راهبرد مدیریت مالی
سال ششم، شماره بیستم
بهار ۱۳۹۷
صص ۷۲-۵۳

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۶/۰۹/۲۹
تاریخ تصویب: ۱۳۹۶/۱۲/۲۲

ارزیابی ریسک عملیاتی با استفاده از روش استنتاج بیزی و با در نظر گرفتن ترکیب منابع داده‌ای و فرض وابستگی بین نظرات کارشناسان و داده‌های زیان داخلی[۱]

بختیار استادی[۲] ، سجاد خزایی[۳] و علی حسین‌زاده کاشان[٤]

چکیده

به‌منظور اندازه‌گیری حداقل سرمایه پوششی ریسک عملیاتی تحت مستند بال ۲ بسیاری از مؤسسات مالی تمایل دارند که از رویکرد توزیع زیان استفاده نمایند. اما رویکرد توزیع زیان نیاز به تعداد زیادی داده زیان داخلی دارد تا بتواند کارایی لازم را داشته باشد، بنابراین به‌منظور رفع این چالش می‌بایست از منابع داده‌ای دیگر ریسک عملیاتی استفاده نمود. بزرگ‌ترین چالش روبه‌روی مؤسسات مالی چگونگی ترکیب منابع داده‌ای مختلف ریسک عملیاتی می‌باشد. لذا در این پژوهش به بیان نحوه ترکیب انواع منابع داده‌ای پرداخته‌شده است. تمرکز این پژوهش تخمین پارامتر توزیع فراوانی در رویکرد توزیع زیان ریسک عملیاتی با استفاده از روش استنتاج بیزی بوده است. در این پژوهش فرض وابستگی بین منابع داده‌ای ریسک عملیاتی یعنی نظرات کارشناسان و داده‌های زیان داخلی در نظر گرفته‌شده است. برای اعتبارسنجی مدل‌های برآورد شده برای توزیع پسین، از آزمون‌های نیکویی برازش عددی استفاده‌شده است. و برای محاسبه توزیع توأم بین منابع داده‌ای با فرض وابستگی از توابع کاپیولا خانواده گاوس استفاده‌شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که با در نظر گرفتن فرض وابستگی بین دو منبع داده‌ای نظرات کارشناسان و داده‌های زیان داخلی، با افزایش تعداد دوره‌های پیش‌بینی پارامتر توزیع فراوانی، مقدار پارامتر توزیع کاهش می‌یابد که این امر نشان‌دهنده کاهش نمایه ریسک با گذشت زمان می‌باشد.

واژه های کلیدی: ریسک عملیاتی، استنتاج بیزی، رویکرد توزیع زیان، توابع کاپیولا
طبقه‌بندی موضوعی: G3,G32, C1,C11

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2018.17227.1486
۲. استادیار دانشکده مهندسی صنایع و سیستم‌ها، دانشگاه تربیت مدرس، ایران، نویسنده مسئول، Email:bostadi@modares.ac.ir
۳. فارغ‌التحصیل رشته کارشناسی ارشد مهندسی صنایع گرایش مهندسی مالی، دانشگاه تربیت مدرس، ایران- Email:sajad.khazaee@modares.ir
٤. استادیار دانشکده مهندسی صنایع و سیستم‌ها، دانشگاه تربیت مدرس، ایران، Email:a.kashan@modares.ac.ir

مقدمه

جامع‌ترین تعریف از ریسک عملیاتی توسط کمیته بال ارائه گردیده است که در آن، ریسک عملیاتی عبارت است از "ریسک زیان ناشی از عدم‌کفایت و یا نقصان در فرآیندهای داخلی، افراد، سیستم‌ها و یا رویدادهای خارجی " (مستند کمیته بال،۲۰۰۶).

حفظ و نگهداری سرمایه کافی و متناسب با مخاطرات موجود، منبع اصلی اعتماد عمومی به هر بانک به‌طور خاص و سیستم بانکی به‌طور عام می‌باشد. از سوی دیگر سرمایه مناسب و کافی یکی از شرایط لازم برای حفظ سلامت نظام بانکی است و هر یک از بانک‌ها و مؤسسات اعتباری برای تضمین ثبات و پایداری فعالیت‌های خود باید همواره نسبت مناسبی را میان سرمایه و ریسک موجود در دارائی‌های خود برقرار نمایند. پژوهشگران زیادی نشان داده‌اند که ابعاد فاجعه‌آمیز بحران‌های بانکی در مورد بانک‌هایی که از وضعیت سرمایه‌ای مناسب‌تری برخوردار بوده‌اند محدودتر بوده است. (نصرتی، ۱۳۹۳) در مستند بال ۲، کمیته بال بر اساس رکن حداقل سرمایه موردنیاز برای مقابله با نکول ناشی از ریسک عملیاتی سه رویکرد محاسباتی را بیان نموده است که عبارت‌اند از: (۱) رویکرد شاخص‌های پایه[1]، (۲) رویکرد استانداردشده[2] و (۳) رویکردهای پیشرفته اندازه‌گیری[3] . با مقایسه رویکردهای محاسباتی ارائه‌شده نتایج زیر حاصل می گردد.

جدول ۱. مقایسه رویکردهای اندازه‌گیری ریسک عملیاتی (چرنوبای،۲۰۰۷)

روش اندازه‌گیری	مزیت	محدودیت
رویکرد شاخص پایه	۱. سادگی در پیاده‌سازی ۲. قابل‌پذیرش از سوی ناظران برای بانک‌های کوچک و متوسط	۱. عدم حساسیت به ریسک ۲. تخمین بیش‌ازحد حداقل سرمایه پوششی ۳. عدم امکان استفاده توسط بانک‌های بزرگ و بین‌المللی
رویکرد استانداردشده	۱. تقریباً مشابه رویکرد شاخص پایه اما دارای دقت بیشتری می‌باشد	۱. عدم حساسیت به ریسک ۲. تخمین بیش‌ازحد حداقل سرمایه پوششی ۳. عدم امکان استفاده توسط بانک‌های بزرگ و بین‌المللی
رویکردهای پیشرفته	۱. حساسیت به ریسک ۲. تخمین دقیق‌تر حداقل سرمایه پوششی ۳. امکان استفاده توسط بانک‌ها با مقیاس‌های مختلف	۱. نیاز به داده‌های داخلی زیان زیاد ۲. دارای پیچیدگی فراوان ۳. عدم امکان استفاده از منابع داده‌ای مختلف

1. Basic Indicator Approach (BIA)
2. The Standardized Approach (TSA)
3. Advanced Measurement Approach (AMA)

بسیاری از بانک‌ها با توجه به‌سادگی رویکرد شاخص پایه اقدام به محاسبه حداقل سرمایه پوششی ریسک عملیاتی با این روش نموده‌اند، اما با توجه به معایب این روش بانک‌ها تمایل دارند که از روش اندازه‌گیری پیشرفته استفاده نمایند. ازآنجایی‌که برای رویکردهای پیشرفته کمیته بال روش خاصی را از پیش تعیین ننموده، لذا متون علمی مربوط به‌اندازه‌گیری ریسک عملیاتی روش‌های متفاوتی را برای این مسئله پیشنهاد داده‌اند. در بین طیف روش‌های ارائه‌شده برای رویکردهای اندازه‌گیری پیشرفته؛۱. روش‌های کارت امتیازی، ۲. اندازه‌گیری داخلی و ۳. روش توزیع زیان بسیار پرکاربردتر هستند که کمیته بال در مستندات بال ۳ (مستند بال، ۲۰۱۱) در مورد به‌کارگیری آن‌ها به‌خصوص رویکرد توزیع زیان رهنمودهای نظارتی خاصی را وضع نموده است.

