Чаткала составляют одиннадцать элементов, определяющих облик рудообразующей системы: Au-Cu-Mo-As-Ag-Se-Co-Pb-Zn-Cd-Bi. Вариации элементов внутри геохимического ряда говорят лишь об изменении количественного состава, но не качественного.

В образовании практически каждого рудопроявления или месторождения, особенно крупномасштабного, активное участие принимали:

1. Магматогенные и вулканогенные тела различного состава и времени образования;
2. Метасоматиты экзо- и эндоконтактовых частей плутонов;
3. Постмагматические гидротермальные растворы и газы;
4. Подстилающие и вмещающие породы, т. е. породы рамы.

Ведущую роль в образовании рудных скоплений играют постмагматические растворы являющиеся основным поставщиком металлов в верхнюю часть земной коры.

Проникание магматических расплавов и последующих постмагматических рудных растворов скорее всего происходило по одним и тем же каналам, заложенным задолго до начала того или иного орогенного этапа активизации района. Такими каналами является сеть ортогональных и диагональных линеаментов выявленных в пределах Чаткальского региона. Поступательные движения расплавов из глубины и последующее их застывание в верхних горизонтах земной коры создавали дополнительные напряжения, раздвигающие существующие полости и способствующие со временем их проникновению в более глубокие горизонты земной коры.

Исходя из суммы накопленных геологических характеристик, Бозымчакское рудное поле можно охарактеризовать как своеобразную рудообразующую систему, обладающую определенной историей развития и характерным набором полезных ископаемых. Таким образом, можно сказать, что формирование рудной специализации района происходило практически с начала формирования земной коры, образование же месторождений имеющих промышленное значение только после возникновения благоприятных обстановок.

ЛИТЕРАТУРА

1. Минералогическое исследование руд цветных и редких металлов /Под ред. А.Ф.Ли. – М.: Недра, 1967, 257 с.
2. Методы минералогических исследований / Под ред. А.И.Гинзбурга: Справочник. – М.: Недра, 1985, 476 с.
3. *Зеленов В.И.* Методика исследования золотосодержащих руд.-М.: Недра, 1978 г.- 302 с.
4. Критерии прогнозной оценки территории. Под ред. Д. В. Рундквиста., Л. «Недра», 1986.
5.*Альпиев Е.А.*Техноминералогические параметры руд месторождения Текели как основа их типизации // Труды международной научно-практической конференции «КазНТУ – образованию, науке и производству Республики Казахстан». Алматы.999.С.24-25.

Резюме

Мақалада Бозымшак кен байыту ауданында алтынның минералогия-геохимиялық ерекшелігін зерттеу натижелері көрсетілген.

Summary

Mineralogical and geochemical particularities of gold mineralization of Bozymchak ore field are considered in present article.

УДК 336.717:330.131.7

Р.А. Ажгиреева, О. П.Волобуева

ОЦЕНКА КВАНТИЛЕЙ ГОДОВЫХ АГРЕГИРОВАННЫХ ОПЕРАЦИОННЫХ ПОТЕРЬ

В настоящее время глобализация финансовых рынков, растущая сложность банковской индустрии приводят к увеличению подверженности банковской деятельности операционному риску, который значительно отличается от других банковских рисков: в процессе его вычисления и регулирования внимание фокусируется в основном на фактах, отражающих скорее отклонения, чем нормальный ход событий. Отсюда возникает сложность оценки операционного риска, поэтому оценка регулятивного капитала под операционный риск является, несомненно, актуальной задачей на сегодняшний день. Уровень операционного риска является мерой качества банковского бизнес-процесса в целом.

Проблема оценивания величины убытков банка представляется весьма значимой в успешном менеджменте банка. Мониторинг оценки величины убытка необходимо вести постоянно. Однако значения квантилей высоких порядков часто отсутствуют в исследуемой выборке убытков банка, либо их количество невелико, поскольку экстремальные события на финансовых рынках и при реализации бизнес-процессов банка являются относительно редкими событиями. Но именно они наносят значительный финансовый ущерб. Поэтому в данной работе основное внимание уделяется оцениванию квантилей высокого порядка распределения величины однократной потери и моделированию годовых агрегированных потерь.

