3, t5$ соответственно.

Данный результат наглядно демонстрирует искомый эффект экономии рискового капитала и полностью согласуется с теорией копул (Cherubini, 2004), выявляющей усиление структур зависимостей копул в последовательности:

$$CaR_{LDA} \geq CaR_{t1} \geq CaR_{t3} \geq CaR_{t5} \geq CaR_{Gauss} \geq CaR_{Indep}.$$

Таблица 1

ВЕЛИЧИНА КАПИТАЛА НА ПОКРЫТИЕ ОПЕРАЦИОННОГО РИСКА

Млн. руб.

Confidence Level	99,50%					99,90%				
	Model	Mean	VaR	ES	CaR(VaR)	CaR(ES)	VaR	ES	CaR(VaR)	CaR(ES)
LDA	6.1	74	-	67.7	-	249.0	-	243.7	-	-
t1	5.3	61.9	399.9	56.6	395.7	237.8	2 035.20	241.5	2 029.9	
t3	6.3	63.3	397.8	57	391.5	244.9	1 045.50	238.6	1 939.2	
t5	6.1	59.5	357.5	53.4	351.4	237.7	1 857.60	231.6	1 851.5	
Gauss	5.1	41.1	358.4	36	353.3	218.3	1 876.20	213.2	1 871.1	
Indep	5.8	44.1	302.5	38.3	296.7	213.9	1 606.00	208.1	1 600.2	

Нарушение свойств когерентности (условие субаддитивности) меры **VaR** для некоторых типов вероятностных распределений (не относящихся к классу эллиптических) может приводить к нарушению эффекта диверсификации. В работе (Artzner, 1999) приведены примеры, демонстрирующие ситуации, при которых квантиль **VaR** вероятностного распределения суммы случайных величин оказывается больше суммы квантилей **VaR** их маргинальных распределений. В связи с чем, делается вывод о целесообразности применения когерентных мер для расчета величины рискового капитала. В качестве такой меры рассмотрена когерентная мера **ES**:

$$ES_{1-\alpha}(X) = E[X | X \geq VaR_{1-\alpha}],$$

где $(1 - \alpha) \in (0,1)$ – уровень достоверности.

Результатом применения экстремальных распределений величин убытков являются высокие значения квантилей высоких порядков. На основании результатов проведенных расчетов (табл. 1) значения квантилей 99,9% и 99,5% меры **ES** отличаются более чем в пять раз (1 600 и 297 млн. руб. соответственно). Учитывая, что вероятность наступления катастрофических событий менее 0,01%, для расчета величины рискового капитала в рамках подхода AMA рекомендуется использование меры **ES**_{99,5%} в сочетании с механизмом ограничения величины максимальных убытков за счет программы страхования BBB Stop Loss с высокой франшизой.

Величину франшизы целесообразно подбирать исходя из требований Базель II о максимально возможном коэффициенте (20%) уменьшения CaR за счет применения страхования. В рассмотренном примере величина франшизы категории «внешнее мошенничество» была получена равной 850 млн. руб. Величины **CaR**, рассчитанные на основе мер **VaR**_{99,9%}, **ES**_{99,5%} составили при этом 167 и 318.4 млн. руб. соответственно.

Таким образом, обоснованный экономический эффект от применения разработанной модели AMA составляет 12% (для копулы Гаусса) и до 30% (для копулы Гаусса и программы страхования BBB Stop Loss) экономии рискового капитала по сравнению с подходом LDA, что обуславливает целесообразность применения разработанной модели для управления операционным риском кредитных организаций.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе поставлена и реализована вероятностная модель анализа управления операционным риском кредитных организаций на основе синтеза задач:

- моделирования процессов возникновения убытков;
- моделирование агрегированной величины убытков и расчета величины рискового капитала на их покрытии.

Разработан и программно реализован (в пакете MATLAB) стохастический алгоритм моделирования сумм случайных процессов с предопределенной структурой зависимостей, что впервые позволило использовать эффект диверсификации рисков для более точной оценки величины агрегированных убытков от ОР.

На основании проведенных расчетов сделан вывод о том, что величина рискового капитала, полученная на основе меры **VaR** является завышенной, не обладает свойством субаддитивности. В связи с чем, рекомендовано применение меры риска **ES**_{99,5%} в сочетании с ограничением экстремальных потерь за счет программы страхования BBB Stop Loss с высоким значением франшизы.

Полученный экономический эффект от более точного расчета величины ОР составляет от 12% (для копулы Гаусса) до 30% (для копулы Гаусса в сочетании с программой страхования BBB Stop Loss) экономии рискового капитала, что доказывает целесообразность использования разработанной модели для управления операционным риском кредитных организаций.