رویکرد توزیع زیان که به‌طور کامل مبتنی بر داده‌های زیان داخلی بانک می‌باشد، برای نخستین بار توسط کمیته بال در سال ۲۰۰۱ (مستند بال، ۲۰۰۱ ب) به‌عنوان نسخه خیلی پیچیده‌تر رویکردهای داخلی در بین روش‌های اندازه‌گیری پیشرفته مبتنی بر تحلیل‌های آماری معرفی شد. و در مستند سال ۲۰۱۱ نسخه نهایی همراه با استانداردها و دستورالعمل‌ها ارائه گردید.

همان‌طور که بیان شد بانک‌ها تمایل دارند که از رویکرد توزیع زیان به‌منظور محاسبه ریسک عملیاتی استفاده نمایند. اما بانک‌ها به‌منظور استفاده از این روش با دو چالش مهم روبه‌رو هستند که عبارت‌اند از؛ (۱) کمبود داده‌های زیان عملیاتی و (۲) تمرکز رویکرد توزیع زیان بر استفاده از داده‌های تاریخی. به اعتقاد چرنوبای (چرنوبای،۲۰۰۷) کمبود داده‌های زیان داخلی بانک باعث می‌شود تا نتایج حاصل از استفاده از نمونه‌های کوچک کارایی لازم و نیز توان تبیین صحیح نتایج مورد انتظار را نداشته باشد. به‌بیان‌دیگر، سرمایه پوششی خروجی مدل‌های به کار گرفته‌شده به‌شدت متلاطم و غیرقابل‌اعتماد هستند به‌گونه‌ای که مدل‌های آماری استفاده‌شده را نمی‌توان برای نمونه‌های خیلی کوچک مورد آزمون قرارداد. این مسئله به‌خصوص در داده‌های با فراوانی کم/ شدت زیاد بیشتر رخ می‌دهد. زمانی که برای این دسته از داده‌ها، تعداد داده موجود در پایگاه داده زیان، به‌اندازه کافی نباشد عملاً استفاده از روش‌های آماری رویکرد توزیع زیان امکان‌پذیر نخواهد بود. از طرف دیگر بانک‌ها تمایل دارند که علاوه بر محاسبه ریسک عملیاتی بر اساس داده‌های تاریخی، یک نگاه آینده‌نگر در محاسبه ریسک عملیاتی داشته باشند. به‌عبارت‌دیگر بانک‌ها تمایل دارند سرمایه موردنیاز ریسک عملیاتی را برای ریسک‌هایی که شناسایی‌شده ولی مبالغ زیان آن‌ها هنوز محقق نگردیده است و تنها مقدار آن‌ها به‌صورت پیش‌بینی می‌باشد، محاسبه نمایند.

راه‌حلی که برای این مسئله توسط پژوهشگران ارائه گردیده، استفاده از چهار منبع داده‌ای برای مدل‌سازی ریسک عملیاتی در هنگام استفاده از رویکرد توزیع زیان می‌باشد که عبارت‌اند از؛۱. داده‌های زیان داخلی ۲. داده‌های زیان خارجی ۳. تحلیل سناریو (نظرات کارشناسان) و ۴. عوامل کنترل‌های داخلی و محیط کسب‌وکار (چرنوبای، ۲۰۰۷ و مستند بال، ۲۰۱۱). تعاریف هر یک از این منابع داده‌ای به شرح زیر می‌باشد.

- داده‌های زیان داخلی: منظور از داده‌های زیان داخلی، داده‌های درون‌سازمانی ریسک عملیاتی می‌باشد که بانک اقدام به جمع‌آوری آن‌ها می‌نماید.
- داده‌های زیان خارجی: منظور داده‌های زیان مربوط به سایر بانک‌ها و مؤسسات مالی می‌باشد.
- نظرات کارشناسان: منظور، اظهارنظر کارشناسان خبره بانک در خصوص مصادیق رویدادهای ریسک عملیاتی از دو بعد فراوانی (تعداد) وقوع و شدت (مقدار زیان در اثر وقوع) هر رویداد ریسک عملیاتی می‌باشد.
- عوامل کنترل‌های داخلی و محیط کسب‌وکار: اشاره به اقداماتی دارد که بانک در راستای جلوگیری از وقوع رویدادهای ریسک عملیاتی می‌نماید که می‌تواند در تغییر پارامترهای توزیع تأثیرگذار باشد.

بر اساس تعاریف ارائه‌شده می‌توان نتیجه گرفت که این چهار منبع داده‌ای پوشش‌دهنده هر دو نگرش (۱) تاریخی (نگاه به گذشته) و (۲) نگاه به آینده در محاسبه حداقل سرمایه پوششی ریسک عملیاتی با رویکرد توزیع زیان می‌باشد. بر همین اساس استفاده از داده‌های زیان داخلی به‌تنهایی بیانگر رویکرد تاریخی در محاسبه ریسک عملیاتی است و استفاده از سه منبع داده‌ای دیگر بیانگر رویکرد آینده‌نگر در محاسبه ریسک عملیاتی می‌باشد.

استفاده از این منابع داده‌ای به‌صورت مستقیم در روش اندازه‌گیری پیشرفته امکان‌پذیر نمی‌باشد، بنابراین چالش بعدی پیش‌روی، استفاده از روش مناسب به‌منظور ترکیب این منابع داده‌ای به‌منظور استفاده از آن‌ها در رویکرد توزیع زیان می‌باشد. (چرنوبای، ۲۰۰۶)

به‌منظور ترکیب منابع داده‌ای ریسک عملیاتی پژوهشگران روش‌های مختلفی را ارائه نموده‌اند که عبارت است از؛ (۱) روش‌های بی‌شمار تک‌کاره، (۲) روش‌های غیر احتمالی عمومی مانند تئوری دمپستر – شافر و (۳) روش استنتاج بیزی (برگر، ۱۹۸۵ و شفچنکو، ۲۰۰۷) در این مقاله از روش استنتاج بیزی به‌منظور ترکیب منابع داده‌ای جهت برآورد پارامترهای رویکرد توزیع زیان استفاده‌شده است. همچنین به‌منظور مقایسه پذیری نتایج از داده‌های مقاله شفچنکو (۲۰۰۷) (شفچنکو، ۲۰۰۷) برای پارامتر توزیع فراوانی استفاده

گردیده است. در حوزه ریسک عملیاتی استفاده از استنتاج بیزی در ترکیب منابع داده‌ای اولین بار در سال ۲۰۰۶ بیان گردید و از آن به بعد پژوهش‌های مختلفی در این حوزه انجام‌شده است. فصل مشترک پژوهش‌های انجام‌شده در این سال‌ها در نظر گرفتن فرض استقلال بین منابع داده‌ای ریسک عملیاتی می‌باشد. به‌طوری‌که موضوع این پژوهش‌ها را می‌توان در قالب‌ها زیر دسته‌بندی نمود.

۱. استفاده از استنتاج بیزی در ترکیب دو منبع داده‌ای ریسک عملیاتی (با فرض استقلال) برای یک سلول ریسک عملیاتی

۲. استفاده از استنتاج بیزی در ترکیب سه منبع داده‌ای ریسک عملیاتی (با فرض استقلال) برای یک سلول ریسک عملیاتی

۳. استفاده از استنتاج بیزی در ترکیب سه منبع داده‌ای ریسک عملیاتی (با فرض استقلال) در حالتی که بین دو سلول ریسک عملیاتی وابستگی وجود داشته باشد.