Данные по операционным потерям предоставлены одним из банков второго уровня РК за период T ($T = 3$ года).

Применение метода «превышения порога» (POT) предполагает, что мы можем выбрать порог $u > 0$ такой, что будет справедлива теорема А. Балкемы, Л. де Хана [1]. Вычисленные некоторым способом оценки параметров $\hat{\xi}, \hat{\sigma}$ позволят построить удовлетворительное приближение функции распределения эксцессов [5]. Одним из методов определения значения порога u является *анализ зависимости средних значений эксцессов выборки*. Функция средних значений выборки эксцессов $e_n(u)$ имеет следующий вид:

$$e_n(u) = \frac{\sum_{i, X_i > u}^{n} (X_i - u)}{\sum_{i=1}^{n} I(X_i > u)},$$

то есть представляет собой сумму значений эксцессов, превысивших заданный порог u, деленную на их количество. Функция $e_n(u)$ является эмпирической оценкой для условного математического ожидания $e\ (u) = E((X-u) \mid X > u)$.

Если зависимость $e_n(u)$ представляет собой некоторую монотонно возрастающую функцию за пределами порога u, то это позволяет утверждать, что распределение выбранных нами эксцессов следует обобщенному распределению Парето с положительным параметром $\hat{\xi} > 0$. В этом случае выражение для $e_n(u)$ имеет вид $e_n(u) = \frac{\hat{\sigma} + \hat{\xi} u}{1 - \hat{\xi}}$, $\hat{\xi} < 1, \hat{\sigma} + \hat{\xi} u > 0$ [2].

Анализируемая зависимость $e_n(u)$ позволяет сделать вывод лишь качественного характера о свойствах эмпирического распределения выборки эксцессов. Более содержательным при выборе порога является *метод Хилла*, при котором анализируется зависимость оценки параметра ξ $\left((k, H_{k,n}^{-1}), 1 \le k < n\right)$. Здесь величина $\hat{H}_{k,n} = \frac{1}{\xi}$ определяется следующим образом:

$$\hat{H}_{k,n} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} ln \frac{X_i}{X_{k+1}},$$

где $k < n$.

А. Резник и Л. де Хаан доказали [3], что $\hat{H}_{k,n}$ является асимптотически нормальной оценкой для ξ, то есть $\hat{H}_{k,n} \to \hat{\xi}$, вероятно, при $n \to \infty, k/n \to 0$. Это означает, что оценка параметра, полученная по методу Хилла, на некотором интервале значений $k -$ асимптотически постоянная величина. Зависимость оценки параметра, построенная по методу Хилла, позволяет выделить данный интервал значений k и, таким образом, выбрать соответствующий ему порог u.

Для получения оценок методом *максимального правдоподобия* следует записать функцию правдоподобия, а затем максимизировать ее по неизвестным параметрам модели. В ходе реализации метода получаем нелинейное уравнение для нахождения оценки параметра $\hat{\sigma}$ следующего вида:

$$\frac{\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{(\hat{\sigma}+x_i)}}{\sum_{i=1}^{n}\frac{x_i}{\hat{\sigma}(\hat{\sigma}+x_i)}}-\frac{n}{\sum_{i=1}^{n} ln\left(1+\frac{x_i}{\hat{\sigma}}\right)}=0 \,. \tag{1}$$

Нелинейное уравнение (1) может быть решено с помощью численных методов. Однако необходимо знать начальное значение оценки параметра $\hat{\xi}$, которое можно получить, применяя *метод моментов.*

Оценки параметров $\hat{\sigma}$ и $\hat{\xi}$ распределения Парето с использованием метода моментов находятся из следующей системы:

$$\begin{cases}\dfrac{\hat{\sigma}}{\hat{\xi}-1}=\mu \\ \dfrac{\hat{\xi}\hat{\sigma}^2}{(\hat{\xi}-1)^2(\hat{\xi}-2)}=s\end{cases},$$

где $\mu, s-$ соответственно первый и второй моменты распределения, которые вычисляются по эмпирическим данным.

