مدلی برای توزیع زیان عملیاتی در بانک‌های تجاری
(بانک کارآفرین)

پرویز عقیلی کرمانی *

امید مؤمن **

ایمان نوربخش ***

* مدیرعامل بانک کارآفرین

** کارشناس ریسک بانک کارآفرین

*** مدیر ریسک بانک کارآفرین

فهرست مطالب

عنوان **صفحه**

چکیده ۴۷۷
مقدمه ۴۷۸
۱- کلیت مدل ۴۸۰
۲- جزییات مدل ۴۸۲
۱-۲- توزیع فراوانی ۴۸۲
۲-۲- توزیع شدت ۴۸۳
۱-۲-۲- توزیع شدت- زیان‌های معمولی ۴۸۴
۲-۲-۲- توزیع شدت- زیان‌های شدید ۴۸۵
۳-۲-۲- توزیع شدت- زیان‌های کلان ۴۸۶
۳-۲- به‌دست آوردن توزیع زیان ۴۸۷
۳- محاسبه سرمایه در معرض خطر (CaR) ۴۹۰
۴- نتایج اجرای مدل در بانک کارآفرین ۴۹۱
نتیجه‌گیری ۴۹۲
پیوست ۴۹۴
کتاب‌نامه ۵۰۰

فهرست جدول‌ها، شکل‌ها و نمودارها

عنوان **صفحه**

الف- جدول‌ها:

جدول شماره ۱- ماتریس BLET ۴۸۱
جدول شماره ۲- ماتریس BLET بانک کارآفرین ۴۹۱

ب- شکل‌ها و نمودارها:

شکل ۱- بازه‌های مختلف توزیع شدت ۴۸۴
نمودار ۱- تابع چگالی احتمال شدت زیان ۴۸۸
نمودار ۲- تابع چگالی احتمال فراوانی زیان ۴۸۸
نمودار ۳- تابع چگالی احتمال زیان کل ۴۸۹

چکیده

در این مقاله با استفاده از روش‌های آماری، یک مدل شامل تمام مراحل اندازه‌گیری ریسک عملیاتی برای بانک‌های تجاری براساس مستند بازل ۲ ارائه شده است. در سال‌های اخیر در مورد تخمین توزیع زیان ریسک عملیاتی مطالعات متعددی در بانک‌ها و دانشگاه‌های مختلف دنیا انجام شده است، یکی از روش‌هایی که بسیار مورد توجه قرار گرفته، روش توزیع زیان است. این روش با وجود کارایی بسیار بهتر در مقایسه با سایر روش‌ها، با مشکلاتی به‌ویژه در ایران مواجه است. در این مقاله سعی شده است که برای سه دسته از این مشکلات راه حل‌هایی با استفاده از روش‌های آمار و احتمالات ارائه شود. بانک‌ها با استفاده از این مدل می‌توانند ریسک عملیاتی خود را اندازه‌گیری کنند و پایه‌ای برای مدیریت این نوع ریسک ایجاد نمایند. این مدل به‌ویژه برای بانک‌های ایران می‌تواند مفید باشد، زیرا تاکنون به دلیل وجود مشکلاتی در روش توزیع زیان کلاسیک موفق به تخمین توزیع زیان ریسک عملیاتی خود نشده‌اند. در پایان مدل ارائه شده در بانک کارآفرین اجرا شده و نتایج گزارش شده‌اند.

کلمات کلیدی: ریسک عملیاتی، روش توزیع زیان، بازل ۲، مدیریت ریسک، بانک تجاری.

مقدمه

یکی از مسائلی که امروزه بانک‌ها با آن مواجه هستند اندازه‌گیری ریسک بانک است. در این راستا کمیته نظارت بر بانکداری بازل[1] (به اختصار کمیته بازل) از بانک تسویه حساب بین‌الملل[2] مستندی را تحت عنوان بازل ۲ (1) منتشر کرده است که در بین بانک‌های سراسر دنیا به‌عنوان مرجع اندازه‌گیری و مدیریت ریسک شناخته شده است. در این مستند ریسک‌های بانکی به سه دسته عمده تقسیم شده‌اند: ریسک اعتباری[3]، ریسک بازار[4] و ریسک عملیاتی[5]. ریسک اعتباری ریسک مربوط به زیان ناشی از عدم پرداخت وام یا سایر انواع اعتبار (اصل و بهره یا هر دو) توسط یک بدهکار است. ریسک بازار ریسک مربوط به کاهش ارزش یک سرمایه‌گذاری (مانند سهام، ارز و ...) به دلیل نوسان‌های بازار است. ریسک عملیاتی ریسک مربوط به زیان ناشی از فرآیندها، نیروی انسانی و سیستم‌های داخلی نامناسب یا نادرست، یا ناشی از رویدادهای بیرونی است. در این مقاله به بررسی ریسک عملیاتی پرداخته می‌شود.

ریسک عملیاتی در دو دهه اخیر خسارت‌های زیادی به بانک‌ها و مؤسسات مالی وارد کرده است که چند مورد آن عبارتند از: بانک سوسیتی جنرال[6] در سال ۲۰۰۸ میلادی متحمل زیانی در حدود ۴/۹ میلیارد یورو شد (2)، آلفرست بانک بالتیمور[7] در سال ۲۰۰۲ میلادی ۶۱ میلیون دلار متضرر شد. (2)، بانک بارینگ[8] در سال ۱۹۹۵ رقمی معادل ۱/۳۲۸ میلیارد دلار خسارت دید و ورشکست شد (3)، مؤسسه LTCM[9] در سال ۱۹۹۸، معادل ۳/۵ میلیارد دلار زیان کرد (3). برای موارد دیگر رجوع شود به (3).

در مستند بازل ۲ سه روش برای تخمین میزان ریسک عملیاتی یک بانک معرفی شده است (1): روش شاخص پایه[10]، روش استاندارد[11] و روش اندازه‌گیری پیشرفته[12].

---

[1] Basel Committee on Banking Supervision
[2] BIS: Bank for International Settlement
[3] Credit Risk
[4] Market Risk
[5] Operational Risk
[6] Societe Generale
[7] Allfirst Bank of Baltimore
[8] Barings Bank
[9] Long-Term Capital Management
[10] BIA: Basic Indicator Approach
[11] SA: Standardised Approach
[12] AMA: Advanced Measurement Approaches

در روش‌های شاخص پایه و استاندارد درصدی از درآمد ناخالص بانک به‌عنوان ریسک عملیاتی بانک در نظر گرفته می‌شود. برای مطالعه بیشتر در مورد این دو روش رجوع شود به (4) و (5). روش اندازه‌گیری پیشرفته شامل روش‌های پیشرفته‌تری است که با استفاده از مستند بازل ۲، بانک‌ها مجاز به استفاده از آن‌ها برای تخمین ریسک عملیاتی خود شده‌اند. این روش بسیار دقیق‌تر از دو روش دیگر بوده و تأثیر تصمیمات مدیریتی را بیشتر نشان می‌دهد. از این‌رو توسط کمیته بازل مورد توصیه قرار گرفته است (1). یکی از روش‌های اندازه‌گیری پیشرفته که در سال‌های اخیر در ادبیات ریسک عملیاتی و در بین بانک‌های بزرگ دنیا مورد استفاده قرار گرفته است، روش توزیع زیان[1] می‌باشد، به‌عنوان مثال رجوع کنید به (6)، (7)، (8)، (9) و (10). چارچوب کلی این روش به این صورت است که برای هر نوع خاص از رویدادها دو تابع توزیع تخمین زده می‌شود. یکی تابع توزیع فراوانی زیان[2] که براساس تعداد دفعات وقوع آن رویداد در یک بازه زمانی مشخص رسم می‌شود، و دیگری تابع توزیع شدت زیان[3] که براساس خسارت دلاری (ریالی) که آن رویداد در همان دوره زمانی ایجاد می‌کند ترسیم می‌شود. سرانجام به‌منظور به‌دست آوردن توزیع کلی زیان عملیاتی این دو توزیع از طریق n-کانولوشن[4] توزیع شدت با خودش ترکیب می‌شود، که n یک متغیر تصادفی است که از توزیع فراوانی پیروی می‌کند. در ایران این روش کاملاً جدید بوده و هیچ تحقیق یا اجرای این مدل در مجلات داخلی و یا بانک‌های کشور مشاهده نشده است. ضمن اینکه اجرای این مدل در ایران با مشکلات بیشتری نسبت به بانک‌های خارجی روبه‌رو می‌باشد.