Литература

1. О типичных банковских рисках [Электронный ресурс] : письмо Центрального банка РФ от 23 июня 2004 г. №70-Т. Доступ из справ.-правовой системы «КонсультантПлюс».
2. Об организации управления операционным риском в кредитных организациях [Электронный ресурс] : письмо Центрального банка РФ от 24 мая 2005 г. №76-Т. Доступ из справ.-правовой системы «КонсультантПлюс».
3. Айвазян С.А. и др. Прикладная статистика : основы моделирования и первичная обработка данных [Текст] / С.А. Айвазян, И.С. Енюков, Л.Д. Мешалкин. – М. : Финансы и статистика, 1983.
4. Королев В.Ю. и др. Математические основы теории риска [Текст] : учеб. пособие / В.Ю. Королев, В.Е. Бенинг, С.Я. Шоргин. – М. : Физматлит, 2007.
5. Мак Т. Математика рискового страхования [Текст] / Т. Мак. – М. : Олимп-бизнес, 2005.
6. О порядке расчета размера операционного риска [Электронный ресурс] : Положение Центрального банка РФ от 13 декабря 2009 г. №346-П. Доступ из справ.-правовой системы «КонсультантПлюс».
7. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения [Текст] : в 2 т. – М. : Мир, 1984. Т. 1. – М., 1984. Т. 2. – 1984.
8. Ширяев А.Н. Основы стохастической финансовой математики [Текст] : Факты. Модели / А.Н. Ширяев. – М. : Фазис, 1998.
9. Ширяев А.Н. Основы стохастической финансовой математики [Текст] : Теория. – М. : Фазис, 1998.
10. Artzner P., Delbaen F., Eber J.M., Heath D. Coherent measures of risk // Mathematical Finance. 1999. 9.
11. International convergence of capital measurement and capital standards: a revised framework, comprehensive version. Basel: Bank for International Settlements, 2006.
12. British Bankers Association, Operational Risk Management Study, London: BBA, 1999.

13. Chavez-Demoulin V., Embrechts, P. and Neslehova, J. Quantitative models for operational risk: Extremes, dependence and aggregation, *Journal of Banking and Finance*, 2005.
14. Cherubini U., Luchiano E., Vecchiato W., *Copula Methods in Finance*. John Wiley, England 2004.
15. GARP : Global association of risk professionals [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.garp.com>.
16. Embrechts P., Puccetti P. Aggregating Risk Capital, with an Application to Operational Risk, *Journal of Applied Probability*, 20, 537-544, 1983.
17. Fitch Risk Management, Fitch sees hitch in Basel operational risk rules. Technical report, Reuters 04 21 04 5 2/ AM ET, 2004.
18. Fisher R., Tippett, L., Limiting forms of the largest or smallest member of a sample, *Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, 24, 180-190., 1928.
19. Fontnouvelle P., Rosengren E., and Jordan, J., Implications of alternative operational risk modeling techniques. Preprint, federal reserve bank of boston, 2004.
20. Frachot A., Roncalli T., and Salomon E., The correlation problem in operational risk. Preprint, credit lyonnais, France, 2004.
21. Mignola G., Ugocioni R.. Sources of Uncertainty in Modelling Operational Risk Losses. – Torino, Italy, 2006.
22. Moscadelli M., The modeling of operational risk: Experience with the analysis of the data collected by the Basel committee. Preprint, Banca Italia, 2004.
23. Neslehova J., Embrechts P., Chavez-Demoulin, V. Infinite mean models and the LDA for operational risk, *Journal of Operational Risk*, 2006.
24. ORX Association [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.orx.org>.
25. PRIMA : Public risk management association [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.primacentral.org>.
26. Sklar A. Functions de reparation a n dimensions et leur marges, *Publications de Institut de Statistique de l'Universite de Paris*, 8, 1959.

Ключевые слова

Операционный риск; экономический капитал; АМА; Базель II; стохастическое моделирование; копульные функции; быстрое преобразование Фурье.

Стрелков Сергей Викторович

РЕЦЕНЗИЯ

Актуальность темы: многочисленные банкротства последних лет, причиной которых, в том числе, послужили ошибки организации системы управления операционным риском, свидетельствуют о масштабах и недостаточной проработанности вопросов оценки, предупреждения и минимизации потерь от наступления событий, относящихся к операционному риску. Отсутствие репрезентативной статистической информации, неоднородный и индивидуальный для каждой кредитной организации профиль операционного риска делает невозможным применение общепринятых методов и моделей измерения и управления финансовыми рисками, применяемых в теории риск-менеджмента, для анализа и управления операционным риском. Таким образом, задачи построения эффективной модели измерения и управления операционным риском, возникающим в ходе деятельности кредитных организаций, обуславливают актуальность исследования.

Научная новизна и практическая значимость: научная новизна исследования состоит в разработке модели комплексного управления операционным риском, основанной на синтезе задач:

- моделирования процессов возникновения убытков;
- моделирования совокупной величины агрегированных убытков и расчета величины рискованного капитала на их покрытие.