Решим уравнение (1) с помощью *метода Ньютона (метода касательных)*. При нахождении корня уравнения методом Ньютона, итерационный процесс определяется формулой:

$$x^{(k+1)}=x^{(k)}-\frac{f(x^{(k)})}{f^{'}(x^{(k)})}, k=0,1,2... \tag{2}$$

Для начала вычислений требуется задание начального приближения x_0. Заменяя в уравнении (1) $\hat{\sigma}=x$, размер ущерба $x_i=a_i$, получаем для функции

$$f(x)=\frac{\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{(x+a_i)}}{\sum_{i=1}^{n}\frac{x_i}{x(x+a_i)}}-\frac{n}{\sum_{i=1}^{n}\ln\left(1+\frac{a_i}{x}\right)}$$

следующее выражение производной:

$$f^{'}(x)=\frac{\sum_{i=1}^{n}\frac{(-1)}{(x+a_i)^2}\sum_{i=1}^{n}\frac{a_i}{x(x+a_i)}-\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{(x+a_i)}\sum_{i=1}^{n}\frac{(-a_i)(2x+a_i)}{(x^2+xa_i)^2}}{\left(\sum_{i=1}^{n}\frac{a_i}{x(x+a_i)}\right)^2}+n\frac{\sum_{i=1}^{n}\frac{(-a_i)}{x(x+a_i)}}{\left(\sum_{i=1}^{n}\ln\left(1+\frac{a_i}{x}\right)\right)^2}\,.$$

Далее, следуя формуле (2), определяем последовательность $x^{(k)}(k=0,1,2...)$. В качестве останова итерационной процедуры используем наперед заданную точность $\left|x^{(k+1)}-x^{(k)}\right|<\varepsilon \;\; (\varepsilon=10^{-3})$.

Трудность аналитического получения выражения для квантиля распределения агрегированных потерь вызвала необходимость использования *статистического моделирования (метода Монте-Карло)* с большим числом испытаний. Пуассоновская интенсивность случаев потерь (в день) для всех бизнес-линий оценена по эмпирическим данным $\lambda_{day}=1.6$ $\left(\lambda_{day}=\dfrac{n}{365*T}; n=1750; T=3\right)$.

Вероятность того, что потери не превысят порог u, определяется выражением $p=\dfrac{n-n\_excess}{n}$; $n\_excess-$ количество потерь, превышающих порог u.

Алгоритм моделирования годовых агрегированных потерь методом Монте-Карло:

1. *Генерация числа событий за период* T_1 ($T_1 = 1$ год). Переменные r_1 и r_2 получены с помощью генератора случайных чисел $Random$.

a) Обнулить переменные $Nloss1_i$, $Nloss2_i$, $Time$.

b) Получить реализации случайной величины, распределенной по экспоненциальному закону и накапливать их в переменной $Time$, используя интенсивность λ_{day} и случайное число r_1. $Nloss1_i$ – число потерь, не превышающих порог u. $Nloss2_i$ – число потерь, превышающих порог u.

c) Накапливать $Nloss1_i$ и $Nloss2_i$ в течение месяца (пока переменная $Time$ не превысила 30 дней): если $r_2 < p$, то $Nloss1_i = Nloss1_i + 1$, иначе $Nloss2_i = Nloss2_i + 1$.

d) Повторить шаги a, b, c 12 раз. Вычислить количество случаев потерь в год для каждого вида события, суммируя $Nloss1_{year} = \sum_{i=1}^{12} Nloss1_i$ и $Nloss2_{year} = \sum_{i=1}^{12} Nloss2_i$.