روش اصلی توزیع زیان برای اندازه‌گیری ریسک عملیاتی در بانک‌ها با مشکلاتی مواجه است، از جمله:

اول- بعضی از رویدادهایی که موجب زیان یا ورشکستگی بانک‌ها می‌شوند نادر هستند و استخراج تابع توزیع آن‌ها دشوار است، به‌گونه‌ای که توزیع‌های کلاسیک آماری تخمین مناسبی ارائه نمی‌دهند (11)، (12). این مشکل در ایران شدت بیشتری دارد زیرا که بانک‌های ایران

[1] LDA: Loss Distribution Approach
[2] Frequency Distribution
[3] Severity Distribution
[4] n-convolution

اساساً داده‌های زیان خود را به‌صورت منظم ثبت نکرده‌اند. از این‌رو پیش از اجرای توزیع زیان در ایران باید راه حلی برای این مشکل ارائه کرد[۱].

دوم- استفاده از داده‌های سایر بانک‌ها (به‌خصوص بانک‌های ورشکسته) به‌صورت خام به‌دلیل تفاوت در سایز بانک‌ها قابل قبول نیست (13)، (14)

سوم- روش توزیع زیان کلاسیک و پیشنهادهای کمیته بازل راه حلی برای در نظر گرفتن همبستگی بین داده‌های مربوط به زیان‌ها اشاره نکرده‌اند (15).

در این مقاله سعی می‌شود تا با تلفیق روش‌های آماری و ریاضی در چارچوب اصلی روش توزیع زیان پیشنهادهایی برای حل مشکلات ذکر شده ارائه شود.

چارچوب مقاله بدین صورت است: در بخش ۱ کلیت مدل پیشنهادی ارائه می‌شود، در بخش ۲ جزییات مدل پیشنهادی و راه‌حل‌هایی که به مدل کلاسیک LDA اضافه شده است تشریح می‌شود. در بخش ۳ از نتایج حاصل از بخش‌های قبل برای محاسبه سرمایه در معرض خطر بانک استفاده می‌شود. در بخش ۴ نتایج اجرای مدل در بانک کارآفرین گزارش می‌شود و سرانجام در پایان به اعتبارسنجی مدل و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۱- کلیت مدل

کمیته بازل فعالیت‌های بانک را در هفت حوزه تجاری[۲] و رویدادهایی که در هر کدام از این حوزه‌ها رخ می‌دهد را به هشت نوع رویداد[۳] تقسیم کرده است. بر این اساس ماتریس BLET جدول شماره ۱ تشکیل می‌شود.

---

[۱] شاید یکی از دلایلی که بانک‌های ایران تاکنون موفق به تخمین تابع توزیع ریسک عملیاتی نشده‌اند وجود همین مشکل باشد.

[2] BL: Business Line

[3] ET: Event Type

جدول شماره ۱ - ماتریس BLET

نوع رویداد (j) / حوزه تجاری (i)	سوء استفاده داخلی	سوء استفاده خارجی	استخدام و ایمنی محیط کار	مشتریان، محصولات و شیوه‌های کسب و کار	خسارت به دارایی‌های فیزیکی	قطعی کسب و کار و قطع سیستم‌ها	اجرا و مدیریت فرآیند
تأمین مالی شرکت							
بازرگانی و فروش							
بانکداری خرد							
بانکداری تجاری							
پرداخت و تسویه							
خدمات عامل							
مدیریت دارایی		A					
کارگزاری خرد							

در این ماتریس خانه A نشان‌دهنده رویدادهایی از نوع سوء استفاده خارجی است که در حوزه تجاری مدیریت دارایی رخ داده‌اند. پارامترها و متغیرهای مربوط به این خانه با اندیس 2,7 (به‌عنوان مثال $X_{2,7}$) نشان داده می‌شوند.

برای اندازه‌گیری ریسک عملیاتی یک بانک که بر ماتریس BLET منطبق شده است، ابتدا محاسبات برای همه خانه‌های ماتریس به‌صورت جداگانه انجام می‌شود و سپس از نتایج به‌دست آمده برای محاسبه ریسک عملیاتی کل بانک استفاده می‌شود.

مراحل محاسبات برای هر خانه ماتریس به این ترتیب است که ابتدا با استفاده از داده‌های مربوط به فراوانی، توزیع فراوانی زیان شناسایی می‌شود. سپس با استفاده از داده‌های مربوط به‌میزان خسارت ریالی رویدادها، تابع توزیع شدت رسم می‌شود. در اینجا دو مشکل پیش می‌آید، اول

اینکه رویدادهایی که خسارت ریالی آن‌ها بالاست[1] معمولاً در پایگاه داده بانک‌ها و به‌ویژه بانک‌های ایران بسیار کمیاب است. از این‌رو به همان سادگی که دم[2] راست برای توزیع فراوانی رسم شد، برای توزیع شدت قابل ترسیم نیست. لذا باید از روشی برای تخمین پارامترهای توزیع استفاده کرد که با داده‌های کم نتیجه مناسبی بدهد. مشکل دوم این است که رویدادهایی که باعث ورشکستگی بانک‌ها می‌شوند در اطلاعات پایه[3] داخلی هیچ بانکی موجود نیست و بانک‌ها در این مورد به ناگزیر می‌بایست از اطلاعات پایه سایر بانک‌ها (به‌عنوان مثال بانک‌های ورشکسته) استفاده کنند. حال آنکه اندازه بانک‌های مختلف برابر نیست و در نتیجه استفاده از اطلاعات پایه سایر بانک‌ها پذیرفتنی نیست. در این مقاله از یک روش هم مقیاس‌سازی برای حل این مشکل استفاده می‌شود. در مرحله بعد توزیع فراوانی و شدت به‌دست آمده با هم ترکیب شده و توزیع زیان آن خانه جدول به‌دست می‌آید. این مراحل برای کل خانه‌های ماتریس BLET تکرار شده و ۵۶ توزیع زیان به‌دست می‌آید. با استفاده از این توزیع زیان‌ها میزان سرمایه در معرض خطر برای هر خانه ماتریس به‌دست می‌آید. کمیته بازل پیشنهاد کرده که سرمایه در معرض خطر کل بانک از جمع ساده سرمایه در معرض خطر خانه‌های ماتریس محاسبه شود. در حقیقت بازل همبستگی کامل بین خانه‌های ماتریس را فرض کرده است، در حالی‌که ثابت شده که این همبستگی الزاماً کامل نیست. در این مقاله روش دیگری برای در نظر گرفتن همبستگی مطرح شده و براساس آن توزیع زیان کل بانک محاسبه می‌گردد. با استفاده از توزیع زیان کل بانک، سرمایه در معرض خطر کل نیز محاسبه می‌شود.

۲- جزییات مدل

در این بخش جزییات مدل پیشنهادی در بخش قبل و راه حل مشکلات موجود ارائه می‌شود.

۲-۱- توزیع فراوانی

توزیع فراوانی، تعداد دفعات وقوع رویدادهای مربوط به ریسک عملیاتی در بانک را مدل‌سازی می‌کند. چنین توزیعی بنا به تعریف گسسته بوده و فراوانی زیان‌ها برای دوره‌های زمانی کوتاه مدت

---

[1] این رویدادها شدت بالا و فراوانی پایین دارند، در مقابل داده‌هایی که برای رسم دم توزیع فراوانی نیاز است عموماً شدت پایین و فراوانی بالا دارند.