اما رویکرد این پژوهش در مقایسه با پژوهش‌های صورت گرفته عبارت است از استفاده از استنتاج بیزی در ترکیب سه منبع داده‌ای ریسک عملیاتی (با فرض وابستگی بین دو منبع داده‌ای) برای یک سلول ریسک عملیاتی می‌باشد.

بر همین اساس یکی از اهداف این پژوهش، برآورد پارامتر توزیع با در نظر گرفتن فرض وابستگی بین منابع داده‌ای ریسک عملیاتی می‌باشد و هدف دیگر، ارائه روشی برای ترکیب منابع داده‌ای ریسک عملیاتی به‌منظور بهبود سرمایه پوششی محاسبه‌شده در رویکرد توزیع زیان است. از همین رو در بخش دوم به بررسی مهم‌ترین پژوهش‌های انجام‌شده در خصوص برآورد پارامتر و ترکیب منابع داده‌ای با استفاده از استنتاج بیزی می‌پردازیم. سپس در بخش سوم فرضیه پژوهش بیان گردیده است. در بخش چهارم مبانی رویکرد توزیع زیان، استنتاج بیزی و الگوهای محاسبه توزیع توأم در حالت وابستگی متغیرها با استفاده از توابع کاپیولا پرداخته‌شده است. در بخش پنجم به بیان تحلیل‌ها پرداخته و در آخر نیز نتایج پژوهش و پیشنهادات آتی را ارائه می‌نماییم.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

همان‌طور که بیان شد، اندازه‌گیری ریسک عملیاتی با استفاده از روش توزیع زیان نیازمند تعداد زیادی داده‌های داخلی زیان می‌باشد. بنابراین با توجه به اینکه جمع‌آوری داده‌های زیان عملیاتی امری زمان‌بر و هزینه‌بر می‌باشد، باید روشی ارائه گردد که بتوان از رویکرد توزیع زیان برای اندازه‌گیری ریسک عملیاتی استفاده نمود. در همین خصوص روشی که برای ترکیب منابع داده‌ای پیشنهاد می‌گردد روش استنتاج بیزی می‌باشد.

استنتاج بیزی یک تکنیک آماری است که می‌توان از آن به‌منظور ترکیب نظرات کارشناسان در ارتباط با تحلیل داده‌ها با منابع مختلف داده‌ای استفاده نمود. در سال (۱۹۸۹ لری برت هرست) بیان می‌کند که می‌توان با استفاده از تئوری احتمال بیز پارامترهای توزیع را پیش‌بینی نمود. از مطالعات انجام‌گرفته بر روی استنتاج بیزی می‌توان به مطالعات (برگر،۲۰۰۱) و (رابرت،۲۰۰۶) اشاره کرد که به بیان اصول استفاده از روش استنتاج بیزی می‌پردازند و مقدماتی را درباره این روش توضیح می‌دهند. (بالمان و گیسلر،۲۰۰۵) نیز به بیان تئوری اعتبار و کاربرد آن در روش استنتاج بیزی می‌پردازند. در همین راستا، (فیگوئریدو،۲۰۰۴) به بیان تخمین بیز و طبقه‌بندی[1] با استفاده از آن می‌پردازد. جناب (نورتس،۲۰۰۷) کاربرد استنتاج بیزی در مدل‌های تصمیم‌گیری گسسته پویا[2] را بیان می‌کند.

استفاده از استنتاج بیزی در مفهوم ریسک عملیاتی به‌تازگی در دنیا موردبررسی قرارگرفته است، به همین دلیل در این رابطه تعداد پژوهش‌های انجام‌شده کمیاب می‌باشد. در حوزه ریسک عملیاتی اولین بار (فراچورت و رانکولی،۲۰۰۲) با استفاده از روش بیز به تخمین فراوانی ریسک عملیاتی پرداختند. پس‌ازآن در سال ۲۰۰۶ (شفچنکو و واسریخ،۲۰۰۶) متدولوژی استنتاج بیزی برای تخمین پارامترهای فراوانی و شدت ریسک عملیاتی با ترکیب منابع داده‌ای ریسک عملیاتی را بیان نمودند. در سال ۲۰۰۷ توسط (شفچنکو و همکاران،۲۰۰۷) مدل "toy" برای محاسبه تئوری اعتبار بیان گردید. در سال ۲۰۰۷ توسط (شفچنکو و همکاران،۲۰۰۷) متدولوژی ترکیب سه منبع داده‌ای ریسک عملیاتی با استفاده از استنتاج بیزی به‌منظور برآورد پارامترهای توزیع فراوانی و شدت ریسک عملیاتی با فرض استقلال بین منابع داده‌ای بیان گردید. در همین راستا در سال ۲۰۰۹ (پیترز و همکاران،۲۰۰۹)، از متدولوژی استنتاج بیزی برای اندازه‌گیری ریسک عملیاتی برای حالتی که بین سلول‌های ریسک عملیاتی وابستگی وجود داشته باشد و با همان فرض استقلال بین منابع داده‌ای ریسک عملیاتی این رویکرد را توسعه دادند. (اریک دالبرگ،۲۰۱۵) در سال ۲۰۱۵ به برآورد پارامترهای توزیع دم زیان تجمیعی در روش تئوری مقدار فرین با استفاده از استنتاج بیزی و در نظر گرفتن سه منبع داده‌ای داده‌های زیان داخلی، داده‌های زیان خارجی و نظرات کارشناسان پرداخت.

---

1. Classification
2. Dynamic Discrete Choice Models

فرضیه پژوهش

همان‌طور که بیان شد فصل مشترک پژوهش‌های انجام‌شده در حوزه ترکیب منابع داده‌ای ریسک عملیاتی با استفاده از روش استنتاج بیزی در نظر گرفتن فرض استقلال در میان منابع داده‌ای ریسک عملیاتی می‌باشد لذا فرض زیر در تدوین این پژوهش در نظر گرفته‌شده است.

- بین منبع داده‌ای ۱) داده‌های زیان داخلی و ۲) نظرات کارشناسان وابستگی می‌باشد.

روش‌شناسی پژوهش

با توجه به اینکه هدف این پژوهش برآورد پارامتر توزیع فراوانی با ترکیب منابع داده‌ای ریسک عملیاتی تحت رویکرد استنتاج بیزی با در نظر گرفتن فرض وابستگی بین منابع داده‌ای می‌باشد، بنابراین در این بخش، به بیان مفاهیم رویکرد توزیع زیان، استنتاج بیزی و توابع کاپیولا می‌پردازیم.

- رویکرد توزیع زیان

رویکرد توزیع زیان، یکی از روش‌های اندازه‌گیری پیشرفته ریسک عملیاتی می‌باشد که توسط کمیته بال در مستند بال ۲ بیان گردید، در این روش، برای هر یک از سلول‌های ماتریس خطوط کسب‌وکار –رویداد زیانبار با استفاده از داده‌های زیان داخلی، بانک ابتدا باید توزیع‌های آماری فراوانی و شدت زیان را به‌طور جداگانه برآورد نموده، سپس بر اساس تابع توزیع احتمال زیان تجمیعی زیان سالانه حاصل از پیچیده شدن این دو توزیع، سرمایه پوششی سالانه ریسک عملیاتی خود را به دست آورد. سرمایه پوششی ریسک عملیاتی در این روش برای کل بانک از مجموع مقادیر ارزش در معرض خطر سالانه (در سطح معنی‌داری مثل ۹۹,۹ درصد) برای هر یک از ترکیبات خطوط کسب‌وکار و رویدادهای زیانبار محاسبه می‌گردد. چندک ۹۹,۹ ام به این معنی است که سرمایه پوششی محاسبه‌شده برای پوشش تمامی زیان‌ها، به‌جز در ۰,۱ درصد از موارد که احتمال دارد بانک نتواند زیان‌های عملیاتی را پوشش دهد، کافی خواهد بود. محاسبه سرمایه پوششی ریسک عملیاتی در این روش برحسب تابع توزیع تجمیعی زیان سالانه است که در رابطه ۲ نشان داده‌شده است.