2. *Генерация размера ущерба (потери) за период* T_1 ($T_1 = 1$ год).

a) Сгенерировать $Nloss1_{year}$ потерь $loss1_j$, не превышающих порог u $(loss1_j <= u)$ – реализации *величины однократной потери*, распределенной по Логнормальному закону.

b) Суммировать $\sum_{j=1}^{Nloss1_{year}} loss1_j$, *получив совокупные годовые потери* $LOSS_{\log n}$, *не превышающие порог* u.

c) Сгенерировать $Nloss2_{year}$ потерь $loss2_j$, превышающих порог u $(loss2_j > u)$ – реализации *величины однократной потери*, распределенной по закону Парето.

d) Суммировать $\sum_{j=1}^{Nloss2_{year}} loss2_j$, *получив совокупные годовые потери* $LOSS_{Pareto}$, *превышающие порог* u.

e) Суммировать $LOSS_{\log n}$ и $LOSS_{Pareto}$, получив годовые агрегированные потери $LOSS_{year}$. Занести значение $LOSS_{year}$ в массив $Annual\_array$.

3. Вычислить ожидаемые потери EL (50% квантиль распределения годовых агрегированных потерь $Annual\_array$).

4. Вычислить регулятивный капитал $CaR = OpVaR_{99,9\%}$ (99,9% квантиль распределения $Annual\_array$), квантили высокого порядка $OpVaR_{95\%}$ и $OpVaR_{99\%}$.

5. Вычислить непредвиденные потери $UL = CaR - EL$.

6. Повторить шаги $1 \div 5$ N раз (число испытаний N задается самостоятельно).

7. Ожидаемые потери равны $\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} EL$, регулятивный капитал равен $\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} CaR$, непредвиденные потери равны $\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} UL$.

Результаты вычислений, полученные в данной работе по реальным данным, приведены ниже. На рис. 1 представлена зависимость оценки параметра Хилла для всех бизнес-линий.

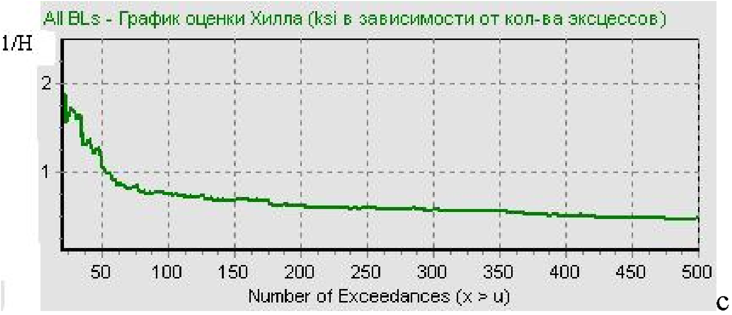

Рис.1. Зависимость оценки параметра Хилла

Выделены интервалы стабильности для всех бизнес-линий. Для различных принадлежащих им значений порога вычислены оценки параметра $\hat{\xi}$ (рис. 2).

Оценка параметра ksi по графику оценки Хилла и выбор порога U

Сред. ksi All BL 1,69 Сред. ksi BL6 2 Сред. ksi BL8 1,58

Business line	n obs.	threshold	related empi	n excesses	ksi
All BL	1749	17985	80%	347	1,83
All BL	1749	31500	85%	259	1,76
All BL	1749	80882,11	90%	173	1,51

Рис. 2. Выделенные пороги и соответствующие им оценки параметра $\hat{\xi}$

Полученные оценки параметров $\hat{\sigma}$ и $\hat{\xi}$ по методу моментов для выбранных порогов представлены на рис. 3.

Оценка параметров по методу моментов

	n excess	ksi	sigma
All BL	347	2,08	208945,71
All BL	259	2,1	273605,95
All BL	173	2,13	384628,4

Рис. 3. Оценки параметров $\hat{\sigma}$ и $\hat{\xi}$ по методу моментов

Результаты вычислений параметра $\hat{\sigma}$ для разных начальных значений представлены на рис. 4.