[2] Tail

[3] Data Base

معمولاً توسط یک توزیع پواسون همگن یا دوجمله‌ای (منفی) مدل‌سازی می‌شوند (12). انتخاب از بین این دو توزیع مهم است. زیرا پارامتر شدت در اولی قطعی و در دومی تصادفی است. برای این انتخاب روش‌های مختلفی وجود دارد که دقیق‌ترین آن‌ها روش‌های امتیازی[1] هستند (16). روش‌های امتیازی عبارتند از محاسبه یک آماره خاص برای هر کدام از توزیع‌های رقیب و انتخاب توزیعی با بهترین امتیاز. برخی از آماره‌های روش امتیازی و معیار برتری آن‌ها به‌شرح زیر است:

الف- کمترین مقدار آماره مربوط به آزمون کولموگروف - سمیرنف[2]

ب- کمترین مقدار آماره مربوط به آزمون اندرسون- دارلینگ[3]

ج- کمترین مقدار آماره مربوط به آزمون نیکوئی برازش کای دو[4]

د- بیشترین مقدار احتمال[5] مربوط به آزمون نیکوئی برازش کای دو

هـ- بیشترین مقدار تابع لایک لی هود[6] در نقطه ماکسیمم آن. برای جزئیات این روش‌ها رجوع کنید به (16).

توزیع انتخاب شده با روش امتیازی $P_{i,j}$ نامیده می‌شود. با توجه به ماتریس BLET که حوزه‌های تجاری با اندیس i و نوع رویدادها با اندیس j نشان داده می‌شوند، فرض می‌شود که تعداد رویدادهای هر خانه ماتریس، که با متغیر $N(i, j)$ نشان داده می‌شود، در بین زمان‌های t و $t+\tau$[7] تصادفی است. $N(i, j)$ تابع توزیع احتمال $P_{i,j}$ - توزیع پواسون همگن یا دوجمله‌ای (منفی) دارد.

توزیع تجمعی فراوانی زیان برای هر خانه ماتریس BLET به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$P_{i,j}(n) = \Sigma_k^n = 0P_{i,j}(K)$$

۲- ۲- توزیع شدت

در مدل‌سازی توزیع شدت برخلاف توزیع فراوانی، مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که توزیع‌های کلاسیک در برازش کل بازه مشاهدات به‌گونه‌ای منطبق با واقعیت، ناتوان می‌باشند. (10) و (11). برای حل این مشکل در این مقاله زیان‌ها به سه دسته تقسیم می‌شوند: زیان‌های

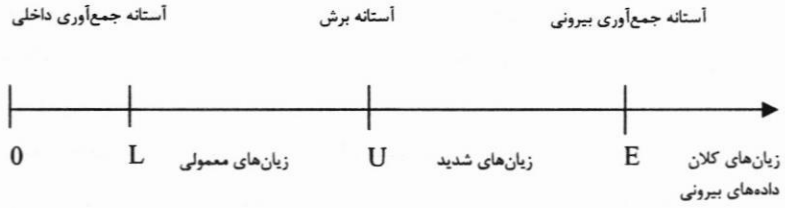
---

[1] Score Based Methods
[2] Kolmogorov-Smirnov
[3] Anderson-Darling
[4] Chi-square goodness of fit
[5] P-value
[6] Likelihood function

[7] معمولاً τ برابر یک سال در نظر گرفته می‌شود (7).

معمولی (فراوانی زیاد/ شدت کم)، زیان‌های بزرگ (فراوانی کم/ شدت زیاد) و زیان‌های خارجی. مطابق شکل ۱، "توزیع زیان معمولی" همه زیان‌های محدود به بازه [L,U] را شامل می‌شود، L آستانه جمع‌آوری داده توسط بانک و U آستانه برش است. "توزیع زیان شدید" زیان‌های بالای U را شامل می‌شود. توزیع شدت به‌صورت ترکیبی از توزیع‌های دو به‌دو ناسازگار توزیع زیان معمولی و توزیع زیان شدید به‌دست می‌آید. برای زیان‌های خارجی توزیع زیان کلان رسم شده و جایگزین دم توزیع شدت داخلی برای زیان‌های بالای E می‌شود.

شکل ۱: بازه‌های مختلف توزیع شدت



۱- ۲- ۲- توزیع شدت – زیان‌های معمولی

توزیع زیان‌های معمولی را می‌توان توسط توزیع‌های پیوسته اکیداً مثبت مانند نمایی، ویبول، گاما یا لاگنرمال مدل‌سازی کرد. انتخاب از بین این توزیع‌ها با استفاده از روش امتیازی صورت می‌گیرد. اگر $f(x;\theta)$ تابع چگالی پارامتریک انتخاب شده باشد، که θ بردار پارامترها را نشان می‌دهد و $F(x;\theta)$ تابع توزیع تجمعی (cdf) مربوط به $f(x;\theta)$ باشد، آن‌گاه تابع چگالی زیان $f^*(x;\theta)$ در [L,U] به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$f^*(X;\theta) = \frac{f(x;\theta)}{F(U;\theta) - F(L;\theta)}$$

تابع لایک لی هود مربوطه به‌صورت زیر است:

$$\ell(X;\theta) = \Sigma_i^N = 1 \ln\left(\frac{f_i(X_i;\theta)}{F(U;\theta) - F(L;\theta)}\right)$$

که $(X_1,...,X_N)$ نمونه زیان‌های معمولی مشاهده شده است. برای تخمین ℓ,θ باید ماکسیمم شود. (10)

۲- ۲- ۲- توزیع شدت – زیان‌های شدید

نمونه‌های کوچک که شامل تعداد معدودی از زیان‌های شدید هستند، یک موضوع رایج در هنگام روبه‌رویی با ریسک عملیاتی در بانک‌ها هستند. (رجوع شود به (12)). در ایران این مشکل شدت بیشتری دارد، چون بسیاری از رویدادها تاکنون ثبت نشده‌اند. در هنگام برخورد با چنین نمونه‌هایی، روش ماکسیمم لایک لی هود کلاسیک توزیع‌هایی را نتیجه می‌دهد که به اندازه کافی سنگین دم[1] نیستند تا احتمال رخداد زیان‌های استثنایی را منعکس کنند. روشی که در این مقاله به‌کار گرفته می‌شود همزمان آستانه برش U را تعیین می‌کند و توزیع شدت را برای زیان‌های شدید با استفاده از همه مشاهدات بالاتر از این آستانه به‌دست می‌دهد. این روش براساس نتایج کارهای (17) و (18) بنا نهاده شده است و بیان می‌کند که برای گروه گسترده‌ای از توزیع‌ها، مقادیر متغیرهای تصادفی برای محدوده بالاتر از یک آستانه به اندازه کافی بزرگ U از یک توزیع پارتو تعمیم داده شده[2] با پارامترهای ξ (شاخص شکل یا پارامتر دم)، β(شاخص مقیاس) و U (شاخص موقعیت) پیروی می‌کنند. توزیع پارتو تعمیم داده شده را می‌توان به‌عنوان یک توزیع شرطی از $X\,(X > U)$ در نظر گرفت (برای توضیحات بیشتر رجوع شود به (19)) که cdf آن به‌صورت زیر است:

$$F(X;\xi,\beta,U) = 1 - (1 + \xi\frac{(x-U)}{\beta}) - 1/\xi$$

برای تعیین آستانه برش، روش‌های مختلفی پیشنهاد شده است (به‌عنوان مثال (20)، (21)، (22)) ولی تاکنون هیچ روشی به‌صورت گسترده مورد تأیید قرار نگرفته است. یک روش رایج براساس مشاهده بصری از نمودار تابع میانگین فزونی است (19). این روش گرافیکی توسط یک الگوریتم جایگزین شده است (10)، این الگوریتم براساس ایده میانگین وزنی تخمین زننده‌های Hill بنا شده است (23) و با بعضی از روش‌ها در زمینه‌های دیگر مشابهت‌هایی دارد (24). گام‌های این روش به‌شرح زیر است:

۱- $(X_1,...,X_N)$ را نمونه ترتیبی مشاهدات بگیرید. m آستانه نامزد $U_1,...,U_m$ را در نظر بگیرید، به‌گونه‌ای که $U_i\,(X_{n-i},...,X_n)$، برای $i = 1,...,m$

۲- برای هر آستانه U_i از میانگین وزنی تخمین زننده‌های Hill برای تخمین شاخص دم ξ_i از توزیع GPD استفاده کنید.