اگر مقادیر $x_1 \dots \dots . x_n$ مشاهداتی از متغیرهای تصادفی مستقل و هم توزیع $X_1 \dots \dots . X_n$ باشند، به‌طوری‌که X بیان‌گر متغیر تصادفی مثبت و پیوسته شدت زیان عملیاتی،

با توابع توزیع چگال و تجمعی احتمال پیوسته f_X و F_X است. همچنین تعداد زیان‌ها در فاصله t و t+τ مشاهداتی از متغیر تصادفی مثبت گسسته N با تابع توزیع جرم احتمال = P(n) $\sum_{k=0}^{n} p(k)$هستند. با فرض مستقل بودن متغیرهای تصادفی شدت زیانX و فراوانی N، متغیر تصادفی زیان تجمیعی در فاصله زمانی t و t+τ توسط رابطه ۱ بیان می‌شود.

(۱)

$$S = \sum_{i=1}^{n} X_i$$

بنابراین تابع توزیع تجمیعی احتمال متغیر تصادفی S با استفاده از رابطه (۲.) محاسبه می‌شود.

$$(۲) G_s(x) = \begin{cases} P(S \le x) = \sum_{n=0}^{\infty} p(n).P\,(S \le x | N = n) \\ = \sum_{n=0}^{\infty} p(n).F_X^{*n} \quad x > 0 \\ p(0)\,, \quad x = 0 \end{cases}$$

به‌طوری‌که علامت "*" عملگر پیچش و تابع F_X^{*n} پیچش مرتبه n-توزیع F_X است.

دو توزیع فراوانی و شدت زیان که در رویکرد توزیع زیان مورداستفاده قرار می‌گیرند درواقع به ترتیب متشکل از تعداد دفعات وقوع هر رویداد و میزان زیان تحمیلی ناشی از رویداد به وقوع پیوسته می‌باشند. به‌عبارت‌دیگر توزیع فراوانی درواقع توزیعی است که با در نظر گرفتن اتفاقاتی که دوره‌های زمانی یکسان به وقوع می‌پیوندد پیش‌بینی می‌گردد. توزیع فراوانی زیان‌های عملیاتی، توزیع‌های گسسته‌ای هستند که در ادبیات مدل‌سازی ریسک عملیاتی، توزیع‌های فراوانی تعداد رخدادهای یک رویداد خاص، مثلاً کلاهبرداری‌های داخلی را در یک افق زمانی مشخص نشان می‌دهند. همچنین توزیع شدت نیز از مقادیر زیانی که از وقوع رویداد تحمیل می‌گردد پیش‌بینی می‌شود. توزیع‌های شدت توزیع‌های پیوسته‌ای بوده که با استفاده از رویکردهای پارامتریک یا نا پارامتریک مدل‌سازی می‌گردند. (مانیک،۲۰۰۷)

-استنتاج بیزی

پایه و اساس استنتاج بیزی از قضیه بیز استخراج می‌گردد. بردار تصادفی از داده‌های X=(X1,X2,….,Xn)' که چگالی بردار پارامترهای $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)'$ باوجود $f_{X|\Theta}(X|\Theta)$ را در نظر بگیرید. در رویکرد بیز، داده‌ها (X) و پارامترها (Θ) تصادفی در نظر گرفته می‌شود. معمولاً برای درک بهتر، فرض می‌کنند که پارامترها، متغیرهای تصادفی با تعدادی توزیع

باارزش صحیح (قطعی اما نامعلوم) از پارامترهای تحقق‌یافته این متغیر تصادفی می‌باشند. بر همین اساس می‌توان چگالی توأم داده‌ها و پارامترها را به‌صورت زیر محاسبه نمود.

$$f_{(x,\Theta)}(x,\Theta) = f_{x|\Theta}(x|\theta)\pi_{\Theta}(\theta) = \pi_{\Theta|X}(\theta|X)f_X(x) \quad (۳)$$

که در این رابطه

$\pi_{\Theta}(\theta)$: چگالی پارامترها می‌باشد (که به آن چگالی پیشین[1] نیز می‌گویند.)

$\pi_{\Theta|X}(\theta|X)$: چگالی پارامترها با در نظر گرفتن داده‌ها (X=x) می‌باشد. (که به آن چگالی پسین[2] می‌گویند.)

$f_{x,\Theta}(X,\Theta)$: چگالی توأم داده‌ها و پارامترها

$f_{x|\Theta}(X|\Theta)$: چگالی داده با در نظر گرفتن $\Theta = \theta$. اگر داده را برحسب پارامتر در نظر بگیریم آنگاه تابع

$$\iota_x = f_{X|\theta}(X|\theta)$$

$f_x(X)$: بیانگر چگالی حاشیه‌ای X می‌باشد. اگر فرض کنیم $\pi_{\Theta}(\theta)$ پیوسته باشد در این صورت داریم:

$$f_X(x) = \int f_{x|\Theta}(x|\theta)\pi_{\Theta}(\theta)d\theta \quad (۴)$$

اگر $\pi_{\Theta}(\theta)$ گسسته باشد در رابطه فوق به‌جای انتگرال از مجموع استفاده می‌شود.

بر اساس تئوری بیز می‌توان چگالی پسین را از رابطه زیر محاسبه نمود:

$$\pi_{\Theta|X}(\theta|X) = f_{x|\Theta}(x|\theta)\pi_{\Theta}(\theta)/f_X(x) \quad (۵)$$

در اینجا $f_x(X)$ یک ثابت نرمال کننده می‌باشد. همان‌طور که در رابطه ۴ مشاهده می‌گردد، چگالی پسین درواقع ترکیب‌کننده اطلاعات پیشین (موجود در $\pi_{\Theta}(\theta)$) با اطلاعاتی از داده‌ها (موجود در $f_{x|\Theta}(X|\Theta)$) می‌باشد.

---

1. Prior density
2. Posterior density

با توجه به اینکه فرض کردیم $f_X(X)$ یک ثابت نرمال کننده می‌باشد بنابراین می‌توان رابطه ۵ را به‌صورت زیر بازنویسی نمود.

$$\pi_{\Theta|X}(\theta|X) \propto f_{x|\Theta}(x|\theta)\pi_{\Theta}(\theta) \qquad (۶)$$

در رابطه فوق علامت $\propto$ نشان‌دهنده تناسب بین دو طرف رابطه ۵ می‌باشد. معمولاً، در فرم بسته محاسبات، سمت راست رابطه ۵ به‌عنوان یک تابع از θ در نظر گرفته می‌شود و سپس ثابت نرمال ساز با هموارسازی θ تخمین زده می‌شود. (شفچنکو،۲۰۰۶)

-توزیع پسین با در نظر گرفتن سه منبع داده‌ای ریسک عملیاتی

به‌منظور تخمین سرمایه ریسک و تأمین نیازهای مطرح‌شده در بال ۲، مدیریت ریسک می‌بایست علاوه بر داده‌های زیان داخلی، داده‌های زیان خارجی و نظرات کارشناسان را نیز در نظر بگیرد. هدف از این بخش ارائه متدولوژی برای ترکیب اطلاعات این سه منبع داده‌ای می‌باشد. این متدولوژی دارای گام‌های زیر می‌باشد (شفچنکو،۲۰۰۷ و پترز،۲۰۰۹)