Для проверки гипотезы о соответствии эмпирического распределения теоретическому применим критерии Колмогорова и Пирсона к полученным оценкам параметров. В работе используются два критерия согласия для надежности получаемого результата.

Количество интервалов дискретизации $k = 12$, определенное согласно правилу Стерджеса [4], дает наилучший результат. Полученный параметр Колмогорова λ меньше табличного значения параметра для уровня доверия 85% $(\lambda = 0.93 < 1.14)$. Это позволяет нам сделать вывод, что с вероятностью 85% гипотеза о соответствии эмпирического распределения теоретическому распределению Парето принимается.

Оценка параметра sigma по методу Ньютона

Метод Ньютона (метод касательных):

	sigma(нач	sigma1	sigma2
All BL	208945,71	202805,97	318767,77
All BL	273605,95	261560,16	388529,6
All BL	384628,4	366636,86	492938,94

Рис.4. Оценки параметра $\hat{\sigma}$ по методу Ньютона

При $k = 12$ вычисленное значение χ^2 с 11 степенями свободы не вошло в «левый хвост» распределения статистики χ^2 $(\chi^2 = 0.33 < \chi_1^2 = 3.81)$, поэтому можно сделать вывод, что теоретические и эмпирические значения достаточно близки.

Когда параметры распределения Парето оценены и получена аппроксимация эмпирического распределения в области «хвоста», можно рассчитать квантили высокого порядка распределения величины однократной потери.

На рис. 5 представлены 95, 99 и 99,9% квантили для всех бизнес-линий. Можно сказать, что *с вероятностью 95% размер ущерба* не превысит 60846.17 т для всех бизнес-линий. При этом порог выбран, как показано выше, в размере 31500 т.

Распределение величины однократной потери

Порог U

All BLs	BL6	BL8
31500	81836,24	18483,58

Business line	p = 95%	p = 99%	p = 99.9%
All BLs	60846,17	988224,72	120894116,43
BL6	127995,35	1752968,61	247970396,18
BL8	60325,77	1488188,96	208247875,39

Рис. 5. Квантили распределения величины однократной потери

На рис. 6 представлены меры операционных потерь $OpVaR_{95\%}$, $OpVaR_{99\%}$ и $OpVaR_{99,9\%}$, вычисленные с помощью моделирования методом Монте-Карло. Например, для всех бизнес-линий рассматриваемого банка второго уровня РК можно сказать, что *с вероятностью 90% размер ежегодных агрегированных потерь* не превысит 3028101442.45 т.

Для всех бизнес-линий регулятивный капитал равен 7875974231.22 тенге. *Ожидаемые убытки* составят 292889530.03 тенге, *непредвиденные потери* составят 7583084701,19 тенге. Данные значения позволяют рассчитать коэффициент *RAROC*, который равен 0,36.

Распределение совокупных годовых потерь

	OpVaR(99.9%)	OpVaR(90%)	EL	UL
All BLs	7875974231,22	3028101442,45	292889530,03	7583084701,19

Рис. 6. Квантили распределения годовых агрегированных потерь

Коэффициент $RAROC$ *(Risk Adjusted Return on Capital)* – это доходность капитала с учетом риска, скорректированная на риски рентабельность капитала. Индикатор рассчитывается по следующей формуле:

$$RAROC = \frac{R - EL}{EC},$$

где R – чистая прибыль, EL – ожидаемые потери, EC – капитал под непредвиденные потери.

Для рассматриваемого банка второго уровня РК индикатор скорректированной на риски доходности $RAROC$ равен 0,36. То есть, резервируя, или рискуя потерять 100 т капитала из-за непредвиденных потерь, можно заработать 36 т чистой прибыли. Данная модель служит для прогнозирования рентабельности капитала с учётом риска.