---

[1] heavy tailed

[2] GDP: Generalized Pareto Distribution

۳- ξ_i را مساوی مقدار حاصل شده در گام ۲ گرفته و با توجه بـه آن تخمـین زننـده ماکـسیمم لایک لی هود را برای پارامتر مقیاس β_i از توزیع GPD محاسبه کنید.

۴- برای هر آستانه U_i، آماره خطای مربع میانگین را محاسبه کنیـد $MSE(U_i) = \frac{1}{n_i}\Sigma_k^{n_i} = 1(F_k - \hat{F}_k)^2$،

که n_i تعداد زیان‌های بالای آستانه U_i است. F_k cdf مربوط به $GPD(\xi_k, \beta_k, \mu_k)$ و $\hat{F}_k$ cdf تجربی فزونی‌هاست.

۵- $MSE(\hat{U}) = \min(MSE(U_1),..., MSE(U_m))$ را تعیین کنید. $\hat{U}$ بـه‌عنـوان تخمـین زننـده آستانه برش نگهداشته می‌شود و فرض می‌شود که فزونی‌ها از یـک توزیـع $GPD(\hat{\xi}, \hat{\beta}, \hat{U})$ پیروی می‌کنند.

شایان ذکر است که روش پیشنهاد شده در گام ۲ (میانگین وزنی تخمین زننـده‌هـای Hill) اریبی نمونه‌های کوچک در روش معمولی تخمین زننده‌های Hill را اصلاح می‌کند، این در حالی است که تخمین زننده ماکسیمم لایک لی هود نیز برای مجموعه داده‌های با تعداد بسیار کم توانـایی خود را از دست می‌دهد. در این مقاله روش تعدیل شده تخمین زننده‌های Hill بـرای اسـتفاده بهینه از تمامی داده‌های موجود پیشنهاد می‌شود.

۳- ۲- ۲- توزیع شدت – زیان‌های کلان

به‌منظور مطابقت با بازل ۲، روش اندازه‌گیری پیشرفته[1] باید یک روش مناسب برای استفاده از داده‌های خارجی در محاسبات هزینه سرمایه توسط یکی از روش‌های زیر ارائه دهد:

- افزودن داده‌های خارجی به پایگاه داده داخلی برای افزایش تعداد مشاهدات
- تخمین جداگانه وضعیت ریسک پایگاه داده داخلی و خارجی، و ترکیـب آن‌هـا بـا اسـتفاده از روش‌های بیزی (25)
- فراهم کردن مثال‌ها و توضیحات اضافی از رویدادهای با زیان کلان دنیای واقعی بـرای ایجـاد گزینه‌های "چه می‌شود اگر؟" و برای تهیه خود ارزیابی از ریسک‌های کلان

افزودن داده‌های خارجی به پایگاه داده زیان‌هـای داخلـی، ارائـه روش هـم مقیـاس سـازی مناسبی که اندازه بانک را در نظر بگیرد را ضروری می‌کند(13)، (14). شیه و همکاران در مقاله خود نشان می‌دهند که اندازه زیان عملیاتی با اندازه بانک دارای همبستگی قوی است و بـرای هـم

[1] AMA

مقیاس‌سازی زیان عملیاتی بانک‌های مختلف روشی را پیشنهاد داده‌اند. در این مقاله به‌منظور هم مقیاس‌سازی داده‌های خارجی، براساس رویه شیه و همکاران عمل می‌کنیم(26)، بر این اساس رابطه غیرخطی زیر را در نظر می‌گیریم:

$$Loss = S^{a} r$$

که "Loss" اندازه زیان، S یک پروکسی برای اندازه بانک (به‌عنوان مثال درآمد ناخالص بانک)، a فاکتور مقیاس‌گذاری و r یک عامل مازاد ضربی است که با نوسان‌های اندازه توصیف نمی‌شود. از رابطه بالا مدل رگرسیون خطی زیر به‌دست می‌آید:

$$\frac{\ln(Loss_i)}{\ln(S_i)} = a + b\frac{1}{\ln(S_i)} + \varepsilon_i \; (i = 1,...,p)$$

که $(Loss_i, S_i), i = 1,...,p$ مشاهدات خارجی هستند. این مدل را می‌توان توسط روش حداقل مربعات معمولی[1] (OLS) تخمین زد. سپس زیان هم مقیاس شده $Loss_i^{scaled}$ مربوط به مشاهده i را می‌توان به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$Loss_i^{scaled} = Loss_i \left(\frac{S^{int}}{S_i}\right)a$$

که S^{int} سایز حوزه تجاری داخلی مربوط به مشاهده i است. با اعمال همان ضریب هم مقیاس سازی a بر روی آستانه جمع‌آوری پایگاه داده خارجی آستانه E به‌دست می‌آید که از این آستانه به بعد دم توزیع داخلی توسط توزیع کالیبره شده داده‌های خارجی جایگزین می‌شود. سرانجام می‌توان یک توزیع پارامتری در فاصله $[E,+\infty)$ روی نمونه‌ای از داده‌های زیان هم مقیاس شده برازش نمود.

۳- ۲- به‌دست آوردن توزیع زیان

در روش توزیع زیان[2]، زیان برای حوزه تجاری i و نوع رویداد j بین زمان t و $t+\tau$ برابر است با:

$$v(i,j) = \Sigma_{n=0}^{N(i,j)} \xi_n (i,j)$$

$\xi(i,j)$ یک متغیر تصادفی است که میزان زیان یک رویداد را برای حوزه تجاری i و نوع رویداد j نشان می‌دهد.

[1] Ordinary Least Squares
[2] LDA

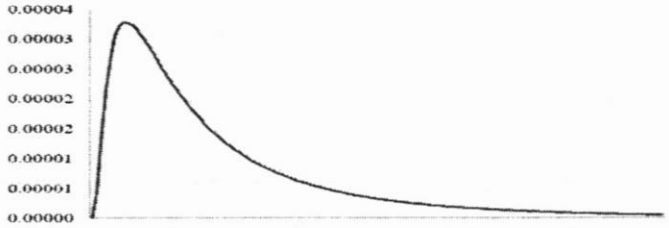
$G_{i,j}$ توزیع $v(i,j)$ برای هر خانه i و j یک توزیع مرکب بوده و از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$G_{i,j}(x) = \begin{cases} \Sigma_n^{\infty} = 1 p_{i,j}(n) F_{i,j}^{n^*}(x), x \rangle 0 \\ p_{i,j}(0), x = 0 \end{cases}$$

که $F_{i,j}$ توزیع تجمعی $\xi(i,j)$ است که در همین مقاله تخمین زده شد و * عملگر کانولوشن روی توابع توزیع است و F^{n^*} کانولوشن n-امِ F با خودش است.