- در هر سلول ریسک، فراوانی و شدت زیان بر اساس توزیع‌های پارامتریک (توزیع‌های پواسون، دوجمله‌ای و ... برای فراوانی و توزیع‌های لگ‌نرمال، نرمال و ... برای شدت) محاسبه می‌نماییم. که این توزیع‌ها برای پارامتر θ قابل‌اندازه‌گیری می‌باشد.
- توزیع پیشین با استفاده از داده‌های خارجی (مثلاً داده‌های مشابه در بانک‌های دیگر) و با استفاده از روش MLE تخمین زده می‌شود.
- در طول زمان، داده‌های داخلی $X=(X_1,X_2,\ldots,X_n)$ و نیز نظرات کارشناسان $\Delta = (\Delta_1,\Delta_2,\ldots,\Delta_m)$ در رابطه با پارامتر θ در اختیار قرار می‌گیرد. اثرات نظر کارشناسان از داده‌های داخلی ناشی می‌شود و پیش‌بینی θ را تعدیل می‌نماید. با کسب اطلاعات بیشتر در مورد داده‌های داخلی و نظرات کارشناسان قادر خواهیم بود پیش‌بینی بهتری از θ_0 ارائه کنیم.

برای تخمین چگالی پسین $\pi(\theta|x,\delta)$، چگالی پیشین به‌صورت چگالی توأم شرطی داده‌های مشاهده شده و نظرات کارشناسان در رابطه با پارامتر θ به صورت $\pi(x,\delta|\theta)$ تعریف

می‌گردد. و همچنین چگالی داده‌های خارجی با تابع احتمال، $\pi(\theta)$، نمایش داده شـــود. بر همین اساس توزیع پسین را می‌توان به‌صورت زیر بازنویسی نمود.

$$\pi(\theta|x,\delta) = \pi(x,\delta|\theta) * \pi(\theta) \qquad (۷)$$

-تخمین پارامتر توزیع پسین

پس از محاسبه توزیع پسین با استفاده از رابطه ۷، می‌بایست به‌منظور برآورد مقدار پارامترهای توزیع فراوانی (یا شدت) مقدار پارامتر توزیع پسین را محاسبه نمود. از همین رو، اگر چگالی پسین $\pi_{\Theta|X}(\theta|X)$ برای داده‌های X یک‌بار یافت شود، می‌توان تخمین نقطه‌ای Θ را تعریف نمود. مد و میانگین چگالی پسین معروف‌ترین تخمین نقطه‌ای می‌باشند. این برآوردگرهای بیزی به‌طورمعمول به‌عنوان برآوردگر [۱] MAP و[۲] MMSE بیان می‌شوند.

تخمین‌گرهای فوق به‌صورت زیر تعریف می‌گردند:

$$MAP = \widehat{\Theta}^{MAP} = arg_{\theta} max[\pi(\theta|x)]$$

$$MMSE = \widehat{\Theta}^{MMSE} = E[\Theta|X]$$

البته میانه نیز برای تخمین نقطه‌ای Θ در توزیع پسین استفاده می‌شود. نکته قابل‌توجه این است که اگر توزیع پیشین $\pi_{\Theta}(\theta)$ ثابت باشد MAP برای چگالی پسین مشابه MLE خواهد بود. معمولاً، محاسبات برآوردگرها با استفاده از تابع زیان $\iota(\theta,\hat{\theta})$ صورت می‌گیرد که درواقع هزینه یک تصمیم را با استفاده از برآوردگر Θ محاسبه می‌کند.

انواع تابع زیان عبارت‌اند از:

تابع زیان درجه دوم [۳]: $\iota(\theta,\hat{\theta}) = (\theta - \hat{\theta})^2$

تابع زیان مطلق [۴]: $\iota(\theta,\hat{\theta}) = |\theta - \hat{\theta}|$

---

1. Maximum A Posterior
2. Minimum Mean Square Estimator
3. Quadratic loss
4. Absolute loss

تابع زیان‌همه یا هیچ [۱] : $\iota(\theta,\hat{\theta})=0 \text{ if } \theta = \hat{\theta} \text{ and } \iota(\theta,\hat{\theta}) = 1 \text{ otherwise}$

تابع زیان نامتقارن [۲] : $\iota(\theta,\hat{\theta})= \hat{\theta} - \theta \text{ if } \hat{\theta} > 0 \text{ and } \iota(\theta,\hat{\theta}) = -2(\hat{\theta} - \theta) \text{ otherwise}$

که در این تابع‌ها ارزش $\hat{\theta}$ در $E[\iota(\theta,\hat{\theta})|X]$ مینیمم می‌گردد. که به آن برآوردگر نقطه‌ای بیز Θ می‌گویند. در این قسمت باید توجه داشت که مقدار مورد انتظار فوق با توجه به چگالی توزیع پسین محاسبه می‌گردد.

در تخمین توزیع پسین به‌طورکلی موارد زیر در نظر گرفته می‌شود:

- در مورد یک تابع زیان درجه دوم، میانگین چگالی پسین به‌عنوان برآوردگر نقطه‌ای در نظر گرفته می‌شود.
- در مورد یک تابع زیان مطلق، میانه چگالی پسین به‌عنوان برآوردگر نقطه‌ای در نظر گرفته می‌شود.
- در مورد یک تابع زیآن‌همه یا هیچ، مد چگالی پسین به‌عنوان برآوردگر نقطه‌ای در نظر گرفته می‌شود.

با توجه به روش‌های بیان‌شده در این پژوهش از میانگین تابع چگالی برای برآورد پارامتر توزیع استفاده می‌گردد.

-توابع کاپیولا

توابع کاپیولا به دو دلیل موردعلاقه پژوهشگران رشته آمار قرار دارد: اول به‌عنوان راهی برای مطالعه وابستگی بین متغیرها به‌صورت نا پارامتری و دوم به‌عنوان نقطه شروع ساخت توابع توزیع چند متغیره. مدت‌های زیادی آماردانان علاقه‌مند به دست آوردن ارتباط بین توابع توزیع توأم چندبعدی با توابع توزیع با بعد پایین‌تر بوده‌اند. یکی از قضایای اصلی در مبحث توابع کاپیولا قضیه اسکالر است که اساس بسیاری از کاربردهای این توابع در آمار را تشکیل می‌دهد. این قضیه نقش اصلی تابع کاپیولا در ارتباط بین تابع توزیع توأم چند متغیره و توابع حاشیه‌ای را مشخص می‌سازد.

قضیه: (اسکالر،۱۹۵۹) فرض کنید H تابع توزیع توأم با توابع توزیع حاشیه‌ای F_x و G_y باشد. در این صورت تابع کاپیولا مانند C وجود دارد به‌طوری‌که برای هر x و y در $\bar{R}$(اسکالر،۱۹۵۹)

---

1. All or Nothing loss
2. Asymmetric loss function

$$H(x,y) = C(F_X(x), G_Y(y)) \qquad (۹)$$

این قضیه بیانگر این است که برای هر تابع توزیع F_x و G_y و تابع کاپیولا C می‌توان تابع توزیع توأم H را با توابع توزیع حاشیه‌ای F_x و G_y ساخت. اسکالر (۱۹۵۹) نشان داد اگر F_x و G_y مطلقاً پیوسته باشند، آنگاه تابع کاپیولا یکتاست، در غیر این صورت C به‌صورت یک تابع غیر یکتا بر روی $R_F \times R_G$ تعریف می‌شود که R_F و R_G به ترتیب برد تابع F و G می‌باشند. برای توابع کاپیولا، خانواده‌های مختلفی معرفی گردیده است که عبارت‌اند از: گاوسی، استودنت، فرچه، گالامبوس که در جدول زیر رابطه‌های هریک بیان گردیده است. (فرچت،۱۹۵۸ و گالامبوس،۱۹۷۸ و اسکالر ۱۹۵۹)