Разработанная автором вероятностная модель прогнозирования агрегированной величины убытков, в отличие от традиционных методик оценки операционного риска, позволяет проводить расчет совокупной величины потерь с учетом наличия корреляций между ними. Экономическим эффектом от применения реализованной модели является обоснованное уменьшение расчетной величины рискованного капитала (до 30% для некоторых типов зависимостей убытков), что в условиях жесткой нехватки ликвидности банковского сектора, несомненно, является практически значимым результатом.

Разработанная и программно реализованная стохастическая модель оценки агрегированных убытков, совместно с теоретическими аспектами моделирования сумм зависимых случайных процессов могут быть использованы при внедрении «усовершенствованных» под-

ходов управления операционным риском в кредитных организациях и во многих других приложениях финансовой математики и риск-менеджмента.

Заключение: рецензируемая статья отвечает требованиям, предъявляемым к научным изданиям, и может быть рекомендована к изданию.

Мастяева И.Н., к.т.н., доцент, зав. кафедрой прикладной математики Московского государственного университета экономики, статистики и информатики (МЭСИ)

3.9. BANK'S OPERATIONAL RISKS STOCHASTIC MODELLING

S.V. Strelkov, Post-graduate Student

Moscow State University of Economics, Statistics and Informatics

This paper focuses on bank operational risks statistical modeling. The Stochastic Algorithm of dependent random values simulation (losses resulting operational risk) was found out and developed in MATLAB. It allows taking diversification benefits in an aggregate operational losses assessment process. The benefits of its application are both more accuracy operational risk exposure calculation and reasonable mitigation of an operational risk charge capital.

Literature

1. S.A. Aivazyan, E.S. Enukov, L.D. Meshalkin. *Applied Statistics. The basic principles of modeling and primary data processing*. – M.: Finance and Statistics, 1983.
2. V.Y. Korolev, V.E. Bening, S.Y. Shorgin *Math foundation of risk theory*. – M.: FISMATHLITH, 2007.
3. T. Mak. *The Math of Risk Insurance*. – M.: Olymp-business, 2005.
4. CBR Resolution №346-P 13.12.2009 «On operational risk assessment rules».
5. CBR Recommendation №76-T 24.05.2005 «On Operational Risk Management Coordination in Banks».
6. V. Feller. *An Introduction to Probability Theory and Its Applications. Vol.1*. – M.: MIR, 1984.
7. V. Feller. *An Introduction to Probability Theory and Its Applications. Vol.1*. – M.: MIR, 1984.
8. A.N. Shiryaev. *Essentials of Stochastic Finance. Facts. Models*. – M.: Phasis, 1998.
9. A.N. Shiryaev. *Essentials of Stochastic Finance. Theory*. – M.: Phasis, 1998.
10. CBR Letter №70-T 23.06.2004 г. «On typical bank's risks».
11. CBR Letter №76-T 24.05.2005 г. «On bank's operational risk management coordination».
12. Professional risk-management associations: www.orx.org, www.hedjing.ru, www.garp.com, www.primacentral.org.
13. P. Artzner, F. Delbaen, J.M. Eber and D. Heath. *Coherent measures of risk, Mathematical Finance*, 9: 1999.
14. *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: a Revised Framework, Comprehensive Version // Basel: Bank for International Settlements*, 2006.
15. *British Bankers Association, Operational Risk Management Study*, London: BBA, 1999.
16. V. Chavez-Demoulin, P. Embrechts and J. Neslehova. Quantitative models for operational risk: Extremes, dependence and aggregation, *Journal of Banking and Finance*, 2005.
17. U. Cherubini E. Luchiano W. Vecchiato. *Copula Methods in Finance*. John Wiley, England 2004.
18. P. Embrechts, P. Puccetti. Aggregating Risk Capital, with an Application to Operational Risk, *Journal of Applied Probability*, 20, 537-544, 1983.
19. Fitch Risk Management, Fitch sees hitch in Basel operational risk rules. Technical report, Reuters 04 21 04 5 2/ AM ET, 2004.
20. R. Fisher and L. Tippett. Limiting forms of the largest or smallest member of a sample, *Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, 24, 180-190., 1928.

21. P. Fontnouvelle, E. Rosengren and J. Jordan. Implications of alternative operational risk modeling techniques. Preprint, federal reserve bank of boston, 2004.
22. A. Frachot, T. Roncally and E. Salomon. The correlation problem in operational risk. Preprint, credit lyonnais, France, 2004.
23. G. Mignola, R. Ugocioni. Sources of Uncertainty in Modelling Operational Risk Losses. – Torino, Italy, 2006.
24. M. Moscadelli. The modeling of operational risk: Experience with the analysis of the data collected by the Basel committee. Preprint, Banca Italia, 2004.
25. J. Neslehova, P. Embrechts, V. Chavez-Demoulin. Infinite mean models and the LDA for operational risk, Journal of Operational Risk, 2006.
26. A. Sklar. Fonctions de reparation a n dimensions et leur marges, Publications de Institut de Statistique de l'Universite de Paris, 8, 1959.

Keywords

Operational risk; charge capital; AMA; Basel II; stochastic modeling; copulas; Fast Fourier Transformation.