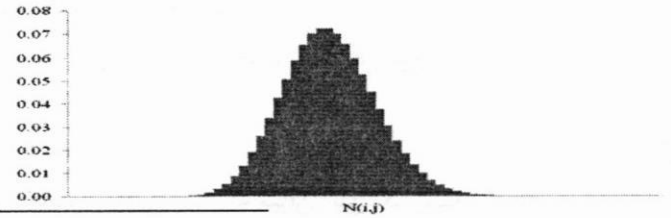
در کل یک بیان تحلیلی از توزیع مرکب وجود ندارد[1]. از این‌رو برای محاسبه توزیع زیان به الگوریتم‌های عددی مورد نیاز است. معروف‌ترین روش‌ها عبارتند از: روش شبیه سازی مونت کارلو[2]، روش بازگشتی پنجر[3] و روش معکوس تابع مشخصه[4]. برای توضیح درباره این روش‌ها رجوع شود به (7).

نمودار ۱- تابع چگالی احتمال شدت زیان



$\xi(i, j)$

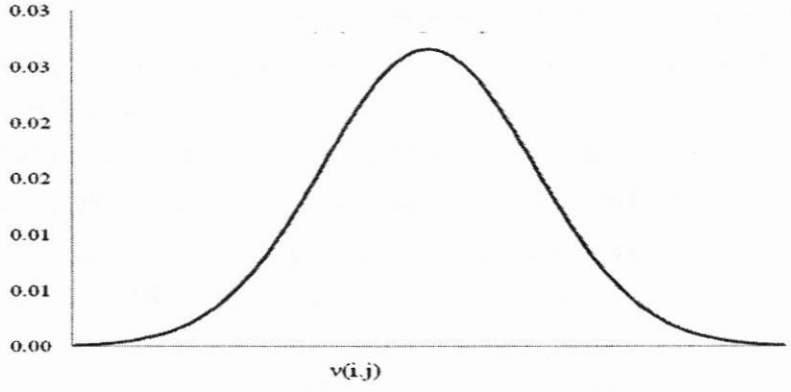
نمودار ۲- تابع چگالی احتمال فراوانی زیان



[1] وجود یک بیان تحلیلی مربوط است به‌ویژگی تقسیم‌پذیری بی‌نهایت توزیع $G_{i,j}$. (7)

[2] Monte Carlo Simulation
[3] Panjer Recursive Approach
[4] Inverse of the Characteristic Function

نمودار ۳- تابع چگالی احتمال زیان کل



شکل ۲ محاسبه توزیع زیان برای خانه (i,j) ماتریس BLET[1]

روشی که تاکنون مورد بحث قرار گرفته است، فقط برای یافتن توزیع زیان در یک خانه ماتریس حوزه تجاری/ نوع رویداد است. بازل ۲ از بانک‌ها می‌خواهد که همه ۵۶ دسته ریسک مربوط به ۸ حوزه تجاری و ۷ نوع رویداد زیان را در محاسباتشان مورد توجه قرار دهند. برای این منظور پیشنهاد می‌کند که هزینه سرمایه کل را از جمع هزینه‌های سرمایه برای همه ۵۶ دسته ریسک به‌دست بیاورند. به این ترتیب به‌صورت تلویحی وابستگی کامل مثبت را بین ریسک‌های مختلف فرض می‌کند. با این وجود به بانک‌ها این امکان داده شده که وابستگی را با استفاده از روش مناسبی محاسبه کنند. وابستگی بین ریسک‌ها را می‌توان بین فراوانی رویدادهای زیان یا شدت آن‌ها یا بین زیان سالانه کل محاسبه کرد. فراچوت و همکاران به‌طور متقاعدکننده‌ای بحث می‌کند که "همبستگی در نظر گرفته شده توسط کمیته بازل آشکارا همبستگی زیان کل است" و اینکه در حالت کلی این همبستگی به‌صورت نسبتاً ضعیف مورد انتظار است (15). آن‌ها همچنین در جای دیگری توضیح می‌دهند که این وابستگی را در چارچوب روش توزیع زیان[2] بیشتر در هبستگی‌های فراوانی می‌توان یافت، نه در همبستگی‌های شدت (6). در این مقاله وابستگی زیان‌های کل به‌منظور به‌هم پیوستن توزیع‌های حاشیه‌ای دسته‌های مختلف ریسک و حصول

[1] شکل فقط برای روشن نمودن مدل است و بیانگر نتایج نمی‌باشد.

[2] LDA

یک توزیع الحاقی واحد، با استفاده از کاپولا[1] مدلسازی می‌شوند (برای توضیح بیشتر رجوع شود به (27) (28)). این روش در برخورد با توزیع‌های غیر بیضوی، مانند توزیع‌هایی که در مدلسازی ریسک عملیاتی با آن برخورد می‌کنیم، ویژگی‌های تئوری بسیار بهتری نسبت به روش همبستگی خطی سنتی دارد (10).

اگر $F_i(x_i)$ نشان‌دهنده cdf حاشیه‌ای زیان‌های تجمعی برای خانه i ($i = 1, \ldots, p$) از ماتریس BLET باشد، آن‌گاه توزیع توأم زیان‌های تجمعی به‌صورت $F(x_1,...,x_{56}) = C(F(x_1),...,F(x_{56}))$ نمایش داده می‌شود، که C یک کاپولای مناسب است. در این مقاله کاپولای خطی اسپیرمن[2] (۲۹) (عضو خانواده B11 در (30)) پیشنهاد می‌شود که ترکیبی از فرض اولیه بازل ۲ مبنی بر وابستگی کامل بین ریسک‌ها (منطبق بر حد بالای فرچت)[3] و یک دیدگاه غیرمحطاطانه یعنی استقلال بین ریسک‌ها می‌باشد. کاپولای خطی اسپیرمن در فرم دو متغیره خود به‌صورت زیر است:

$$C_\theta = (1-\theta).C^{\perp}(u,v) + \theta.C^{+}(u,v)$$

که θ ضریب همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن[4] با فرض $(\theta\rangle 0)$، u cdf توزیع یکنواخت $U(0,1)$، $C^{\perp}$ نمایش‌دهنده کاپولای استقلال یا ضرب تعریف شده به‌صورت $C^{\perp} = \Pi_n^N = 1u_n$ و C^{+} نمایش‌دهنده کاپولای وابستگی کامل یا حد بالای فرچت تعریف شده به‌صورت $C^{+} = \min(u_1,...,u_n,...,u_N)$ و که هر u_i cdf توزیع یکنواخت $U(0,1)$ است.

۳- محاسبه سرمایه در معرض خطر(CaR)[5]

با استفاده از روش توزیع زیان سرمایه در معرض خطر معادل ارزش در معرض خطر(VaR)[6] برای سنجش ریسک است. در ادامه محاسبه CaR برای کل بانک نشان داده می‌شود.

زیان منتظره $EL(i,j)$ و زیان غیرمنتظره در سطح اطمینان α، به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$EL(i,j) = IE\left[v(i,j)\right] = \int_0^{\omega} x dG_{i,j}(x)$$

$$UL(i,j;\alpha) = G_{i,j}^{-1}(\alpha\alpha - IE\left[v(i,j)\right] = \inf\left\{x \middle| G_{i,j}(x) \geq \alpha\right\} - \int_0^{\omega} x dG_{i,j}(x)$$

---

[1] Copula
[2] Linear spearman copula
[3] Upper Frechet Bound
[4] spearman rank correlation coefficient
[5] Capital at risk
[6] Value at risk

زیان منتظره برابر است با ارزش انتظاری (امید ریاضی) متغیر تصادفی v(i,j)، درحالی‌که زیان غیرمنتظره برابر است با چارک[1] در سطح α منهای میانگین. کمیته نظارت بانکی بازل پیشنهاد می‌کند که CaR معادل زیان غیرمنتظره تعریف شود.

$$CaR(i,j;\alpha) = UL(i,j;\alpha)$$

با این‌حال عموماً این تعریف مورد پذیرش نیست و بعضی از مؤسسات، سرمایه در معرض خطر[2] را به‌عنوان جمع زیان غیرمنتظره و زیان منتظره تعریف می‌کنند.

$$CaR(i,j;\alpha) = EL(i,j) + UL(i,j;\alpha) = G_{i,j}^{-1}(\alpha)$$

در این مورد سرمایه در معرض خطر معادل ارزش در معرض خطر برای سنجش ریسک است.