جدول ۲. انواع خانواده توابع کاپیولا

خانواده تابع کاپیولا	تابع کاپیولا	تابع چگالی توأم
خانواده گاوسی	$C^{Ga}(u,v;\rho) = \Phi_\rho(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v))$	$c^{Ga}(u,v;\rho) = \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} exp\{\frac{u^2+v^2}{2} + \frac{2uv\rho - u^2 - v^2}{1-\rho^2}\}$
خانواده استودنت	$H(x,y;\rho,v) = \int_{-\infty}^{x}\int_{-\infty}^{y} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}}(1 + \frac{s^2+t^2-2st\rho}{v(1-\rho^2)})^{\frac{v+2}{2}} ds\, dt$	$C(u,v;\rho,v) = \rho^{\frac{-1}{2}} \frac{\Gamma(\frac{v+2}{2})\Gamma(\frac{v}{2})}{\Gamma(\frac{v+1}{2})^2}.(1 + \frac{x^2+y^2-2\rho xy}{v(1-\rho^2)})^{\frac{-(v+2)}{2}}$
خانواده فرچه	$C^F(u,v;p,q) = p \max(u+v-1) + (1-p-q)uv + q\min(u,v) = pW + (1-p-q)\Pi + Qm$	$c^F(u,v;p,q) = 1 - q - p$
خانواده گالامبوس	$C(u,v;\theta) = uv \exp\{[(-lnu)^{-\theta} + (-lnv)^{-\theta}]^{\frac{-1}{\theta}}\}$	$c(u,v;\theta) = \frac{C(u,v)}{uv}\{1 - [(-lnu)^{-\theta} + (-lnv)^{-\theta}]^{\frac{-1}{\theta}-1} [(-lnu)^{-\theta-1} + (-lnv)^{-\theta-1}]$
	$[(-lnu)^{-\theta} + (-lnv)^{-\theta}]^{\frac{-1}{\theta}-2}[(-lnu)(-lnv)]^{-\theta-1} \times [1+\theta + [[(-lnu)^{-\theta} + (-lnv)^{-\theta}]^{\frac{-1}{\theta}}$	

روش‌شناسی پیشنهادی برای ارزیابی ریسک عملیاتی در یک موسسه مالی

همان‌طور که بیان شد توزیع حاصل از ترکیب مشاهدات داخلی و نظرات کارشناسان یک توزیع توأم دومتغیره می‌باشد. توزیع توأم ناشی از مشاهدات و نظرات کارشناسان در حالتی که فرض

استقلال بین این دو منبع در نظر گرفته شود، برابر است با حاصل‌ضرب چگالی حاشیه‌ای هر یک از منابع داده‌ای، اما با در نظر گرفتن فرض وابستگی بین دو منبع داده‌ای به‌منظور برآورد توزیع توأم این دو منبع داده‌ای، از توابع کاپیولا استفاده می‌گردد. بنابراین، با توجه به اینکه توزیع چگالی توأم خانواده گاوسی درواقع یک توزیع نرمال دومتغیره می‌باشد، اگر متغیرهای تعریف‌شده در این مدل دارای توزیع نرمال باشند خروجی خانواده گاوسی دارای کارایی بیشتری خواهد بود. بنابراین با توجه به اینکه در محاسبه مدل از توزیع‌های انتخابی اعداد بسیاری تولیدشده و با توجه به قضیه حد مرکزی این توزیع‌ها به توزیع نرمال میل می‌کند، بر همین اساس، خانواده تابع کاپیولا گاوسی برای محاسبه توزیع توأم منابع داده‌ای انتخاب گردیده است.

برآورد توزیع پسین با استفاده از خانواده توابع کاپیولا گاوسی

با در نظر گرفتن رابطه (۸) و تابع چگالی توأم خانواده تابع کاپیولا گاوسی توزیع پسین را می‌توان با استفاده از رابطه زیر محاسبه نمود.

(۹)

$$\pi(\theta|x,\delta) \propto \pi(\theta)\ \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}}\ exp\{\frac{(\prod_{k=1}^{K} f_1(x_k|\theta))^2 + (\prod_{m=1}^{M} f_2(\delta_m|\theta))^2}{2} + \frac{2\prod_{k=1}^{K} f_1(x_k|\theta)\prod_{m=1}^{M} f_2(\delta_m|\theta)\,\rho\ -\ (\prod_{k=1}^{K} f_1(x_k|\theta)\ 1)^2\ -\ (\prod_{m=1}^{M} f_2(\delta_m|\theta))^2}{1-\rho^2}\}$$

$$.\ \pi(\theta|x,\delta) \propto \pi(\theta)\ c^{Ga}(\mathrm{u,v};\rho)$$

$c^{Ga}(\mathrm{u,v};\rho)$: تابع چگالی توأم داده‌های داخلی و نظرات کارشناسان

ρ : ضریب همبستگی بین نظرات کارشناسان و داده‌های داخلی

u : تابع چگالی توزیع داده‌های داخلی $(f_1(x_k|\theta))$

v : تابع چگالی توزیع نظرات کارشناسان $(f_2(\delta_m|\theta))$

$\pi(\theta)$: تابع چگالی داده‌های خارجی

-الگوریتم برآورد پارامتر توزیع فراوانی ریسک عملیاتی

همان‌طور که در رابطه ۱۰ مشاهده می‌گردد توزیع پسین دارای رابطه پیچیده‌ای می‌باشد، بنابراین به‌منظور برآورد پارامتر توزیع پسین که درواقع تعیین‌کننده پارامتر توزیع فراوانی ریسک عملیاتی می‌باشد، الگوریتم زیر مورداستفاده قرارگرفته است.

۱. تعیین توزیع منابع داده‌ای ریسک عملیاتی

توزیع داده‌های مشاهده‌شده در این مقاله به ازای هر یک از منابع داده‌ای برابر است با: (۱) توزیع زیان‌های داخلی: پواسون (λ=۰/۵)، (۲) توزیع نظرات کارشناسان: گاما (α = ۴ ,۰,۱۵ = β) و (۳) توزیع داده‌های زیان خارجی: گاما (α = ۳,۴۰۷ ,۰,۱۴۷ = β). مشاهدات برای هر یک از منابع داده‌ای دارای توزیع مستقل و یکسان (i.i.d) می‌باشند.

۲. تعیین توزیع توأم داده‌های زیان داخلی و نظرات کارشناسان

به‌منظور تعیین توزیع توأم داده‌های زیان داخلی و نظرات کارشناسان گام‌های زیر را طی می‌نماییم.

- تولید داده‌های تصادفی از هریک از منابع داده‌ای
- تعیین ساختار همبستگی بین منابع داده‌ای
- تولید داده‌های تصادفی یکنواخت با حفظ ساختار همبستگی بین منابع داده‌ای مطابق قضیه اسکالر

با توجه به اینکه در تابع کاپیولا گاوس داده‌های ورودی می‌بایست دارای توزیع نرمال استاندارد باشند پس‌ازآنجام سه مرحله فوق، با استفاده از تجزیه چولسکی ماتریس همبستگی محاسبه‌شده را به دو ماتریس پایین مثلثی (A) و بالا مثلثی تبدیل می‌نماییم. سپس یک بردار از مشاهدات با توزیع نرمال استاندارد (Z) با ابعاد ماتریس پایین مثلثی تولید می‌نماییم. با ضرب ماتریس پایین مثلثی در ماتریس نرمال استاندارد داده‌های با ساختار همبستگی دو منبع داده‌ای داده‌های زیان داخلی و نظرات کارشناسان و نرمال تولید نموده‌ایم.