Основным преимуществом метода статистического моделирования Монте-Карло является возможность полной оценки распределения агрегированных потерь достаточно простым способом в случае необходимости комбинации двух распределений и на короткие временные интервалы. Все, что требуется – это временной ряд операционных потерь. Важнейшим недостатком моделирования является большое время вычислений.

Предложенный в данной работе алгоритм оценки и моделирования годовых агрегированных потерь позволяет рассчитывать резерв капитала под операционный риск, размеры ожидаемых и непредвиденных убытков. Алгоритм реализован в объектно-ориентированной среде Borland Delphi с учетом современных технологий проектирования информационных систем. Результаты численного моделирования проиллюстрированы в работе.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Журавлев И.Б.* «Как взвесить тяжелый хвост». Теория экстремальных значений как инструмент оценки операционного риска // Электронная версия на сайте http://www.iig.ru/Company/News/Publications/RiskM.

2. Loss Distribution Approach for the Operational Risk Economic Capital. Sabri Guray Uner, PNC Financial Services & University of Pittsburgh, Pittsburgh, PA, SAS Global Forum, 2008.

3. The Peaks Over Thresholds Method for Estimating High Quantiles of Loss Distributions / Alexander J. McNeil and Thomas Saladin // Departement Matematik, ETH Zentrum CH-8092 Zurich.

4. Фиксация и обработка статистических результатов. Лекция 34. Электронная версия на сайте http://www.stratum.ac.ru/textbooks/modelir/lection34.html.

5. *Ажгиреева Р.А., Волобуева О.П.* Выбор метода оценки операционного риска в банке // Вестник КазНТУ. – 2011.

Резюме

Жұмыста сандық операциялық рискті бағалаудың құралы ретінде жалпыланған Парето үлестірімі негізі болып табылатын кейбір критикалық мәнінен асатын экстремалды мәндер теориясы қолданылған. Белгіленген шектен анықталған сенім деңгейіне дейінгі үлкен жоғалтулардың жиілігі меи көлемі арасындағы арақатынасты ескеретін, операциялық жоғалтулардың "табалдырығынан" асып кету жолы қарастырылған.

Үлестірім "соңы" аймағындағы үлестірім жоғалту функциясын сипаттау алгоритмі, агрегатталған жоғалтулар үлестірімінің жоғары тәртібі квантилін бағалау, операциялық қауіпке банктің резервтелген капиталын анықтау құрылған және жүзеге асырылған.

Summary

As a tool for quantitative assessment of operational risk the theory of extreme values exceeding a certain critical value is used. The theory is based on a generalized Pareto distribution. The considered approach named Peaks Over-Threshold takes into account the relation between frequency and magnitude of heavy losses from the set threshold to a certain level of confidence. The work shows that the extreme value model, in its Peaks Over Threshold representation, explains the behaviour of the operational risk in the tail area well.

The algorithms for description the distribution of losses in the "tail" distribution, for estimation of high quantiles of aggregate losses lor determination of capital to be reserved by the bank for operational risk are developed and implemented.

Keywords: Loss severity distributions, Extreme Value Theory, generalized Pareto distribution, Peaks Over Threshold.

КазНТУ им. К.И. Сатпаева *Поступила 5.05.11*

УДК 004:75:004.451

Ы.А. Шахимова

ВОПРОСЫ ГРУППОВЫХ МЕТОДОВ ПРЕДСТАВЛЕНИЯ ОПЕРАТИВНОГО УПРАВЛЕНИЯ СЛОЖНЫХ ТЕХНОЛОГИЧЕСКИХ ОБЪЕКТОВ

1. Введение

Анализ показывает, что для эффективного управления сложных СТО в $\Pi - O_i$, т.е. в ω_i требуются не только специальные методы управления, но и представления СТО, в виде модели представления - МР (модель представления), которые обеспечивают эффективное решение задачи управления.

Рассмотрим методы представления СТО в составе модели МР.