سرمایه در معرض خطر کل بانک بنا بر تعریف کمیته بازل از رابطه:

$$CaR(\alpha) = G^{-1}(\alpha) - IE[v]$$

و بنا بر تعریف رایج در صنعت از رابطه $CaR(\alpha) = G^{-1}(\alpha)$ محاسبه می‌شود.

۴- نتایج اجرای مدل در بانک کارآفرین

زیان‌های عملیاتی ثبت شده در بانک کارآفرین در ۴ خانه از جدول BLET، مطابق جدول ۲ طبقه‌بندی می‌شوند.

جدول شماره ۲: ماتریس BLET بانک کارآفرین

نوع رویداد (j) / حوزه تجاری (i)	قطعی کسب و کار و قطع سیستم ها	اجرا و مدیریت فرآیند
بانکداری خرد	۱,۱	۱,۲
بانکداری تجاری	۲,۱	۲,۲

برای انتخاب توزیع فراوانی‌های مناسب بانک کارآفرین، با استفاده از روش امتیازی ذکر شده در بخش ۳-۱ برای هر چهار خانه جدول شماره ۲ دو توزیع دوجمله‌ای منفی انتخاب شد، که

[1] quantile
[2] CaR

این انتخاب کاملاً درست به‌نظر می‌رسد. زیرا که واریانس داده‌های فراوانی بانک کارآفرین بیشتر از میانگین آن‌هاست این امر بیانگر ترجیح توزیع دوجمله‌ای منفی بر توزیع پواسون است (برای جزئیات بیشتر رجوع شود به جداول پیوست).

توزیع‌های شدت انتخاب شده برای خانه‌های 1,1، 1,2، 2,1 و 2,2 جدول بانک کارآفرین به‌ترتیب عبارتند از گاما، لاگنرمال، گاما و ویبول (برای جزئیات بیشتر رجوع شود به جداول پیوست). بی‌گمان شایان ذکر است به‌دلیل دسترسی نداشتن به داده‌های خارجی در ایران، توزیع زیان عملیاتی در بازه $[U,\infty)$ با استفاده از روش بخش ۳- ۲ تخمین زده شده است.

توزیع زیان کل برای خانه‌های 1,1، 1,2، 2,1 و 2,2 جدول بانک کارآفرین به‌ترتیب عبارتند از گاما، گاما، گاما، ویبول (برای جزئیات بیشتر رجوع شود به جداول پیوست).

با توجه به نتایج فوق و استفاده از کاپولای خطی اسپیرمن سرمایه در معرض خطر بانک کارآفرین برای دوره مورد مطالعه برابر است با 5.3×10^{11} ریال. البته شایان ذکر است که برای در نظر گرفتن محرمانگی کلیه اعداد خام بانک کارآفرین در عدد ثابتی ضرب شده و سپس از اعداد حاصل در محاسبات استفاده شده است.

نتیجه‌گیری

در این مقاله سعی شده است تا مدل جامعی برای تخمین توزیع زیان ریسک عملیاتی برای بانک‌ها ارائه شود. این مدل منطبق بر مستند بازل ۲ بوده و براساس روش توزیع زیان کلاسیک می‌باشد. با این ملاحظه که روش توزیع زیان کلاسیک دارای مشکلاتی است، به‌گونه‌ای که بسیاری از بانک‌ها به خصوص بانک‌های ایران تاکنون موفق به تخمین توزیع زیان عملیاتی خود نشده‌اند. در این مقاله سعی شد تا با استفاده از روش‌های آمار و احتمال راه‌حل‌هایی برای رفع ۳ مشکل اساسی روش توزیع زیان ارائه شود. مشکلات و راه‌حل‌های آن‌ها که در این مقاله بحث شد به اختصار عبارتند از:

اول- بعضی از رویدادهایی که موجب زیان یا ورشکستگی بانک‌ها می‌شوند نادر هستند و استخراج تابع توزیع آن‌ها دشوار است. به‌گونه‌ای که توزیع‌های کلاسیک آماری، تخمین مناسبی ارائه نمی‌دهند. این مشکل در ایران شدت بیشتری دارد، زیرا که بانک‌های ایران اساساً داده‌های زیان خود را به‌صورت منظم ثبت نکرده‌اند. در این مقاله الگوریتمی ارائه شده که در آن با

استفاده از توزیع پارتو تعمیم داده شده[1] و میانگین وزنی تخمین زننده‌های Hill می‌توان تخمین بهتری از توزیع شدت زیان به‌دست آورد. دلیل اینکه از این روش برای تخمین توزیع زیان استفاده شده است این است که هویزمن و همکارانش در مقاله خود نشان داده‌اند که این روش در مقایسه با روش‌های رایج تخمین پارامترهای توزیع، برای نمونه‌هایی با تعداد داده‌های کم دقت بیشتری دارد. آن‌ها این روش را بر روی داده‌های نرخ مبادله ارز در شرایطی مشابه مطالعه حاضر ارائه و آزمایش کرده‌اند و به نتایج قابل قبولی رسیده‌اند (23).

دوم – استفاده از داده‌های سایر بانک‌ها (به‌مخصوص بانک‌های ورشکسته) به‌صورت خام به‌دلیل تفاوت در اندازه بانک‌ها قابل قبول نیست. در این مقاله یک روش هم مقیاس‌سازی ارائه شد تا بانک‌ها بتوانند از داده‌های همدیگر برای تخمین دم توزیع زیان استفاده کنند. کارایی این روش در مرجع (۲۶) نشان داده شده است.

سوم – روش LDA کلاسیک و پیشنهادهای کمیته بازل، راه حلی برای در نظر گرفتن همبستگی بین داده‌های مربوط به زیان‌ها اشاره نکرده‌اند. در این مقاله از کاپولای خطی اسپیرمن به‌عنوان ابزاری برای در نظر گرفتن همبستگی به‌صورت مناسب، استفاده شده است. این روش توسط هورلیمن برای اندازه‌گیری ریسک اجزای یک پرتفولیو استفاده شده است (29).

با توجه به اعتبارسنجی مطرح شده در بندهای بالا، این مدل برای همه بانک‌ها و مؤسسات مالی که با ریسک عملیاتی براساس تعریف کمیته بازل مواجه هستند می‌تواند کاربرد داشته باشد. زیرا همه مؤسسات مالی نیازمند کنترل و مدیریت ریسک عملیاتی هستند و اولین گام در مدیریت ریسک، اندازه‌گیری آن می‌باشد، که در این مقاله تلاش شده که روشی برای این اندازه‌گیری ارائه شود.

[1] GDP

پیوست: جزییات نتایج محاسبات مربوط به بانک کارآفرین

برای انتخاب توزیع فراوانی نتایج زیر حاصل شد:

نتایج آزمون نیکویی برازش فراوانی زیان‌های خانه ۱,۱

۱,۱	پارامتر(ها)	کرامر – ون مایسیس	کولموگرو – اسمیرنو	نسبت لایک لی هود
دوجمله‌ای منفی	(۴,۹۷۳۹و۰,۰۰۳۴)	۹,۳۲۰۲	۰,۱۷۸۶	۲۱۸,۹۹
پواسون	۱۴۴۰,۶	۹,۳۲۲۴	۰,۵۰۵۸	۳۴۹۸,۶۵

نتایج آزمون نیکویی برازش فراوانی زیان‌های خانه ۱,۲

۱,۲	پارامتر(ها)	کرامر – ون مایسیس	کولموگرو – اسمیرنو	نسبت لایک لی هود
دوجمله‌ای منفی	(۲,۰۴۱۶و۰,۰۰۲۳)	۶,۹۸۹۰	۰,۱۵۶۹	۱۶۰,۸۸
پواسون	۸۸۲	۶,۹۹۹۷	۰,۶۶۶۶	۵۴۲,۳۰

نتایج آزمون نیکویی برازش شدت زیان‌های خانه ۲,۱

۲,۱	پارامتر(ها)	کرامر – ون مایسیس	کولموگرو – اسمیرنو	نسبت لایک لی هود
دوجمله‌ای منفی	(۶,۷۳۴و۰,۰۲۴۷)	۴,۹۵۲۸	۰,۱۸۲۲	۹۰,۱۶
پواسون	۲۶۶,۴	۴,۸۹۸۲	۰,۵۳۲۵	۳۶۶,۸۶

نتایج آزمون نیکویی برازش فراوانی زیان‌های خانه ۲,۲

۲,۲	پارامتر(ها)	کرامر – ون مایسیس	کولموگرو – اسمیرنو	نسبت لایک لی هود
دوجمله‌ای منفی	(۱,۷۴۷۸و۰,۰۰۵۹)	۳,۳۱۹۵	۰,۱۴۹۴	۶۶,۱۰
پواسون	۲۹۴,۹	۳,۳۱۷۹	۰,۴۹۹۹	۷۴۰,۵۹

نتایج حاصل برای توزیع شدت به‌صورت زیر است:

نتایج آزمون نیکویی برازش شدت زیان‌های خانه ۱,۱

۱,۱	توزیع	پارامترها	اندرسون – دارلینگ	کرامر – ون مایسیس	گولموگرو – اسمیرنو	نسبت لایک لی هود
زیان‌های معمولی	نمایی	۴۰۳۴۰۰	Inf	۱۲۸,۳۳۲۹	۰,۴۵۶۶	۵۵۵۳,۹۳
	مقدار نهایی	(۱۰۱۶۰۰۰و۸۰۰۶۰۰)	Inf	۱۲۸,۳۳۳۳	۰,۵۰۱۰	۶۵۱۸,۲۵
	گاما	(۰,۳۰۵۳و۱۳۲۱۱۰۰)	۴,۹۳۸۱	۱۲۸,۳۲۱۵	۰,۱۴۲۳	۵۱۶۵,۸۲
	مقدار نهایی تعمیم یافته	(۳,۴۲۴۸و۳۲۷۲۲و۹۵۲۳,۲)	۵۲,۲۰۸۵	۱۲۸,۳۳۲۳	۰,۳۶۷۹۰	۵۳۴۵,۷۸
	پارتو تعمیم یافته	(۲,۵۲۱۷و۲۲۶۷۹)	۲۶,۷۶۲۰	۱۲۸,۳۳۰۷	۰,۰۶۷۳۱	۵۱۳۵,۴۹
	لاگنرمال	(۱۰,۶۵۵۹و۳,۴۳۱۷)	۱۹,۱۲۷۷	۱۲۸,۳۲۹۵	۰,۰۹۸۰	۵۱۲۲,۰۴
	ویبول	(۱۸۶۰۰۰و۰,۴۲۷۷)	۱۱,۸۱۹۸	۱۲۸,۳۲۴۴	۰,۰۸۹۳	۵۱۲۴,۳۹
زیان‌های شدید	پارتو تعمیم یافته	(۰,۲۱۶۷و۳۵۴۶۳۰۰و۳۸۰۹۶۰۰)				

نتایج آزمون نیکویی برازش شدت زیان‌های خانه ۱,۲

۱,۲	توزیع	پارامترها	اندرسون – دارلینگ	کرامر – ون مایسیس	کولموگرو – اسمیرنو	نسبت لایک لی هود
زیان‌های معمولی	نمایی	۲۱۱۴۴۰۰	۲۸۱,۳۳۰۲	۶۴,۳۳۳۳۲۴	۰,۵۹۱۹	۳۴۱۳,۷۸
	مقدار نهایی	(۱,۱۶۶۸۰۰۰و۶۰۹۸۶۰۰)	۴۷,۸۷۷۰	۶۴,۳۳۳۳۳۲	۰,۴۸۳۱	۳۹۰۷,۸۰
	گاما	(۱۰۷۸۴۰۰۰و۰,۱۹۶۱)	۶,۱۳۵۴	۶۴,۳۱۹۲۹۷	۰,۱۵۶۳	۲۸۸۳,۳۳
	مقدار نهایی تعمیم یافته	(۳,۰۹۸۵و۳۰۹۶۸و۹۹۴۴)	۱۸,۱۴۴۲	۶۴,۳۳۳۰۰۷	۰,۳۶۷۸	۳۰۱۹,۳۶
	پارتو تعمیم یافته	(۳,۵۹۳۳و۷۸۰۲,۲)	۴,۲۱۱۶	۶۴,۳۳۰۹۰۶	۰,۱۱۶۰	۲۸۹۰,۶۹
	لاگنرمال	(۱۰,۷۹۹۳و۳,۴۵۴۷)	۰,۵۲۲۸	۶۴,۳۲۶۴۲۸	۰,۰۵۷۴	۲۸۵۹,۴۷
	وبیول	(۲۷۰۰۳۰و۰,۳۱۵۴)	۰,۸۶۶۷	۶۴,۳۲۱۵۶۹	۰,۰۸۳۶	۲۸۶۰,۸۲
زیان‌های شدید	پارتو تعمیم یافته	(۵۰۰۸۲۰۰۰و۹۰۳۶۷۰۰۰و۰,۳۵۷۱)				

نتایج آزمون نیکویی برازش شدت زیان‌های خانه ۲,۱

۲,۱	توزیع	پارامترها	اندرسون - دارلینگ	کرامر - ون مایسیس	گولموگرو - اسمیرنو	لاگ لایک لی هود
زیان‌های معمولی	نمایی	۳۷۶۳۷۰	۱۹,۳۱۱۴	۱۸,۹۹۹۹۴۶	۰,۴۸۰۹	۸۲۵,۵۸
	مقدار نهایی	(۴۵۷۸۴۰و۵۹۵۵۱۰)	۸,۱۷۰۰	۱۸,۹۹۹۹۹۲	۰,۳۹۸۱	۹۱۵,۵۶
	گاما	(۰,۴۷۹۱و۷۸۵۶۴۰)	۰,۷۲۱۷	۱۸,۹۹۹۲۷۹	۰,۱۹۵۶	۷۷۷,۴۸
	مقدار نهایی تعمیم یافته	(۸۷۱۷۵و۱۳۶۸۶۰و۱,۱۵۱۶)	۷,۸۵۲۰	۱۸,۹۹۹۸۸۲	۰,۳۶۸۰	۸۰۷,۱۷
	پارتو تعمیم یافته	(۰,۲۳۷۷و۲۹۴۴۶۰)	۲,۱۱۶۲	۱۸,۹۹۹۶۷۹	۰,۱۳۴۸	۷۷۵,۶۶
	لاگنرمال	(۱۱,۵۰۳۶و۲,۷۵۶۹)	۱,۴۲۵۲	۱۸,۹۹۹۶۶۰	۰,۱۰۶۳	۷۷۴,۳۲
	ویبول	(۳۸۸۱۲۰و۰,۶۱۹۲)	۰,۹۲۷۹	۱۸,۹۹۹۳۸۲	۰,۱۵۰۲	۷۷۴,۲۵
زیان‌های شدید	پارتو تعمیم یافته	(۰,۷و۷۶۰۰۸۰و۲۱۹۰۳۰۰)				