۳. برآورد پارامتر توزیع فراوانی

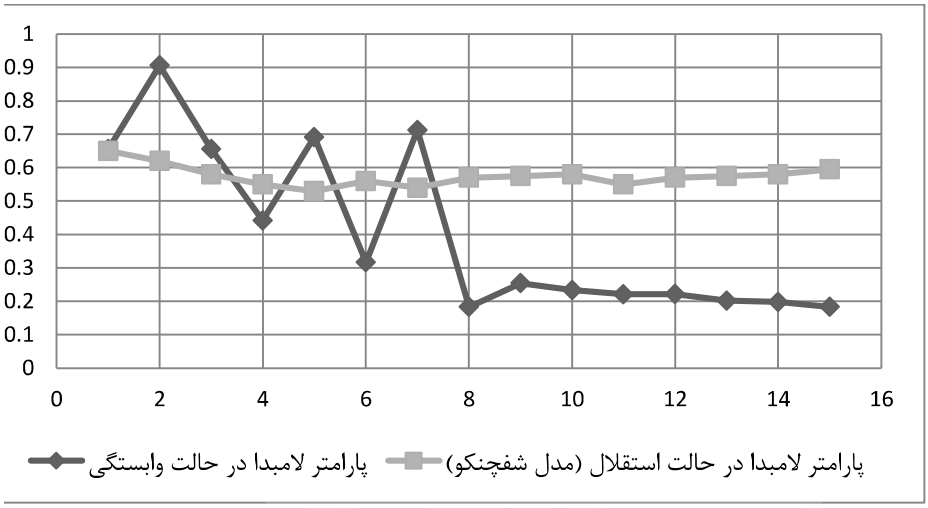
پس از تعیین توزیع توأم بین داده‌های زیان داخلی و نظرات کارشناسان با توجه به این‌که تعیین توزیع پسین بسیار پیچیده می‌باشد از روش تولید داده ناشی از رابطه توزیع پسین نسبت به برآورد توزیع فراوانی ریسک عملیاتی نمودیم. در این روش با توجه به این‌که توزیع پیشین (توزیع داده‌های زیان خارجی) و تابع احتمال (توزیع توأم داده‌های زیان داخلی و مشاهدات کارشناسان) معین بود اقدام به تولید داده با استفاده از رابطه ۹ نموده و با استفاده از روش میانگین پارامتر توزیع را محاسبه نمودیم.

نتیجه‌گیری و بحث

همان‌طور که در بخش سه بیان گردید فرضیه این پژوهش در نظر گرفتن وابستگی بین دو منبع داده‌ای ۱) داده‌های زیان داخلی و ۲) نظرات کارشناسان بوده است. این فرضیه در مقابل فرضیه استقلال بین منابع داده‌ای تعریف گردید. برای این منظور نتایج حاصل با نتایج حاصل از پژوهش (شفچنکو،۲۰۰۷) که فرض استقلال را مبنای محاسبات قرارداده بود، موردبررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش (شکل ۱) نشان می‌دهد در الگوی ارائه‌شده توسط شفچنکو پارامتر برآورد شده توزیع فراوانی زیان تقریباً در حوالی یک مقدار مشخص نوسان می‌کند اما با در نظر گرفتن فرض وابستگی با افزایش تعداد دوره‌ها مقادیر پارامتر فراوانی کاهش می‌یابد، کاهش مقادیر فراوانی به این معنی است که در طول زمان تعداد دفعات وقوع رویدادها کاهش می‌یابد. این کاهش وقوع تعداد رویداد در طول زمان در بانک‌ها توجیه‌پذیر است چراکه بانک‌ها با عنایت به ساختارهای کنترلی موجود پس از کشف هر رویداد اقدام به خنثی‌سازی و طراحی کنترل‌های پیشگیرانه برای جلوگیری از وقوع مجدد رویدادها می‌نمایند بنابراین ثابت بودن نرخ وقوع اتفاقات در یک دوره زمانی طولانی عملاً محقق نمی‌باشد. لذا کارشناسان در بیان نظرات خود در خصوص وقوع رویدادها این موارد را در اظهارنظر خود در نظر می‌گیرند که این امر درصورتی‌که نظرات به‌صورت مستقل در نظر گرفته نشود (چراکه نظرات کارشناسان مبتنی بر تجربیات آن‌ها از موسسه شاغل در آن است) باعث کاهش فراوانی خواهد شد.

نمایه ریسک بانک به معنی میزان ریسکی است که بانک در اثر وقوع رویدادهای ریسک عملیاتی با آن مواجه خواهد شد. بنابراین انتخاب روش محاسبه ریسک (روش برآورد پارامترهای توزیع فراوانی و شدت در روش LDA) تأثیر بسزایی در میزان محاسبه‌شده برای نمایه ریسک بانک دارد که می‌تواند نقش مهمی در تصمیم‌گیری‌های استراتژیک بانک ایفا نماید.

به‌عبارت‌دیگر با توجه به کاهش پارامتر توزیع فراوانی نمایه ریسک بانک در نمودار نقشه ریسک تغییر می‌کند و درواقع بانک با خطر کمتری با گذر زمان مواجه می‌شود. البته این کاهش نمایه ریسک توجیح پذیر است چراکه با گذر زمان پس از شناسایی یک رویداد زیان در یک سازمان به‌صورت طبیعی اقدامات کنترلی اعمال می‌گردد که باعث کاهش نرخ وقوع یک اتفاق در آن سازمان می‌شود. درحالی‌که این روند در برآورد پارامتر مدل شفچنکو دیده نمی‌شود. که ناشی از در نظر گرفتن فرض استقلال بین منابع داده‌ای مختلف می‌باشد.

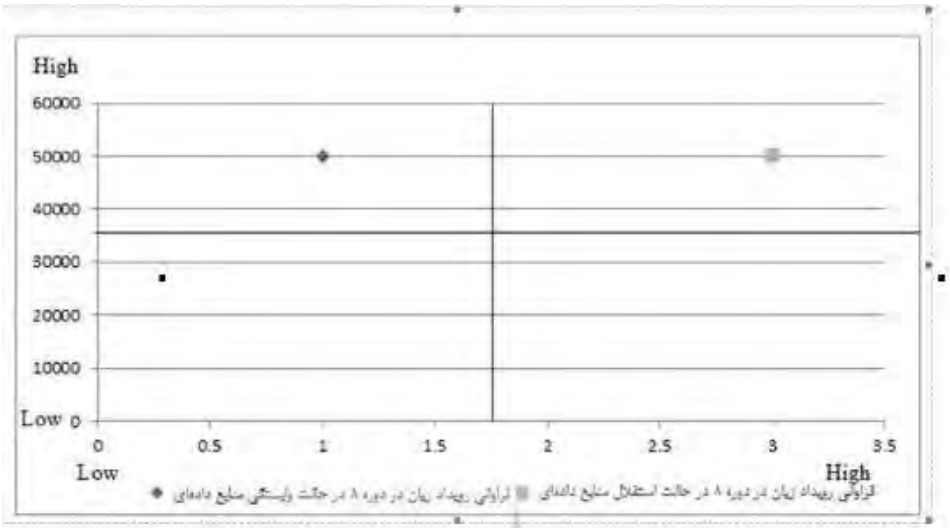


شکل ۱. مقایسه برآورد پارامتر توزیع فراوانی زیان در دو حالت استقلال (مدل شفچنکو) و وابستگی منابع داده‌ای ریسک عملیاتی