تایج آزمون نیکویی برازش شدت زیان‌های خانه ۲,۲

۲,۲	توزیع	پارامترها	اندرسون - دارلینگ	کرامر - ون مایسیس	گولموگرو - اسمیرنو	لاک لایکلیهود
زیان‌های معمولی	نمایی	۱۶۶۶۲۰	۵۶,۰۸۹۳	۱۱,۶۶۶۶۶۶۲۹	۰,۵۵۹۲	۶۷۱,۱۷۹۴
	مقدار نهایی	(۱۶۶۴۲۰و۲۵۰۱۷۰)	۱۰,۶۹۲۲	۱۱,۶۶۶۶۶۶۶۵	۰,۴۶۸۸	۷۵۸,۴۹۶۳
	گاما	(۰,۴۸۹۰و۳۴۰۷۷۰)	۱,۴۵۸۰	۱۱,۶۶۶۶۰۷۰۷	۰,۱۸۱۷	۵۸۳,۸۹۵۰
	مقدار نهایی تعمیم یافته	(۱,۵۴۸۳و۵۳۸۳۳و۲۹۹۵۹)	۴,۴۸۴۱	۱۱,۶۶۶۶۵۹۲۱	۰,۳۶۷۹	۶۰۷,۷۰۵۵
	پارتو تعمیم یافته	(۰,۲۳۹۵و۲۱۰۳۳۰)	۱,۳۳۵۶	۱۱,۶۶۶۶۱۴۳۱	۰,۱۶۲۷	۵۸۵,۸۳۷۵
	لاگنرمال	(۱۰۷۱۹۹و۲,۷۹۸۴)	۰,۳۸۸۶	۱۱,۶۶۶۶۰۷۸۱	۰,۱۲۵۵	۵۷۹,۲۷۵۵
	وبیول	(۱۳۱۶۵۰و۰,۶۳۱۱)	۰,۲۸۶۸	۱۱,۶۶۶۶۰۶۲۵	۰,۰۹۲۲	۵۷۹,۰۴۰۰
زیان‌های شدید	پارتو تعمیم یافته	(۰,۴۸۵۷و۳۵۰۶۶۰۰۰و۲۲۳۴۵۰۰۰)				

توزیع‌های زیان کل انتخاب شده برای بانک کارآفرین

نوع رویداد (j) / حوزه تجاری (i)	قطعی کسب و کار و قطع سیستم‌ها	اجرا و مدیریت فرآیند
بانکداری خرد	گاما (۴,۹۴۲۷و۱۴۹۵۶۰۰۰۰۰)	گاما (۱,۷۶۵۴و۸۴۹۱۷۰۰۰۰۰۰)
بانکداری تجاری	گاما (۵,۸۳۴۹و۱۰۴۸۹۰۰۰۰)	ویبول (۱,۴۴۴۲و۳۵۷۳۳۰۰۰۰۰۰)

کتاب‌نامه

1- Basel Committee on Banking and Supervision. International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards - A Revised Framework - Comprehensive Version. Basel, Switzerland. Bank for International Settlements Press & Communications CH-4002, June 2006.

2- BBC_News. Rogue trader to cost SocGen $7bn.: http://news.bbc.co.uk/2/hi/business/7206270.stm, 2008.

3- Gallati, Reto. ***Risk Management and Capital Adequacy***. New York. McGraw-Hill, 2003.

4- Basel Committee on Banking and Supervision. ***Operational Risk Consultive Ducument. Basel***, Switzerland. Bank for International Settlements Press & Communications, 2001.

۵- شربت اوغلی، احمد و عرفانیان، امیر: ***مطالعه تطبیقی و اجرای مدل‌های ریسک عملیاتی مصوب کمیته بال در بانک صنعت و معدن***، فصلنامه علمی و پژوهشی شریف، جلد تابستان ۱۳۸۵، شماره ۳۴، ص ۶۸ - ۵۹.

6- Frachot, A., Moudoulaud, O., Roncalli, T. Loss distribution approach in practice. Working paper. France: ***Groupe de Recherche Ope´rationnelle***, Cre´dit Lyonnais, 2003.

7- Frachot, A., Georges, P., Roncalli, T. Loss Distribution Approach for operational risk. France: ***Groupe de Recherche Op´erationnelle***, Cr´edit Lyonnais, 2001.

8- de Fontnouvelle, P., Jordan, J., Rosengren, E. ***Using loss data to quantify operational risk***, Working paper. Federal Reserve Bank of Boston, 2003.

9- Chavez-Demoulin, V., Embrechts, P., Neslehova, J. Quantitative models for operational risk: ***Extremes, dependence and aggregation***. Journal of Banking and Finance, Vol. 30, 2006, pp. 2635–2658.

10- Chapelle, A., Crama, Y., Hubner, G., Peters, J. P. Practical methods for measuring and managing operational risk in the financial sector: ***A clinical study. Journal of Banking & Finance***, 2007, doi:10.1016/j. jbankfin.2007.09.017.

11- de Fontnouvelle, P., Rosengren, E., Jordan, J., ***Implications of alternative operational risk modeling techniques***. Working Paper. Federal Reserve Bank of Boston. 2004.

12- Embrechts, P., Furrer, H., Kaufman, R. ***Quantifying regulatory capital for operational risk***. RiskLab,ETH Zurich. 2003.

13- Frachot, A., Roncalli, T. Mixing internal and external data for managing operational risk. Working paper. France: ***Groupe de Recherche Ope´rationnelle, Cre´dit Lyonnais***, 2002.

14- Baud, N., Frachot, A., Roncalli, T. Internal data, external data and consortium data for operational risk measurement: ***How to pool data properly. France :Groupe de Recherche Ope´rationnelle***, Cre´dit Lyonnais, 2002.

15- Frachot, A., Roncalli, T., Salomon, E. The correlation problem in operational risk. Working paper. France: ***Groupe de Recherche Ope´rationnelle***, Cre´dit Lyonnais, 2004.

16- Panjer, H. H. ***Operational Risk Modeling Analytics***. Hoboken, New Jersey : John Wiley & Sons, Inc., 2006.

17- Balkema, A. A. de Haan, L. ***Residual life time at great age***. Annals of Probability, Vol. 2, 1974, pp. 792-804.

18- Pickands, J. ***Statistical inference using extreme order statistics***. Annals of Statistics, Vol. 3, 1975, pp. 119-131.

19- Embrechts, P., Kluppelberg, C. Mikosch, T. Modelling Extrenal Events for Insurance and Finance. Berlin : ***Springer-Verlag***, 1997.

20- Drees, H., Kaufmann, E. Selecting the optimal sample fraction in univariate extreme value estimation. ***Stochastic Processes and their Applications***, Vol. 75, 1998, pp. 149-172.

21- Dupius, D. J. Exceedances over high thresholds: ***A guide to threshold selection***. Extremes, Vol. 1, 1999, pp. 251-261.

22- Matthys, G., Beirlant, J: ***Estimating the extreme value index and high quantiles with exponential regression models***. Statistica Sinica, Vol. 13, 2003, pp. 853-880.

23- Huisman, R., Koedijk, K. G., Kool, C. J., Palm, F.,***Tail-Index Estimates in Small Samples***. American Statistical Association, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 19, 2001, pp. 208-216.

24- Longin, F., Solnik, B: ***Extreme correlation of international equity markets***. Journal of Finance, Vol. 56, 2001, pp. 649-676.

25- Alexander, C. Operational Risk: ***Regulation, Analysis and Management***. London : FT Prentice Hall, 2003.

26- Shih, J., Samad-Khan, A. H., Medapa, P: ***Is the size of an operational risk related to firm size?*** Operational Risk , 2000(January).

27- Genest, C., McKay, J. The joy of copulas: ***Bivariate distributions with uniform variables***. The American Statistician, Vol. 40, 1986, pp. 280-283.

28- Nelsen, R. B: ***An Introduction to Copulas***. NewYork :Springer, 1999.

29- Hürlimann, W. Multivariate Fre´chet copulas and conditional value-at-risk. ***International Journal of Mathematics and Mathematical Sciences***, Vol. 7, 2004, pp. 345-364.

30- Joe, H: ***Multivariate Models and Dependence Concepts***. London: Chapman & Hall, 1997.

31- McNeil, A. J: ***Extreme Value Theory for Risk Managers***. Departement Mathematik ETH Zentrum CH-8092 Zurich, 1999.