در شکل ۲ نمایه ریسک بانک به ازای یک مقدار با شدت ثابت نشان داده‌شده است. در این شکل با در نظر گرفتن یک مقدار شدت ثابت، مقدار فراوانی در دوره ۸ (شکل ۱) در دو حالت استقلال منابع داده‌ای و وابستگی بین منابع داده‌ای محاسبه گردیده است. نقطه با فراوانی ۱ نتیجه حاصل از خروجی مدل وابستگی منابع داده‌ای و نقطه با فراوانی ۳ نتیجه حاصل از خروجی مدل استقلال منابع داده‌ای (مدل شفچنکو) می‌باشد. همان‌طور که در شکل ۲ مشاهده می‌گردد نمایه ریسک بانک در حالت استقلال در محدوده فراوانی بالا / شدت بالا قرارگرفته است که نشان‌دهنده مهم بودن رویداد زیان می‌باشد. در این حالت می‌بایست استراتژی اجتناب[1] برای مقابله با رویداد زیان انتخاب گردد که می‌تواند دارای هزینه بالایی باشد. در حالت وابستگی منابع داده‌ای، نمایه ریسک بانک در محدوده فراوانی کم / شدت بالا قرارگرفته است. در این شرایط معمولاً استراتژی کاهش[2] برای مقابله با رویداد زیان انتخاب می‌گردد. معمولاً در این شرایط با استفاده از ابزارهای داخلی اقدام به کاهش رویداد زیان می‌نمایند که می‌تواند هزینه کمتری را در برداشته باشد. بنابر مطالب بیان‌شده می‌توان نتیجه گرفت که می‌بایست در انتخاب استراتژی انتخابی در محاسبه پارامتر دقت لازم به عمل آید، چراکه می‌تواند نمایه ریسک بانک و استراتژی‌های مقابله با آن را تحت تأثیر قرار دهد.

---

1. Avoid
2. Mitigation



شکل ۲. نمایه ریسک

برای پژوهش‌های آتی، موارد زیر پیشنهاد می‌گردد:

- در این پژوهش وابستگی بین دو منبع داده‌ای مشاهدات داخلی و نظرات کارشناسان تنها برای توزیع فراوانی موردبررسی قرار گرفت. بنابراین پیشنهاد می‌گردد که فرض وابستگی برای توزیع شدت نیز موردبررسی قرار گیرد.
- در این پژوهش فرض گردید که مشاهدات منابع داده‌ای باهم استقلال دارند، بنابراین پیشنهاد می‌گردد که فرض وابستگی آن‌ها موردبررسی قرار گیرد.
- در این پژوهش از خانواده تابع کاپیولا گاوسی برای برآورد توزیع توأم در حالت وابستگی منابع داده‌ای استفاده گردید، بنابراین پیشنهاد می‌گردد از سایر خانواده‌های تابع کاپیولا برای تعیین توزیع توأم استفاده گردد و نتایج آن با نتایج پژوهش حاضر موردبررسی قرار گیرد.
- در این پژوهش از سه منبع داده‌ای (۱) داده‌های زیان داخلی، (۲) داده‌های زیان خارجی و (۳) نظرات کارشناسان برای محاسبه ریسک عملیاتی استفاده گردید درحالی‌که چهار منبع داده‌ای (۱) داده‌های زیان داخلی، (۲) داده‌های زیان خارجی، (۳) نظرات کارشناسان و (۴) کنترل‌های داخلی و محیط کسب‌وکار برای محاسبه ریسک عملیاتی وجود دارد، بنابراین پیشنهاد می‌گردد از هر چهار منبع برای محاسبه ریسک عملیاتی استفاده گردد.

منابع

- هاشم نصرتی، کامران پاکیزه، (۱۳۹۳)، تخمین ذخیره سرمایه ریسک عملیاتی در صنعت بانکداری، فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار،۱، صص. ۵-۲۶
- Hashem Nosrati, Kamran Pakize (1393), estimated operational risk capital in the banking industry, Quarterly journal of financial engineering and securities management, in Persian.
- Anna Chernobai, Christian Menn and Svetlozar T. Rachev, (2006), Empirical Examination of Operational Loss Distributions, http://myweb.whitman.syr.edu, 23(8), pp.1-23.
- Anna Chernobai, Marida Bertocchi, Giorgio Consigli, Svetlozar Rachev and Rosella Giacometti, (2007), Heavy-Tailed Distributional Model for Operational Losses, http://myweb.whitman.syr.edu,28(4), pp.1-28.
- Basel Committee on Banking Supervision (2006), International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards,
- Basel Committee on Banking Supervision, (2011), Operational Risk Supervisory Guidelines for the Advanced Measurement Approaches, Bank for International Settlements, 63, pp.1-63.
- Basel Committee on Banking Supervision (2001b), Working Paper on the Regulatory Treatment of Operational Risk, Bank for International Settlements.39, pp.1-39.
- Berger, J.O. (1985), Statistical Decision Theory and Bayesian Analysis, 2nd edn. Springer, NewYork, NY.
- Bretthorst G. (1989), An introduction to parameter estimation using Bayesian probability theory,In Maximum Entropy And Bayesian Methods, Dartmouth, 27(1). pp.53-79.
- Bühlmann, H., Gisler, A. (2005), A Course in Credibility Theory and its Applications. Springer, Berlin.
- Bühlmann, H., Shevchenko, P.V., Wüthrich, M.V. (2007), A “toy” model for operational risk quantification using credibility theory. The Journal of Operational Risk 2(1), pp.3–19
- Erik Dahlberg (2015), Bayesian Inference Methods in Operational Risk, KTH ROYAL INSTITUTE OF TECHNOLOGY SCI SCHOOL OF ENGINEERING SCIENCES,74(1), pp.1-74
- Frchet, M., (1958), Remarques au Sujet de la Note Prcdente, C. R. Acad Sci Paris Ser I Math., 246, pp.2719-2720.
- Figueiredo, M. (2004), Lecture Notes on Bayesian Estimation and Classification, Instituto de Telecomunica¸c˜oes, and Instituto Superior T´ecnico

- Frachot, A., Roncalli, T. (2002), Mixing internal and external data for managing operational risk. Groupe de Recherche Opérationnelle, Crédit Lyonnais, France
- Galambos, J., (1978), The Asymptotic Theory of Extreme Order Statistics. Wiley, New York.
- Ivana Manic, (2007), Mathematical Models for Estimation of Operational Risk and Risk Management,Univerzitet U Novom Sadu Prirodno-Matemati Cki Fakultet Departman Za Matematiku I Informatiku,123, pp.1-123
- Nortes A, (2007), Bayesian inference in dynamic discrete choice models, The University of lowa's institutional Repository,156(1), pp.1-156
- Peters, G.W., Shevchenko, P.V., Wüthrich, M.V. (2009), Dynamic operational risk: modeling dependence and combining different data sources of information. The Journal of Operational Risk 4(2), pp.69–104
- Robert, C.P. (2001), The Bayesian Choice. Springer, New York, NY
- Shevchenko, P.V., Wüthrich, M.V. (2006), The structural modeling of operational risk via Bayesian inference: combining loss data with expert opinions. The Journal of Operational Risk 1(3), pp.3–26.
- Shevchenko, P.V., Lambrigger, D.D., Wüthrich, M.V. (2007), The quantification of operational risk using internal data, relevant external data and expert opinions. The Journal of Operational Risk 2(3), pp.3–27
- Skaler, A., (1959), Fonctions de Repartition an Dimensions et Leurs Marges, Publications de l Indtitut de Statistique de l Universite de Paris, 8, pp.229-231.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی